

ISSN impressa 0100-4956  
ISSN eletrônica (on line) 2357-9226

# **REN** Revista Econômica do Nordeste

Volume 47 | Nº 04 | Outubro - Dezembro de 2016

4



**Banco do  
Nordeste**

**REN** Revista  
Econômica  
do Nordeste



# REN

## Revista Econômica do Nordeste

### BANCO DO NORDESTE DO BRASIL

#### Presidente:

Marcos da Costa Holanda

#### 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  
Jacqueline Nogueira Cambota  
Francisco Diniz Bezerra  
Luciano J. F. Ximenes  
Elizabeth Castelo Branco (Suplente)  
Liliane Cordeiro Barroso (Suplente)

#### 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  
Jacqueline Nogueira Cambota  
Liliane Cordeiro Barroso (Suplente)  
Luciano J. F. Ximenes  
Tibério Rômulo Romão Bernardo  
Wellington Santos Damasceno

#### 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/UFU)  
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/IIDL)  
Joaquim Bento de S. Ferreira Filho (Esaq/USP)  
Joaquim José Martins Guilhoto (FEA/USP)  
José de Jesus de Sousa Lemos (DEA/UFU)  
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. 47, 2016, n. 4 – Fortaleza: Banco do Nordeste do Brasil, 2016.

v. 47: 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

---

|   |     |
|---|-----|
| <b>RETORNO À EDUCAÇÃO NA REGIÃO METROPOLITANA DE SALVADOR E EFEITO ESPACIAIS SALARIAIS</b><br>Returns to education in the metropolitan area of Salvador and spatial effects on wages .....  | 9   |
| <b>COMPORTAMENTO DAS EXPORTAÇÕES DE MANGA DO VALE SUBMÉDIO SÃO FRANCISCO: UMA ABORDAGEM A PARTIR DE VETORES AUTORREGRESSIVOS</b><br>Behavior of mango exports of the Submédio São Francisco Valley: an Auto-Regressive Vectors approach .....   | 29  |
| <b>ANÁLISE DE PREÇOS COM A APLICAÇÃO GEOPROCESSAMENTO E REDES NEURAS NO MERCADO IMOBILIÁRIO DE FORTALEZA</b><br>Price analysis with geoprocessing and neural networks in the real estate market of Fortaleza .....  | 39  |
| <b>LEVANTAMENTO DAS ORGANIZAÇÕES ASSOCIATIVAS DE APICULTORES E MELIPONICULTORES NO BRASIL</b><br>Lifting of association organizations of beekeepers in Brazil .....   | 51  |
| <b>OFERTA DE EXPORTAÇÃO DE FRUTAS DO BRASIL: O CASO DA MANGA E DO MELÃO, NO PERÍODO DE 2004 A 2015</b><br>Brazilian fruit exports: mangos and melons cases in the period 2004 to 2015 .....   | 63  |
| <b>INTEGRAÇÃO DE PREÇOS NOS MERCADOS BRASILEIRO E INTERNACIONAL DE ALGODÃO</b><br>Price integration in Brazilian and international cotton markets .....   | 79  |
| <b>DINÂMICA ESPACIAL DA CANAVICULTURA E ANÁLISE DOS EFEITOS SOBRE O VALOR BRUTO DA PRODUÇÃO, NA REGIÃO DOS TABULEIROS COSTEIROS DA PARAÍBA, PERNAMBUCO E ALAGOAS</b><br>Spatial dynamics of sugarcane production and analysis of the effects on the gross value of agricultural production, in the region of the coastal tableland, states of Paraíba, Pernambuco and Alagoas ..... | 91  |
| <b>CAPACIDADE DE RECUPERAÇÃO DA AGRICULTURA FAMILIAR DO NORDESTE BRASILEIRO: UMA ANÁLISE PARA O PERÍODO 1990 - 2012</b><br>Recoverability of Family Farming in Brazilian Northeast: Analyses to period 1990- 2012 .....   | 107 |
| <b>AS LEIS DE KALDOR NO ESPAÇO: UMA ANÁLISE PARA OS MUNICÍPIOS BRASILEIROS COM MODELOS DE REGRESSÕES GEOGRAFICAMENTE PONDERADAS</b><br>The Kaldor's Law in the Space: an Analysis to the Brazilian Municipalities using Geographically Weighted Regression Models .....   | 123 |
| <b>PODER DE MERCADO E TRANSMISSÃO ASSIMÉTRICA NOS PREÇOS DA GASOLINA EM SALVADOR/BA</b><br>Market power and asymmetric gasoline price responses in Salvador/BA .....  | 137 |



---

## EDITORIAL

---

Prezados leitores,

Esta quarta edição do ano de 2016 está composta, em sua maior parte, por artigos sobre o tema *setor rural*. Destaca-se, então, que este setor agropecuário tem contribuído sobremaneira para a economia nacional, mesmo sob os desafios das atuais conjunturas econômica e política. Em termos de PIB – Produto Interno Bruto – cerca de 60% dos municípios brasileiros têm a agropecuária como principal atividade econômica (57%), seguida de Serviços (26%) e Indústria (17%). De acordo com último Relatório das Contas Nacionais do IBGE (2015) com dados de 2013, o Valor Adicionado do agronegócio foi de R\$ 240,3 bilhões, cerca de 5,3% de participação do Valor Adicionado Total, R\$ 4,5 trilhões. Dados do Censo Agropecuário (IBGE, 2006), indicam que 84,4% do total dos estabelecimentos agropecuários são familiares (4,4 milhões de estabelecimentos) e representa 35% do PIB do País.

Não menos importante, os demais trabalhos abordam temas cruciais nos aspectos econômicos e sociais. Então, Economia do Trabalho e Interações Sociais (*Peer effects*) foram avaliadas por meio de econometria espacial no artigo de Diana da Silva. A aplicação de Redes Neurais Artificiais e de Geoprocessamento foi a metodologia usada por Vanessa Campos e Lucas Correia para análise dos preços por metro quadrado de imóveis urbanos. Entenda-se que o aumento da oferta de imóveis verticais influencia diretamente o uso e a ocupação do solo das grandes cidades. Também no setor de Comércio de Serviços, a transmissão de preços no mercado de gasolina foi avaliada por Carlos Uchôa, visto que o comportamento da margem de ganho dos postos revendedores é importante porque evidencia o grau de competitividade desse mercado, informação valiosa para o desenvolvimento de políticas de defesa da concorrência e de regulação econômica. O setor da indústria foi contemplado no trabalho de Hugo Carcanholo e Alexandre Porsse, cujo objetivo foi avaliar empiricamente as três leis de Kaldor para os municípios brasileiros utilizando modelos de regressão geograficamente ponderada.

Enfim, esta edição traz temas alinhados com a conjuntura social e econômica do país.

Boa leitura!

Dear Readers,

This fourth edition of the 2016 is composed, for the most part, of articles on the theme rural sector. It should be stressed that this agricultural sector has contributed greatly to the national economy, even under the challenges of the current economic and political conjunctures. In terms of Gross Domestic Product (GDP), about 60% of Brazilian municipalities have agriculture and livestock as the main economic activity (57%), followed by Services (26%) and Industry (17%). According to the latest IBGE National Accounts Report (2015), data for 2013, Agribusiness Added Value was R\$ 240.3 billion, around 5.3% of Total Added Value, R\$ 4.5 Trillion. Data from the Agricultural Census (IBGE, 2006) indicate that 84.4% of all agricultural establishments are family owned (4.4 million establishments) and represent 35% of the country's GDP.

Not least, the other papers address crucial issues in economic and social aspects. Then, Labor Economics and Social Interactions (*Peer effects*) were evaluated through spatial econometrics in the article by Diana da Silva. The application of Artificial Neural Networks and Geoprocessing was the methodology used by Vanessa Campos and Lucas Correia to analyze the prices per square meter of urban properties. It is understood that the increase in the supply of vertical real estate directly influences the use and occupation of the soil of the big cities. Also in the Service Trade sector, the transmission of prices in the gasoline market was evaluated by Carlos Uchôa, since the behavior of the profit margin of the reseller points is important because it shows the degree of competitiveness of this market, valuable information for the development of Competition and economic regulation policies. The industry sector was considered in the work of Hugo Carcanholo and Alexandre Porsse, whose objective was to empirically evaluate the three laws of Kaldor for Brazilian municipalities using geographically weighted regression models.

Finally, this edition brings themes aligned with the social and economic conjuncture of the Country.

Good reading!





## RETORNO À EDUCAÇÃO NA REGIÃO METROPOLITANA DE SALVADOR E EFEITOS ESPACIAIS SALARIAIS

### Returns to education in the metropolitan area of Salvador and spatial effects on wages

**Diana Lúcia Gonzaga da Silva**

Doutoranda em Economia (IPE-USP). Economista e Mestre em Economia (UFBA)

Email: diana.gonzaga@gmail.com Gabriella Carla Leite de Vasconcelos

**Resumo:** O objetivo deste estudo é identificar possíveis efeitos espaciais na estimação do retorno à educação na Região Metropolitana de Salvador. A literatura em Economia do Trabalho estima o retorno à educação a partir das características observadas e não observadas dos trabalhadores. A Economia Regional e Urbana incluiu a localização como um determinante salarial, mas desconsiderou a presença de autocorrelação espacial na distribuição de salários. Interações sociais entre indivíduos pertencentes a determinados grupos (espaços) podem explicar parte dos salários. Este artigo utiliza econometria espacial para estimar uma equação salarial minceriana ampliada. O estudo utiliza uma amostra de microdados do Censo Demográfico (2010), para as áreas de ponderação da região metropolitana de Salvador. A especificação econométrica adota o *Spatial Autoregressive Model* e a estimação é realizada com o método de Mínimos Quadrados Ordinários e o *Generalized Method of Moments* em dois estágios. Os resultados mostraram um retorno à educação de 5,6% para os indivíduos da região metropolitana de Salvador. Este retorno não se alterou após a inclusão da defasagem espacial salarial. Os resultados mostraram um ganho salarial de 1,4% oriundo dos salários dos vizinhos pertencentes à mesma área de ponderação. Este resultado sugeriu que existem *Peer Effects* na determinação salarial individual.

**Palavras-chave:** Educação; salário; espaço.

**Abstract:** The aim of this study is to identify possible spatial effects in estimation of the return to education in the metropolitan area of Salvador. Literature in Labor Economics estimates the return to education from the observed and unobserved characteristics of workers. The Regional and Urban Economics included the location as a wage determinant, but disregarded the presence of spatial autocorrelation on the wage distribution. Social interactions among individuals belonging to groups (spaces) can explain a share of wages. This paper uses spatial econometrics to estimate an extended Mincerian equation. The study uses the microdata from the Census of Brazil (2010), for the minimum areas belonging the metropolitan area of Salvador. The econometric specification adopts the *Spatial Autoregressive Model* and the estimation is performed using the method of *Ordinary Least Squares* and the two stage *Generalized Method of Moments*. The results showed a return to education of 5.6% for individuals in the metropolitan region of Salvador. This return did not change after the inclusion of wage spatial lag. The results showed an individual wage gain of 1.4% coming from the wages of neighbors belonging to the same areas. This result suggested that there are Peer Effects in individual wage determination.

**Keywords:** Education; wage; space.

## 1 Introdução

A desigualdade salarial é tema recorrente em diversos estudos da Economia. Estudos mostram diferenciais salariais entre indivíduos de uma mesma localização, entre indivíduos de localizações distintas ou entre mercados de trabalhos espacialmente afastados. No entanto, poucos estudos recorrem a abordagens de econometria espacial para entender as dimensões de possíveis dependências espaciais que podem explicar os diferenciais salariais entre indivíduos.

Mincer (1974) formalizou um modelo para a determinação salarial. A equação de salários minceriana passou a ser adotada nos estudos em Economia do Trabalho, particularmente para encontrar diferenciais salariais de retorno privado à educação. Buscava-se controlar o efeito das características observáveis dos trabalhadores sobre os salários e, em seguida, das características não observáveis. Entretanto, permanecia um diferencial salarial favorável aos trabalhadores dos grandes centros urbanos. Isso motivou o surgimento de estudos que integram Economia Urbana e Economia do Trabalho para explicar o diferencial de salários no espaço. Neste cenário, surgem os estudos envolvendo economias de aglomeração urbana e capital humano, a partir da inclusão da localização urbana como determinante salarial. No entanto, embora a localização fosse incluída como elemento explicativo para a determinação salarial, esses estudos ainda utilizavam métodos econométricos tradicionais, sem recorrer às abordagens específicas de econometria espacial.

A presença de externalidades locais específicas pode garantir retornos diferenciados para cada ano adicional de escolaridade. No entanto, a importância do espaço como elemento explicativo para diversas relações econômicas pode decorrer do fato de que, não somente a localização do indivíduo pode afetar suas escolhas e seus resultados econômicos, como também a de seus vizinhos mais próximos. Interações sociais de indivíduos pertencentes a determinados grupos (espaços) podem explicar comportamentos individuais e resultados decorrentes destes. Neste sentido, os efeitos de interações sociais no espaço podem ser relevantes para a determinação dos salários e dos ganhos oriundos da educação.

Portanto, supondo a existência de dependência espacial na equação minceriana clássica, o objetivo deste estudo é identificar possíveis efeitos espaciais existentes na estimação econométrica da equação salarial e do retorno à educação dos indivíduos residentes na Região Metropolitana (RM) de Salvador. Será utilizada a amostra de microdados do Censo Populacional do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE, 2010) para as áreas de ponderação da Região Metropolitana de Salvador. Uma equação salarial minceriana será estimada ao utilizar a modelagem de econometria espacial. Além das variáveis explicativas comuns na literatura que utiliza a equação salarial, serão incluídas defasagens espaciais da variável dependente para corrigir a possível autocorrelação espacial existente dentro da área de ponderação em que o indivíduo reside. A especificação econométrica será baseada no *Spatial Autoregressive Model - SAR*.

Além desta introdução, o artigo é composto de mais quatro seções. A seção dois trata do referencial teórico adotado nesta pesquisa, baseado na Economia Espacial, Economia do Trabalho e Interações Sociais (*Peer Effects*). A seção três descreve a metodologia do estudo. A seção quatro apresenta a Análise Exploratória de Dados Espaciais (AEDE) e os respectivos resultados das estimações econométricas. Finalmente, na seção cinco serão apresentadas as considerações finais deste artigo.

## 2 Literatura

Esta seção faz uma revisão da literatura de determinação salarial, economias de aglomeração (prêmio salarial urbano), capital humano e *Peer Effects*, integrando a Economia Espacial, a Economia do Trabalho e as abordagens de Interações Sociais no Espaço.

### 2.1 Determinação salarial e retorno à educação no mercado de trabalho

Na literatura do capital humano, um trabalho seminal e pioneiro na medição dos ganhos individuais no mercado de trabalho foi o de Mincer (1974). O autor apresentou uma equação de determinação salarial que ficou conhecida como equação minceriana. A equação minceriana define a escolaridade e a experiência como os componentes do investimento individual em capital humano que explicam os salários. Estudos em Economia do Trabalho encontra-

ram significativos retornos à educação no mercado de trabalho e diferenciais entre os países, com base na equação minceriana. Como resultado, a educação tem ocupado posição de destaque nos estudos sobre a determinação salarial.

O retorno à educação é o ganho salarial obtido pelo indivíduo a cada ano adicional de escolaridade alcançado, ou seja, é a contribuição da educação para o salário individual. A equação minceriana clássica, disseminada nos diversos estudos em Economia do Trabalho, identifica os retornos à educação definidos por:

$$\ln E_t = \ln E_s + \beta_1 t + \beta_2 t^2. \quad (1)$$

Na equação (1),  $E_t$  são os ganhos no mercado de trabalho, ou salários,  $E_s$  são os ganhos após completar a escolaridade e  $t$  mede os anos de experiência de trabalho. No modelo,  $\ln E_s = \ln E_0 + rs$ , sendo  $E_0$  a capacidade original de ganhos e  $s$  os anos de escolaridade obtidos pelo indivíduo. A experiência de trabalho ( $t$ ) inicia após o período de aquisição da escolaridade ( $s$ ), onde  $t = A - s - b$ , em que  $A$  é a idade atual do trabalhador e  $b$  é a idade em que começou a adquirir escolaridade. A equação salarial de Mincer é, então, definida como:

$$\ln E_t = \ln E_0 + rs + \beta_1 (A - s - b) + \beta_2 (A - s - b)^2. \quad (2)$$

A equação de Mincer (2) geralmente é apresentada como:  $\ln w_t = \beta_0 + rs + \beta_1 x + \beta_2 x^2$ . Nessa equação,  $w_t$  é o salário individual,  $s$  os anos de escolaridade e  $x$  é a experiência de trabalho.

A literatura empírica em Economia do Trabalho identifica o capital humano individual a partir de dois componentes mensuráveis: a escolaridade e a experiência. Os desenvolvimentos na Teoria do Capital Humano permitiram disseminar evidências da influência da educação (ou habilidade observada) na determinação dos salários. Estimativas do retorno privado a anos adicionais de educação variam entre 8 e 12%. Estudos recentes têm considerado as externalidades de capital humano. Uma questão ainda ambígua é a identificação de medidas de capital humano para a estimação das externalidades (HALFDANARSON, HEUERMANN; SÜDEKUM et al., 2008). Estudos mais recentes em Economia do Trabalho e Espacial construíram versões ampliadas da equação minceriana, considerando a presença de características não obser-

váveis dos trabalhadores, que poderiam explicar a diferenciação salarial. No entanto, após o controle, permanecia um diferencial de retornos entre trabalhadores em diferentes localizações.

Variações espaciais nos custos de vida, na produtividade, nas dotações de amenidades locais e nas estruturas produtivas são alguns dos fatores que podem explicar a manutenção dos diferenciais salariais no espaço. Os diferenciais de produtividade, no entanto, podem estar associados às características específicas locais. Nesse contexto, surgem as análises em Economia Espacial que relacionam os ganhos de produtividade e salários às economias de aglomeração urbana, com baseadas nos fatores locais específicos. Abordagens com baseadas nas integrações entre a Economia Urbana e a Economia do Trabalho relacionam o prêmio salarial urbano e as externalidades de capital humano. Essas abordagens empregam versões ampliadas de equações mincerianas, com a inclusão de variáveis de localização.

## 2.2 Economias de aglomeração (Prêmio Salarial Urbano) e educação

A partir do desenvolvimento teórico sobre as economias de aglomeração surgiu uma literatura que integra elementos da Economia Urbana à Economia do Trabalho. Essa abordagem avalia os efeitos das economias de aglomeração sobre os diferenciais de salários. Os trabalhos pioneiros de Glaeser e Maré (1994; 2001) encontraram uma relação positiva entre os salários e o tamanho das cidades definida como prêmio salarial urbano. O prêmio salarial está associado, dentre outros fatores, ao capital humano acumulado pelos trabalhadores nas cidades densas. A partir desses trabalhos seminais, Yankow (2006), Glaeser e Resseger (2010) e outros pesquisadores desenvolveram estudos para avaliar os efeitos da interação entre as habilidades, a educação e a aglomeração sobre a produtividade e os salários.

A literatura sobre as economias de aglomeração prevê maiores salários e produtividade em áreas urbanas densas. Os ganhos de aglomeração no mercado de trabalho podem emergir das externalidades positivas dessas áreas. São exemplos dessas externalidades, o acesso a maior diversidade de ocupações e mercados de trabalho amplos, a concentração e o acúmulo de capital humano, os

*spillovers* de conhecimento e outros. O benefício da proximidade é um suposto subjacente ao prêmio salarial urbano. Os maiores salários recebidos pelos trabalhadores nas cidades representam um prêmio salarial urbano, cuja magnitude varia em torno de 5 a 10% na literatura internacional. Quando possível, é descontado desse prêmio o viés de seleção associado à heterogeneidade individual ou espacial não observada (GLAESER; MARÉ, 2001; HALFDANARSON; HEUERMAN; SÜDEKUM, 2008; ABEL; DEY; GABE, 2011).

Os trabalhos de Glaeser e Maré (1994; 2001) encontraram evidências de salários 32-33% maiores para trabalhadores em grandes cidades de áreas metropolitanas dos Estados Unidos (EUA). O prêmio salarial urbano foi maior para os trabalhadores mais experientes e mais educados. Yankow (2006) identificou um prêmio salarial urbano de 19% para os trabalhadores das grandes áreas urbanas dos EUA.

As abordagens recentes da Economia Urbana sugerem a existência de externalidades de capital humano como uma explicação fundamental para a maior produtividade e os maiores salários nas grandes cidades. O capital humano acumulado nas cidades amplia a produtividade média dos trabalhadores, através dos *spillovers* de conhecimento e das experiências através das interações em ambientes densos. Os salários devem ser mais altos nas cidades densas com maiores níveis de educação. Os efeitos positivos da densidade sobre a produtividade devem ser ampliados pelo estoque de capital humano das áreas metropolitanas. A interação da densidade com a habilidade foi definida por Abel, Dey e Gabe (2011) como a densidade de capital humano.

As abordagens das externalidades localizadas de capital humano e do prêmio salarial urbano mostraram, dentre outros aspectos, que: (a) existe um prêmio salarial urbano que difere de acordo com o trabalhador; (b) os trabalhadores ganham salários mais altos em áreas intensivas em capital humano; e (c) a externalidade do capital humano é uma das causas da existência do prêmio salarial urbano, mas não a única. Portanto, o prêmio salarial urbano tende a ser maior para os trabalhadores mais qualificados (HALFDANARSON; HEUERMAN; SÜDEKUM, 2008).

Glaeser e Resseger (2010) incluíram a proporção de trabalhadores com ensino superior e identificaram uma queda de 25% no prêmio urbano,

mostrando que grande parte do prêmio seria um retorno à escolaridade elevada. Rauch (1993) estimou as externalidades de capital humano sobre os salários e a produtividade. Os resultados mostraram que cada ano adicional na escolaridade média das áreas metropolitanas dos EUA levou a um aumento de 2,8% na produtividade dos fatores. Abel, Dey e Gabe (2011) identificaram um efeito positivo da interação entre a densidade e o capital humano em áreas metropolitanas dos EUA. A duplicação da densidade gerou um aumento de 9,7% na produtividade. Essa relação variou de 13,4%, em as áreas de capital humano acima da média, para 4,8%, em áreas de baixo capital humano.

A revisão dos trabalhos teóricos e empíricos da literatura que integra Economia Espacial (prêmio salarial urbano) e Economia do Trabalho (externalidades do capital humano) sugere a existência de ganhos de aglomeração sobre os salários em áreas urbanas densas. Esses ganhos são mais evidentes em áreas com maior proporção de trabalhadores de alta escolaridade. Portanto, existem evidências teóricas de que a educação atua ampliando os ganhos salariais associados à localização. Neste sentido, as interações sociais entre os indivíduos no espaço podem gerar retornos salariais diferenciados espacialmente para cada ano de educação.

## 2.3 Evidências empíricas na literatura nacional: retorno à educação e Prêmio Salarial Urbano

Os estudos recentes no Brasil reforçam as evidências sobre o papel da educação na determinação salarial, nos diferenciais no mercado de trabalho e na redução das desigualdades de renda. Diversos estudos já estimaram o retorno à educação para o Brasil, a partir de uma equação salarial minceriana. No período mais recente, uma nova literatura sobre as economias de aglomeração urbana no Brasil identificou um prêmio salarial em áreas densas do país.

Campos e Silveira Neto (2009) estimaram um retorno à educação de 11,8% sobre os salários nos municípios brasileiros acima de cem mil habitantes, em 2000. O impacto de um ano adicional de educação sobre os salários chega a 16% no Brasil, de acordo com o estudo de Barros et al. (2000). Falcão e Silveira Neto (2007) revelaram um ganho de 1,7% sobre os salários, associado a um aumento na proporção de trabalhadores com ensino supe-

rior nos municípios com população acima de cem mil habitantes. O estudo sugeriu a existência de externalidades positivas da concentração espacial de capital humano. A educação apresentou a maior contribuição marginal para as desigualdades salariais entre as maiores áreas metropolitanas do Brasil, entre 17,6% e 31%, de 1992 a 1997 (SERVO; AZZONI, 2002).

A persistência dos diferenciais salariais, após considerar o custo de vida, as habilidades observadas e não observadas e as características ocupacionais, sugere a existência de um efeito de localização sobre os salários no Brasil. Entre os estudos existentes na literatura nacional, que tratam desse efeito estão: Servo e Azzoni (2002); Campos e Silveira Neto (2009) e Rocha, Silveira Neto e Gomes (2011). Servo e Azzoni (2002) revelaram uma contribuição marginal da residência em áreas metropolitanas, para o diferencial salarial no Brasil, entre 3% e 7,4%. Campos e Silveira Neto (2009) mostraram que, os indivíduos ocupados das áreas metropolitanas, em 2000, apresentaram ganhos de 16% sobre os salários. Rocha, Silveira Neto e Gomes (2011) mostraram um diferencial salarial de 9,4% para os trabalhadores das áreas metropolitanas do Brasil, entre 2000 e 2008. Os resultados sugerem a existência de ganhos de aglomeração urbana (prêmio urbano) no Brasil.

Por sua vez, alguns estudos estimaram o retorno à educação na Bahia. Lacerda (2008) encontrou um retorno de 9% para cada ano adicional de educação na Bahia, em 2005. Suliano e Siqueira (2010) estimaram um retorno à educação entre 12% e 19% para os trabalhadores do sexo masculino na Bahia, entre 2001 e 2006. Dantas e Figueiredo (2010) encontrou um retorno à educação entre 12% e 20% para os trabalhadores da Bahia do sexo masculino, entre 1986, 1996 e 2005. Para a região metropolitana de Salvador, Freitas e Freitas (2008) encontraram estimativas de retorno à educação variando entre 12,7% e 16%, para o ano de 2005. Por fim, Silva (2012) estimou o retorno à educação dos trabalhadores do mercado de trabalho formal das regiões metropolitanas do Brasil, entre 1995-2008, encontrando um ganho salarial de 3,2% por ciclo de escolaridade concluído na região metropolitana de Salvador, após controlar pelas habilidades não observadas desses trabalhadores.

Neste sentido, embora alguns estudos recentes na literatura empírica nacional tenham considerado

a importância da localização para a determinação salarial e dos retornos à educação, não foram encontrados estudos que utilizassem uma abordagem de econometria espacial para considerar possíveis dependências espaciais associadas às interações. Portanto, este estudo busca identificar possíveis interações espaciais existentes na determinação do retorno à educação, na região metropolitana de Salvador, utilizando uma abordagem de econometria espacial, com base na equação salarial minceriana.

## 2.4 Interações sociais na Economia (Peer Effects)

Uma literatura relativamente recente, na teoria econômica, trata das interações sociais influenciando os comportamentos e as escolhas individuais. A questão central nessa literatura é inferir se o comportamento médio de um grupo influencia o comportamento individual de seus membros. A nova abordagem trouxe para a teoria econômica elementos e conceitos dos cientistas sociais e da psicologia social. Essa literatura tem como objetivo principal entender se a interação pode explicar porque os agentes pertencentes ao mesmo grupo se comportam de modo similar. Além disso, busca resolver os problemas de identificação que surgem na inferência dos efeitos sociais que explicam os resultados econômicos.

As perguntas fundamentais que norteiam os estudos de interações sociais são: quais são as unidades que interagem entre si e como elas interagem? (MANSKI, 2000). O trabalho seminal de Manski (1993) definiu como “efeitos sociais endógenos” os canais através dos quais a sociedade pode afetar o comportamento dos indivíduos. De acordo com o autor, o “problema de reflexão” existente é entender se a sociedade (grupo) afeta o comportamento individual ou se o comportamento do grupo é uma agregação de comportamentos individuais. A propensão de um indivíduo a se comportar de determinada maneira varia de acordo com a intensidade de tal comportamento no seu grupo de referência. Diversos termos são usados para denotar os efeitos sociais endógenos na literatura: *social norms*, *peer influences*, *neighbourhood effects*, *imitation*, *contagion*, *epidemics*, *social interactions*, *conformity* ou *interdependent preferences*.

Na perspectiva da teoria de equilíbrio geral, interações que não ocorrem através do mercado, assumidas como problemas de mercado incompleto ou

externalidades, não seriam de interesse econômico. Economistas ainda não têm clareza sobre quais interações sociais constituem um domínio próprio da teoria econômica. Em termos econômicos, os agentes são as unidades que interagem entre si através de ações escolhidas. Uma ação escolhida por um agente pode afetar as ações de outros agentes através de três canais de interações: restrições, expectativas e preferências (MANSKI, 2000).

Restrições de mercados e de congestão no consumo de um bem ou atividade são exemplos de interações negativas por restrições. Agentes formando expectativas podem aprender ao observar as escolhas e resultados experimentados por outros, o que seria o *learning* observacional gerando interações por expectativas. Por sua vez, as interações por preferências ocorrem quando as preferências dos agentes sobre escolhas alternativas dependem das ações escolhidas por outros agentes. Na interação por preferência um agente pode imitar o outro simplesmente porque prefere agir igual, enquanto na interação por expectativa a imitação decorre da crença de que o outro tem informação superior (MANSKI, 2000).

Os economistas têm se preocupado com a identificação dos efeitos endógenos canalizados através dos mercados. Porém, a identificação de outros efeitos endógenos permaneceu relativamente pouco examinada e compreendida. Um problema associado à inferência dos efeitos sociais endógenos é que esta só será possível se o pesquisador possuir informação prévia especificando a composição dos grupos de referência. Se estas informações estão disponíveis, a inferência dependerá da relação entre as variáveis que definem os grupos de referência e aquelas que afetam diretamente os resultados de interesse. A inferência será limitada se estas variáveis forem funcionalmente dependentes ou estatisticamente independentes. Se estas variáveis são moderadamente relacionadas, as perspectivas de inferência são ampliadas (MANSKI, 1993).

Três hipóteses salientadas na literatura empírica tentam explicar a influência das interações sociais sobre o comportamento dos indivíduos pertencentes ao mesmo grupo. A primeira, denominada de Efeito Endógeno afirma que a propensão de um indivíduo a se comportar de certa maneira varia com o comportamento do grupo. A hipótese do Efeito Exógeno (contextual) diz que a propensão de um indivíduo a se comportar de algum modo

varia com as características exógenas do grupo. Por fim, a hipótese dos Efeitos Correlacionados assume que os indivíduos do mesmo grupo tendem a se comportar da mesma forma porque eles apresentam características ou ambientes institucionais semelhantes (MANSKI, 1993; MANSKI, 2000).

Geralmente, os Efeitos Exógenos e os Efeitos Correlacionados não geram um efeito multiplicador social, ou seja, se uma política for realizada com o foco sobre um indivíduo (ou alguns) pertencente a um grupo, seus resultados serão restritos a este indivíduo. Por sua vez, aconteceria o contrário se o Efeito Endógeno dominasse, cujo grupo também seria afetado pela política. O conceito de Efeitos Endógenos engloba os três canais de interação econômica, através dos quais o comportamento do grupo pode afetar o comportamento individual: as preferências, as expectativas e as restrições de interação (exemplo: bens de uso comum).

Manski (1993) definiu o “problema de reflexão” como uma consequência da presença de uma variável média do grupo,  $E(y | x)$ , como um regressor para a variável de resultado individual ( $y$ ). Se a variável média impacta o resultado individual, existem Efeitos Sociais Endógenos sobre o resultado de interesse, ou seja, o indivíduo sofre influência do comportamento do grupo de referência. O modelo apresentado por Manski (1993) para a inferência dos Efeitos Sociais Endógenos é detalhado no Apêndice A deste artigo. Os estudos empíricos geralmente assumem que os Efeitos Exógenos e Correlacionados não estão presentes. Esses estudos utilizam métodos de estimação em dois estágios para estimar o Efeito Endógeno, a partir de um modelo de correlação espacial. Deste modo, as estimativas definidas na literatura de correlação espacial podem ser interpretadas como estimativas dos Efeitos Sociais Endógenos.

A literatura recente sobre interações sociais tem mostrado que o comportamento do indivíduo pode ser influenciado pelo grupo de referência no qual está inserido. Os desenvolvimentos teóricos relativamente recentes, em alguns ramos da teoria econômica, tais como *Labor Economics*, Teoria dos Jogos Dinâmica e Teoria do Crescimento Endógeno, já reconhecem aspectos das interações sociais. No entanto, a literatura empírica nessa área ainda é bastante limitada e apresenta pouco avanço (MANSKI, 2000). Portanto, ainda existe bastante espaço na teoria econômica para as pesquisas

que, reconhecendo a existência de interações sociais, possam explicar como esses efeitos afetam os resultados econômicos, bem como mensurar tais efeitos.

### 3 Estratégia Empírica

Assumindo que os salários dos indivíduos não são espacialmente distribuídos de forma homogênea, ou seja, de maneira independente no espaço, é preciso considerar a possível presença de autocorrelação espacial na estimação dos retornos à educação. Para tanto, este artigo vai recorrer aos métodos específicos de econometria espacial para estimar um *Spatial Autoregressive Model – SAR*, a partir da equação salarial minceriana. Neste sentido, esta seção fará uma exposição da estratégia empírica adotada neste estudo.

#### 3.1 Modelo de Regressão Espacial

A existência de interações sociais entre indivíduos próximos estabelece a necessidade de considerar o processo de *feedback*, em que os indivíduos interagem e influenciam uns aos outros e as interações são mais fortes se o contato é frequente. Wrigley et al. (1996) mostrou que os processos de *feedback* podem determinar a autocorrelação espacial. A proximidade geralmente aumenta a frequência das interações, de modo que essas podem ser intensificadas entre indivíduos nas suas vizinhanças. A presença dessas interações mostra a necessidade de especificar um modelo que controle tais efeitos.

Este trabalho assumirá um modelo de *lag* (defasagem) espacial para tratar os efeitos de interações es-

paciais na equação minceriana. O modelo *SAR* assume que a natureza da correlação espacial se encontra na variável dependente. O modelo inclui a variável dependente defasada espacialmente como variável explicativa na regressão. Será assumida a hipótese de existência de interação entre vizinhos, de modo que os valores da variável dependente de um indivíduo serão diretamente dependentes, através de  $\lambda W$ , dos valores da variável dependente dos indivíduos vizinhos. A matriz  $W$  ( $n \times n$ ) de pesos espaciais define a estrutura de vizinhança espacial e  $\lambda$  é o parâmetro de *lag* espacial. Neste sentido, o modelo econométrico espacial é definido por:

$$\begin{aligned} y &= \lambda Wy + X\beta + \varepsilon \\ y &= (I_n - \lambda W)^{-1} (X\beta + \varepsilon) \end{aligned} \quad (3)$$

Em que onde  $Wy$  é um vetor ( $n \times 1$ ) de *lags* espaciais da variável dependente  $y$ , o qual representa a média ponderada da variável dependente para os indivíduos vizinhos e  $X$  representa as variáveis explicativas que afetam  $y$  diretamente. A segunda equação representa a forma reduzida do modelo SAR.

A literatura de *Peer Effects* assume a existência de efeitos dos grupos em que os indivíduos estão inseridos sobre os resultados desses indivíduos. Este artigo assume a existência de efeitos de vizinhança dentro da mesma área de ponderação em que o indivíduo de referência está inserido. Para determinar tais efeitos, foi construída uma matriz de pesos para a determinação dos *lags* espaciais. A matriz de vizinhança  $W_i$  identifica os indivíduos que compartilham a mesma área de ponderação do indivíduo de referência, captando os efeitos de vizinhança imediatos. Um exemplo de parte da matriz  $W_i$  é apresentado abaixo.

| Matriz $W_i$ : Indivíduos na mesma área de ponderação |                      |             |             |             |             |
|---|----------------------|-------------|-------------|-------------|-------------|
| (I)   | (II)                 | (III)       | (IV)        | (V)         | (VI)        |
|   |                      | Indivíduo 1 | Indivíduo 2 | Indivíduo 3 | Indivíduo 4 |
| Indivíduo 1   | Área de ponderação 1 | 0           | 1           | 0           | 0           |
| Indivíduo 2   | Área de ponderação 1 | 1           | 0           | 0           | 0           |
| Indivíduo 3   | Área de ponderação 2 | 0           | 0           | 0           | 1           |
| Indivíduo 4   | Área de ponderação 2 | 0           | 0           | 1           | 0           |

A primeira coluna mostra o identificador do indivíduo e a segunda, o identificador da área de ponderação em que o indivíduo reside. Neste exemplo, os dois primeiros indivíduos residem na área de ponderação 1, enquanto os dois indivíduos seguintes residem na área de ponderação 2. Nas colunas três, quatro, cinco e seis são definidas as relações de vizinhança. Se o indivíduo na linha es-

pecificada é vizinho dos indivíduos em cada coluna, ou seja, reside na mesma área de ponderação do indivíduo de referência, ele receberá o valor um, e caso contrário, receberá o valor zero. Portanto, considerando a matriz de pesos  $W_i$ , o modelo (3) será reescrito como:

$$y = (I - \lambda_1 W_i)^{-1} (X\beta + \varepsilon) \quad (3.1)$$



A especificação (3.1) controla as possíveis interações entre os indivíduos que compartilham a mesma área de ponderação. Como em (3), a equação (3.1) representa a forma reduzida do modelo, em que  $(I - \lambda_j W_j)^{-1}$  é a Inversa de Leontief, a qual relaciona a variável  $y$  com todas as variáveis explicativas, através da matriz de pesos espaciais.

### 3.2 Base de dados e especificação econométrica

O banco de dados deste estudo é construído a partir dos microdados amostrais do Censo Demográfico do IBGE (2010). A amostra de microdados do Censo Demográfico constitui uma fração da população total investigada (e domicílios), a qual contém informações socioeconômicas e demográficas dos indivíduos e domicílios. Com base nesses microdados é possível agregar geograficamente as informações dos indivíduos e domicílios nas áreas de ponderação<sup>1</sup> e municípios de interesse.

Neste estudo, serão utilizadas as informações referentes aos indivíduos residentes em algum dos 13 municípios da região metropolitana da Salvador<sup>2</sup>. A RM de Salvador é constituída por 170 áreas de ponderação no Censo de 2010, as quais serão utilizadas para a construção de uma matriz de vizinhança do modelo a ser estimado. Para a estimação dos retornos à educação para os indivíduos da RM de Salvador, o banco de dados de interesse foi composto das seguintes variáveis: 1) Identificação: identificador do indivíduo; 2) Geográficas: localização do indivíduo por município e área de ponderação da RM de Salvador; 3) Características do indivíduo: idade, sexo e escolaridade; e 4) Características do emprego: setor de atividade econômica e ocupação. Além dessas variáveis, também foi extraída a remuneração do trabalhador. A remuneração utilizada será o rendimento em todos os trabalhos<sup>3</sup>.

1 A área de ponderação é uma unidade geográfica formada por um agrupamento de setores censitários, os quais definem a unidade territorial mínima de coleta das informações do Censo Demográfico do IBGE.

2 De acordo com o Censo Demográfico do IBGE (2010), a região metropolitana de Salvador é composta pelos seguintes municípios e respectivas áreas de ponderação: Camaçari (12), Candeias (4), Dias d'Ávila (3), Itaparica (1), Lauro de Freitas (8), Madre de Deus (1), Mata de São João (2), Pojuca (2), Salvador (62), São Francisco do Conde (2), São Sebastião do Passé (2), Simões Filho (6) e Vera Cruz (2).

3 O mês de referência para os rendimentos no Censo Demográfico é julho de 2010 (IBGE, 2010).

O Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) do IBGE foi utilizado para deflacionar os salários. Foi utilizado o IPCA calculado pelo IBGE para a região metropolitana de Salvador (ano base 2012). Foram retirados da amostra os trabalhadores com idade menor do que 18 anos e maior do que 65 anos<sup>4</sup>. O banco de dados final utilizado é composto por 153.020 indivíduos. Esses trabalhadores estão distribuídos espacialmente em todos os municípios e áreas de ponderação da região metropolitana de Salvador.

No Censo Demográfico (IBGE, 2010), a variável educação é revelada pelo grau de instrução que o indivíduo frequenta ou frequentou. Para a inclusão da educação no modelo foi definida uma variável discreta assumindo valores de 0 a 15 (anos de educação), a partir da concatenação das informações educacionais dos microdados da amostra<sup>5</sup>. A categoria "15" da variável educação representará os indivíduos que possuíam 15 anos ou mais de educação. Foi definida uma variável *dummy* para cada setor de atividade<sup>6</sup> em que os indivíduos trabalhavam, de acordo com Classificação Nacional de Atividades Econômicas Domiciliar (CNAE-Domiciliar 2.0), que é uma adaptação da Classificação de Nacional de Atividades Econômicas (CNAE 2.0), do Censo do IBGE (2010). O setor assumido como categoria base na análise é o de comércio, reparação de veículos automotores e motocicletas. Para a variável ocupação, foi definida uma classificação por grau de exigência de qualificação, a partir da COD<sup>7</sup>, gerando as seguintes *dummies*: (ai) Categoria 0: ocupações mal definidas; (bii) Categoria 1: trabalhos manuais; (ciii) Categoria 2: trabalhos técnicos; e (div) Categoria 3: trabalhos especializados. A categoria base de análise para a ocupação é a categoria 1, de trabalhos manuais.

A estratégia econométrica aplicada é tem baseada na modelagem de dados espaciais. Para a estimação do modelo será adotado o *Generalized*

4 Optou-se por trabalhar apenas com os indivíduos na faixa etária considerada produtiva, entre 18 e 65 anos, seguindo alguns estudos da literatura, tais como Glaeser e Maré (2001), Servo e Azzoni (2002).

5 Para a definição dos anos de escolaridade dos trabalhadores foram utilizadas as informações contidas nas variáveis V0627, V0628, V0629, V0630, V0631, V0632, V0633, V0634, V0635 e V6400, do Censo Demográfico (IBGE, 2010).

6 Ver Tabela 1 no Apêndice B.

7 Classificação de Ocupações para Pesquisas Domiciliares – COD, desenvolvida pelo IBGE para as pesquisas domiciliares (IBGE, 2010).

*Method of Moments* (GMM) em dois estágios. A estratégia de identificação deste estudo consiste na adoção de modelagem de dados espaciais para controlar a heterogeneidade espacial presente na equação salarial dos trabalhadores. O objetivo será captar o retorno à educação para os trabalhadores da região metropolitana de Salvador, controlando as possíveis dependências espaciais existentes na equação salarial. Estatísticas espaciais, como o I de Moran, foram utilizadas para testar a existência de autocorrelação espacial.

O modelo adotado para as estimações econométricas segue a equação salarial de Mincer (1974), apresentada na segunda seção. Essa equação foi ampliada com variáveis explicativas adicionais. Portanto, o modelo econométrico adotado para as estimações é dado por:

$$\ln(w_i) = \lambda W \ln(w_j) + \text{educ}_i \beta_1 + X \beta_2 + \varepsilon_i \quad (4)$$

Na equação (4),  $\ln(w_i)$  é o logaritmo natural do salário real do trabalhador  $i$  e  $W \ln(w_j)$  é o logaritmo natural do salário real dos trabalhadores na vizinhança de  $i$  (mesma área de ponderação), onde  $W$  é a matriz de peso espacial, ou de vizinhança, adotada. O vetor de controles  $X$  inclui as seguintes características do indivíduo:

- i.  $\text{exp}_i$  - experiência de trabalho, calculada a partir da definição de Mincer (1974), em que  $\text{exp}_i = \text{age}_i - \text{educ}_i - 6$ , assumindo que o indivíduo inicia a escolarização aos 6 anos;
- ii.  $\text{exp}_i^2$  - experiência ao quadrado;
- iii.  $\text{dsexo}$  - *dummy* de gênero (=1 se mulher);
- iv.  $\text{dsetor}_i$  - vetor de dummies para o setor de atividade;
- v.  $\text{docup}_i$  - vetor de dummies para as categorias de ocupação.

A variável explicativa de interesse é  $\text{educ}_i$ , a escolaridade individual, a qual identificará o retorno à educação dos indivíduos na região metropolitana de Salvador. As demais variáveis servirão de controle para a equação salarial. O termo de erro do modelo é definido por  $\varepsilon_i$ . Por se tratar de uma amostra complexa, além dessas variáveis, todas as estatísticas básicas e estimações serão geradas

com o peso amostral definido no Censo Demográfico do IBGE (2010). O peso amostral define o número de observações na população que cada indivíduo representa. Além do retorno à educação, a equação (4) permitirá a obtenção do efeito de interações espaciais sobre os salários dos indivíduos.

O estimador de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) para os modelos do tipo *SAR* é enviesado e geralmente inconsistente, pois a variável dependente defasada é correlacionada com o termo de erro (KELEJIAN; PRUCHA, 1998). A presença da variável dependente defasada,  $\lambda W y$ , gera endogeneidade no estimador de MQO decorrente da simultaneidade. A estimação da equação (4) adotará o método dos momentos generalizados (GMM) em dois estágios. Na estimação por GMM as defasagens espaciais ( $WX$  e  $W^2X$ ) podem ser usadas como instrumentos para a variável dependente defasada espacialmente, na tentativa de corrigir a endogeneidade presente.

O primeiro estágio do modelo estima o *lag* espacial da variável dependente ( $W \ln(w_j)$ ), representando os salários dos vizinhos, o qual será utilizado como instrumento no segundo estágio. A estimação no primeiro estágio utilizará *lags* espaciais das variáveis explicativas ( $W \text{educ}$ ,  $W^2 \text{educ}$ ,  $WX$  e  $W^2 X$ ) para estimar o *lag* espacial de  $\ln(w^j)$ . No segundo estágio o valor predito  $W \ln(w_j)$  será incluído na equação salarial (4) para identificar o parâmetro de interesse ( $\beta_1$ ), o retorno à educação. O *lag* espacial da variável dependente  $\ln(w_j)$  será definido a partir dos indivíduos pertencentes à mesma área de ponderação do indivíduo de referência. As equações do primeiro e segundo estágio da estimação econométrica deste estudo serão:

#### 1º estágio

$$W_1 \ln(w_j) = \rho_{11} W_1 \text{educ}_i + \rho_{12} W_1^2 \text{educ}_i + \rho_{13} W_1 X + \rho_{14} W_1^2 X + \rho_{15} \text{educ}_i + \rho_{16} X + e_1 \quad (5)$$

#### 2º estágio

$$\ln(w_i) = \lambda_1 W_1 \ln(w_j) + \text{educ}_i \beta_1 + X \beta_2 + \varepsilon_i \quad (6)$$

A equação (5) contempla as defasagens espaciais para a mesma área de ponderação do indivíduo  $i$  e será estimada por Mínimos Quadrados em Dois Estágios (*Two Stage Least Squares-2SLS*). O valor estimado será inserido como variável explicativa na equação (6). A equação (6) será, então, estimada de

maneira robusta pelo Método dos Momentos Generalizados (GMM), no segundo estágio.

## 4 Resultados

Esta seção apresenta as estatísticas básicas da amostra, uma breve análise exploratória dos dados espaciais e os principais resultados encontrados com as estimações.

### 4.1 Análise Exploratória de Dados Espaciais

O banco de dados total é composto por 153.020 indivíduos pertencentes à região metropolitana de Salvador. A Tabela 1 apresenta a distribuição dos indivíduos na amostra por município da RM de Salvador. O município de Salvador, capital do estado da Bahia, possui 62,39% dos indivíduos na amostra deste estudo.

Tabela 1 – Observações por municípios: Amostra Censo 2010

| Município              | Frequência     | Participação (%) |
|------------------------|----------------|------------------|
| Camaçari               | 14.687         | 9,60             |
| Candeias               | 5.438          | 3,55             |
| Dias d'Ávila           | 4.152          | 2,71             |
| Itaparica              | 1.269          | 0,83             |
| Lauro de Freitas       | 10.662         | 6,97             |
| Madre de Deus          | 2.233          | 1,46             |
| Mata de São João       | 2.521          | 1,65             |
| Pojuca                 | 2.264          | 1,48             |
| São Francisco do Conde | 2.065          | 1,35             |
| São Sebastião do Passe | 2.686          | 1,76             |
| Salvador               | 95.468         | 62,39            |
| Simões Filho           | 7.325          | 4,79             |
| Vera Cruz              | 2.250          | 1,47             |
| <b>Total</b>           | <b>153.020</b> | <b>100,00</b>    |

Fonte: Elaborado pela autora com base nos dados do Censo do IBGE (2010).

A Tabela 2, a seguir, apresenta as estatísticas descritivas básicas das variáveis na amostra. Os dados da amostra para a RM de Salvador mostram que 53% dos trabalhadores eram do sexo feminino, com idade média de 37 anos, escolaridade média de 8,5 anos e salário real médio (em logaritmo) de R\$ 4,28, a preços de 2012.

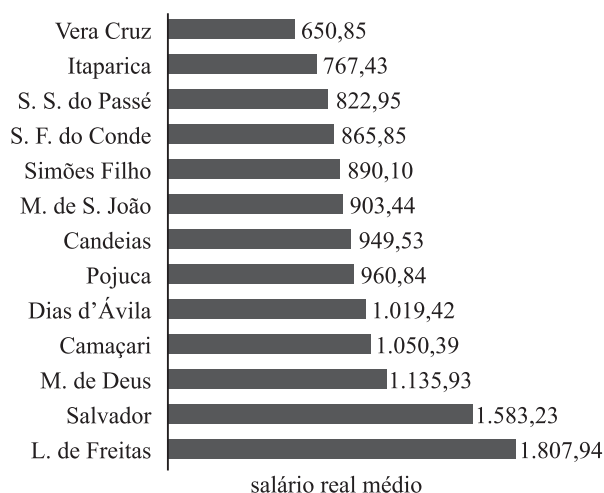
Tabela 2 – Estatísticas descritivas de variáveis da amostra

| Variável                  | Obs.    | Média | Desvio | Mín. | Máx. |
|---------------------------|---------|-------|--------|------|------|
| Log. natural salário real | 153.020 | 4,28  | 3,35   | 0    | 12,7 |
| Educação                  | 153.020 | 8,55  | 4,38   | 0    | 15   |
| Dummy de sexo             | 153.020 | 0,53  | 0,50   | 0    | 1    |
| Experiência               | 153.020 | 22,28 | 13,82  | 0    | 59   |
| Setor                     | 153.020 | 7,56  | 7,48   | 0    | 22   |
| Idade                     | 153.020 | 36,83 | 12,44  | 18   | 65   |

Fonte: Elaborado pela autora com base nos dados do Censo do IBGE (2010).

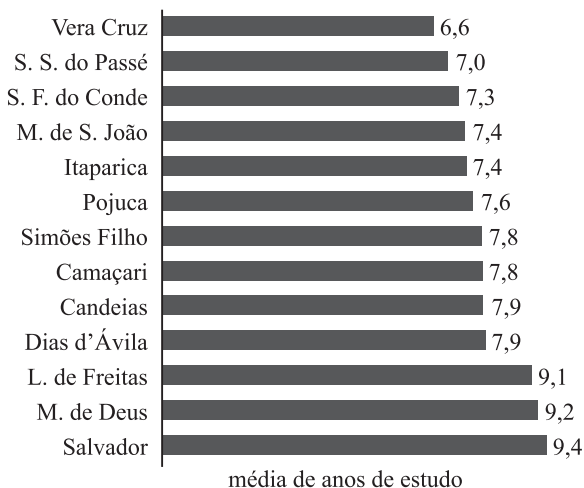
O Gráfico 1 apresenta o salário real médio, a preços de 2012, por município da região metropolitana de Salvador. O maior salário real médio esteve no município de Lauro de Freitas, seguido por Salvador. Esse dado pode refletir o comportamento dos indivíduos que, em decorrência das desamenidades urbanas e do custo habitacional da capital, preferem morar fora de Salvador, mesmo trabalhando nesse município. O menor salário real médio esteve nos municípios (ou ilhas) de Vera Cruz e Itaparica. O Gráfico 2 apresenta a escolaridade média por município da RM de Salvador. No município de Salvador estão concentrados os indivíduos com maior escolaridade média, 9,4 anos de estudo, enquanto no município de Vera Cruz estão concentrados os indivíduos com menor escolaridade média, 6,6 anos de estudo.

Gráfico 1 – Salário real médio por município da RM de Salvador, em 2010 (2012=100)



Fonte: Elaborado pela autora com base nos dados do Censo do IBGE (2010).

Gráfico 2 – Escolaridade média por município da RM de Salvador

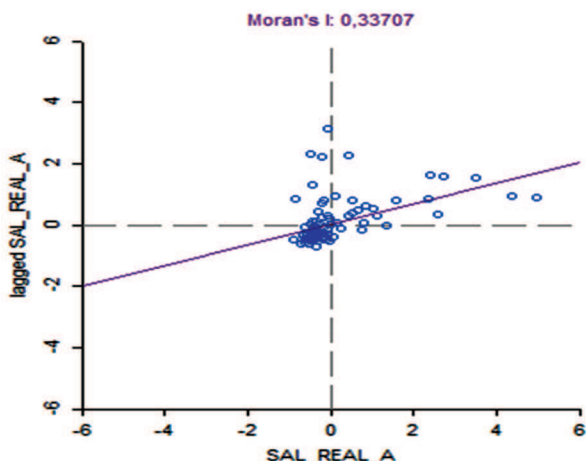


Fonte: Elaborado pela autora com base nos dados do Censo do IBGE (2010).

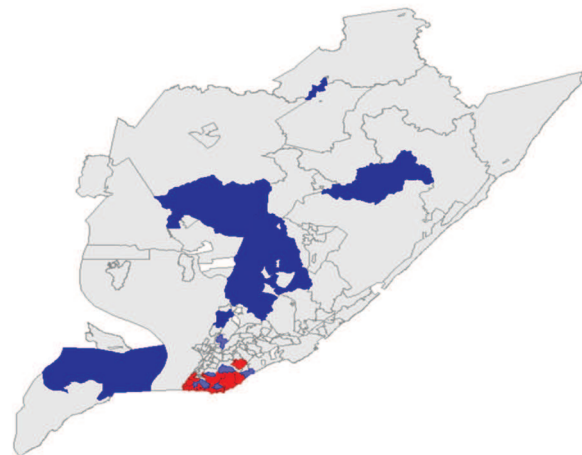
A Figura 1 mostra o I de Moran e o Local *Indicator of Spatial Association* (LISA) para os salários reais médios das áreas de ponderação da região metropolitana de Salvador. O valor do índice de Moran sugere a possível existência de autocorrelação espacial positiva na distribuição dos salários da região metropolitana de Salvador. Por sua vez, o indicador LISA mostra os clusters espaciais a partir da distribuição de salários reais da RM de Salvador. Como pode ser observado, há uma forte presença de clusters de baixos salários na RM de Salvador, representados na cor azul.

Figura 1 – I de Moran e *Local Indicator of Spatial Association* (LISA) dos salários reais médios das áreas de ponderação da RM de Salvador: 2010 (R\$ de 2012)

I de Moran



LISA<sup>1</sup>



Fonte: Elaborado pela autora com base nos dados do Censo do IBGE (2010) e do software GEODA.

Nota: 1- A cor azul representa os clusters low-low (9), a cor vermelha representa os clusters high-high (8) e a cor lilás representa os clusters low-high (4).

## 4.2 Retorno à educação na Região Metropolitana de Salvador

A Tabela 3 apresenta os principais resultados encontrados com as estimações econométricas da equação (4), por MQO, e das equações (5) e (6) por GMM em dois estágios. É possível notar que a maioria das estimativas foi estatisticamente significativa ao nível de 1%, na estimação por MQO. No geral, os resultados apresentaram os sinais esperados de acordo com a literatura apresentada neste trabalho. O gênero e a experiência dos trabalhadores da região metropolitana de Salvador foram significantes. A experiência apresentou efeitos positivos e não lineares sobre os salários reais, sugerindo a tendência dos salários crescerem a taxas decrescentes, com a experiência, o que é compatível com as evidências da literatura.

As mulheres receberam salário real 71,5% abaixo dos salários reais dos homens no mercado de trabalho da região metropolitana de Salvador. Para as características do emprego, setor de atividade e ocupação, os resultados também foram estatisticamente significantes. O trabalho em uma ocupação técnica ofereceu salários 201,3% mais altos em relação às ocupações manuais, enquanto o trabalho especializado ofereceu salários reais 297,2% mais elevados, em relação à mesma categoria.

Por outro lado, tomando o setor de comércio, reparação de veículos automotores e motocicletas como referência, todos os 21 setores apresentaram efeitos positivos sobre os salários reais. O setor com maior efeito positivo sobre os salários reais, em relação ao setor base, foi o de serviços domésticos, com ganhos de 461,8%. O setor com menor ganho salarial (171,5%), em relação ao setor de referência, foi o da agricultura, pecuária, produção florestal, pesca e aquicultura.

A educação apresentou estimativa significativa e efeito positivo sobre os salários reais. O retorno à educação na região metropolitana de Salvador foi de 5,6%, sugerindo o ganho médio que um trabalhador deve obter para cada ano adicional de escolaridade, nessa localidade. A magnitude da estimativa foi compatível com os estudos existentes na literatura nacional para essa região metropolitana. Por fim, resta saber se essa estimativa se altera com a possível existência de autocorrelação espacial na distribuição salarial da região metropolitana de Salvador, a qual tornaria o parâmetro estimado enviesado. Essa análise será abordada com a inclusão de defasagens espaciais da variável dependente como um controle na regressão, a qual foi estimada através do método de GMM em dois estágios.

Tabela 3 – Resultados das estimações (Variável dependente: ln salário real)

| Variáveis explicativas             | MQO         | GMM-2SLS    |
|------------------------------------|-------------|-------------|
| <i>W_1 ln(salário real)</i>        | -           | 0,0124**    |
|                                    | -           | (0,0045)    |
| <i>educação</i>                    | 0,0557***   | 0,0557***   |
|                                    | (0,0014)    | (0,0016)    |
| <i>dummy de sexo(=1 se mulher)</i> | -0,715***   | -0,715***   |
|                                    | (0,0108)    | (0,0129)    |
| <i>experiência</i>                 | 0,0680***   | 0,0679***   |
|                                    | (0,0013)    | (0,0014)    |
| <i>experiência<sup>2</sup></i>     | -0,00124*** | -0,00124*** |
|                                    | (0,0000)    | (0,00003)   |
| <i>dummy setor22</i>               | 3,002***    | 3,004***    |
|                                    | (0,0260)    | (0,0280)    |
| <i>dummy setor21</i>               | 3,163*      | 3,081***    |
|                                    | (1,612)     | (0,0431)    |
| <i>dummy setor20</i>               | 4,618***    | 4,620***    |
|                                    | (0,0217)    | (0,0171)    |
| <i>dummy setor19</i>               | 4,138***    | 4,140***    |
|                                    | (0,0339)    | (0,0307)    |

| Variáveis explicativas        | MQO      | GMM-2SLS |
|-------------------------------|----------|----------|
| <i>dummy setor18</i>          | 2,899*** | 2,900*** |
|                               | (0,0555) | (0,0486) |
| <i>dummy setor17</i>          | 3,586*** | 3,588*** |
|                               | (0,0294) | (0,0259) |
| <i>dummy setor16</i>          | 2,990*** | 2,990*** |
|                               | (0,0292) | (0,0273) |
| <i>dummy setor15</i>          | 3,567*** | 3,569*** |
|                               | (0,0287) | (0,0247) |
| <i>dummy setor14</i>          | 3,346*** | 3,346*** |
|                               | (0,0297) | (0,0250) |
| <i>dummy setor13</i>          | 3,240*** | 3,243*** |
|                               | (0,0371) | (0,0288) |
| <i>dummy setor12</i>          | 3,644*** | 3,644*** |
|                               | (0,0639) | (0,0506) |
| <i>dummy setor11</i>          | 3,441*** | 3,445*** |
|                               | (0,0526) | (0,0352) |
| <i>dummy setor10</i>          | 3,087*** | 3,087*** |
|                               | (0,0514) | (0,0331) |
| <i>dummy setor9</i>           | 3,871*** | 3,875*** |
|                               | (0,0286) | (0,0247) |
| <i>dummy setor8</i>           | 3,156*** | 3,157*** |
|                               | (0,0303) | (0,0249) |
| <i>dummy setor6</i>           | 4,135*** | 4,136*** |
|                               | (0,0219) | (0,0190) |
| <i>dummy setor5</i>           | 3,868*** | 3,870*** |
|                               | (0,0653) | (0,0433) |
| <i>dummy setor4</i>           | 3,451*** | 3,461*** |
|                               | (0,119)  | (0,0630) |
| <i>dummy setor3</i>           | 3,560*** | 3,561*** |
|                               | (0,0245) | (0,0226) |
| <i>dummy setor2</i>           | 3,711*** | 3,718*** |
|                               | (0,0764) | (0,0459) |
| <i>dummy setor1</i>           | 1,715*** | 1,715*** |
|                               | (0,0525) | (0,0714) |
| <i>dummy ocupação4</i>        | 2,972*** | 2,973*** |
|                               | (0,0213) | (0,0247) |
| <i>dummy ocupação3</i>        | 2,013*** | 2,012*** |
|                               | (0,0162) | (0,0189) |
| <i>dummy ocupação1</i>        | 2,135*** | 2,137*** |
|                               | (0,0240) | (0,0299) |
| <i>Constante</i>              | 0,757*** | 0,708*** |
|                               | (0,0214) | (0,0294) |
| <i>Número de observações</i>  | 153.020  | 153.020  |
| <i>R<sup>2</sup></i>          | 0,680    | 0,680    |
| <i>R<sup>2</sup> Ajustado</i> | 0,680    | 0,680    |
| <i>Prob.&gt; F</i>            | 0,000    | -        |
| <i>Prob.&gt; chi2</i>         | -        | 0,000    |

Fonte: Elaborado pela autora com base nos dados do Censo do IBGE (2010).

Notas: Erro padrão entre parênteses; \* p<0,05; \*\* p<0,01; \*\*\* p<0,001.

Os resultados estimados por GMM, com o controle de possível autocorrelação espacial na distribuição de salários dos indivíduos pertencentes à mesma área de ponderação (W1), apresentaram alterações marginais, sem grandes variações em relação às estimativas de MQO. Em geral, as estimativas foram significantes a 1% e apresentaram sinais similares aos encontrados na regressão de MQO. As características individuais e do trabalho apresentaram o mesmo comportamento em relação à regressão de MQO. O retorno à educação se manteve no mesmo patamar da estimação por MQO, mesmo após o controle para a dependência espacial existente na distribuição de salários.

O efeito de interação social entre os indivíduos no espaço, conhecido na literatura como Peer Effect, pode ser representado pela defasagem espacial dos salários para os indivíduos vizinhos pertencentes à mesma área de ponderação. Os resultados apresentados mostraram que a distribuição de salários dos vizinhos importa para a determinação do salário de um indivíduo pertencente a este grupo, ou espaço. A estimativa do parâmetro de defasagem espacial salarial foi positiva e estatisticamente significativa. Os resultados encontrados sugerem que os indivíduos residentes na região metropolitana de Salvador compartilham um ganho salarial de 1,24% em decorrência dos salários de seus vizinhos, pertencentes à mesma área de ponderação. Esse efeito sugere que a determinação salarial pode depender dos salários que os indivíduos espacialmente próximos recebem, ou seja, o salário de um indivíduo pode ser uma função não somente de suas características e das características de seu trabalho, mas, também, da distribuição de salários de seus vizinhos. Esses efeitos podem evidenciar um comportamento compatível com a realidade, uma vez que os indivíduos tendem a se localizar espacialmente próximos aos seus semelhantes (pares) em termos de características socioeconômicas e isso pode reforçar os padrões de desigualdade existentes.

Portanto, os resultados encontrados sugerem a existência de efeitos espaciais na equação salarial minceriana. Embora o retorno à educação não tenha se alterado, após o controle da dependência espacial salarial, as estimativas encontradas para a defasagem espacial salarial mostraram que os efeitos de vizinhança importam para a determinação salarial individual. As evidências deste estudo são compatíveis com a literatura de *Peer Effects*, des-

de que sugerem a existência de efeitos endógenos para os indivíduos pertencentes ao mesmo grupo ou espaço. Nesse sentido, os resultados encontrados neste estudo apontam para a necessidade de considerar a presença de *Peer Effects* na determinação salarial nos estudos da literatura empírica.

## 5 Conclusão

O objetivo deste estudo foi identificar possíveis efeitos espaciais existentes na estimação econométrica do retorno à educação dos indivíduos residentes na Região Metropolitana de Salvador, supondo a existência de algum tipo de dependência espacial na equação salarial minceriana. Foi utilizada a amostra de microdados do Censo Populacional para as áreas de ponderação da Região Metropolitana de Salvador (IBGE, 2010). Uma equação minceriana foi estimada, com base no *Spatial Autoregressive Model-SAR*, utilizando os métodos de econometria espacial. Foi incluída uma defasagem espacial da variável dependente na equação salarial, para corrigir a possível autocorrelação espacial existente. A defasagem foi definida para a mesma área de ponderação do indivíduo.

A revisão dos trabalhos teóricos e empíricos da literatura que integra Economia Espacial e Economia do Trabalho sugere a existência de ganhos de aglomeração sobre os salários em áreas urbanas densas. Existem evidências de que a educação atua ampliando os ganhos salariais associados à localização. Nesse sentido, as interações sociais entre os indivíduos no espaço podem gerar retornos salariais diferenciados espacialmente para cada ano de educação. Embora alguns estudos mais recentes na literatura empírica nacional tenham considerado a importância da localização para a determinação salarial e dos retornos à educação, não foram encontrados estudos que utilizassem uma abordagem de econometria espacial para estimar os efeitos de interação social.

A literatura recente sobre interações sociais na teoria econômica tem mostrado que o comportamento do indivíduo pode ser influenciado pelo grupo de referência no qual está inserido. O trabalho seminal de Manski (1993) definiu como Efeitos Sociais Endógenos os canais através dos quais a sociedade pode afetar o comportamento dos indivíduos. Essa literatura busca entender se alguma forma de interação pode explicar porque os agen-

tes pertencentes ao mesmo grupo se comportam similarmente. Nesse sentido, a literatura de *Peer Effects* assume a existência de efeitos dos grupos em que os indivíduos estejam inseridos sobre os resultados desses indivíduos.

Os resultados estimados, através dos métodos de MQO e GMM em dois estágios, mostraram um retorno à educação na região metropolitana de Salvador de 5,6%, sugerindo o ganho em média que um trabalhador deve obter para cada ano adicional de escolaridade, nessa área. Embora o retorno à educação não tenha se alterado, após o controle da dependência espacial salarial, as estimativas encontradas para a defasagem espacial salarial mostraram que os efeitos de vizinhança importam para a determinação salarial individual. Os indivíduos residentes na região metropolitana de Salvador apresentaram um ganho salarial de 1,24% em decorrência dos salários dos seus vizinhos mais próximos, pertencentes à mesma área de ponderação. Tais efeitos sociais seriam compatíveis com a literatura de *Peer Effects* e mostram que a distribuição salarial de determinado grupo ou espaço pode atuar como um determinante direto do salário de um indivíduo inserido neste grupo ou espaço.

As evidências empíricas encontradas sugerem que não somente a localização do indivíduo pode afetar suas escolhas e seus resultados econômicos, como também a de seus vizinhos mais próximos. Interações sociais de indivíduos pertencentes a determinados grupos (espaços) podem explicar comportamentos individuais e resultados decorrentes desses. Nesse sentido, os efeitos de interações sociais no espaço podem ser relevantes para a determinação dos salários individuais e devem ser considerados nos estudos que estimam uma equação salarial minceriana.

## Referências

- ABEL, J. R.; DEY, I.; GABE, T. M. Productivity and the density of human capital. New York: **Federal Reserve Bank Staff Reports**, n. 440, Sept. 2011 (Revised).
- BARROS, R. P. de; HENRIQUES, R.; MENDONÇA, R. Pelo fim das décadas perdidas: educação e desenvolvimento sustentado no Brasil. In: HENRIQUES, R. (Org.). **Desigualdade e pobreza no Brasil**. Rio de Janeiro: IPEA, 2000. 740 p.
- CAMPOS, F. M.; SILVEIRA NETO, R. M. A importância da dimensão do mercado de trabalho para os diferenciais de participação e salários entre gêneros: uma análise empírica para os centros urbanos brasileiros. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA - ANPEC, 37, 2009, Foz do Iguaçu. **Anais...** Foz do Iguaçu: ANPEC, 2009. Disponível em: <<http://www.anpec.org.br/novosite/br/encontro-2009#trabalhos>>. Acesso em: 20 dez. 2016.
- DANTAS, A. R. M.; FIGUEIREDO, E. A. Retorno da educação nos estados nordestinos: Piauí, Rio Grande do Norte e Bahia. **Revista Economia e Desenvolvimento**, v. 9, n. 1, 2010.
- FALCÃO, N.; SILVEIRA NETO, R. Concentração espacial de capital humano e externalidades: o caso das cidades brasileiras. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA - ANPEC, 35., 2007, Recife. **Anais...** Recife: ANPEC, 2007. Disponível em: <<http://www.anpec.org.br/novosite/br/encontro-2007#>>. Acesso em: 20 dez. 2016.
- FREITAS, U. R. P.; FREITAS, L. F. S. Estimativa dos determinantes do rendimento na Região Metropolitana de Salvador: uma avaliação à luz da teoria do capital humano. **Revista Desenbahia**, n. 8, Mar. 2008.
- GLAESER, E.; MARÉ. Cities and skills. **Journal of Labor Economics**, v. 19, n. 2, p. 316-342, 2001.
- GLAESER, E.; MARÉ. Cities and skills. **National Bureau of Economic Research-NBER Working Papers**, n. 4728, 1994.
- GLAESER, E.; RESSEGER, M. G. The complementarity between cities and skills. **Journal of Regional Science**, v. 50, n. 1, p. 221-244, 2010.
- HALFDANARSON, B.; HEUERMAN, D. F.; SÜDEKUM, J. Human capital externalities and the urban wage premium: two literatures and their interrelations. **Discussion Paper The Institute for the Study of Labor (IZA)**, n. 3493, May 2008.
- IBGE. INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Censo demográfico**. 2010. Disponível em: <[http://www.ibge.gov.br/home/estatistica/populacao/censo2010/resultados\\_gerais\\_amostra-re](http://www.ibge.gov.br/home/estatistica/populacao/censo2010/resultados_gerais_amostra-re)>

- sultados\_gerais\_amostra\_tab\_uf\_microdados.shtm>. Acesso em: 27 out. 2013.
- KELEJIAN, H. H.; PRUCHA, I. R. A Generalized spatial two-stage least squares procedure for estimating a spatial autoregressive model with autoregressive disturbances. **Journal of Real Estate Finance and Economics**, v. 17, n. 1, p. 99-121, 1998.
- LACERDA, F. C. C. Desigualdade de rendimentos na Bahia: estimação de equações de rendimento com base nos microdados da PNAD 2005. In: ENCONTRO DE ECONOMIA BAIANA-EEB, 4, 2008, Salvador. **Anais...** Salvador: EEB, 2008.
- MANSKI, C. F. Economic Analysis of Social Interactions. **The Journal of Economic Perspectives**, v. 14, n. 3, 2000, p. 115-136.
- MANSKI, C. F. Identification of Endogenous Social Effects: The Reflection Problem. **The Review of Economic Studies**, vol. 60, n. 3. Jul., 1993, p. 531-542.
- MINCER, J. **Schooling, experience, and earnings**. New York: Columbia University Press. 1974. 167 p.
- RAUCH, J. Productivity gains from geographic concentration of human capital: evidence from Cities. **Journal of Urban Economics**, n.34, p. 380-400, 1993.
- ROCHA, R. de M. ; SILVEIRA NETO, R. da M. ; GOMES, S. M. F. P. O. Maiores cidades, maiores habilidades produtivas: ganhos de aglomeração ou atração de habilitados? Uma análise para as cidades brasileiras. In: FÓRUM BNB DE DESENVOLVIMENTO, 17. ENCONTRO REGIONAL DE ECONOMIA – ANPEC NORDESTE, 16, 2011, Fortaleza. **Anais...** Fortaleza: Fórum BNB de Desenvolvimento, 2011. Disponível em: <<http://www.bnb.gov.br/edicoes-antiores2>>. Acesso em: 20 dez. 2016.
- SERVO, L.; AZZONI, C. Education, cost of living and regional wage inequality in Brazil. **Papers in Regional Science**, v. 81, n. 2, p.157-175, 2002.
- SILVA, D. L. G. **Distribuição espacial dos efeitos dos ganhos de aglomeração sobre os retornos à educação no Brasil**. 2012. 157 f. Dissertação (Mestrado em Economia) – Faculdade de Economia, UFBA, Salvador, 2012.
- SULIANO, D. L.; SIQUEIRA, M. L. Um estudo do retorno da educação na região nordeste: análise dos estados da Bahia, Ceará e Pernambuco a partir da recente queda da desigualdade. Fortaleza: **Texto para Discussão do Instituto de Pesquisa e Estratégia Econômica do Ceará (IPECE)**, n. 72, Fev. 2010.
- WRIGLEY, N.; HOLT, T.; STEEL, D.; TRANMÉR, M. Analysing, modelling, and resolving the ecological fallacy. In: LONGLEY, P.; BATTY, M. (Eds.). **Spatial analysis: Modelling in a GIS environment**. Cambridge: GeoInformation International, p. 23–40, 1996.
- YANKOW, J. J. Why do cities pay more? An empirical examination of some competing theories of the urban wage premium. **Journal of Urban Economics**, v. 60, p. 139-161, 2006.



## APÊNDICES

### APÊNDICE A – MODELO LINEAR: INFERÊNCIA DOS EFEITOS SOCIAIS ENDÓGENOS

Este apêndice apresenta um modelo linear de inferência dos efeitos de interação social, descrito em Manski (1993). Assuma que cada membro da população é caracterizado por um valor para  $(y, x, z, u) \in \mathbb{R}^1 \times \mathbb{R}^1 \times \mathbb{R}^k \times \mathbb{R}^1$ , onde  $y$  é um escalar representando uma variável de resultado (dependente),  $x$  são os atributos caracterizando o grupo de referência de um indivíduo e  $(z, u)$  são os atributos que afetam  $y$  diretamente. As variáveis aleatórias  $(y, x, z)$  são diretamente observadas pelo pesquisador, enquanto  $u$  é não observado, tal que:

$$y = \alpha + \beta E(y|x) + E(z|x)' \gamma + z' \eta + u, E(u|x, z) = x' \delta \quad (3)$$

onde  $(\alpha, \beta, \gamma, \delta, \eta)$  é um vetor de parâmetros. A regressão de  $y$  sobre  $(x, z)$ , em média, tem a seguinte forma linear:

$$E(y|x, z) = \alpha + \beta E(y|x) + E(z|x)' \gamma + x' \delta + z' \eta. \quad (4)$$

Se  $\beta \neq 0$ , a equação (4) apresenta um efeito endógeno: o resultado  $y$  de um indivíduo varia com  $E(y|x)$ , a média de  $y$  entre os membros no grupo de referência definido como  $x^8$ . As evidências empíricas nos estudos existentes fornecem pouco suporte para a especificação dos grupos de referência. Geralmente é assumido que os indivíduos são influenciados em  $E(y|x)$  e  $E(z|x)$  por algum  $x$  específico. Se  $\gamma \neq 0$ , o modelo apresenta um efeito exógeno:  $y$  varia com  $E(z|x)$ , a média das variáveis exógenas entre os membros do grupo de referência. Se  $\delta \neq 0$ , o modelo apresenta efeitos correlacionados: indivíduos no grupo de referência  $x$  tendem a se comportar de maneira similar porque eles possuem características não observadas,  $u$ , similares ou estão inseridos em ambientes institucionais similares. O parâmetro  $\eta$  representa o efeito direto de  $z$  em  $y$ .

O “problema de reflexão” definido por Manski (1993) surge da presença de  $E(y|x)$  como um regressor em (4). Após integrar ambos os lados de

<sup>8</sup> Generalizações do modelo podem incluir múltiplos grupos de referência influenciando um indivíduo e o indivíduo dará mais peso ao comportamento de alguns grupos do que a outros.

(4), em relação à  $z$ , a equação de equilíbrio social será definida por:

$$E(y|x) = \alpha + \beta E(y|x) + E(z|x)' \gamma + x' \delta + E(z|x)' \eta. \quad (5)$$

Para  $\beta \neq 1$ , a equação (5) tem uma única solução, dada por:

$$E(y|x) - \beta E(y|x) = \alpha + E(z|x)' \gamma + x' \delta + E(z|x)' \eta E(y|x) = \frac{\alpha}{1-\beta} + E(z|x)' (\gamma + \eta) / (1-\beta) + x' \delta / (1-\beta) \quad (6)$$

Então,  $E(y|x)$  é uma função linear de  $[1, E(z|x), x]$ , de modo que os parâmetros não são identificados. Inserindo (6) em (4) é obtido o modelo em sua forma reduzida:

$$E(y|x, z) = \alpha + \beta \left[ \frac{\alpha}{1-\beta} + E(z|x)' \left( \frac{\gamma + \eta}{1-\beta} + \frac{x' \delta}{1-\beta} \right) + E(z|x)' \gamma + x' \delta + z \eta \right] \quad (7)$$

$$E(y|x, z) = \frac{\alpha}{1-\beta} + E(z|x)' \frac{(\gamma + \beta \eta)}{1-\beta} + \frac{x' \delta}{1-\beta} + z \eta$$

Então, no modelo linear em (4), com  $\beta \neq 1$ , os parâmetros compostos  $\alpha/(1-\beta)$ ,  $(\gamma + \beta \eta)/(1-\beta)$ ,  $\delta/(1-\beta)$  e  $\eta$  são identificados se os regressores  $[1, E(z|x), x, z]$  são linearmente independentes na população de interesse. O modelo não permite distinguir os efeitos endógenos dos efeitos exógenos ou dos efeitos correlacionados, mas permite determinar se algum efeito social existe desde que os seus parâmetros sejam diferentes de zero. Entretanto, com  $\beta \neq 1$ , no modelo (4), os parâmetros de efeitos sociais não serão identificados se  $z$  for uma função linear de  $x$ , não variar com  $x$  e  $E(z|x)$  for uma função linear de  $x$ . A inferência só será possível se  $E(z|x)$  variar não-linearmente com  $x$  e  $V(z|x) > 0$ .

Estudos empíricos de efeitos sociais endógenos geralmente assumem que  $\gamma = \delta = 0$ , ou seja, nem o efeito exógeno e nem o efeito correlacionado estão presentes. Estes estudos utilizam métodos de estimação em dois estágios para estimar  $(\beta, \eta)$  sob o formato de um **modelo de correlação espacial**, dado por:

$$y_i = \beta W_{iN} Y + z_i' \eta + u_i, i=1, \dots, N \quad (8)$$

onde  $Y = (y_i, i=1, \dots, N)$  é um vetor  $N \times 1$  de realizações amostrais de  $y$  e  $W_{iN}$  é um vetor de pesos  $1 \times N$ , cujos componentes são não negativos e devem somar um. Geralmente é assumido que o termo de erro  $u$  apresenta uma distribuição normal, independente de  $x$ , e o modelo é estimado por máxima verossimilhança. A equação (8) mostra que o comportamento de cada indivíduo varia com uma média ponderada de comportamentos de outros membros do grupo.

O modelo de correlação espacial faz sentido em estudos de interações entre grupos grandes, se interpretado como um método de dois estágios para a estimação de efeitos endógenos puros. No primeiro estágio, os dados amostrais são utilizados para estimar  $E(y | x)$  não parametricamente e no segundo estágio são estimados os parâmetros de interesse ( $\beta$ ,

$\eta$ ), através de ajuste de mínimos quadrados de  $y$  sobre  $[1, E_N(y | x), z]$ , onde  $E_N(y | x)$  é a estimativa de primeiro estágio de  $E(y | x)$ . Estimativas não paramétricas de  $E(y | x)$  podem ser médias ponderadas na forma de  $E_N(y | x_i) = W_{iN} Y$ . Deste modo, estimativas de ( $\beta$ ,  $\eta$ ) definidas na literatura de correlação espacial podem ser interpretadas como estimativas dos efeitos endógenos sociais puros. Por outro lado, estimativas de modelos não identificados podem ser obtidas. Mesmo se  $E(y | x)$  é uma função linear de  $[1, z]$ , a estimativa de  $E_N(y | x)$  é geralmente linearmente independente de  $[1, z]$ , de modo que os procedimentos de estimação em dois estágios fornecem estimativas de  $\beta$  mesmo quando esse parâmetro não é identificado.

**APÊNDICE B – CLASSIFICAÇÃO DOS SETORES DE ATIVIDADE NO CENSO (IBGE, 2010)**

Tabela 1 – Setor de Atividade Econômica

| <b>Setor</b>  | <b>Código</b> |
|---|---------------|
| Agricultura, pecuária, produção florestal, pesca e aquicultura    | 1             |
| Indústrias extrativas   | 2             |
| Indústrias de transformação                                       | 3             |
| Eletricidade e gás  | 4             |
| Água, esgoto, atividades de gestão de resíduos e descontaminação  | 5             |
| Construção  | 6             |
| Comércio; reparação de veículos automotores e motocicletas        | 7             |
| Transporte, armazenagem e correio                                 | 8             |
| Alojamento e alimentação  | 9             |
| Informação e comunicação  | 10            |
| Atividades financeiras, de seguros e serviços relacionados        | 11            |
| Atividades imobiliárias   | 12            |
| Atividades profissionais, científicas e técnicas                  | 13            |
| Atividades administrativas e serviços complementares              | 14            |
| Administração pública, defesa e seguridade social                 | 15            |
| Educação  | 16            |
| Saúde humana e serviços sociais                                   | 17            |
| Artes, cultura, esporte e recreação                               | 18            |
| Outras atividades de serviços                                     | 19            |
| Serviços domésticos   | 20            |
| Organismos internacionais e outras instituições extraterritoriais | 21            |
| Atividades mal definidas  | 22            |

Fonte: Elaborado pela autora com base nos dados do Censo do IBGE (2010).

## APÊNDICE C – MAPA DA REGIÃO METROPOLITANA DE SALVADOR POR ÁREA DE PONDERAÇÃO (107 APS)

Figura C.1 – Distribuição das áreas de ponderação da Região Metropolitana de Salvador (2010)



Fonte: Elaborado pela autora com base nos dados do Censo do IBGE (2010) e do software GEODA.



## COMPORTAMENTO DAS EXPORTAÇÕES DE MANGA DO VALE SUBMÉDIO SÃO FRANCISCO: UMA ABORDAGEM A PARTIR DE VETORES AUTORREGRESSIVOS

### Behavior of mango exports of the Submédio São Francisco Valley: an Auto-Regressive Vectors approach

**Danyelle Karine Santos Branco**

Doutoranda em Economia Aplicada. Departamento de Economia Rural da  
Universidade Federal de Viçosa - DER/UFV. danyelle.branco@ufv.br

**João Eustáquio de Lima**

Doutor em Economia Rural, Michigan State University. Professor titular do Departamento de  
Economia Rural da Universidade Federal de Viçosa - DER/UFV. jelima@ufv.br

---

**Resumo:** Esta pesquisa teve como objetivo examinar as exportações de manga do Vale Submédio São Francisco, verificando como estas reagem às mudanças na taxa de câmbio, no preço de exportação, no preço interno e na renda interna, entre os anos de 2004 a 2014. Para cumprir tal objetivo, um modelo VAR com correção de erros foi estimado. Os resultados mostraram que as exportações respondem de forma positiva a choques no preço externo e interno, enquanto choques na renda interna levam a uma queda persistente no patamar das exportações. Já os impactos dos choques na taxa de câmbio na exportação de manga foram praticamente nulos.

**Palavras-chave:** Vale Submédio São Francisco; exportações; manga.

**Abstract:** This paper aims to examine the exports of mango of the Submédio São Francisco Valley, verifying how they react to changes in the export price, domestic price, domestic income and to exchange rate, the period of analysis is between the years 2004 to 2014. To accomplish this goal the VAR model with error correction was estimated. The results showed that exports respond positively to shocks in the external and internal prices, while shocks in domestic income lead to a persistent fall in the level of exports of mango. Finally, the impact of shocks on the exchange rate in the export of mango were practically nil.

**Keywords:** Submédio São Francisco Valley; exports; mango.

## 1 Introdução

O agronegócio é uma das principais atividades econômicas do Brasil. As atividades deste setor são responsáveis por 40% do faturamento das exportações e um pouco mais de 22% do PIB brasileiro, sendo assim, um importante gerador de divisas estrangeiras (CEPEA, 2014). Neste cenário, a fruticultura aparece como um importante segmento do agronegócio. Fioravanço e Paiva (2002) chamam atenção para a relevância do setor frutícola que tem um importante papel dentro da perspectiva de desenvolvimento econômico e social do país devido à sua crescente participação no comércio internacional e pelo abastecimento do mercado doméstico. Além disso, o setor utiliza quantidade expressiva de mão de obra, criando 37% do volume de empregos nacionais, e contribuindo na diminuição do fluxo migratório.

O Brasil possui dimensões continentais e multiplicidade de climas que permitem a produção de várias espécies comerciais de frutas, com destaque para banana, laranja, maçã, manga, uva e melão. A cadeia produtiva da fruticultura, segundo dados do Instituto Brasileiro de Frutas (IBRAF, 2014), ultrapassou, no ano de 2013, os 2,2 milhões de hectares cultivados. O volume estimado de produção chegou em 43,6 milhões de toneladas, mantendo o Brasil como o terceiro maior produtor mundial de frutas, atrás somente da China e da Índia. Em relação à quantidade exportada, o destaque não é tão grande. De acordo com o IBRAF (2014), o embarque de frutas totalizaram 711,8 mil toneladas no ano de 2013, porém, comparado ao ano de 2012, as exportações tiveram um incremento de 2,7%. Portanto, o país apresenta um elevado potencial exportador que não está sendo eficientemente explorado.

Dados da Secretaria de Comércio Exterior (2014) mostram que o melão é o fruto brasileiro mais exportado (um pouco mais de 196 mil toneladas), seguido da manga (133 mil toneladas) que, por sua vez, é a maior geradora de divisas, com receita de exportação ultrapassando US\$ 163 milhões, em 2014. A maior parte (cerca de 89%) da manga exportada pelo Brasil é produzida na região do Vale Submédio São Francisco, também conhecido como Polo Petrolina-Juazeiro. A pauta de exportação da região tem se concentrado basicamente em manga e uva, culturas de maior valor agregado e que são bem aceitas na Europa e Estados Uni-

dos, seus principais mercados consumidores. Isto se deve, sobretudo, a uma capacidade crescente de produção, detenção de tecnologia necessária para produzir frutas com o padrão de qualidade exigido internacionalmente, além de possuir condições edafoclimáticas (relativas ao solo e clima) sendo um dos poucos lugares que consegue realizar mais de uma colheita de manga por ano.

Nas últimas décadas, o Polo Petrolina-Juazeiro tem se destacado como importante centro exportador de fruticultura do Brasil. Isto se deve, sobretudo, aos investimentos iniciados no final da década de sessenta, principalmente com infraestrutura de irrigação. Entre os principais financiadores que apoiaram a atração de capitais para implementação dos projetos de irrigação tem-se a Secretaria para o Desenvolvimento do Nordeste (Sudene), e o Banco do Nordeste, através do programa de crédito subsidiado. Tais financiamentos proporcionaram a formulação de estratégias de desenvolvimento socioeconômico, gerando desenvolvimento para a região.

A região do Vale Submédio São Francisco consegue produzir manga praticamente durante todo ano, assim, os produtores mantêm uma oferta contínua, embora que em menor quantidade do que exportado a partir do segundo semestre, quando a oferta da região aumenta. Apesar disso, a oferta de manga no mercado mundial varia de acordo com os outros países exportadores, os produtores do Vale precisam encaixar as vendas de seus produtos nas janelas que aparecem devido aos elevados custos de produção, o que os tornam menos competitivos. Assim, a janela de mercado da manga é bem definida, o período de maior volume exportado se inicia em setembro e segue até meados de novembro<sup>1</sup>.

Diante disso, na presente pesquisa pretende-se analisar como as exportações de manga do Vale Submédio São Francisco reagem às mudanças na taxa de câmbio, no preço de exportação, no preço interno e na renda interna. Para cumprir tal objetivo, primeiro testa-se a presença de uma relação no longo prazo nas séries. Dado que, não é rejeitada a hipótese nula de não cointegração, optou-se pelo método de análise de Autorregressão Vetorial (VAR), sendo consideradas as propriedades de integração e cointegração das séries utilizadas. Pretende-se obter respostas para questões como: a) a renda interna e o preço interno afetam as exporta-

<sup>1</sup> Particularidades das exportações de manga e suas janelas de mercado podem ser vistos em Branco (2014).

ções de manga? b) choques na taxa de câmbio real têm efeitos positivos nas exportações de manga?

De forma geral, há uma série de trabalhos no Brasil que estudam as exportações nacionais e regionais, especialmente de *commodities*, a saber, Wang e McPhail (2014); Maia, Lombardi Filho e Moura (2014); Monte (2012); Padrão, Profeta e Gomes (2010); Silva e Bachi (2005); Alves e Bacchi (2004); Silva e Maia (2003) e Barros, Bacchi e Burnquist (2002). A maioria adota a metodologia VAR, no entanto, não leva em consideração as propriedades de cointegração das séries. Se as exportações têm uma relação no longo prazo com variáveis tais como a taxa de câmbio e os preços, então elas estariam cointegradas. Nessa situação, os modelos VAR terão um viés. Por representar um importante gerador de divisas nacional, este trabalho estuda as exportações de manga.

A presente pesquisa encontra-se dividida em quatro seções, com esta introdução. Na seção dois serão apresentadas as abordagens teórica e empírica, assim como a base de dados utilizada no trabalho. A seção três elenca os principais resultados encontrados. Na sequência, tem-se a última seção com as considerações finais.

## 2 Metodologia

Nesta seção, faz-se uma breve explanação do modelo teórico utilizado para fundamentar a estratégia empírica. Em seguida, o modelo econométrico adotado também é apresentado, bem como a base de dados empregada na análise.

### 2.1 Abordagem teórica

Muitas são as formulações teóricas existentes para a análise empírica dos determinantes do comportamento das exportações de determinado produto por uma região ou país. Nesta pesquisa, optou-se por utilizar o modelo teórico proposto por Barros, Bacchi e Burnquist (2002) e adaptado por Alves e Bachi (2004). Na definição do modelo adotado, o *quantum* exportado de determinado produto é considerado como dependente dos montantes que o mercado doméstico não absorve.

Os autores partem das equações de oferta e demanda doméstica e da relação do equilíbrio de mercado entre elas. Assim, Barros, Bacchi e Burnquist (2002) mostram que as exportações dependem dos preços de exportação expressos em mo-

eda estrangeira, do preço doméstico, da taxa de câmbio real, da renda interna e de um deslocador da oferta. De acordo com o modelo, esperam-se encontrar coeficientes negativos entre as exportações e o preço interno, assim como, entre as exportações e renda interna. Preços baixos refletem maior disponibilidade do produto, logo, maior disponibilidade de exportação. Assim, variações positivas no preço interno provavelmente indica uma escassez de oferta em relação à quantidade demandada, sinalizando uma queda das exportações. Já entre a quantidade exportada e as variáveis preço das exportações e taxa de câmbio, o ideal seria encontrar uma relação positiva.

O modelo adaptado por Alves e Bachi (2004) propõe o ajustamento da função de oferta de exportação do produto utilizando a metodologia de Autorregressão Vetorial, permitindo a análise dos efeitos dinâmicos de alterações nas variáveis incluídas no modelo, e permite que tais variáveis sejam consideradas endógenas. Diferente do trabalho realizado por Barros, Bacchi e Burnquist (2002) que utiliza os procedimentos de análise de regressão clássicos.

### 2.2 Estratégia empírica

A estratégia empírica consistiu de vários passos. Primeiro, realizou-se testes de estacionaridade para identificar a ordem de integração das variáveis analisadas. Para isso, foram feitos testes de Dickey-Fuller Aumentado, Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin e o Phillips-Perron. Segundo, sabendo a ordem de integração, estimou-se um modelo VAR para saber a ordem de defasagem ótima. Terceiro, foi realizado o teste de cointegração de Johansen. Como será apresentado mais para frente não é possível rejeitar a hipótese nula de que as variáveis estão cointegradas. Portanto, foi estimado um modelo VAR com correções de erros, ou seja, um VEC.

O modelo VEC pode ser encontrado sobre a base de um modelo VAR, que pode ser matematicamente representado da seguinte forma:

$$Y_t = a_1 Y_{t-1} + a_2 Y_{t-2} + \dots + a_k Y_{t-k} + BX_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

Em que  $Y_t$  é um vetor de variáveis endógenas,  $X_t$  um vetor de variáveis exógenas,  $a_1, \dots, a_k$  e  $B$  são vetores de parâmetros a ser estimados. Finalmente,  $\varepsilon_t$  é um vetor de inovações. Tal vetor de inovações



não está correlacionado com as variáveis incluídas do lado direito de (1) e com as inovações dos anos anteriores.

O modelo VEC é um VAR restrito desenhado para ser usado com variáveis não estacionárias que são cointegradas. O VEC tem relações de cointegração construídas dentro da especificação para restringir o comportamento de longo prazo das variáveis endógenas a convergir nas suas relações de cointegração. Isto permite ao mesmo tempo analisar uma dinâmica de ajuste de curto prazo. O termo de cointegração é conhecido como o termo de correção devido a que os desvios do equilíbrio de longo prazo são corrigidos gradualmente através das séries de ajuste de curto prazo parcial.

Tomando duas variáveis como exemplo, o modelo VEC pode ser apresentado como segue:

$$DY_{it} = a_1(Y_{2t-1}) - bY_{1t-1} + \varepsilon_t \quad (2)$$

Em que neste sistema, a única variável do lado direito é o termo de correção de erro. No equilíbrio de longo prazo, tal termo é zero. Porém, se as variáveis desviam-se do equilíbrio de longo prazo, o termo de correção será distinto de zero e cada variável ajusta-se ao atingir parcialmente a relação de

equilíbrio. Os coeficientes  $a$ , indicam a velocidade de ajuste das variáveis endógenas.

### 3 Dados

Os dados utilizados neste trabalho abrangem uma série temporal de onze anos, que vai de 2004 a 2014. A série escolhida não apresenta valores zeros ou missing values (dados faltantes), além disso, tal período proporcionou cenários marcantes para a economia brasileira e mundial, tanto positivos, como o boom nos preços das commodities no mundo intensificado a partir de 2004, quanto negativos que têm como principal referência a crise de 2008.

As variáveis empregadas seguem o modelo teórico descrito anteriormente, logo, são: quantidade exportada de manga (kg) do Vale Submédio São Francisco (Log\_exp\_sa), preço das exportações de manga (Log\_precoext), preço interno da manga (Log\_precoint), o Produto Interno Bruto como proxy para a renda interna (Log\_rendaint), e a taxa de câmbio efetiva real (Log\_txcambio\_sa). A Tabela 1 sintetiza as variáveis utilizadas, assim como suas siglas, índice utilizado para deflacionar a variável quando necessário e fontes.

Tabela 1 – Variáveis utilizadas

| Variável                       | Sigla           | Índice def. | Fonte                |
|--------------------------------|-----------------|-------------|----------------------|
| Quantidade exportada de manga  | Log_exp_sa      | -           | Mdic/Secex/AliceWeb2 |
| Preço das exportações de manga | Log_precoext    | IGP-DI      | Cepea                |
| Preço interno da manga         | Log_precoint    | IGP-DI      | Cepea                |
| PIB - proxy da renda interna   | Log_rendaint    | IPCA        | Ipeadata             |
| Taxa de câmbio efetiva real    | Log_txcambio_sa | IPA-OG      | FGVdados             |

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

Com o intuito de evitar possíveis problemas devido às diferenças nas unidades de medidas, todas as variáveis estão expressas em logaritmos naturais. A presença de sazonalidade nas séries foi testada, as variáveis quantidade exportada (Log\_exp\_sa) e taxa de câmbio efetiva real (Log\_txcambio\_sa) apresentaram sazonalidade e foram dessazonalizadas pelo método X12 do US Census Bureau.

### 4 Resultados

Inicialmente, observou-se pela análise gráfica das variáveis que o modelo com intercepto apresentou melhor ajuste. Com a estrutura do modelo definida, o primeiro passo foi analisar a estacionariedade das variáveis; para isso foram feitos alguns testes de raiz unitária, a saber, Dickey-Fuller Aumentado (ADF), Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-

Shin (KPSS) e o Phillips-Perron (PP). Os resultados dos testes estão descritos na Tabela 2.

Tabela 2 – Testes de raiz unitária para as variáveis

| Variáveis*       | ADF   | K  | KPSS | K  | PP    | K  |
|------------------|-------|----|------|----|-------|----|
| Log_exp_sa       | -3,26 | 2  | 0,24 | 6  | -2,30 | 8  |
| Log_precoext     | -2,66 | 1  | 0,55 | 2  | -1,11 | 28 |
| Log_precoint     | -1,59 | 1  | 0,05 | 5  | -1,22 | 36 |
| Log_rendaint     | -1,34 | 11 | 0,28 | 29 | -1,09 | 34 |
| Log_txcam-bio_sa | -2,65 | 0  | 0,42 | 3  | -1,61 | 6  |

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

Notas: K indica o número de defasagens de cada teste para as variáveis.

\*Todas as variáveis foram significativas a 1%.

Os resultados dos testes estabelecidos mostraram que todas as variáveis são estacionárias em primeiras diferenças, integradas de ordem zero,

Tabela 3 – Teste de Cointegração de Johansen

| Hypothesized No. of CE(s) | Eigenvalue | Trace Statistic | 0.05 Critical Value | Prob.** | Max -Eigen Statistic | 0.05 Critical Value | Prob.** |
|---------------------------|------------|-----------------|---------------------|---------|----------------------|---------------------|---------|
| None*                     | 0.334984   | 92.29052        | 60.06141            | 0.0000  | 50,17707             | 30,43961            | 0.0001  |
| At most 1*                | 0.180923   | 42.11345        | 40.17493            | 0.0315  | 24,54793             | 24,15921            | 0,0443  |
| At most 2                 | 0.090173   | 17.56552        | 24.27596            | 0.2765  | 11,62363             | 17,79730            | 0,3302  |
| At most 3                 | 0.043231   | 5.941893        | 12.32090            | 0.4431  | 5,435819             | 11,22480            | 0,4183  |
| At most 4                 | 0.004106   | 0.506074        | 4.129906            | 0.5398  | 0,506074             | 1,129906            | 0,5398  |

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

Os resultados apontam para a rejeição da hipótese nula de não cointegração. Tanto o teste do traço (Trace Statistic) quanto o de máximo autovalor (Max-Eigen Statistic) indicam dois vetores de cointegração. Desse modo, duas relações de cointegração serão consideradas no ajustamento do modelo de correção de erro, VEC. Antes de dar

I(1). Assim, foi aplicada a primeira diferença nas séries que se mostraram não estacionárias em nível, e logo após verificou-se que tais variáveis tornaram-se estacionárias. Como duas variáveis do modelo são integradas de ordem um, o procedimento seguinte é realizar os testes de cointegração.

Na definição de Engle e Granger (1987) as variáveis devem ser integradas de mesma ordem para serem cointegradas, no entanto a definição de Campbell e Perron (1991) não impõe essa restrição para a existência de cointegração. O teste de cointegração de Johansen foi realizado, seu resultado segue exposto na Tabela 3. No caso em que os resultados do teste apontem para a existência de vetores de cointegração, um VAR com correção de erros (VEC) deve ser ajustado.

continuidade à estimação do VEC se faz necessário definir o número de defasagens (lags) que serão incluídas no modelo, para isso utilizou-se os critérios de Razão de Verossimilhança (LR), Erro de Previsão Final (FPE), Akaike (AIC), Schwarz (SC) e Hannan-Quinn (HQ). Os resultados da aplicação desses critérios são exibidos na Tabela 4.

Tabela 4 – Critérios de seleção para o número de defasagens do modelo VAR

| Defasagens | LR      | FPE       | AIC     | SC      | HQ      |
|------------|---------|-----------|---------|---------|---------|
| 0          | NA      | 1,86e-09  | -5,915  | -5,816  | -5,869  |
| 1          | 196,140 | 5,21e-10  | -7,185  | -6,507* | -6,907* |
| 2          | 65,293  | 4,38e-10  | -7,362  | -6,156  | -6,851  |
| 3          | 58,598  | 3,82e-10  | -7,503  | -5,674  | -6,760  |
| 4          | 61,831  | 3,16e-10  | -7,703  | -5,302  | -6,728  |
| 5          | 37,859  | 3,26e-10  | -7,686  | -4,714  | -6,479  |
| 6          | 49,202* | 2,93e-10* | -7,815* | -4,271  | -6,375  |
| 7          | 28,766  | 3,27e-10  | -7,739  | -3,624  | -6,067  |

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

Nota: \* Indica a ordem de defasagem escolhida pelo critério.

Os critérios de SC e HQ indicaram que apenas uma defasagem seja utilizada. No entanto, os ou-

tros três testes – LR, FPE e AIC – sugeriram o uso de seis defasagens. Para ajudar na decisão de qual

indicação seguir, realizou-se o teste de autocorrelação serial com duas e seis defasagens, respectivamente. Com a aplicação de apenas dois lags, a hipótese nula de ausência de autocorrelação foi rejeitada. Por sua vez, as saídas do teste de autocorrelação serial de Breusch-Godfrey para o caso de seis defasagens podem ser vistos na Tabela 5.

Tabela 5 – Teste de autocorrelação serial entre os resíduos (Breusch-Godfrey)

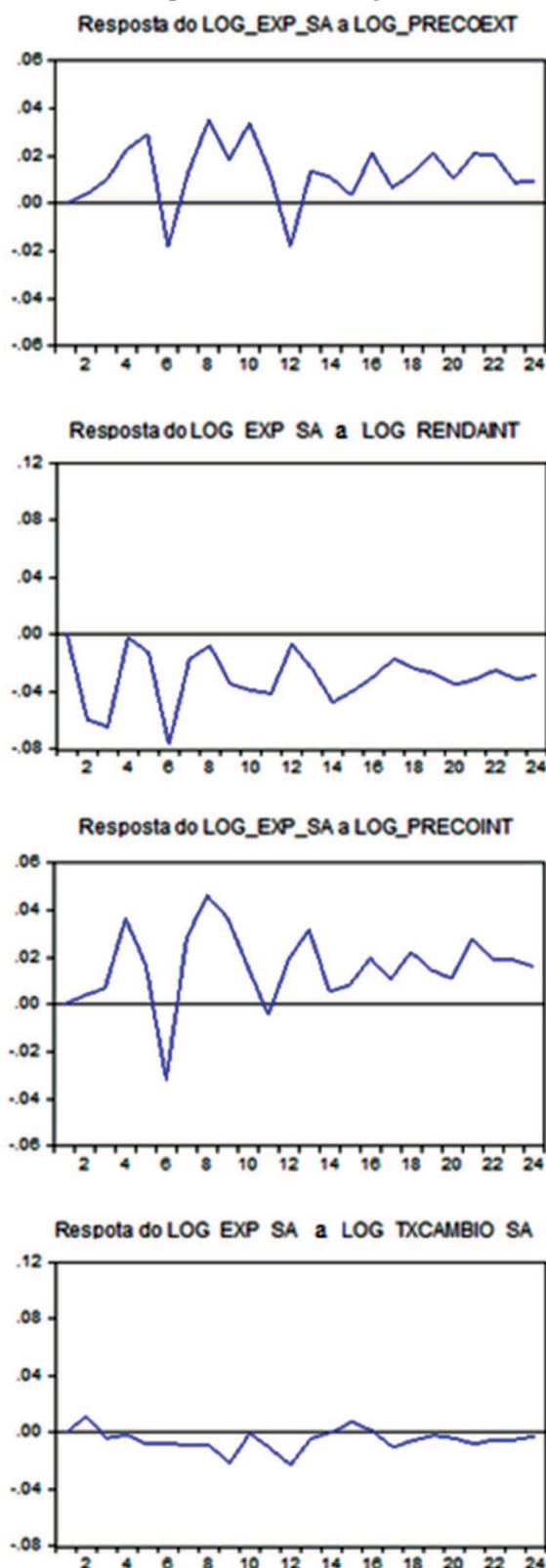
| Lags | LM-Stat  | Prob   |
|------|----------|--------|
| 1    | 30.84226 | 0.1943 |
| 2    | 21.15001 | 0.6842 |
| 3    | 30.89111 | 0.1926 |
| 4    | 19.20648 | 0.7871 |
| 5    | 38.77741 | 0.0388 |
| 6    | 33.09881 | 0.1286 |
| 7    | 22.81756 | 0.5882 |
| 8    | 25.65005 | 0.4265 |
| 9    | 17.17267 | 0.8754 |
| 10   | 25.38725 | 0.4408 |
| 11   | 29.33018 | 0.2503 |
| 12   | 41.31878 | 0.0212 |

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

De acordo com a Tabela 5, os resultados indicaram que a 1% de significância a hipótese nula de ausência de autocorrelação dos resíduos não pode ser rejeitada. Assim, um total de seis defasagens foi utilizado para ajuste do modelo de correção de erros, VEC. Testes de heterocedasticidade e normalidade foram realizados, o primeiro apresentou resultado satisfatório para ausência de heterocedasticidade, enquanto que o teste de normalidade dos resíduos, Jarque-Bera, rejeitou a hipótese nula de normalidade<sup>2</sup>.

Com o modelo definido e identificado, as funções impulso-resposta serão analisadas. Tais funções foram utilizadas porque possibilitam delinear a trajetória das exportações de manga do Vale Submédio São Francisco em resposta aos choques nos preços externos e internos, na renda interna e na taxa de câmbio efetiva real. As respostas das exportações 24 meses após os choques nas variáveis preço externo (Log\_precoext), preço interno (Log\_precoint), renda interna (Log\_rendaint) e taxa de câmbio (Log\_tx-cambio\_sa) podem ser visualizadas na Figura 1.

Figura 1 – Funções de impulso-resposta para as exportações de manga



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

Inicialmente, nota-se na Figura 1 que uma elevação de um desvio padrão no Log\_precoext (preço externo) não altera as exportações no primeiro mês após o choque inicial. A partir do segundo mês, há um

2 Tal resultado pode ter ocorrido devido ao tamanho da amostra. Sabendo-se dos problemas que a não normalidade dos erros trazem para a análise, decidiu-se por desconsiderar tal hipótese e continuar o trabalho. Alguns trabalhos no Brasil utilizaram essa prática (Monte, 2012; Oreiro et al., 2006; Gróppo, 2004; Camuri, 2005).

aumento nas exportações, que ficam em um patamar superior até o sexto mês no qual ocorre um pequeno impacto negativo, porém, do oitavo mês em diante as exportações voltam a subir, mantendo-se elevadas durante vários períodos, conforme esperado. Em relação ao choque no Log\_preoint (preço interno), observa-se uma pequena queda nas exportações nos primeiros meses, porém ao contrário do esperado, esse efeito não é persistente e logo tem-se o crescimento das exportações a partir do oitavo mês, encerrando o período analisado em um patamar superior ao inicial. Monte (2012) argumenta que um aumento do preço interno não significa, necessariamente, crescimento na oferta interna da commodity. No caso da manga no Vale Submédio São Francisco isto pode estar relacionado ao fato de que grande parte da produção é destinada especificamente para atender o mercado externo nos períodos de janela de mercado em que os preços externos estão bem elevados, tornando assim o mercado interno menos atrativo.

A resposta das exportações aos choques no Log\_rendaint (renda interna) leva a uma queda nas exportações de manga logo no segundo mês. Durante o período analisado, é possível observar algumas oscilações na trajetória das exportações, porém o choque persiste deixando-as em um patamar menor que o observado inicialmente. Por fim, verifica-se que choques no Log\_txcambio\_sa (taxa de câmbio) têm um modesto efeito positivo nas exportações, tal efeito, no entanto, torna-se negativo no quinto mês e segue oscilando até o décimo quarto mês, finalizando o período de estudo praticamente nulo. Barros e Silva (2009) ressaltam que variações cambiais tendem a não provocar alterações significativas em commodities agrícolas, como a manga.

Complementando a análise das funções impulso-resposta, foi realizado o exercício de decomposição da variância do erro de previsão (DV). Este exercício indica quanto da variância do erro de previsão das exportações de manga pode ser atribuído a mudanças na própria exportação e as outras variáveis utilizadas. Os resultados da decomposição para a quantidade exportada de manga do Vale Submédio São Francisco estão expostos na Tabela 6.

Ao observar a Tabela 6, o resultado que mais chama atenção é que a variância do erro de previsão das exportações de manga recebe maior impacto da própria série, ou seja, de choques sofridos nas exportações, porém seu impacto vai diminuindo com o tempo. Isso pode estar relacionado ao fato de que diferentes fatores que podem afetar as exportações de manga estão inseridos no erro. Por exemplo, diminuição da oferta devido à diminuição de chuva, levando ao choque negativo nas exportações, ou um aumento nas exportações de manga devido à queda na oferta dos países concorrentes do Brasil, melhorias na tecnologia de produção e infraestrutura que podem tornar a Região mais competitiva no mercado internacional. Tais fatores exógenos poderiam influenciar a importância dos choques sofridos nas exportações de manga sobre sua própria trajetória.

O preço externo explica de 0,014% a 2,62% a variância do erro de previsão da quantidade exportada. Já o preço interno tem maior poder de explicação, variando de 0,52% a 19,92%, dependendo do período em questão. A partir do oitavo período, o preço interno é a segunda variável que mais explica o erro de previsão da quantidade de manga exportada.

Tabela 6 – Decomposição da variância do erro de previsão das exportações de manga

| Período | S.E.  | Export. | Preço Ext. | Preço Inter. | Renda Inter. | Tx. Câmbio |
|---------|-------|---------|------------|--------------|--------------|------------|
| 1       | 0.258 | 100     | 0          | 0            | 0            | 0          |
| 2       | 0.295 | 95.37   | 0.014      | 0.529        | 3.993        | 0.085      |
| 3       | 0.304 | 89.75   | 0.052      | 1.739        | 8.296        | 0.153      |
| 4       | 0.312 | 85.51   | 0.059      | 6.351        | 7.871        | 0.203      |
| 5       | 0.318 | 83.52   | 0.185      | 8.154        | 7.741        | 0.397      |
| 6       | 0.339 | 78.08   | 2.324      | 7.191        | 11.844       | 0.557      |
| 7       | 0.349 | 74.43   | 2.944      | 10.501       | 11.345       | 0.772      |
| 8       | 0.365 | 68.19   | 2.727      | 17.723       | 10.433       | 0.921      |
| 9       | 0.377 | 64.80   | 2.639      | 20.411       | 10.642       | 1.501      |
| 10      | 0.386 | 64.80   | 2.622      | 19.921       | 11.157       | 1.494      |

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

A renda interna, depois das exportações, inicialmente é a variável que tem o maior impacto no erro de previsão da quantidade exportada de manga. Ao longo do tempo, esse poder de explicação diminui, e a partir do oitavo período, ela passa a ser a terceira variável que mais impacta no erro de previsão, encerrando o período com uma influência de 11,15. Por último, a taxa de câmbio apresenta o menor impacto no erro de variação da série quantidade exportada de manga, explicando entre 0,08% e 1,49%, dependendo do período considerado.

## 5 Conclusões

A presente pesquisa teve como objetivo estimar os impactos de choques nos preços de exportação e interno, renda interna e taxa de câmbio nas exportações de manga do Vale Submédio Franciscano, o período de análise teve início no ano de 2004 e fim em 2014. Para cumprir tal objetivo, lançou-se mão da metodologia VAR com correção de erros. As funções impulso-resposta foram estimadas, e análise da decomposição da variância dos erros de previsão foi feita.

Em termos gerais, os resultados do trabalho mostraram que as exportações de manga reagem de forma positiva aos choques no preço de exportação, assim como aos choques no preço interno. Choques na renda interna resultam em queda nas exportações, enquanto que os choques na taxa de câmbio tiveram inicialmente um modesto efeito que seguiu oscilando, e ficou praticamente nulo até o último período observado.

Com relação aos resultados da decomposição da variância do erro de previsão das exportações de manga do Vale do São Francisco, os principais determinantes da exportação de manga do Vale Submédio São Francisco são a própria série de exportação, preço e renda interna. Alguns fatores exógenos, como tecnologia, infraestrutura, poderiam influenciar a importância dos choques sofridos nas exportações de manga sobre sua própria trajetória. Tais fatores são muito importantes quando se fala de competitividade. Uma melhor tecnologia, por exemplo, pode ajudar a melhorar a qualidade da manga produzida, tornando o produtor do Vale mais competitivo no mercado externo.

## Referências

- ALVES, L. R. A.; BACCHI, M. R. P. Oferta de exportação de açúcar do Brasil. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, Brasília, DF, v. 42, n. 1, p. 9-33, 2004.
- BARROS, G. S. de C.; BACCHI, M. R. P.; BURNQUIST, H. L. **Estimação de equações de oferta de exportação de produtos agropecuários para o Brasil (1992/2000)**. Texto para Discussão, Brasília: IPEA, n.865, Mar. 2002.
- BARROS, G.; SILVA, A. F. **Valorização do real no 3º trimestre prejudica remuneração do agronegócio**. Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada - CEPEA. 2009.
- BRANCO, D. K. S. **Impactos da ferrovia Transnordestina na exportação de manga e uva do Vale Submédio São Francisco**. Caruaru, 2014. 59 p. Dissertação (Mestrado em Economia Agrícola) - Programa de pós-graduação em Economia - PPGECON. Universidade Federal de Pernambuco, Centro Acadêmico do Agreste, 2014
- CAMPBELL, J. Y.; PERRON, P. Pitfalls and opportunities: what macroeconomists should know about unit roots. In: BLANCHARD, O. J.; FISCHER, S. (Ed.). **NBER Macroeconomics annual**. Cambridge: The MIT Press, p. 141-201. 1991.
- CAMURI, P. A. **Dívida pública, política fiscal e vulnerabilidade externa no Brasil**. Dissertação (Mestrado) – Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional de Minas Gerais, Universidade Federal de Minas Gerais, Belo Horizonte, 2005.
- CEPEA. CENTRO DE ESTUDOS AVANÇADOS EM ECONOMIA APLICADA. Relatório PIBAGRO-BRASIL, Piracicaba, 2014,
- ENGLE, R. F.; GRANGER, C. W. J. Cointegration and error correction: representation, estimation, and testing. **Econometrica**, Evaston, v. 55, n. 2, p. 251-276, 1987.
- FIORAVANÇO, J. C.; PAIVA, M. C. Competitividade e fruticultura brasileira. **Informações Econômicas**, São Paulo, v. 32, n. 7, p. 24-40, jul. 2002.

GRÔPPO, G. **Causalidade das variáveis macroeconômicas sobre o IBOVESPA**. Dissertação (Mestrado em Economia Aplicada) – Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo, Piracicaba, 2004.

IBRAF. INSTITUO BRASILEIRO DE FRUTAS. Disponível em: <[www.ibraf.org.br/](http://www.ibraf.org.br/)>. Acesso em: 29 nov. 2014.

MAIA, S. F. LOMBARDI FILHO, S. C. MOURA, B. T. L. S. de. As exportações paraibanas de abacaxi: uma abordagem a partir de vetores autorregressivos (VAR). In: CONGRESSO DA SOBER, 52., 2014, Campo Grande. **Anais eletrônicos...** Campo Grande, 2014.

MONTE, E. Z. Exportações de café do Espírito Santo: aplicação da metodologia VAR. **Revista de Política Agrícola**, v. 21, p. 106-119, 2012.

SECEX. SECRETARIA DE COMÉRCIO EXTERIOR. Disponível em: <[www.desenvolvimento.gov.br/](http://www.desenvolvimento.gov.br/)>. Acesso em: 20 dez. 2014.

SILVA, M. V. S. E.; BACCHI, M. R. P. Condicionantes das exportações brasileiras de açúcar bruto. **Agricultura em São Paulo**, São Paulo, v. 52, n.2, p. 99-110, 2005.

SILVA, E. K.; MAIA, S. F. As exportações brasileiras de café (1961-2001): uma análise usando vetores Autorregressivos (VAR). In: XLI CONGRESSO DA SOBER, 2003, Juiz de Fora. **Anais...** Juiz de Fora, 2003.

WANG, S. L. MCPHAIL, L. Impacts of energy shocks on US agricultural productivity growth and commodity prices - A structural VAR analysis. **Energy Economics**, n. 46, p. 435-444, 2014.

OREIRO, J. L.; PAULA, L. F.; ONO, F. H.; SILVA, G. J. C. Determinantes macroeconômicos do *spread* bancário no Brasil: teoria e evidência recente. **Economia Aplicada**, Ribeirão Preto, v. 10, n. 4, p.609-634, 2006.

PADRÃO, G. A.; PROFETA, G. A.; GOMES, M. F. M. Determinantes da exportação mineira de café. In: CONGRESSO DA SOBER, 48., 2010, Campo Grande. **Anais eletrônicos...** Campo Grande, 2010.



## **ANÁLISE DE PREÇOS COM A APLICAÇÃO GEOPROCESSAMENTO E REDES NEURAIS NO MERCADO IMOBILIÁRIO DE FORTALEZA**

### **Price analysis with geoprocessing and neural networks in the real estate market of Fortaleza**

**Vanessa Ribeiro Campos**

Doutora em Engenharia de Produção, Professora do Programa de Pós-Graduação em Engenharia Civil: Estruturas e Construção Civil da Universidade Federal do Ceará. [vanessa.campos@ufc.br](mailto:vanessa.campos@ufc.br).

**Lucas de Oliveira Correia**

Engenheiro Civil. Universidade Federal do Ceará.  
[l.uk.kas@hotmail.com](mailto:l.uk.kas@hotmail.com).

---

**Resumo:** O aumento da oferta de imóveis verticais influencia diretamente o uso e a ocupação do solo das grandes cidades. Com efeito, é importante conhecer a distribuição das edificações e identificar as tendências de crescimento das habitações no espaço urbano. O objetivo do estudo é propor uma metodologia em que combina a aplicação de Redes Neurais Artificiais e um Sistema de Geoprocessamento para analisar a distribuição do preço por metro quadrado em uma região que possui alta densidade de edifícios em Fortaleza. Foi realizada uma análise de dados referentes aos lançamentos imobiliários e, a partir daí, foram simulados três cenários com valores diferentes de preço de oferta por metro quadrado do imóvel. A contribuição da pesquisa consiste em entender o fenômeno da distribuição do preço entre classes de sub-regiões da cidade para apoiar decisões sobre referentes aos lançamentos imobiliários.

**Palavras-chave:** Avaliação de preços; planejamento urbano; edificações multifamiliares.

**Abstract:** The increase the offer of vertical buildings has a direct influence on the soil use and occupation in major cities. In fact, the knowledge about the distribution of these properties within the urban space is important to identify building growth trends in municipal planning, as well as the development of the real estate in the city. The purpose of this study is to propose a model of Artificial Neural Networks application with Geoprocessing to analyse the distribution of the price per square meter of high-density apartments in Fortaleza. A modeling with data from real estate releases was performed to study how the offer the price per square meter of real estate. The research simulates three projection scenarios with different values of price per square meter in the city. The contribution of this research is to understand the phenomenon of price distribution between classes of sub-regions of the city and to support decisions in the real estate market and the urban planning.

**Keywords:** Real Estate; planning; construction.



## 1 Introdução

A Indústria da Construção Civil possui representatividade significativa para a economia do Brasil, pois está relacionada com a geração de empregos, desenvolvimento de infraestrutura urbana e oferta de edificações habitacionais. Além de sua importância econômica e social, o setor contribui diretamente com o desenvolvimento urbano no país. Portanto, analisar o crescimento habitacional em grandes cidades é fundamental para se entender o desenvolvimento de uma região.

De acordo com o Censo de 2010, a demanda por moradia cresceu de 6,5 milhões para 8,3 milhões em um período de dez anos (IBGE, 2011). O Banco Central do Brasil (2002) aponta que, no período entre fevereiro de 2000 a janeiro de 2001, o Sistema Financeiro de Habitação (SFH) concedeu crédito para aquisição e construção para mais de 36 mil unidades habitacionais no período de janeiro a dezembro de 2013, foi concedido financiamento por instituições financeiras para aproximadamente 408 mil unidades habitacionais no País, em comparação com mais de 423 mil entre janeiro de 2011 a dezembro de 2012 (BACEN, 2013). Nota-se, portanto, um crescimento acelerado na Indústria da Construção Civil, fortemente influenciado pelo crédito imobiliário. Todavia, a grande parcela dos financiamentos imobiliários concentra-se na região sudeste do país, correspondendo a 58,10% do total de financiamentos, enquanto no Nordeste brasileiro, a porcentagem de financiamento imobiliário foi de 12,74% (BACEN, 2013).

No que concerne à dinâmica dos financiamentos habitacionais, ressalta-se que as empresas, que atuam na construção de edifícios, devem conhecer bem a evolução dos investimentos imobiliários. Essas construtoras precisam também observar as diretrizes e tendências do mercado consumidor para garantir estratégias de atuação em um cenário futuro. Com efeito, surge a necessidade de se utilizar métodos que permitam a projeção de cenários no espaço urbano, com a finalidade de auxiliar a previsão de possíveis ações que minimizem as incertezas relacionadas com investimentos imobiliários.

O uso da tecnologia de geoprocessamento, como sistema de apoio à tomada de decisão, pode contribuir para avaliar os lançamentos imobiliários no espaço geográfico. Pode-se, também, utilizar um Sistema de Informações Georreferenciadas (SIG) para a

gestão de informações de forma eficiente, pois se trata de uma interface computacional que permite analisar os dados georreferenciados de forma automatizada (PEREIRA; SILVA, 2001).

Além do SIG, outra ferramenta que colabora para a avaliação da distribuição de preços no mercado imobiliário, consiste na técnica de Redes Neurais Artificiais (RNAs). De acordo com García, Gámez e Alfaro (2008), os modelos de RNAs tornaram-se mais atrativos do que os modelos tradicionais econométricos. A principal vantagem dessa técnica é sua habilidade em lidar com relações não lineares como é o caso de avaliação de imóveis.

O uso de um Sistema de Informações Geográficas (SIG) juntamente com Redes Neurais Artificiais (RNAs) oportunizou estudar a evolução dos lançamentos de imóveis no espaço urbano. Em decorrência, o objetivo da pesquisa consiste em estudar a distribuição do preço de oferta por metro quadrado do imóvel em uma região altamente adensada da cidade de Fortaleza (CE). Os resultados do experimento contribuem para auxiliar à tomada de decisão no processo de escolha do local de implantação do empreendimento, assim como verificar a evolução dos valores dos imóveis.

## 2 Redes Neurais e o mercado imobiliário

As empresas do setor da construção civil direcionam seus esforços para o ambiente externo, visando captar informações que permitam delinear a valorização de terrenos. As intervenções do setor imobiliário, associadas ao processo de estruturação interurbana, provocam uma dinâmica no mercado que altera o uso da terra e influencia o valor referente à localização dos empreendimentos (GONZÁLEZ; FORMOSO, 2001).

Balarine (2004) constatou que na Indústria da Construção Civil, mais especificamente, aquelas empresas do setor de incorporações imobiliárias, não conhecem ou não utilizam, de maneira correta, as técnicas de avaliação de investimentos disponibilizadas pela engenharia econômica. A atividade imobiliária possui, na sua origem, um processo que procura desenvolver um bem material em momento anterior a uma demanda. Essa, por sua vez, é incerta e composta por riscos. Ainda assim, muitos incorporadores não adotam métodos formais que o auxiliem à decisão, particularmente, no início do negócio.

No mercado imobiliário, é possível observar os aspectos físicos da região que influenciam na formação de preços dos imóveis. Surge, assim, a necessidade de considerar a distribuição espacial das edificações, bem como fazer a correlação entre as informações obtidas. O Geoprocessamento surge como uma opção viável para representar as informações dentro de um espaço geográfico. Dessa forma, a gestão de informações em um Sistema de Informações Georreferenciadas (SIG) pode ser feita de forma eficiente, uma vez que o componente de maior relevância do SIG é a base de dados, a autenticidade dessa fonte possibilita extrair informações representativas da região de estudo (PEREIRA; SILVA, 2001).

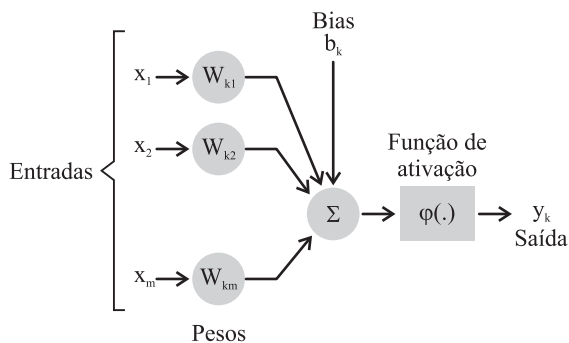
Apesar da relevância do banco de dados, a escolha do método de modelagem constitui uma etapa fundamental para compreender o comportamento de um fenômeno. No que se refere às técnicas emergentes de avaliação de imóveis em massa, Brondino e Silva (2005) asseveram que os métodos estatísticos convencionais possuem limitações como descontinuidades e não linearidades, mas esses aspectos nem sempre são detectáveis. González e Formoso (2001) completam ao afirmarem que existe desconsideração dos efeitos espaciais, como localização e acessibilidade, em avaliações de imóveis por análise de regressão.

Haykin (2001) ensina que uma rede neural é um processador que é distribuído paralelamente de forma condensada, constituído por unidades de processamento simples, que possuem a propensão natural para armazenar conhecimento experimental e torná-lo disponível para o seu uso. Uma de suas principais características é a capacidade de aprendizado proporcionada pela apresentação prévia de um banco de dados. Para o autor, a ferramenta é análoga ao funcionamento do neurônio humano, pois reconhece os padrões de comportamento do fenômeno a ser analisado. Essa propriedade maximiza a capacidade de predição do modelo por meio de inteligência artificial.

A Figura 1 mostra o modelo de uma RNA e a configuração básica do neurônio que abrange 3 (três) elementos. Primeiramente, os valores de entrada  $x_j$  que se conectam ao peso sináptico, esses valores podem ser interpretados como uma força entre as conexões. Em sequência, realiza-se o produto entre o peso sináptico ( $w_{kj}$ ) e a entrada ( $x_j$ ). É válido afirmar que o índice  $k$  se refere ao neurônio

e o índice  $j$  consiste no terminal de entrada do peso sináptico.

Figura 1 – Modelo não linear de um neurônio



Fonte: Haykin (2001, p. 36).

Diferentemente do cérebro humano, os valores assumidos pelos pesos sinápticos podem ser positivos ou negativos; o elemento somador dos sinais de entrada é ponderado pelas sinapses do neurônio; e por fim, uma função de ativação que limita o intervalo de saída a um valor finito (HAYKIN, 2001). Braga, Carvalho e Ludermir (2007, p. 2) concluem que “as RNAs atuam como mapeadores universais de funções multivariáveis, com custo computacional que cresce apenas linearmente com o número de variáveis”.

Pode-se conferir a aplicação dessa técnica em estudos realizados em áreas diferentes como: na ciência da informação por Ferneda (2006); na educação pelas pesquisas de Hardgrave, Wilson e Walstrom (1994) e Flitman (1997); na engenharia de transportes por Mussone, Rinelli e Reitani (1996), Bocanegra, (2002) e Aguiar Junior (2004); na administração financeira, para a concessão de crédito bancário por Steiner et al. (2007) e para concessão de crédito ao consumidor por Lima et al. (2009). A adoção dessa técnica na análise do mercado imobiliário é também vista nas pesquisas dos seguintes autores:

Kathmann (1993) estuda a combinação de Redes Neurais Artificiais com o uso do cálculo probabilístico para determinar os valores imobiliários;

Neto (2004) utiliza diferentes metodologias para a estimação do valor de mercado de imóveis por meio da aplicação de Redes Neuro-Fuzzy e Redes Neurais Artificiais, além de fazer a análise comparativa dos resultados com Estimadores de Mínimos Quadrados.

Wang (2005) propõe um sistema de apoio à tomada de decisão fundamentado na técnica de Análise Envoltória de Dados para medir o desempenho do investimento público no mercado imobiliário.

A definição de modelo com índice de confiança com auxílio de um SIG para a avaliação de imóveis foi abordada por Guo et al. (2007);

A determinação do valor de mercado para imóveis auxiliado por redes neurais é concretizada por Li e Shi (2011) e García, Gámez e Alfaro (2008).

Chiarazzo et al. (2014) aplicam RNAs para estimar o preço de imóveis, considerando fatores ambientais tais como níveis de poluição e ruído, paisagem, entre outros.

Arafiev, Terleev e Badenko (2015) utilizam Sistemas de Informações Georreferenciadas integrado com lógica *fuzzy* para a avaliação de parcelas de terreno, considerando critérios tecnológicos, econômicos, ecológicos e social.

No que diz respeito à combinação das duas técnicas RNA e SIG, encontra-se na literatura a pesquisa de Brondino e Silva (1999) que utilizam essas técnicas para a avaliação de terrenos.

Liu, Deng e Wang (2011) apontam que a avaliação imobiliária é um processo complexo, visto que a precisão na avaliação é influenciada pela qualidade das informações, pela tecnologia utilizada e por erros oriundos do processo de avaliação. Assim, métodos tradicionais de avaliação podem se tornar ineficientes e imprecisos. Os autores recomendam utilizar, em primeiro lugar, o SIG com uma plataforma abrangente que engloba uma tecnologia de informação adequada ao processo de avaliação de imóveis. A segunda etapa consiste na aplicação de uma rede neural que tem a habilidade dinâmica de processar problemas não lineares.

### 3 Metodologia

#### 3.1 Etapas da pesquisa

A pesquisa fez o uso de duas técnicas de apoio à decisão, Redes Neurais Artificiais e Geoprocessamento, para estudar a variação do preço por metro quadrado dos imóveis dentro de um espaço urbano. Considerou-se para tanto, o padrão dos imóveis e suas coordenadas cartográficas de imóveis no ano de 2013.

As fontes de evidência utilizadas na pesquisa foram documentos, relatórios e informações publicitárias fornecidas por imobiliárias e construtoras. Dados de duas imobiliárias de alta representatividade em Fortaleza, originados de tabelas de vendas e folders de lançamento de habitações multifamiliares foram coletados para a pesquisa. Esse procedimento considerou o período entre os meses de janeiro de 2013 a setembro de 2013. Adotou-se, ainda, dados procedentes do IBGE (2011), referente ao Censo Demográfico de 2010, bem como arquivos disponibilizados pela Secretaria de Infraestrutura de Fortaleza (Seinfra), utilizados para a caracterização da região estudada.

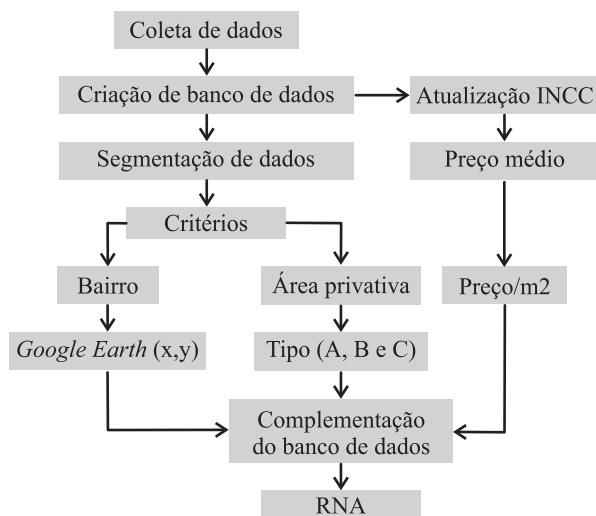
Tendo em vista que o estudo considerou os preços de oferta de condomínios de edifícios para a incorporação imobiliária, é importante ressaltar que a NBR 12 721:2005 é responsável por orientar sobre a coleta de preços e cálculo do Custo Unitário Básico por m<sup>2</sup> de construção. Esta norma define como custo unitário da construção: o quociente da divisão do custo global da construção pela área equivalente em área de custo padrão total. Informa-se, também, que a norma em questão se aplica aos edifícios com unidades autônomas dispostas em pavimentos, ou seja, projetos-padrão. Define-se como projeto-padrão aqueles selecionados para representar os diferentes tipos de edificações, que são usualmente objeto de incorporação para construção em condomínio e conjunto de edificações, definidos por suas características principais: número de pavimentos; número de dependências por unidade; áreas equivalentes à área de custo padrão privativas das unidades autônomas; padrão de acabamento da construção; e número total de unidades (ABNT, 2005).

Diante do exposto, e com base na NBR 12721, o parâmetro utilizado para análise foi o preço ofertado por metro quadrado, em vez do valor total de venda do imóvel. Devido à semelhança dos edifícios na região analisada e a proximidade entre os empreendimentos, entende-se que os preços por metro quadrado sejam semelhantes no bairro analisado.

A primeira etapa do estudo consistiu na formação dessas informações e na composição de mapas temáticos com os dados socioeconômicos obtidos no IBGE. O fluxograma da Figura 2 mostra a sequência de etapas da pesquisa em sua primeira fase. Salienta-se que os preços dos empreendimentos

foram ajustados de acordo com o Índice Nacional da Construção Civil – INCC, principal indexador de reajuste na indústria da construção.

Figura 2 – Primeira fase da pesquisa



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

Após a consolidação das informações, iniciaram-se os testes com as redes neurais. Salienta-se que a rede neural foi criada com o intuito de se utilizarem as variáveis explicativas (coordenada  $x$ , coordenadas  $y$  e de mercado) para a variável de preço de venda por metro quadrado.

Os *perceptrons* são constituídos de múltiplas camadas em que se realiza o treinamento supervisionado com o algoritmo *back-propagation* (HAYKIN, 2001). Desse modo, o modelo foi gerado com a aplicação do *software* Matlab, no qual se utilizou o treinamento supervisionado da rede com uma função para ativar a logística sigmoideal para duas camadas. Essa função fornece um balanceamento adequado entre comportamento linear e não linear dos dados.

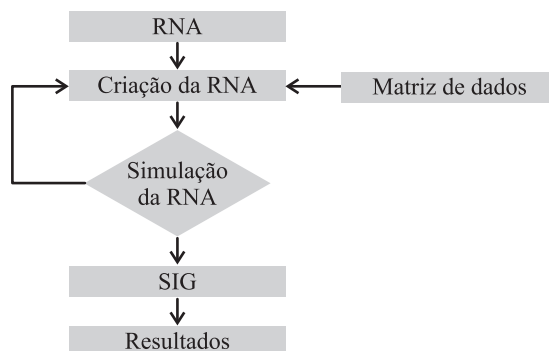
Gerou-se um conjunto de 48 redes, com os mesmos padrões de treino preestabelecidos pelo Matlab. Adotou-se a ordem de grandeza do *Mean Square Error* (MSE) para escolher a rede e, ainda, foi utilizado como critério de desempate, o coeficiente de correlação ( $r$ ) para o conjunto de teste. Nessa fase, procurou-se alcançar uma modelagem ótima com o menor MSE. Adotou-se uma rede com a modelagem adequada ao problema em questão, ou seja, aquela que apresentou os padrões de desempenho mais favoráveis para a simulação de cenários. Em outras palavras, foi selecionada a rede que possuía um índice de correlação mais

próximo do valor 1 (um) para o conjunto de teste, além de um valor favorável para MSE.

Fundamentalmente, os critérios que norteiam a criação da rede foram: o algoritmo de treinamento, a função de treinamento, a função de ativação e a quantidade de *perceptrons* contidos nas camadas intermediárias. No entanto, existem outros parâmetros que poderiam ser considerados como: o gradiente, taxa de momento, taxa de aprendizado, entre outros. Contudo, esses parâmetros produzem uma gama de combinações quando relacionados com os demais critérios já mencionados, desse modo, se optou em utilizar o modo *default* do Matlab para os padrões de treinamento.

A Figura 3 apresenta a sequência de procedimentos, desde a formação da rede neural até os resultados da pesquisa. A obtenção da RNA resultou da entrada dos dados, tratados na primeira fase do experimento juntamente com a aplicação do Matlab 7.8. O parâmetro de validação se fundamentou na escolha da RNA a ser aplicada no estudo, ademais, se gerou uma malha georreferenciada de pontos com espaçamento padronizado na região, e se utilizou a RNA que mais se adequou ao fenômeno. Isso permitiu que fosse gerada uma distribuição de valores de preço por metro quadrado.

Figura 3 – Segunda fase da pesquisa



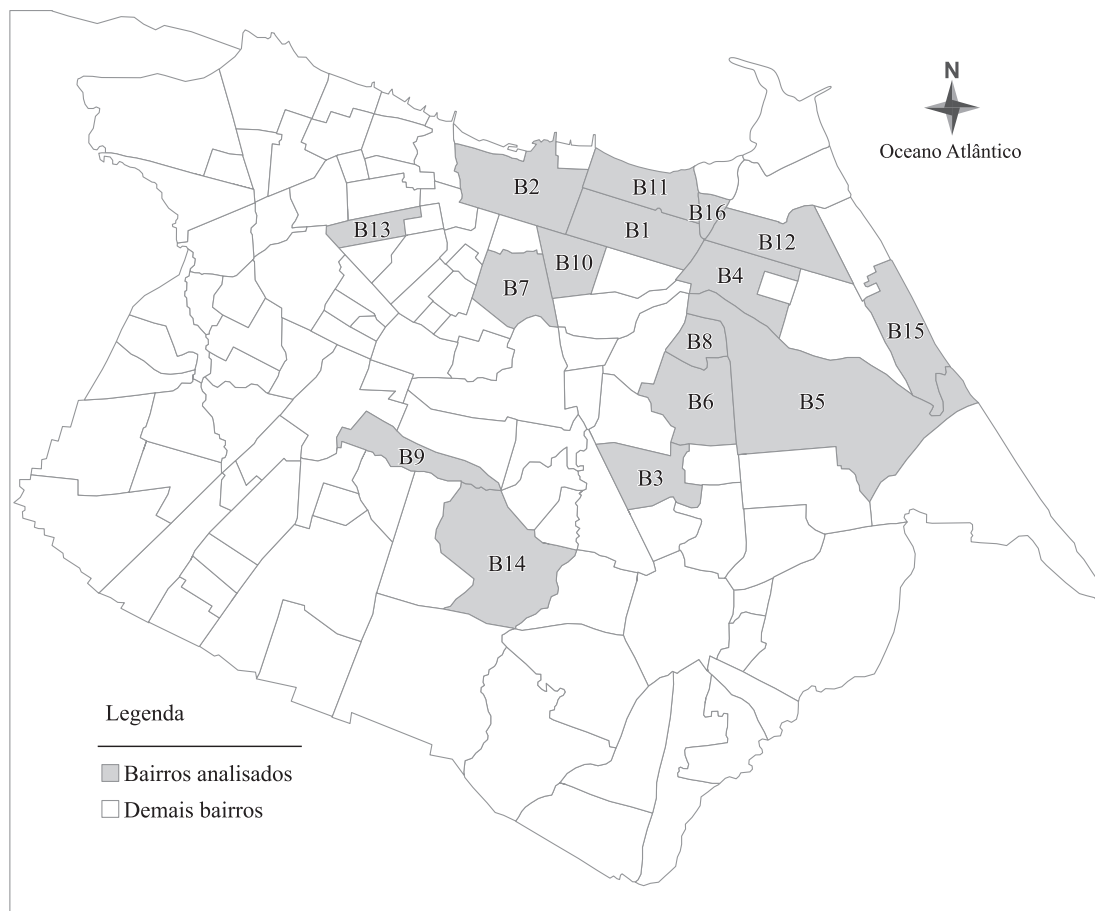
Fonte: Elaborada pelos autores com base nos dados da pesquisa.

### 3.2 Definição dos empreendimentos

A pesquisa considerou os empreendimentos que envolveram uma área distribuída em 16 bairros (Figura 4), isso representa uma área total de 46,9 km<sup>2</sup>. Observa-se que os lançamentos imobiliários se concentram na região norte da cidade, área fortemente adensada com edifícios de alto padrão. É nessa região que se dispõe a maior cobertura de

prestação de serviços de água e esgoto, energia elétrica e comunicação.

Figura 4 – Mapa com os bairros de Fortaleza



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

No experimento, foi necessário aplicar o procedimento em uma região cujos os dados apresentaram maior homogeneidade. Esse procedimento permitiu viabilizar todo o aproveitamento das técnicas SIG com RNA, assim como realização da simulação de três cenários. Dessa forma, o total de 48 empreendimentos foi simplificado para 24 empreendimentos (Figura 4), distribuídos nos bairros: B1, B4, B11, B12 e B16. Esses empreendimentos resultaram em uma área de 13,7 km<sup>2</sup>.

O procedimento de aplicação do geoprocessamento foi realizado com a utilização do *software* Arcmap, no qual permitiu criar uma malha de pontos espaçados a cada 50 metros sobre a região em estudo e se obtiveram as respectivas coordenadas dos pontos em projeção UTM (Universal Transversa de Mercator), no *Datum* SAD69. Oliveira e Silva (2012) descrevem que, neste sistema de projeção, a Terra é dividida em 60 fusos ou zonas de

6° de longitude, em que cada um dos fusos UTM tem origem na interseção do seu meridiano central com a linha do Equador.

Ao gerar as coordenadas dos pontos que constituíam a malha, realizaram-se três aplicações da RNA, em que se gerou três simulações com a mudança da variável de entrada “mercado”. A primeira aplicação considerou que todos os pontos seriam imóveis do mercado A, na segunda simulação seriam imóveis do mercado B, e a última o mercado C.

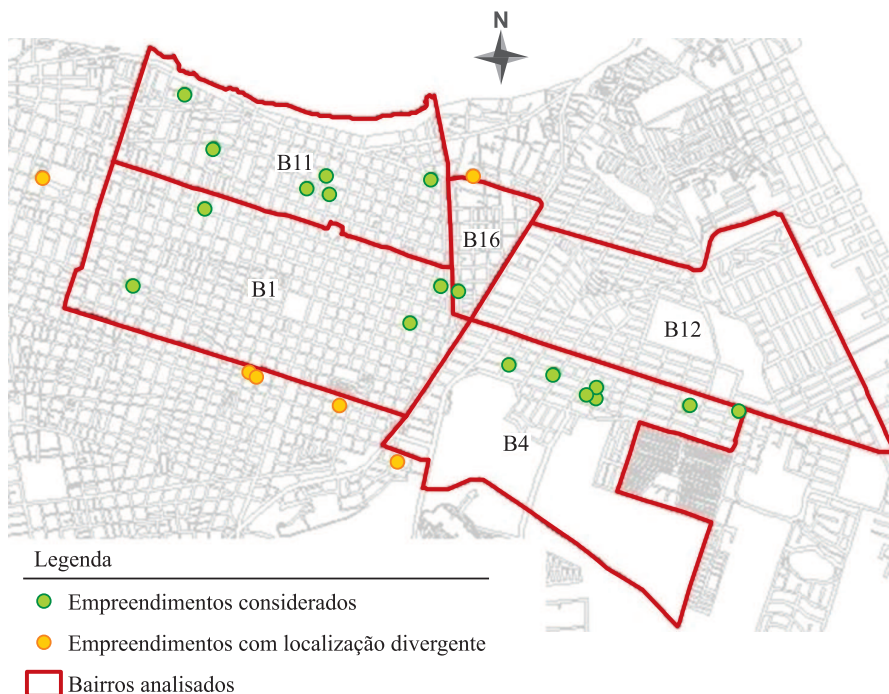
## 4 Resultados e discussão

### 4.1 Resultados dos empreendimentos

A locação dos empreendimentos foi determinada por meio de pontos, o uso *software* Google Earth, permitiu a localização dos empreendimentos no mapa, dessa maneira, foi possível auxiliar a

vistoria em campo. Uma vez aplicado o georreferenciamento dos imóveis, obteve-se a configuração representada pela Figura 5.

Figura 5 – Mapa da distribuição dos empreendimentos



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

A fim de garantir a acurácia dos dados, foi realizada uma vistoria *in loco* para checar os pontos de referência fornecidos pelas imobiliárias. Observou-se que, por exemplo, o bairro B1 não apresentou a mesma quantidade de empreendimentos que constava nos endereços fornecidos pelas imobiliárias. Justificando-se assim a necessidade de verificação *in loco* e conferência de todos os dados fornecidos.

A Tabela 1 mostra os valores máximo, mínimo e médio de preço dos empreendimentos na região estudada. Foi constatado que o preço médio de oferta dos empreendimentos apresentou variação de R\$ 407 mil a R\$ 921 mil, pode-se verificar uma inclinação da área para comercialização de empreendimentos nessa faixa de preço.

Determinou-se o preço de oferta por unidade de área, indicador utilização para se conhecer as variações do preço global para uma faixa de imóvel previamente definida. Os principais valores para os preços médios de oferta por metro quadrado podem ser visualizados na Tabela 2.

Tabela 1 – Preço médio de oferta do empreendimento

| Empreendimento | Área privativa   | Tipo de valor |
|----------------|------------------|---------------|
| nº 29          | R\$ 407.376,92   | Mínimo        |
| -              | R\$ 1.042.865,47 | Médio         |
| nº 24          | R\$ 1.948.542,92 | Máximo        |

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

Tabela 2 – Preço médio de oferta por área média

| Empreendimento | Preço médio/ área média | Tipo de valor |
|----------------|-------------------------|---------------|
| nº 10          | R\$ 4.954,98            | Mínimo        |
| -              | R\$ 6.734,75            | Médio         |
| nº 39          | R\$ 7.964,63            | Máximo        |

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

Nota-se que o empreendimento de número 10 possui o menor preço por metro quadrado, esse empreendimento possui uma área privativa média de 102 m<sup>2</sup>. O menor preço médio do metro quadrado corresponde ao empreendimento de número 39 que possui uma área privativa de 72,91 m<sup>2</sup>. Pode-

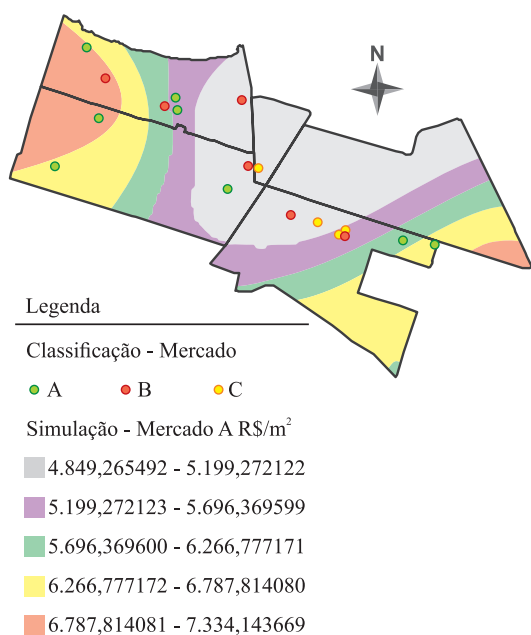
-se inferir, portanto, que o preço por metro quadrado não é necessariamente diretamente proporcional à área do empreendimento. Outros fatores como: acessibilidade, área de lazer, tecnologia construtiva, acabamento do imóvel, podem alterar significativamente valor do metro quadrado do imóvel.

Nesta pesquisa, para efeito de simplificação, foi considerado como principal parâmetro de avaliação o preço do metro quadrado do imóvel e sua localização. No entanto, vale ressaltar que diferenças de preços, dependem da qualidade do empreendimento como número de garagens, tamanho da área comum, tamanho da área privativa, qualidade de acabamento, entre outros fatores.

## 4.2 Aplicação do Geoprocessamento e da Rede Neural

A Figura 6 proporciona um cenário do preço de oferta por metro quadrado de empreendimento do tipo Mercado A. A primeira simulação gerada permite identificar quais os locais com o preço mais elevado por unidade de área. O preço de oferta para a região está delimitado em uma grande área e tem variação de valores de R\$ 4.849,26 a R\$ 5.199,27 por metro quadrado. Observa-se, ainda, que há um acréscimo de valor na medida em que se afasta da região central da área de estudo. Nas áreas destacadas pela Figura 6, percebe-se que, no sentido Leste-Oeste, ocorre um decréscimo de valores até a região central, e, em seguida, há um novo acréscimo de preço.

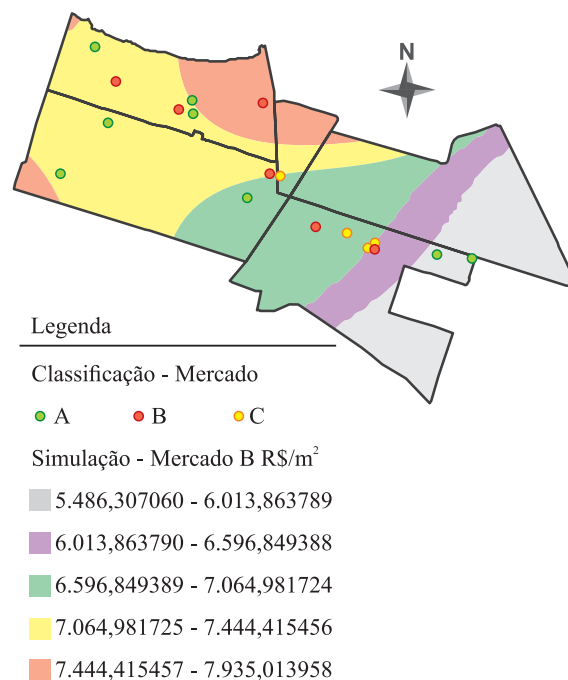
Figura 6 – Simulação: Mercado A



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

A simulação da rede para empreendimentos do Mercado B, conforme indicado pela Figura 7, mostra uma sub-região que favorece o preço do imóvel dessa categoria, verifica-se que a região possui um intervalo de preço por metro quadrado de R\$ 7.064,98 a R\$ 7.444,41. Contudo, é possível advertir que em outras áreas, destacadas de marrom, há um aumento significativo no preço do imóvel. Destaca-se que ao se observar o sentido Leste-Oeste, o preço é totalmente crescente para empreendimentos dessa categoria.

Figura 7 – Simulação: Mercado B

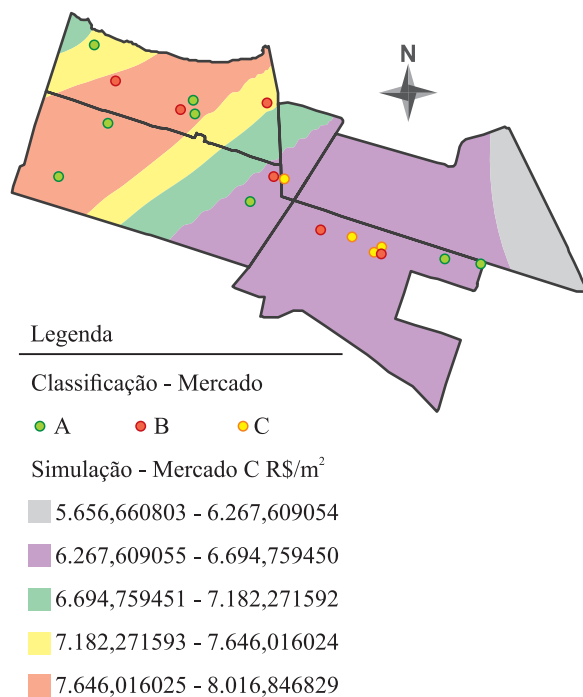


Fonte: Elaborada pelos autores com base nos dados da pesquisa.

Na simulação ao considerar o empreendimento tipo Mercado C (Figura 8) observa-se que no sentido Leste-Oeste, há uma ascensão no preço de oferta por unidade de área, até a extremidade oeste, daí o preço passa a decrescer. Nota-se que o preço por metro quadrado predominante consiste no intervalo entre R\$ 6.227,60 a 6.694,75. Contudo, há uma sub-região (área marrom) onde o preço de oferta consiste em um intervalo mais elevado.

As simulações permitem a formulação de uma estratégia de mercado que pode ser adotada pela construtora, pois se pode prever valores e distribuição de preços de oferta da região com base nos imóveis comercializados do mesmo tipo ou formular uma estratégia com base na concorrência do tipo de mercado.

Figura 8 – Simulação Mercado C



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

É possível constatar que há influência de mercado de imóveis de alto padrão (empreendimentos do tipo Mercado B possuem área privativa a partir de 188,31 m<sup>2</sup>) sobre empreendimentos com área privativa menor, como mercado tipo A, que são mais ofertados na região em estudo. Assim, uma construtora de posse dessa informação, ao avaliar a configuração do mercado, pode decidir por lançar empreendimentos do tipo Mercado A, próximo a imóveis de alto padrão (Mercado B), pois haverá um incremento sobre o preço do imóvel lançado. Essa medida é favorável, pois ao se comparar com um lançamento imobiliário em uma área predominante de empreendimentos do tipo Mercado A, não se pode esperar por um incremento no preço do imóvel, em virtude da influência da circunvizinhança.

## 5 Considerações Finais

É importante considerar que a RNA gerada se destacou como sendo a melhor opção de resposta para os critérios de desempenho adotado. Não obstante, pode haver outra configuração de rede que represente melhor o cenário da distribuição do preço de oferta por metro quadrado dos imóveis na região avaliada.

Quanto à distribuição do preço por metro quadrado, observou-se que a aplicação forneceu indícios básicos de validade. Em consequência,

notou-se que as sub-regiões de simulação para empreendimentos de Mercado B influenciam o incremento de preço dos imóveis da categoria A e C. Os quais possuem tipologia mais desfavorável frente aos empreendimentos caracterizados pelo Mercado B. A simulação dos cenários dos preços permitiu conhecer os nuances dessa variável, como o mesmo se distribui no local e possibilita, ainda, identificar o intervalo de preço mais representativo para área de estudo. Em sùmula, a aplicação da tecnologia RNA e Geoprocessamento possibilitou alcançar resultados concisos e que fornecem condições para simular situações futuras referentes às distribuições de empreendimentos no espaço geográfico.

## Referências

- ABNT. Associação Brasileira de Normas Técnicas. **NBR 12.721: Avaliação de custos de construção para incorporação imobiliária e outras disposições para condomínios edifícios**. Rio de Janeiro, 2005.
- AGUIAR JUNIOR, S. R. **Modelo RAPIDE: uma aplicação de mineração de dados e redes neurais artificiais para a estimativa da demanda por transporte rodoviário interestadual de passageiros no Brasil**. 140 f. Dissertação (Mestrado) – Universidade Católica de Brasília. Brasília, 2004.
- AREFIEV, N.; TERLEEV, V.; BADENKO, V. GIS-based Fuzzy Method for Urban Planning. **Procedia Engineering**, v. 117, p. 233-240, 2015.
- BALARINE, O. F. O. O uso da análise de investimentos em incorporações imobiliárias. **Produção**, v. 14, n. 2, p. 47-57, 2004.
- BACEN. BANCO CENTRAL DO BRASIL. **Financiamentos imobiliários. Resumo mensal do setor. Sistema Financeiro de Habitação**, 2002. Disponível em: <<http://www.bcb.gov.br/FIS/SFH/PORT/est2002/01/Resumo.pdf>>. Acesso em: 05 mar. 2013.
- \_\_\_\_\_. **Financiamentos imobiliários. Resumo mensal do setor. Sistema Financeiro de Habitação**, 2013. Disponível em: <<http://www.bcb.gov.br/FIS/SFH/PORT/est2016/08/Resumo.pdf>>. Acesso em: 05 out. 2016.
- BOCANEGRA, C. W. R. **Procedimentos para tornar mais efetivo o uso das redes neurais artificiais em planejamento de**



**transportes**. 97 f. Dissertação (Mestrado) - Escola de Engenharia de São Carlos. Universidade de São Paulo. São Carlos, 2002.

BRAGA, A. D. P.; CARVALHO, A. C. P. D. L. F. D.; LUDERMIR, T. B. **Redes neurais artificiais: teoria e aplicações**. 2. ed. Rio de Janeiro: LTC, 2007.

BRONDINO, N. C. M.; SILVA, A. N. R. D. Combining Artificial Neural Networks and GIS for land valuation purposes. In: INTERNATIONAL CONFERENCE ON COMPUTERS IN URBAN PLANNING AND URBAN MANAGEMENT, 6, 1999. **Anais...**Veneza: CUPUM, 1999.

BRONDINO, N. C. M.; SILVA, A. N. R. D. Da teoria à prática: introduzindo técnicas emergentes na avaliação de imóveis em massa. **Revista Minerva – Pesquisa & Tecnologia**, v. 2, n. 2, p. 107-117, 2005.

CHIARAZZO, V. et al. A neural network based model for real estate price estimation. **Transportation Research Procedia**, v. 3, p. 810-817, 2014.

FERNEDA, E. Redes neurais e sua aplicação em sistemas de recuperação de informação. **Ciência da Informação**, v. 35, n. 1, p. 25-30, 2006.

FLITMAN, A. M. Towards analyzing student failures: neural networks compared with regression analysis and multiple discriminant analysis. **Computers & Operations Research**, v. 24, n. 4, p. 367-377, 1997.

GARCÍA, N.; GÁMEZ, M.; ALFARO, E. AN-N+GIS: An automated system for property valuation. **Neurocomputing**, v. 71, p. 733-742, 2008.

GONZÁLEZ, M. A. S.; FORMOSO, C. T. Determinação de Planta de Valores Utilizando Técnicas de Inteligência Artificial. In: ENCONTRO NACIONAL DA ANPUR, IX. **Anais...**Rio de Janeiro: ANPUR, 2001.

GUO, H.; LI, H.; SHEN, Q.; WANG, Y.; LI, Y. Real estate confidence index based on Web GIS and SPSS WebAPP. **International Journal of Project Management**, v. 25, p. 171-177, 2007.

HARDGRAVE, B. C.; WILSON, R. L.; WALSTROM, K. A. Predicting Graduate Student Success: a comparison of neural networks and

traditional techniques. **Computer and Operations Research**, v. 21, n. 3, p. 249-263, 1994.

HAYKIN, S. **Redes neurais: princípios e práticas**. 2. ed. Porto Alegre: Bookman, 2001.

IBGE. INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Censo Demográfico 2010. Aglomerados subnormais - Primeiros resultados**. Rio de Janeiro: Ministério do Planejamento, Orçamento e Gestão, 2011.

KATHMANN, R. M. Neural networks for the mass appraisal of real-estate. **Computers Environment and Urban Systems**, v. 17, n. 4, p. 373-384, 1993.

LI, W.; SHI, H. Applying Unascertained Theory, principal component analysis and ACO-based Artificial Neural Networks for Real Estate Price. **Journal of Software**, v. 6, n. 9, p. 1672-1679, 2011.

LIMA, F. G.; PERERA, L. C. J.; KIMURA, H.; SILVA FILHO, A. C. Aplicação de redes neurais na análise e na concessão de crédito ao consumidor. **Revista de Administração**, São Paulo, v. 44, p. 34-45, 2009.

LIU, X.-S.; DENG, Z.; WANG, T.-L. Real estate appraisal system based on GIS and BP neural network. **Transactions of Nonferrous Metals Society of China**, v. 21, n. 3, p. s626-s630, 2011.

MUSSONE, L.; RINELLI, S.; REITANI, G. Estimating the accident probability of a vehicular flow by means of an Artificial Neural Network. **Environment and Planning B: Planning and Design**, v. 23, n. 6, p. 667-675, 1996.

NETO, A. P. Avaliação de imóveis urbanos com utilização de sistemas nebulosos (redes neuro-fuzzy) e redes neurais artificiais. In: CONGRESSO PANAMERICANO DE VALUACIÓN, XXI. **Anais...** Cartagena: Ibape, 2004.

OLIVEIRA, R. N. Q. D.; SILVA, D. C. D. Sistema de projeção transversa de mercado no georreferenciamento de imóveis rurais. In: Simpósio Brasileiro de Ciências Geodésicas e Tecnologias da Geoinformação, IV. **Anais...** Recife: UFPE, 2012.

PEREIRA, G. C.; SILVA, B. C. N. Geoprocessamento e urbanismo. In: GERARDI, L. H.; MENDES, I. A. **Teoria, técnicas, espaços e atividades**. Rio Claro: Programa de Pós-Graduação em Geografia - UNESP, 2001. p. 97-137.

STEINER, M. T. A.; NIEVOLA, J. C.; SOMA, N. Y.; SHIMIZU, T.; STEINER NETO, P. J. Extração de regras de classificação a partir de redes neurais para auxílio à tomada de decisão na concessão de crédito bancário. **Pesquisa Operacional**, v. 27, n. 3, p. 407-426, 2007.

WANG, W. K. A knowledge-based decision support system for measuring. **Expert Systems with Applications**, v. 29, p. 901-912, 2005.



# LEVANTAMENTO DAS ORGANIZAÇÕES ASSOCIATIVAS DE APICULTORES E MELIPONICULTORES NO BRASIL

## Lifting of association organizations of beekeepers in Brazil

### Pedro de Assis de Oliveira

Discente do Curso Bacharelado em Zootecnia (UFRPE- UAST). Universidade Federal Rural de Pernambuco - Unidade Acadêmica de Serra Talhada. pedromanari@hotmail.com

### Marileide de Souza Sá

Discente do Curso Bacharelado em Zootecnia (UFRPE- UAST). Universidade Federal Rural de Pernambuco - Unidade Acadêmica de Serra Talhada. marileidezootecnista@hotmail.com

### Anastácia Brandão de Melo

M. S. Administração Rural e Comunicação Rural, Universidade Federal Rural de Pernambuco - Unidade Acadêmica de Serra Talhada (UFRPE- UAST). brandaoanastacia@gmail.com

### Claudio Jorge Gomes da Rocha Junior

M. S. Administração e Desenvolvimento Rural, Universidade Federal Rural de Pernambuco - Unidade Acadêmica de Serra Talhada (UFRPE- UAST). claudiojunior.agro@gmail.com

### Marcelo Casimiro Cavalcante

Doutor em Zootecnia, Universidade Federal Rural de Pernambuco - Unidade Acadêmica de Serra Talhada (UFRPE- UAST). marcelufc@yahoo.com.br

**Resumo:** Este estudo teve como objetivo identificar as organizações de apicultores e meliponicultores existentes no Brasil com Declaração de Aptidão ao Pronaf – Pessoa Jurídica, e as principais linhas de crédito acessadas nos anos de 2014 e 2015. Para embasar o estudo, buscou-se na revisão literária os temas sobre linhas de crédito, organizações da agricultura familiar, políticas públicas para agricultura familiar, apicultura e meliponicultura. A metodologia empregada envolveu um levantamento de dados secundários, a partir do sistema de extrato de DAPs, no site do Ministério do Desenvolvimento Agrário-MDA, durante os anos de 2014 e 2015, nos 5.570 municípios brasileiros. A pesquisa foi realizada com base em dois anos consecutivos (2014 e 2015), a partir dos extratos das associações, cooperativas e centrais, nos 5.570 municípios de todo o Brasil. Observou-se que, em 2014, foram encontradas 88 DAPs jurídicas em 87 municípios, sendo 62 de associações e 26 cooperativas. Nesse período, a Região Sudeste deteve maior número de DAP-PJ e de associações, seguida da Região Nordeste. Já em 2015, foram encontradas 135 DAPs jurídicas em 123 municípios sendo 100 associações e 33 cooperativas e 2 centrais, onde o Nordeste passou a ter o maior número de DAP-PJ, tanto de associações como de cooperativas. Esses dados são relevantes para as instituições que trabalham com linhas de crédito e assistência técnica e extensão rural.

**Palavras-chave:** Agricultura familiar; criação de abelhas; organização.

**Abstract:** This study aimed to identify the organizations of beekeepers in Brazil with a Statement of Aptitude to Pronaf - Juridical Person and the main lines of credit accessed in the years 2014 and 2015. To base the study was searched in the literary review topics on Lines Family Agriculture Organizations, Public Policies for Family Agriculture, Beekeeping and Meliponiculture. The methodology employed involved a survey of secondary data, from the DAP extract system, on the Ministry of Agrarian Development-MDA website during the years 2014 and 2015, in the 5,570 Brazilian municipalities. The research was carried out based on two consecutive years (2014 and 2015), from the extracts of associations, cooperatives and centers, in the 5,570 municipalities throughout Brazil. It was observed that in 2014, 88 legal DAPs were found in 87 municipalities, 62 of which were associations and 26 cooperatives. During this period, the Southeast region had a greater number of DAP-PJ and associations, followed by the Northeast Region. As of 2015, 135 legal DAPs were found in 123 municipalities, with 100 associations and 33 cooperatives and 2 central ones, where the Northeast had the highest number of DAP-PJ, both associations and cooperatives. These data are relevant for institutions working with lines of credit and technical assistance and rural extension.

**Keywords:** Family farming; beekeeping; Organization.

## 1 Introdução

Os avanços da agricultura familiar brasileira, com relação ao associativismo e cooperativismo, em que as políticas públicas privilegiaram esses setores que correspondem a 84,36% das unidades produtivas do país, trouxeram uma grande contribuição na produção de alimentos ofertados no Brasil (INCRA, 2000; IBGE, 2006, 2009). Para a e Elerati (2013) a agricultura familiar era apenas uma atividade de estabilidade, para subsistir, mas atualmente vem atendendo aos mercados interno e externo com avanços na forma de produzir, como também na sua organização.

Na apicultura e meliponicultura a organização em associações e cooperativas é uma forma dos criadores se pautarem para a busca de políticas públicas que promovam desenvolvimento no meio rural. As características da atividade induzem os apicultores e meliponicultores, em sua grande maioria agricultores familiares, a trabalharem coletivamente, pois, como se trata de pequenos produtores, somente a cooperação facilita a busca de soluções frente ao governo federal, estadual ou municipal (KHAN et al., 2014).

O processo de organização via cooperativa na agricultura familiar se constitui em uma alternativa que viabiliza as atividades econômicas, possibilitando melhorar as condições de vida e de produção no contexto das relações de mercado e das políticas públicas (FRANTZ, 2012).

Souza (2006, p. 26) resume política pública como área do conhecimento que visa pôr o governo em ação e/ou analisar, e quando necessário propor mudanças nas ações. Assim, na visão da autora as “políticas públicas, após desenhadas e formuladas, desdobram-se em planos, programas, projetos, bases de dados ou sistema de informação e pesquisa”.

O presente estudo foi motivado pela contradição das informações centralizadas referentes às associações e cooperativas no Brasil, no que diz respeito em quantificar as organizações dos apicultores e meliponicultores (linhas de crédito acessadas pelo Pronaf, quantidade de agricultores, organizações associativas e distribuição por regiões, mensurar seus membros, número de apicultores com reconhecimento pela Secretaria da Agricultura Familiar – SAF/MDA).

Para Lengler, Lago e Coronel (2007) não é possível fazer qualquer afirmação diante de dados do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento (MAPA) e da Confederação Brasileira da Apicultura (CBA), sobre as cooperativas apícolas e o número de apicultores, uma vez que não são precisos.

A partir desse contexto, o objetivo do estudo foi de identificar as associações e cooperativas apícolas e melipónicas existentes no Brasil e a quantidade de associados/cooperados, através da DAP - PJ. Assim como, identificar as principais linhas de crédito acessadas por esses apicultores e meliponicultores, contribuindo para a tomada de decisões e direcionamento de políticas públicas a esse público.

## 2 Fundamentação teórica

Os créditos rurais têm contribuído de forma direta e indireta para a evolução e modernização agropecuária, tendo relevância na dinamização do setor. A descentralização do crédito rural é fator crucial no que diz respeito à compreensão dos pedidos dos movimentos sociais, especialmente às associações e cooperativas voltadas para o meio rural, tendo em vista a luta por uma política de financiamento específico e de acordo com a realidade dos pequenos agricultores (SCHRÖDER, 2005).

O Decreto nº 1.946, de 28 de junho de 1996, criou o Programa Nacional de Fortalecimento da Agricultura Familiar (Pronaf) com o objetivo de promover o aumento da capacidade produtiva dos agricultores e agricultoras familiares por meio da concessão de crédito. No decreto encontram-se as diretrizes do Programa, as atribuições dos Governos Federal, Estadual, Municipais e das organizações de agricultores familiares (BRASIL, 1996).

Pires (2014) enfatiza que o acesso ao crédito, cria condições para a agricultura familiar fortalecer as atividades produtivas geradoras de renda das unidades familiares de produção, por meio das linhas de financiamento rural adequadas à sua realidade.

As modalidades estendem-se a vários grupos e linhas de crédito do Pronaf, direcionando os recursos de acordo com a classificação do agricultor (CORRÊA; SILVA, 2007). Essa classificação depende da renda bruta anual gerada pela família, bem como o percentual dessa renda oriunda das ativida-

des rurais, o tamanho da propriedade e a quantidade de empregados na Unidade Familiar, direcionando os agricultores para as linhas específicas de crédito a que tem direito, classificando-os nos Grupos A, AC, B, C, D, E e V (BRASIL, 2014a; GUANZIROLI; SABBATO; VIDAL, 2014).

De acordo com a Portaria nº 26, de 9 de maio de 2014, publicada no Diário Oficial da União no art. 2 incisos XVIII e XIX, os grupos A e AC compreendem os assentados pelo Programa Nacional de

Reforma Agrária - PNRA ou Programa Nacional de Crédito Fundiário - PNCF, já o grupo B são os Agricultores Familiares com renda bruta de até R\$ 20.000,00 (vinte mil reais). Ainda há os agricultores familiares que não se enquadram nos grupos "A" e "B" e com uma renda até R\$ R\$ 360.000,00 (trezentos e sessenta mil reais) classificados no grupo V, conforme quadro a seguir. E os grupos de jovens e mulheres (BRASIL, 2014b).

Quadro 1 – Classificação das linhas de créditos do Pronaf

| Grupos          | Classificação  | Renda  | Modelos de DAP |
|-----------------|--|--|----------------|
| A/ A/C          | Assentados pelo Programa Nacional de Reforma Agrária - PNRA ou Programa Nacional de Crédito Fundiário - PNCF | Até R\$ 20.000,00 ou até R\$ R\$ 360.000,00 (trezentos e sessenta mil reais) | 1.9.1          |
| <b>B</b>        | Agricultores familiares  | Até R\$ 20.000,00  | 1.9.2          |
| <b>D</b>        | Adicionado ao grupo V  |  |                |
| <b>E</b>        | Adicionado ao grupo V  |  |                |
| <b>V</b>        | Agricultores familiares que não se enquadram nos grupos "A" e "B"  | Superior a R\$ 20.000, até R\$ 360.000,00 (trezentos e sessenta mil reais)   | 1.9.3          |
| <b>Jovens</b>   | Filhos e filhas dos agricultores familiares  | Que detêm uma DAP principal ativa qualquer                                   | 2.0            |
| <b>Mulheres</b> | Mulheres agregadas a uma unidade familiar de produção rural  | Detentora de uma DAP de qualquer   | 2.1            |

Fonte: Elaborado pelos autores com base nos dados de BRASIL (2014a).

A mesma Portaria classifica as DAP de acordo com os modelos que identificam as unidades familiares de produção rural dos agricultores familiares e suas formas associativas, facilitando o acesso das políticas públicas voltadas a essa categoria de produtores. Outra categoria são as organizações (jurídicas), que se dividem em cooperativas singulares e associações de agricultores familiares (organizadas em pessoas jurídicas devidamente formalizadas) com DAP-PJ modelo/versão 3.2; e as cooperativas centrais, que são formadas por cooperativas singulares da agricultura familiar com modelo 3.3 (BRASIL, 2014a).

Para a aquisição da DAP faz-se necessário alguns requisitos de identificação dos beneficiários tanto para as unidades familiares de produção rural como para as formas organizacionais dos agricultores familiares (BRASIL, 2014a).

Para emitir a DAP Jurídica, uma das exigências é que as associações e cooperativas da agricultura familiar possuam um mínimo de agricultores fa-

miliares dentro do quadro de associados. O percentual mínimo foi reduzido de 70% para 60% de agricultores familiares na composição. Assim, os associados devem ser identificados pelo nome completo, número do cadastro de pessoa física (CPF) e o número da Declaração de Aptidão ao Pronaf (DAP) principal ativa registrada na base de dados da SAF/MDA (BRASIL, 2014a).

O Anuário de Informações Econômicas e Sociais do Cooperativismo Mineiro (OCEMIG, 2015), revela que o Brasil, em 2014, encerrou com 7.143 cooperativas, total de todos os Estados. A Região Sudeste predominava com 2.408 cooperativas, seguida do Nordeste com 1.817, e Regiões Sul 923, Norte 1.141 e Centro-Oeste com 854. Essas cooperativas registradas encontravam-se compostas por todos os setores.

Com relação à atividade apícola no Brasil, de acordo com o site da Confederação Brasileira de Apicultura (CBA, 2010) existiam 24 federações de entidades apícolas e meliponícolas. De acor-

do com Pasin, Tereso e Barreto (2012), houve um aumento para 27 federações. Atualmente, existem 400 associações regionais e cooperativas oficialmente registradas no setor, sendo 350.000 apicultores desenvolvendo a atividade paralelamente com a meliponicultura (IBGE, 2006, apud PEREIRA; LOPES; SILVA, 2015).

Segundo Amorim e Pires (2009), a organização das pessoas em associações revela um passo importante na busca das relações com as instituições parceiras. Isso constitui uma estratégia para as soluções dos problemas e contribui para o crescimento e desenvolvimento local e regional. Khan et al. (2014) enfatizam que as políticas sociais, culturais, democráticas e ambientais, tornam-se um instrumento que melhora as condições dos indivíduos, as funções de compra e venda de insumos, equipamentos e produção final, sem qualquer intermediação.

De acordo com Oliveira, Amorim e Cavalcante (2015), em 2010, havia federações de apicultores e meliponicultores vinculadas à CBA em todos os estados do nordeste brasileiro. Ainda, relatam que algumas delas são bem atuantes devido à facilidade de acesso a políticas públicas.

### 3 Metodologia

A pesquisa foi realizada por meio de um levantamento de dados secundários, a partir do sistema de extrato de DAPs, no site da SAF/MDA, durante os anos de 2014 e 2015, nos 5.570 municípios brasileiros. Por meio do sistema de extrato de DAP jurídica foi possível identificar pelas unidades da federação, os municípios, e, conseqüentemente, a lista de associações, cooperativas, e centrais<sup>1</sup> existentes em cada município. As listas eram filtradas apenas para exibir as organizações nas quais as atividades principais eram apicultura e meliponicultura.

Em seguida, foram verificados os associados/cooperados que eram agricultores familiares, a composição societária e grupo de enquadramento das principais linhas de créditos para cada organização (associação/cooperativa). A partir deste enfoque, foram identificadas as associações, cooperativas e centrais voltadas para a apicultura e meliponicultura. Ainda foi mensurado o quantitativo de sócios de associações/cooperativas reconhecidos pela SAF/MDA e a variação no número total de sócios durante

1 Com base na Lei 5.764/71 as cooperativas centrais são entidades formadas pela união de no mínimo três cooperativas singulares (BRASIL, 1971).

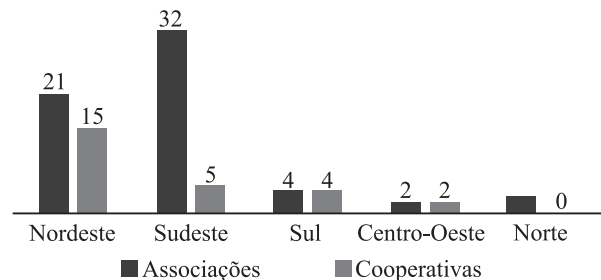
os dois anos pesquisados. Os dados foram processados no Microsoft Excel®.

Nesse estudo foram excluídas as organizações que se enquadram como Misto da Agropecuária<sup>2</sup> ou que modificaram o nome da razão social, e, portanto, não possuíam a designação de organização apícola ou melipônica.

### 4 Resultados e discussão

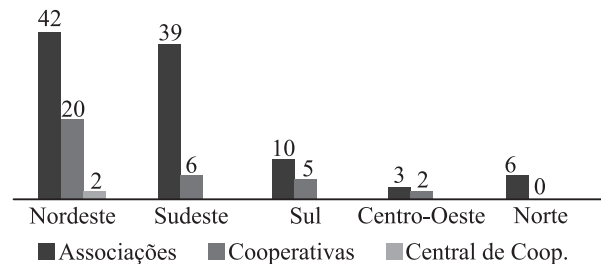
De acordo com os resultados, em 2014, foram encontradas 88 DAP-PJ em todo o Brasil, correspondendo a 87 municípios dos 5.570 pesquisados, distribuídos ao longo das cinco regiões do Brasil. Dessas 88 DAP-PJ foram encontradas, 62 são oriundas de associações e 26 de cooperativas. Em 2015, foram encontradas 135 DAPs jurídicas em 123 municípios dos 5.570 pesquisados, sendo 100 de associações e 33 de cooperativas e 2 de cooperativas centrais. A Região Sudeste deteve o maior número de DAP-PJ no ano de 2014, seguido do Nordeste, Sul, Norte e Centro-Oeste. Em 2015, o Nordeste liderou seguido do Sudeste, Sul, Norte e Centro-Oeste. Com relação à quantidade de associações no ano de 2014, o Sudeste apresentou maiores índices; já entre as cooperativas o Nordeste apresentou o maior número para os dois anos, conforme ilustrado nos Gráficos 1 e 2.

Gráfico 1 – Quantidade de associações e cooperativas no ano 2014



Fonte: Elaborado pelos autores com os resultados da pesquisa na SAF/MDA.

Gráfico 2 – Quantidade de associações, cooperativas e centrais no ano 2015



2 Misto da agropecuária são associações e cooperativas que possuem diversas atividades e não possuem em sua razão social a denominação de apicultura e meliponicultura.

Fonte: Elaborado pelos autores com os resultados da pesquisa na SAF/MDA.

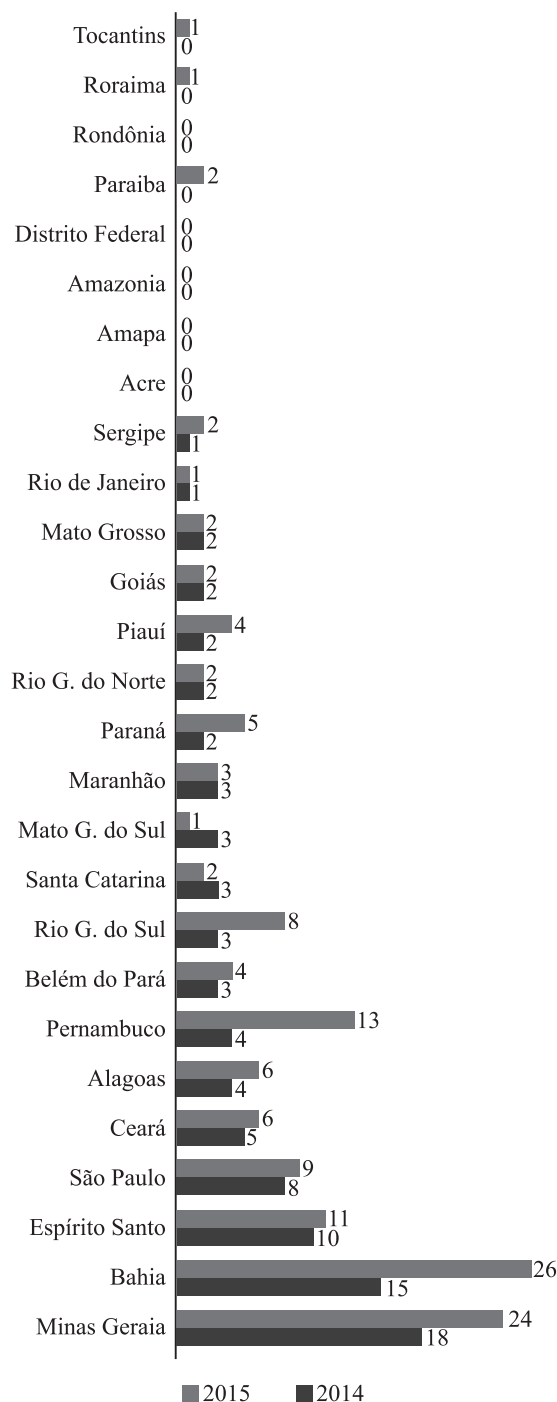
Percebe-se que nos anos 2014 e 2015, as associações estavam presentes em maior quantidade, em comparação com as cooperativas. Entretanto, houve um acréscimo nas Regiões Nordeste, Sudeste e Sul, não havendo alteração nas quantidades de cooperativas nas demais regiões. Em termo de centrais de cooperativas foram identificadas apenas duas, localizadas na Região Nordeste, nos estados do Piauí e da Bahia, os quais possuem muitas cooperativas apícolas. Salienta-se que o modelo da DAP-PJ de central é o modelo 3.3, consideradas categorias jurídicas, emitidas para identificar as cooperativas singulares de agricultores familiares, nesse caso de apicultores e meliponicultores.

Os Estados de Minas Gerais e Bahia mostraram a maior quantidade (valores) no número de DAP pessoa jurídica entre os dois anos, sendo que, no ano de 2014, Minas Gerais obteve o maior número, seguido da Bahia. Em 2015, ocorreu o inverso. Os estados do Espírito Santo, São Paulo, Ceará, Alagoas, Pernambuco, Pará, Rio Grande do Sul, Paraná, Piauí, Sergipe, Paraíba, Roraima e Tocantins obtiveram aumento no número de DAP-PJ em 2015. Entretanto, Maranhão, Rio Grande do Norte, Goiás, Mato Grosso e Rio de Janeiro mantiveram-se estáveis nos dois anos. Os estados que não mostraram DAP-PJ voltada para a área de apicultura e meliponicultura foram Rondônia, Amazônia, Amapá, Acre e o Distrito Federal. Porém, não significa que não possuam organizações nessas áreas, pelo contrário, existem associações e cooperativas, mas não se encontram cadastradas no sistema do MDA (Gráfico 3).

No ano de 2014 não foram encontradas DAPs jurídicas bloqueadas, enquanto que no ano de 2015 foram identificadas nove bloqueadas, sendo seis associações e três cooperativas que podem estar atribuídas a diversos motivos.

A Portaria Nº. 85, de 22 de dezembro de 2008, define que anualmente o Conselho Municipal de Desenvolvimento Rural Sustentável (CMDRS), deve atuar como agente de controle social, mediante checagem da lista das DAPs emitidas em seu município, encaminhando proposição de bloqueio ou cancelamento a SAF/MDA com cópia à delegacia do MDA no Estado em caso de constatar irregularidades (BRASIL, 2008).

Gráfico 3 – Número de DAP-PJ de associações e cooperativas por estado em 2014 e 2015



Fonte: Elaborado pelos autores com os resultados da pesquisa na SAF/MDA.

Analisando os grupos nos quais as associações e cooperativas estudadas se encontravam cadastradas, percebeu-se que o maior número de acesso foi relacionado aos dos Grupos B e V, seguido de A/AC. Já o grupo D, E e C foram os que apresentaram menores quantidades, o que poderia estar associado ao fato de os agricultores familiares terem se deslo-

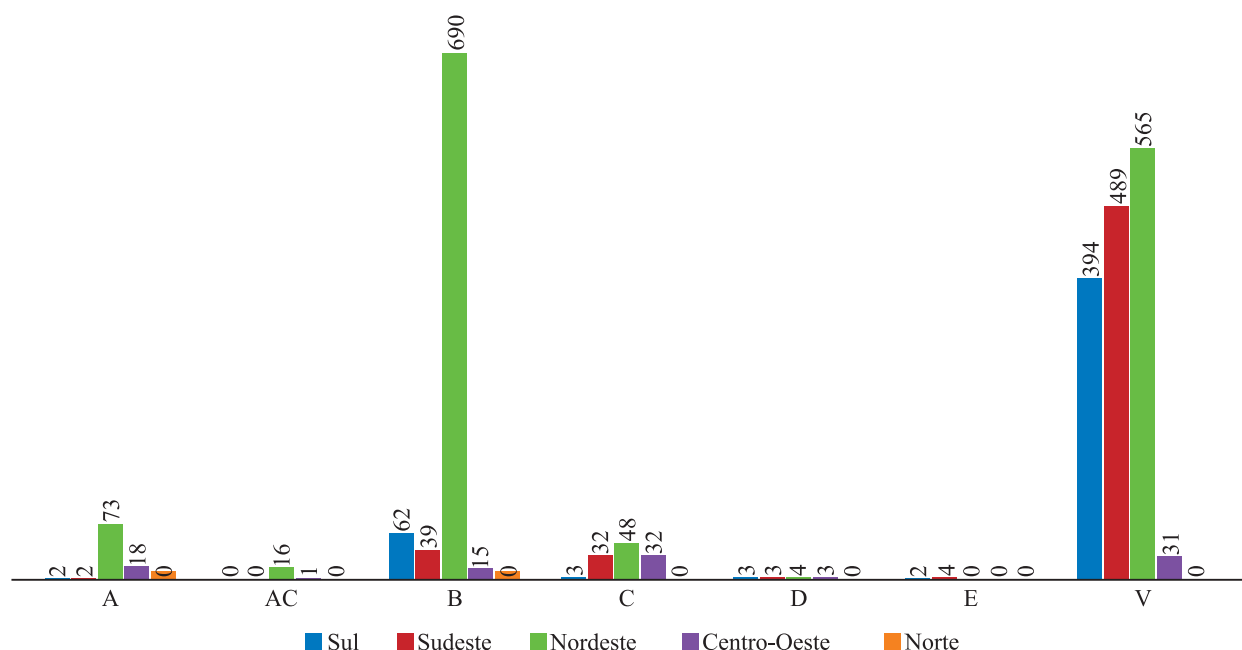


cado para outros grupos mais específicos como o V, considerado como renda variável em 2014.

Em 2015, os grupos citados acima, foram retirados dos extratos e migrados para outras categorias, de acordo com suas finalidades de atuação, como: demais agricultores familiares; pescadores artesanais com finalidade comercial; silvicultores que cultivam e plantam florestas nativas ou exóticas de forma sustentável; aquicultores que se dedicam ao cultivo de organismos aquáticos para subsistência; extrativistas que buscam recursos de

forma ecologicamente sustentável; comunidades de quilombos rurais e demais povos e comunidades tradicionais que pratiquem atividades produtivas agrícolas; indígenas; assentados do Programa Nacional de Reforma Agrária e beneficiários do Programa Nacional de Crédito Fundiário conforme (Portaria Nº 26, de 9 de maio de 2014b). Nos gráficos 4 e 5, se encontram as linhas de crédito acessadas pelas cooperativas e nos gráficos 6 e 7 as linhas de crédito obtidas por associações.

Gráfico 4 – Cooperativas vinculadas aos grupos e linhas do Pronaf no ano de 2014 distribuídas por regiões



Fonte: Elaborado pelos autores com os resultados da pesquisa na SAF/MDA.

Quanto ao grupo B, cujas famílias possuem renda de até R\$ 20 mil anuais, Alves (2015) e Aquino e Lacerda (2014) citam que o Pronaf B no Nordeste é o mais acessado pelos agricultores familiares. O grupo B detém mais de 72% dos beneficiários do Brasil, seguido do Sudeste, no qual Minas Gerais deteve 51% do total desta região.

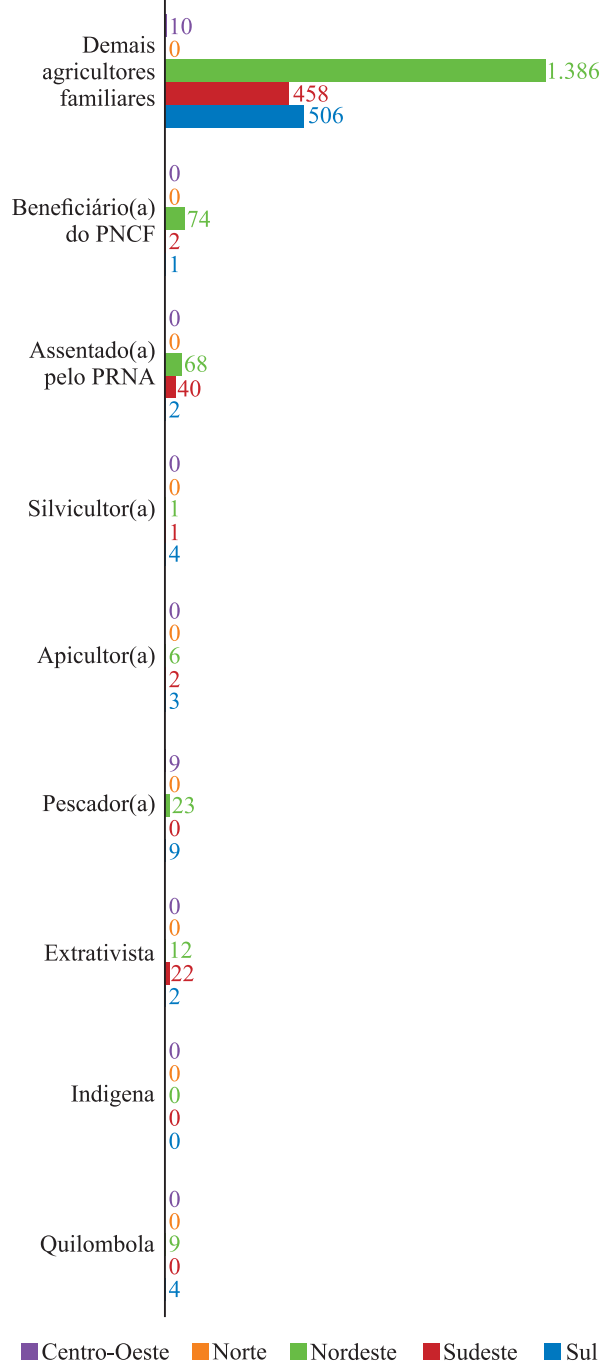
Ao se tratar de cooperativas, em, 2014 conforme exposto nos gráficos 6 e 7, o Nordeste liderou e obteve o maior acesso no grupo B com 85%, seguido do Sul 8%, Sudeste 5%, Centro Oeste 2% e no Norte não houve porcentagem. Já nas associações foi o Nordeste que liderou com 41%, seguido do Sudeste (27%), Norte (24%), Sul (5%) e Centro Oeste (3%). O grupo V nas cooperativas, em 2014, foi liderado pelo Nordeste com 38%, seguido do Sudeste (27%), Centro Oeste (2%) e Norte (0%).

Nas associações o Sudeste superou com 57% e em segundo o Nordeste 27%.

Por meio desses resultados, percebe-se que os grupos B e V são os mais acessados no Brasil, tanto para as cooperativas como para associações de apicultores e meliponicultores nos dois anos pesquisados. Os membros do Grupo B possuem uma renda bruta anual familiar de até R\$ 20.000,00, no qual cada apicultor tem a DAP de forma familiar modelo 1.9.2. Os que compõem o Grupo V são os que conseguiram uma renda bruta familiar nos últimos 12 (doze) meses, acima de R\$ 20.000,00 e até R\$ 360.000,00, sendo modelo 1.9.3. Quanto aos grupos C, D, e E foram os menos acessados pelos apicultores/ meliponicultores/ agricultores e foram enquadrados no Grupo V ou B. Os do Grupo D também foram designados para a categoria variável V. Quanto ao Grupo A e AC, são apicultores

e meliponicultores reconhecidos como assentados que desenvolvem diversas atividades.

Gráfico 5 – Cooperativas vinculadas aos grupos e linhas do PRONAF no ano de 2015 distribuídas por regiões



Fonte: Elaborado pelos autores com os resultados da pesquisa na SAF/MDA.

Conforme Guanziroli (2007) o grande número de acesso do grupo B demonstrou que ao longo do tempo está ocorrendo uma desburocratização do crédito do Pronaf, percebendo-se que as proporções de recursos disponíveis estavam concen-

tradas aos agricultores mais capitalizados. Esses recursos representavam os grupos D e E que concentravam 60%, correspondendo dez vezes mais do montante de crédito concebido em relação aos mais pobres do grupo B, que correspondiam a 6%. Dessa forma, o aumento de acessos nos últimos anos no Grupo B, principalmente no Nordeste, pode estar relacionado às políticas de crédito criadas pelo Banco do Nordeste do Brasil as quais existem linhas específicas para esses grupos, como o Agroamigo que foi criado em 2005. Em 2012, foi gerado um novo procedimento, caracterizado para conseguir um aumento de renda desse grupo, expandindo seu público-alvo para além do Pronaf B (ALVES, 2015).

Conforme a Codevasf (2011) e BNB (2014), o Pronaf do grupo B é uma linha de crédito destinada à implantação, ampliação e modernização da infraestrutura de produção e serviços de base familiar, relacionada às atividades agropecuárias e não agropecuárias, visando um sistema produtivo com reserva alimentar para os animais, recuperação e fortalecimento de cultivos regionais e da pecuária.

Em relação ao ano de 2015, os resultados mostraram que foi modificado o modelo de DAP-PJ, sendo especificadas as atividades desenvolvidas por esses agricultores e as categorias de acordo com os grupos, detendo o maior número (demais agricultores familiares); em seguida o grupo de Assentados do Programa Nacional de Reforma Agrária, seguido pelos Beneficiários do Programa Nacional de Crédito Fundiário, onde a parcela de apicultores ou criadores de abelhas que desenvolvem atividades enquadrando-se nos Grupo A e AC dos modelos de DAPs antigas quando consideradas ao ano de 2014.

Essas mudanças das categorias foram relevantes para um melhor enquadramento e direcionamento das políticas públicas para os agricultores familiares/apicultores de acordo com suas áreas específicas.

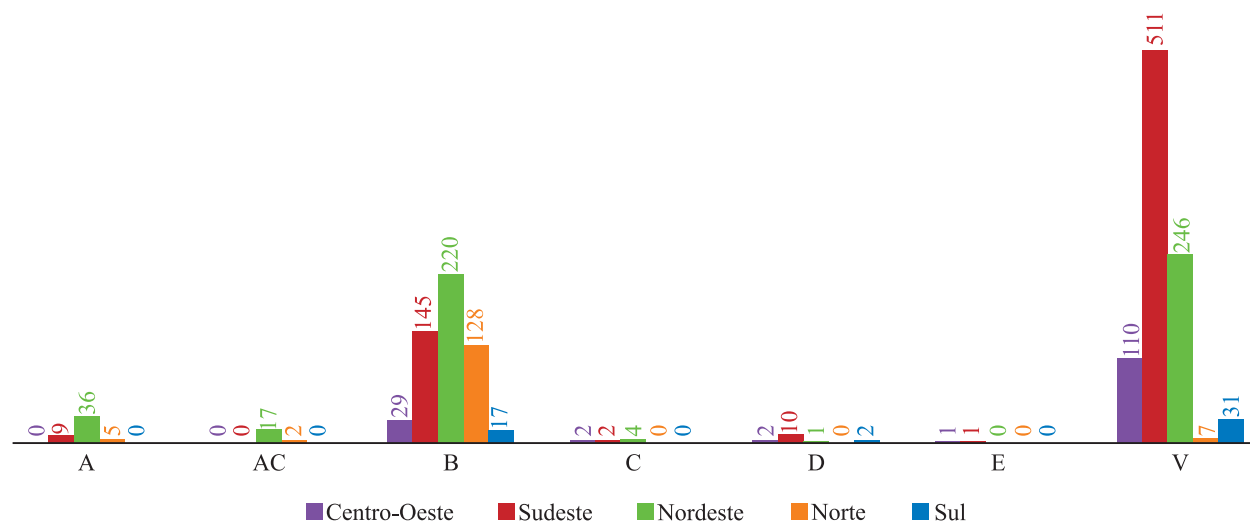
A importância desses grupos para a política de crédito e investimento tem contribuído para a organização dos produtores nas formas associativistas e cooperativistas.

É importante que as organizações possuam reconhecimento pela SAF/MDA, o qual facilita acesso aos programas governamentais, a exemplo do Programa Nacional de Alimentação Escolar (PNAE), Programa de Aquisição de Alimentos (PAA), Programa Nacional de Fortalecimento da Agricultura Familiar (Pronaf), a obtenção de selo orgânico e

selo de produtos da agricultura familiar. Também, torna-se uma forma de facilitar os investimentos de custeio, crédito aos bancos como o Banco do Nordeste, Banco do Brasil, Banco Central, Banco da

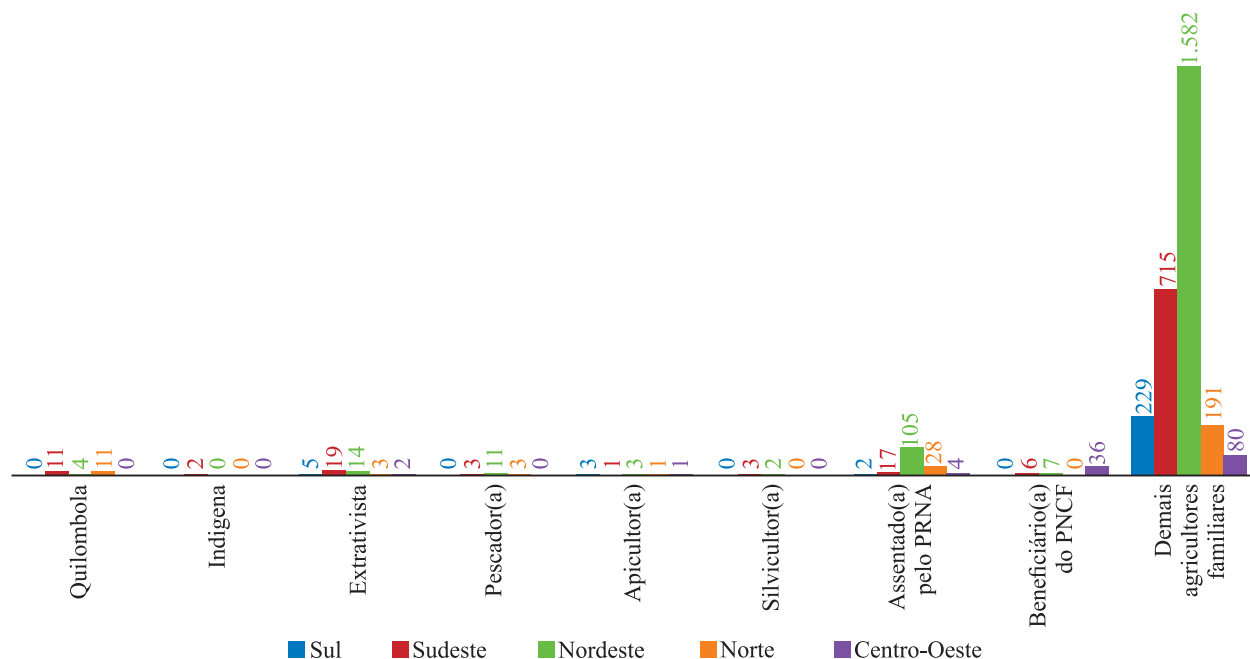
Amazônia, entre outros. Vale advertir que o crédito fundiário da Reforma Agrária e o microcrédito rural Grupo “B” são operados somente pelos bancos públicos federais citados acima.

Gráfico 6 – Associações, vinculadas aos grupos e linhas do Pronaf no ano de 2014 distribuídas por regiões



Fonte: Elaborado pelos autores com os resultados da pesquisa na SAF/MDA.

Gráfico 7 – Associações vinculadas aos grupos e linhas do PRONAF no ano de 2015 distribuídas por regiões.



Fonte: Elaborado pelos autores com os resultados da pesquisa na SAF/MDA.

Segundo BRASIL (2014c) todas as DAPs estão sujeitas ao controle social, para tanto devem ser homologadas anualmente. Quanto à renovação das DAPs, verificou-se que todas as do ano de 2015 foram renovadas por mais 1 ou 2 anos, sendo que

as que não atenderam o número mínimo de agricultores familiares foram recusadas.

Estes dados extraídos das DAPs estão condicionados à manutenção do número e estrutura do corpo social junto à Secretária do MDA, sendo

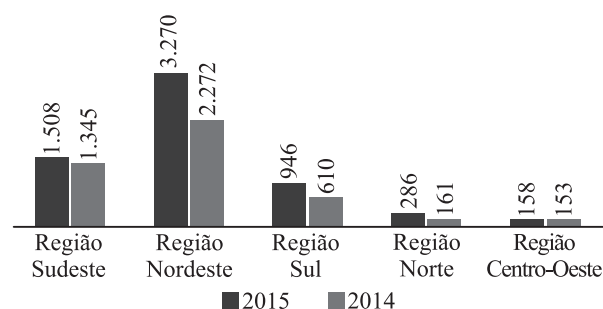
que a qualquer momento os componentes das organizações podem mudar de grupo, de acordo com a renda bruta anual ou nova portaria do governo federal. Quanto à forma organizacional e participativa, alguns apicultores ou meliponicultores classificados como agricultores familiares podem estar na estatística tanto como associação, ou por algum motivo fazerem parte de uma cooperativa, sendo uma forma de ampliar e facilitar a busca por políticas públicas bem como uma melhor forma de comercializarem os seus produtos oriundos da cadeia apícola.

A participação junto às organizações faz com que fortaleçam a busca por melhorias por parte dos apicultores e meliponicultores, desta forma tem-se um aumento na composição das associações e cooperativas de forma geral.

Do total de sócios das associações e cooperativas levantado por região em 2014 e 2015, houve um aumento expressivo na quantidade de número de componentes das organizações, onde na região Sudeste, em 2014, havia 1.345, já em 2015, elevou-se para 1.508, havendo um aumento de 163 sócios, mostrando que o nível organizacional é de suma importância para busca de melhorias. Diversos outros fatores podem contribuir para esse aumento, como políticas públicas, necessidade de organização para melhorar as condições de vida dos apicultores e meliponicultores, facilidade de adquirir materiais e equipamentos, construção de casa e/ou entreposto de mel. Desta forma, cria-se um novo horizonte por parte dos apicultores e meliponicultores visando à organização do setor apícola.

No Nordeste, em 2014, eram 2.272, ocorrendo um aumento para 3.270 em 2015. Este incremento pode estar relacionado à criação de políticas públicas específicas para cadeia apícola (PAA, PNAE, Agente de Desenvolvimento Rural – ADRs, APIS, Rede Abelha Nordeste, REDE APIS/Sebrae, Casa APIS, Companhia de Desenvolvimento dos Vales do São Francisco e do Parnaíba – Codevasf, Programa Fome Zero). Na região Sul também houve um aumento, em 2014, constava de 610 sócios e, em 2015, com 946. Na região Centro-Oeste variou de 153 para 158 e no Norte foi de 161 em 2014, passando em 2015 para 286, conforme o Gráfico 8

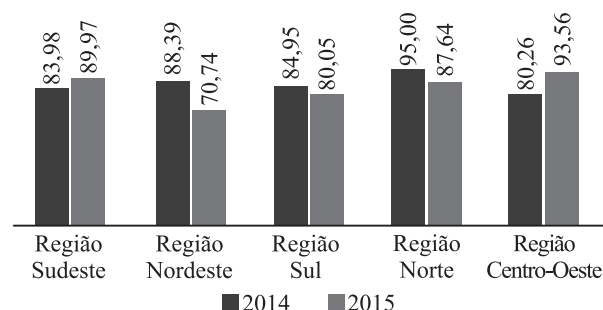
Gráfico 8 – Número de sócios totais de associações e cooperativas apícolas e meliponicolas no ano de 2014 e 2015



Fonte: Elaborado pelos autores com os resultados da pesquisa na SAF/MDA.

Com base no gráfico 9, em 2014, pode-se ver que a porcentagem dos membros que compunham as associações e cooperativas reconhecidas pela SAF/MDA era de 86,52% e o restante 13,48% são membros que não possuem DAP de pessoa física. Desta forma, não entram na categoria de DAP jurídica. Em 2015, os reconhecidos foram 84,39% e os 15,61% não são reconhecidos pela SAF/MDA, os quais não estão em acordo com a Portaria no 21, de 27 de março de 2014 (BRASIL, 2014c), na qual dispõe que uma entidade associativa deve possuir pelo menos 60% dos associados com DAP de pessoa física. Porém, este fato não impede que os mesmos façam parte das organizações. Com relação às regiões, percebe-se que o Sudeste e Centro-Oeste apresentaram um acréscimo na porcentagem desses membros, enquanto que no Norte, Nordeste e Sul houve um decréscimo.

Gráfico 9 – Porcentagens dos sócios reconhecidos no SAF/MDA nos dois anos por região



Fonte: Elaborado pelos autores com os resultados da pesquisa na SAF/MDA.

Com relação às centrais das cooperativas apícolas só foram encontradas duas organizações deste

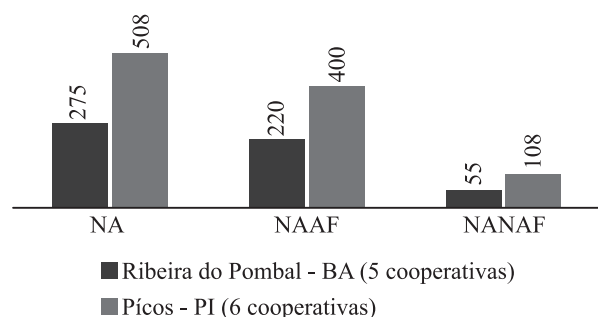
tipo em 2015, no sistema de extrato durante a pesquisa. Em 2014, as organizações centrais existiam (RIBEIRO, 2008; BB, 2010; BRITO, 2011; CASA-APIS, 2015; APACAME, 2016), mas não possuíam registro no SAF/MDA.

Esse modelo de organização de centrais contribuiu de forma significativa para o desenvolvimento das organizações de determinadas regiões, principalmente no caso do Nordeste que deteve as centrais existentes no Brasil, localizadas nos Estados do Piauí e Bahia, (Gráfico 10), mostrando que esses estados se diferenciam em organização e investimentos para o desenvolvimento do setor apícola e meliponícola. Ainda, os dois se destacam na produção de mel dentre os estados nordestinos que são representativos na produção nacional (SEBRAE, 2011).

As centrais funcionam como uma entidade de representação das cooperativas. Conforme Khan et al. (2014) essas organizações não funcionam de maneira atuante como deveriam, uma vez que poderiam buscar mais soluções de forma conjunta com essas cooperativas apícolas e meliponícolas do seu corpo social, tendo em vista a luta por melhores condições dos apicultores e meliponicultores.

Como se vê no Gráfico 10, o número total de sócios das centrais são 783, destes 80% correspondem ao número total de sócios que são associados às cooperativas e, conseqüentemente, às centrais, considerados apicultores/meliponicultores (agricultores familiares) e 163 sócios correspondem a 20%, que estão relacionados ao número de associados não agricultores familiares, o qual são membros das organizações, mas não possuem a DAP de pessoa física.

Gráfico 10 – Central de cooperativas apícolas do ano de 2015 no Brasil.



Fonte: Elaborado pelos autores com os resultados da pesquisa na SAF/MDA.

Notas: **NA** - Número total de Associados na central; **NAAF** - Número de Associados Agricultores Familiares; **NANAF** - Número de Associados Não Agricultores Familiares ou que não são reconhecidos pelo SAF.

## 5 Conclusões

Este trabalho identificou que houve aumento de associações e cooperativas, bem como, de participantes das organizações. Desta forma, os motivos do incremento carecem de estudos posteriores.

Quanto às informações sobre os grupos de linhas de crédito acessadas a partir de dados extraídos da Declaração de Aptidão ao Pronaf de Pessoa Jurídica (DAP-PJ) foi percebido que os grupos B e V foram os mais acessados.

Os órgãos que fomentam o setor (capacitação, crédito e, assistência técnica e extensão rural), para as organizações de apicultores e meliponicultores, bem como o número de Agricultores Familiares reconhecidos pela SAF que fazem parte dessas organizações necessitam de estudos desta natureza.

As Políticas Públicas direcionadas a este setor são relevantes para o reconhecimento dessas atividades e de suas categorias de agricultores familiares pela SAF/MDA, para que sejam ampliadas as vias de acesso às linhas de crédito do Pronaf e às outras políticas públicas de desenvolvimento rural. Assim, os créditos do Pronaf têm gerado melhoria na qualidade de vida dos agricultores familiares apícolas e meliponícolas, no processo de realização de um trabalho associativo e cooperativo, desenvolvendo processos de geração e complementariedade de renda familiar.

É possível julgar que a política de crédito do Pronaf tem favorecido a organização de apicultores e meliponicultores no Brasil, bem como é uma forma de transpor algumas barreiras para o alcance de seus objetivos, a partir de exercícios comunitários, nas dimensões sociais, econômicas e ecológicas.

## Referências

ALVES, M. O. O agroamigo e o público potencial do Pronaf: uma análise do alcance a partir do cadastro socioeconômico. **Revista Econômica do Nordeste**, Fortaleza, v. 46, suplemento especial, p. 159-174, 2015.

AMORIM, J. B. B.; PIRES, M. L. L. E. S. Associativismo em rede e desenvolvimento local: o programa de um milhão de cisternas no município alagoano de Olho D'Água do Casado. In: INTERCOM – Sociedade Brasileira de Estudos Interdis-

ciplinares da Comunicação, 22., **Anais... XXXII CONGRESSO BRASILEIRO DE CIÊNCIAS DA COMUNICAÇÃO** – Curitiba - PR, 2009.

AQUINO, J. R.; LACERDA, M. A. D. Magnitude e condições de reprodução econômica dos agricultores familiares pobres no semiárido brasileiro: evidências a partir do Rio Grande do Norte. **RESR**, Piracicaba-SP, Vol. 52, Supl. 1, p. S167-S188, 2014 – Impressa em fev. 2015.

APACAME. ASSOCIAÇÃO PAULISTA DE APICULTORES CRIADORES DE ABELHAS MELÍFERAS EUROPEIAS. 2016. **Voe: Associações**: Classificação: estado, cidade e entidade. Disponível em: <<http://www.apacame.org.br/index1.htm>>. Acesso em: 7 mar. 2016.

BB. BANCO DO BRASIL. **Apicultura: desenvolvimento regional sustentável**. Série cadernos de propostas para atuação em cadeias produtivas. Vol. 5, Nov. 2010. Disponível em: <<http://www.bb.com.br/docs/pub/inst/dwn/Volume5Apicultura.pdf>>. Acesso em: 20 mar. 2016.

BNB. BANCO NACIONAL DO NORDESTE. **Quadro Resumo - Grupos e Linhas de Crédito do PRONAF**. Posição: Outubro/2014. Disponível em: <[http://www.bnb.gov.br/documents/165130/228956/tabela\\_dos\\_grupos\\_10\\_2014.pdf](http://www.bnb.gov.br/documents/165130/228956/tabela_dos_grupos_10_2014.pdf)>. Acesso em: 4 set. 2015.

BRASIL. **Decreto nº 1.946**, de 28 de junho de 1996. Cria o Programa Nacional de Fortalecimento da Agricultura Familiar - Pronaf, e dá outras providências. Brasília: Congresso Nacional, 1996. Disponível em: <<http://www2.camara.leg.br/legin/fed/>>. Acesso em: 21 mar. 2016.

\_\_\_\_\_. **Decreto-lei nº LEI Nº 5.764**, de 16 de dezembro de 1971. Define a Política Nacional de Cooperativismo, institui o regime jurídico das sociedades cooperativas, e dá outras providências. Coleção de Leis da República Federativa do Brasil, Brasília, DF. P. 1-3. Disponível em <[https://www.planalto.gov.br/ccivil\\_03/leis/15764.htm](https://www.planalto.gov.br/ccivil_03/leis/15764.htm)>. Acesso em: 16 mar. 2017.

\_\_\_\_\_. Ministério do Desenvolvimento Agrário- MDA: Secretaria da Agricultura Familiar – SAF. **Manual do agente emissor de declaração de aptidão ao PRONAF**. Versão 1.0 21.01.2014 Brasília, jan. 2014a.

\_\_\_\_\_. Ministério do Desenvolvimento Agrário- MDA. Secretaria da Agricultura Familiar – SAF. **Portaria nº 26**, de 09 de maio de 2014b. DOU de 14/05/2014 (nº 90, Seção 1, pág. 77). Disponível em: <[http://www.lex.com.br/legis\\_25511784\\_PORTARIA\\_N\\_26\\_DE\\_9\\_DE\\_MAIO\\_DE\\_2014.aspx](http://www.lex.com.br/legis_25511784_PORTARIA_N_26_DE_9_DE_MAIO_DE_2014.aspx)>. Acesso em: 24 mar. 2016.

\_\_\_\_\_. Ministério do Desenvolvimento Agrário- MDA. **Portaria nº 21**, de 27 de março de 2014. Alterada pela Portaria Nº 33, de 15 de maio de 2014, publicada no DOU Nº 91, de 15 de maio de 2014c, página 64, Seção 1 – Republicada.

\_\_\_\_\_. Ministério do Desenvolvimento Agrário- MDA. **Portaria MDA nº 85**, de 22 de dezembro de 2008. Que trata dos aspectos operacionais da emissão de DAP Publicada no DOU 02.01.2009. Seção I. Disponível em: <<http://www.mda.gov.br/sitemda/dap/manuais>>. Acesso em: 25 mai. 2016.

BRITO, F. E. M. Agricultores, cooperativas e a organização da produção de mel no território nordeste II. In: CONGRESSO LUSO AFRO BRASILEIRO DE CIÊNCIAS SOCIAIS -CONLAB 2011, 11., **Anais...** Salvador-BA, 2011.

CASA -APIS. CENTRAL DE COOPERATIVAS APÍCOLAS DO SEMIÁRIDO BRASILEIRO –**Histórico** (2015). Disponível em: <<http://www.caatingacerrado.com.br/apis/>>. Acesso em: 30 mar. 2016.

CBA. CONFEDERAÇÃO BRASILEIRA DE APICULTORES. **Federações**. 2010. Disponível em: <<http://brasilapicola.com.br/federacoes/?q=historico>>. Acesso em: 07 mar. 2016.

CIRIBELI, J. P.; ELERATI, F. L. A parceria entre a prefeitura municipal de Guidoal e agricultores familiares: um estudo de caso sobre políticas públicas para a melhoria da merenda escolar. **Revista Conteúdo**, Capivari, v.4, n.1, jan./jun. 2013.

CODEVASF. COMPANHIA DE DESENVOLVIMENTO DOS VALES DO SÃO FRANCISCO E DO PARNAÍBA. **Manual de criação de caprinos e ovinos**. Brasília: Codevasf, 2011. 142 p. : il.

CORRÊA, V. P.; SILVA, F. F. Análise das liberações recentes de recursos do Pronaf: uma mudan-

ça na lógica de distribuição. **Revista Econômica do Nordeste**, Fortaleza, v. 38, n. 1, 2007.

FRANTZ, W. **Associativismo, cooperativismo e economia solidária**. Ijuí: Ed. Unijuí, 2012. 162p. (Coleção educação à distância. Série livro-texto).

GUANZIROLI, C. E. Pronaf dez anos depois: resultados e perspectivas para o desenvolvimento rural. **Rev. Econ. Sociol. Rural**, Rio de Janeiro, v. 45, n. 2, p. 301-328, abr/jun 2007.

GUANZIROLI, C. E.; SABBATO, A.; VIDAL, M. F. Evolução da agricultura familiar nordestina: uma análise comparativa entre os dois censos agropecuários. **Revista Econômica do Nordeste**, Fortaleza, v. 45, suplemento especial, p. 93-105, out/dez 2014.

IBGE. INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Censo Agropecuário, 2006**. A agricultura familiar em 2006. Disponível em: < [http://www.ibge.gov.br/home/estatistica/economia/agropecuaria/censoagro/agri\\_familiar\\_2006\\_2/notas\\_tecnicas.pdf](http://www.ibge.gov.br/home/estatistica/economia/agropecuaria/censoagro/agri_familiar_2006_2/notas_tecnicas.pdf)> . Acesso em: 2 mar. 2016.

\_\_\_\_\_. **Censo Agropecuário 2006**. Agricultura Familiar. Primeiros resultados. Brasil, Grandes Regiões e Unidades da Federação. Brasília/Rio de Janeiro: MDA/MPOG, 2009.

INCRA. INSTITUTO NACIONAL DE COLONIZAÇÃO E REFORMA AGRÁRIA. Projeto de Cooperação Técnica. FAO. **Novo retrato da agricultura familiar: o Brasil redescoberto**. Brasília, 2000.

KHAN, A. S.; VIDAL, M. F.; LIMA, P. V. P. S.; BRAINER, M. S. C. P. Perfil da apicultura no nordeste brasileiro. Série documentos do **ETENE** n. 33. Fortaleza: Banco do Nordeste do Brasil, 2014. 246 p.

LEGLER, L.; LAGO, A.; CORONEL, D. A. A organização associativa no setor apícola: contribuições e potencialidades. **Organizações Rurais & Agroindustriais**, Lavras, v. 9, n. 2, p. 151-163, 2007.

OCEMIG. SINDICATO E ORGANIZAÇÃO DAS COOPERATIVAS DO ESTADO DE MINAS GERAIS. **Anuário de informações econômicas e sociais do cooperativismo**

**mineiro** (2015). Disponível em: <<http://minasgerais.coop.br/Repositorio/Publicacoes/>

[anoario\\_2015/files/assets/common/downloads/publication.pdf3](http://minasgerais.coop.br/Repositorio/Publicacoes/anoario_2015/files/assets/common/downloads/publication.pdf3)>. Acesso em 17 de mar. 2017.

OLIVEIRA, P. A.; AMORIM, J. B. B.; CAVALCANTE, M. C. Diagnóstico socioeconômico de apicultores e meliponicultores, organizados em associações e cooperativas, na região do nordeste brasileiro, a partir de dados da declaração de aptidão ao Pronaf - pessoa jurídica (DAP-PJ). In: Congresso Brasileiro de Zootecnia - ZOOTEC, 2015, FORTALEZA. **Anais eletrônicos**. Disponível em: <<http://sis.gnius.com.br/uploads/zootec2015/documentos/d2bbb00da9f944f99c00b5b59c33959a8423499f.pdf>>. Acesso em: 20 ago. 2015.

PASIN, L. E. V.; TERESO, M. J. A.; BARRETO, L. M. R. C. Análise da produção e comercialização de mel natural no Brasil no período de 1999 a 2010. **Agroalimentaria, Merida**, v. 18, n. 34, p. 29-42, 2012.

PEREIRA, J. O. P.; LOPES, S. A.; SILVA, A. J. L. A importância da caracterização dos produtos apícolas para a agricultura familiar. In: XXV CONGRESSO BRASILEIRO DE ZOOTECNIA ZOOTEC 2015, 25., **Anais...** Fortaleza – CE, 2015.

PIRES, M. J. S. Um estudo da estrutura e evolução do programa nacional de fortalecimento da agricultura familiar (Pronaf): 2000 A 2010. **Revista Econômica do Nordeste**, Fortaleza, v. 45, n. 4, p. 97-110, out/dez, 2014.

RIBEIRO, M. W. T. **As disputas pela atividade apícola no sertão do Piauí**. 2008. Disponível em: <<http://www.anppas.org.br/encontro6/anais/ARQUIVOS/GT7-1513-1421-20120714003428.pdf>>. Acesso em: 17 Jan. 2016.

SCHRÖDER, M. Cooperativas de crédito da agricultura familiar, inovações institucionais e acesso a serviços financeiros: o caso do sistema Cresol, no sul do Brasil. In: XLIII CONGRESSO DA SOBER. **Anais...** Ribeirão Preto – SP, 2005.

SEBRAE. **Boletim setorial do agronegócio/ Apicultura**. Recife, maio de 2011.

SOUZA, C. Políticas públicas: uma revisão da literatura. **Sociologias**, v. 8, n. 16, p.20-45, 2006.

## OFERTA DE EXPORTAÇÃO DE FRUTAS DO BRASIL: O CASO DA MANGA E DO MELÃO, NO PERÍODO DE 2004 A 2015

### Brasilian fruit exports: mangos and melons cases in the period 2004 to 2015

#### Andréia Cristina de Oliveira Adami

Pós-Doutora em Economia na Universidade Federal de Minas Gerais (UFMG). Doutora em Economia Aplicada pela Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz” da Universidade de São Paulo (Esalq/USP). Pesquisadora do Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada (Cepea), Piracicaba, SP. adami@cepea.org.br

#### Eliane Pinheiro de Sousa

Pós-Doutora em Economia Aplicada pela Esalq/USP). Doutora em Economia Aplicada pela Universidade Federal de Viçosa (UFV). Professora do Departamento de Economia da Universidade Regional do Cariri (URCA). pinheiroeliane@hotmail.com

#### Luana Bedê Fricks

Graduanda em Ciências Econômicas pela Esalq/USP. luanafricks@gmail.com

#### Sílvia Helena Galvão de Miranda

Pós-Doutora na Pennsylvania State University. Doutora em Economia Aplicada pela Esalq/USP. Professora do Departamento de Economia, Administração e Sociologia da Esalq/USP. shgdmira@usp.br

**Resumo:** No Brasil, a fruticultura é atividade economicamente relevante, sobretudo para as regiões Nordeste, Sudeste e Sul. Dentre as frutas exportadas pelo Brasil, os carros chefes ficam a cargo da manga e do melão. Neste contexto, buscou-se ajustar um modelo para a oferta de exportação brasileira para essas frutas, com base no período de 2004 a 2015 e utilizou-se a metodologia de séries temporais. Verificou-se a relação entre a oferta de exportação brasileira dessas frutas e seus preços doméstico e internacional, taxa de câmbio e renda. Os resultados indicam que os preços doméstico e externo se mostraram significativos para determinar o quantum exportado de manga, porém não exerceram influência significativa para o melão. Pode-se inferir também que a taxa de câmbio não foi relevante para explicar as exportações de manga nem de melão, o que pode sugerir a existência de outros fatores mais relevantes para o desempenho das vendas externas dessas frutas. Dentre tais fatores, podem-se citar as barreiras fitossanitárias, cujo equacionamento exerce papel fundamental para viabilizar o comércio internacional com países que impõem severas restrições às importações de frutas frescas originárias de regiões infestadas com pragas quarentenárias ausentes nos países importadores, os quais constituem os principais destinos das frutas brasileiras.

**Palavras-chave:** Comércio internacional; oferta de exportação; manga; melão; Brasil.

**Abstract:** In Brazil, fruit production is an economically relevant activity, mainly for the Northeastern, Southeastern and Southern regions. Among the Brazilian fruits exported, the most important are mangos and melons. Thus, we estimated a model for the Brazilian export supply of mangos and melons, based on the 2004 to 2015 period, and using time series analysis. This model related the Brazilian export supply for these two fruits to their domestic and international prices, to exchange rate and income. Results indicated that the domestic and international prices were significant to determine the exported quantum of mango, although it was not for melon exports. The model also showed that the exchange rate was neither significant to explain mangos nor melons exports, which could be justified by other factors that contribute more to fruits exporting performance. Some of these factors may be cited such as the phytosanitary barriers, which solution has a fundamental role to make the international trade feasible particularly to importing countries that impose severe phytosanitary restrictions in acquiring fresh fruits from regions infested by quarentenarian pests absent in the importing countries, which are the major destinations for Brazilian fruits.

**Keywords:** International trade; export supply; mango; melon; Brazil.



## 1 Introdução

As frutas desempenham importante papel na saúde e nutrição humana, e sua produção é importante fonte de receita e divisas para muitos países em desenvolvimento, como o Brasil. O país se destaca como importante produtor de frutas, mas possui inexpressiva participação no mercado internacional, de 2% apenas. Isso porque há muitos desafios a serem enfrentados para que o país conquiste novos mercados e/ou aumente sua inserção no mercado internacional, sendo que um dos mais expressivos se refere aos problemas fitossanitários (pragas, doenças e plantas daninhas), tendo em vista que afetam a qualidade e a quantidade dos frutos produzidos (OLIVEIRA; GURGEL; LIMA, 2005). Ainda, o uso de defensivos químicos na fruticultura, decorrente dos problemas fitossanitários, também pode acarretar restrições no comércio internacional, relacionadas a normas distintas de registro de agrotóxicos e a questões de *food safety*, destacadamente os limites máximos de resíduos.

No território nacional, a fruticultura é uma atividade economicamente importante, principalmente para as regiões Nordeste, Sudeste e Sul, em que as condições e a diversidade climática favorecem o desenvolvimento do setor frutícola e a produção de uma grande variedade de espécies frutíferas. No país, de 5,7 milhões de hectares de área colhida com produtos das lavouras permanentes, as frutas ocupam 27,3% dessa área, distribuídos por todas as regiões (IBGE, 2017), além de haver um número importante de empregos gerados pelo setor, o que contribui para o desenvolvimento local de importantes polos produtores e exportadores da região Nordeste, como o vale do São Francisco. O estado de São Paulo concentra 40% da produção de frutas, seguido pela Bahia (12%), Rio Grande do Sul (6%), Minas Gerais (6%) e Pará (3,7%) (IBGE, 2017).

Além de atender a demanda interna, o país exporta uma pequena parte de sua produção doméstica, considerando-se as seis frutas mais importantes – melão (*Cucumis melo*), melancia (*Citrullus lanatus*), manga (*Mangifera indica*), uva (*Vitis vinifera*), maçã (*Malus domestica*) e mamão (*Carica papaya*) –, em cujas espécies se concentram as exportações brasileiras, esse percentual representou 5,42% da produção dessas frutas em 2014. Os principais estados exportadores são Ceará, Rio

Grande do Norte, Bahia, Pernambuco, São Paulo, Rio Grande do Sul, Santa Catarina, Espírito Santo, Minas Gerais e Paraíba (SECEX/MDIC, 2016).

De 2010 a 2014, foram exportados mais de dois milhões de toneladas (t) das frutas supracitadas, o que gerou uma receita cambial próxima a 2,5 bilhões de dólares (SECEX/MDIC, 2016), sendo a manga e o melão as principais frutas comercializadas com o exterior nesses cinco anos. Em 2015, essas duas frutas foram responsáveis por aproximadamente 45% do total do valor exportado de frutas e aproximadamente 46% do total do volume exportado de frutas. Grande parte da produção da manga se concentra nos estados da Bahia e de Pernambuco, enquanto do melão se concentra nos estados do Rio Grande do Norte e do Ceará.

Segundo Araújo e Campos (2011), o Nordeste brasileiro é beneficiado pelo clima semiárido, devido às altas temperaturas e luminosidade, tendo em vista que a disponibilidade de calor e insolação aumenta a produtividade, diminui o tempo de colheita, a incidência de pragas e, como consequência, o uso de agrotóxicos, gerando rendimento e qualidade da produção. Ademais, vale destacar que a tecnologia impulsionou o cultivo por meio da irrigação, acelerando o processo produtivo com práticas culturais mais adequadas, permitindo a produção de culturas de elevado valor comercial, como é o caso da manga e do melão.

As exigências associadas à defesa sanitária para evitar a entrada e a disseminação de novas pragas têm feito parte da agenda de discussão do Estado, dos produtores e da sociedade civil, que se preocupam com os riscos à saúde humana e à segurança alimentar. Para algumas espécies de pragas na fruticultura, existem procedimentos de convivência e controle aceitos, de acordo com marcos regulatórios dos mercados doméstico e internacional, que permitem o fluxo de comércio alinhado aos requisitos de fitossanidade. Entretanto, o surgimento de novas pragas exóticas requer o desenvolvimento de novos protocolos de controle fitossanitário para a comercialização de frutas frescas (BARRETO et al., 2011).

As moscas-das-frutas causam preocupação constante nos países livres dessas pragas, os quais investem pesadamente na proteção de sua agricultura e impõem severas restrições às importações de frutas frescas de países onde as mesmas estão presentes. Para atender às exigências sanitárias

impostas por esses países importadores, os exportadores de frutas são obrigados a adotar inúmeras medidas, como o tratamento hidrotérmico para frutos de manga e a demarcação de áreas livres ou de baixa prevalência de moscas-das-frutas para cucurbitáceas, como melão e melancia, a fim de conseguir permissões para exportar para os países com restrições (MALAVASI; ZUCCHI, 2000).

De acordo com Azevedo et al. (2005), a manutenção de uma área livre de moscas-das-frutas é relevante, tendo em vista que propicia benefícios socioeconômicos, como a conquista de novos mercados externos, aumento na qualidade da produção de frutos, a geração de empregos diretos e indiretos e de divisas para o país produtor. Além desses fatores, a conservação de uma área livre resulta em benefícios ambientais decorrentes da diminuição do uso de inseticidas, o que também reduz os custos de produção.

As principais espécies da mosca-das-frutas no Brasil são a mosca-do-mediterrâneo (*Ceratitis capitata*), presente em todo o país e com destaque para o Vale do São Francisco (Bahia e Pernambuco), algumas espécies de *Anastrepha*, e a mosca-da-carambola (*Bactrocera carambolae*), esta última restrita aos estados de Roraima, Pará e Amapá. No Nordeste, Sul e Sudeste, há prevalência da mosca-do-mediterrâneo que ataca principalmente acerola, manga, goiaba, uva e citros. Dos gêneros *Anastrepha*, citam-se a *Anastrepha obliqua* (manga, cajá-manga e mamão), *Anastrepha fraterculus* (maçã, pêssigo, mamão, citros, pera, goiaba) e *Anastrepha grandis* (melão, melancia, abóbora). A mosca-da-carambola ataca mais de 50 plantas além da carambola, sendo alvo de um programa para controle e erradicação dessa espécie (PARANHOS, 2008).

Considerando-se a importância da fruticultura para o Brasil e a relevância de se estimar funções de oferta de exportação de produtos agropecuários, neste trabalho, buscou-se ajustar um modelo para a oferta de exportação brasileira para manga e melão, principais frutas exportadas pelo país. De acordo com Barros, Bacchi e Burnquist (2002), a estimação da equação de oferta de exportação permite a realização de análises prospectivas sobre o comportamento do comércio externo, podendo auxiliar os agentes envolvidos na tomada de decisão quanto à produção e à comercialização.

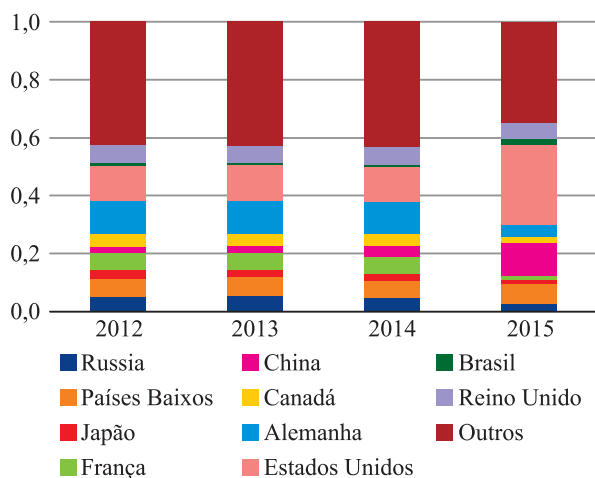
Soares, Silva e Lima (2011) ratificam que estimar uma equação de oferta de exportação de produtos agropecuários é essencial para o planejamento da produção, comercialização, previsão e elaboração de políticas para o desenvolvimento do setor. No contexto deste estudo, cumpre ressaltar que as elasticidades de oferta de exportação para frutas são úteis no que tange a contribuir para a avaliação dos impactos que as restrições de comércio trazem para o país exportador, tendo em vista que esse é forçado a realocar sua produção para o mercado doméstico.

Este trabalho está estruturado em mais quatro seções além desta Introdução. Na seção dois aborda-se o comércio internacional de frutas com destaque para manga e melão. A Metodologia é descrita na seção três; e na seção quatro, os resultados são apresentados e discutidos. Finalmente, a última seção se destina a algumas conclusões e considerações finais.

## 2 Comércio internacional de frutas

O principal exportador de frutas do mundo, de 2012 a 2015, foram os Estados Unidos, que neste último ano teve uma participação de quase 30% do total, seguido da China, com uma participação de aproximadamente 11%. Conforme se observa, a participação relativa desses dois países na exportação mundial de frutas tem aumentado consideravelmente durante o período analisado. Em contrapartida, países como Alemanha, Rússia e França vêm perdendo espaço na exportação mundial de frutas nesses últimos quatro anos. Em 2015, o Brasil apresentou uma participação de cerca de 2% no valor total (em dólar) das frutas exportadas (Figura 1). Embora essa participação ainda seja inexpressiva, revela um crescimento ao longo do tempo, podendo ser atribuído, além do crescimento propriamente dito da demanda por frutas pelos países desenvolvidos, ao esforço do Brasil em seguir as normas fitossanitárias requeridas pelos importadores, pois mais de 90% das exportações brasileiras de frutas têm como destino países desenvolvidos da Europa e América do Norte, que impõe duras restrições fitossanitárias aos seus parceiros comerciais.

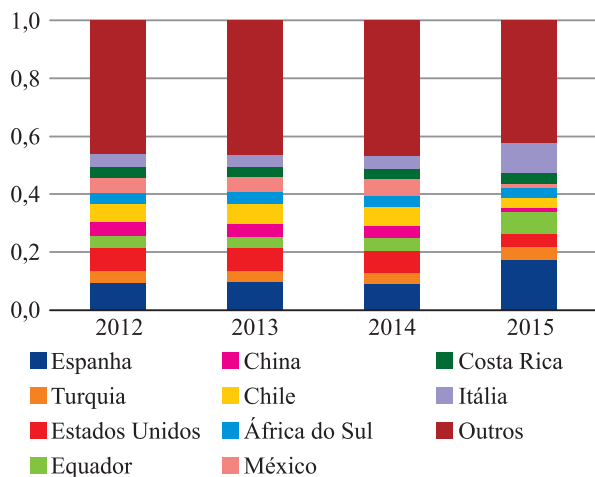
Figura 1 – Participação percentual dos países no valor total da exportação mundial de frutas (em % do valor total exportado) – 2012 a 2015



Fonte: Elaborado pelas autoras com base nos dados do *World Integrated Trade Solution* (WITS).

O principal importador de frutas do mundo, de 2012 a 2015, foi a Espanha, que passou de 10% do valor total importado mundialmente, em 2012, para quase 18%, em 2015. No caso dos Estados Unidos, apesar de ter reduzido sua participação, que foi de 8% em 2012, em 2015 foi responsável por 4,40% do total das frutas importadas mundialmente. O Chile e o México também diminuíram suas participações, de 6% e 5% em 2012 para 3% e 1% em 2015, respectivamente, da importação mundial de frutas. Já a Itália apresentou um aumento, a participação que era de 5% em 2012 chegou a aproximadamente 11% em 2015 (Figura 2).

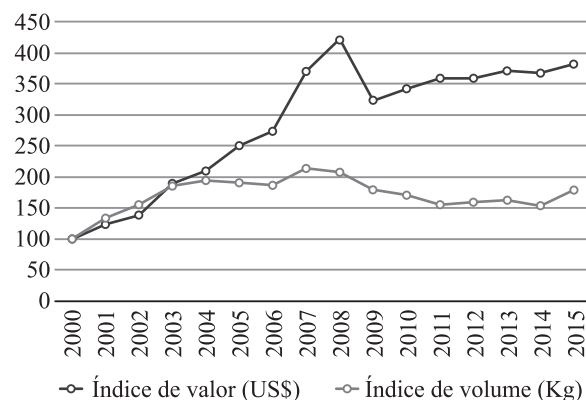
Figura 2 – Participação percentual dos países no valor total da importação mundial de frutas (em % do valor total importado) – 2012 a 2015



Fonte: Elaborado pelas autoras com base nos dados do *World Integrated Trade Solution* (WITS).

O Brasil apresentou, de 2000 a 2015, uma variação positiva de aproximadamente 280% no valor exportado de frutas e um aumento de cerca de 80% no volume exportado (Figura 3). Diversas medidas adotadas pelo Brasil, tanto no âmbito privado quanto no público, contribuíram para esse acréscimo expressivo das exportações. Um exemplo disso, é a delimitação da área livre de *Anastrepha grandis* nos estados do Ceará e do Rio Grande do Norte, que permitiu a exportação de cucurbitáceas, como o melão e a melancia, para países quarentenários, como Estados Unidos, Argentina, Uruguai e Chile.

Figura 3 – Evolução do índice de valor e do índice de volume das exportações brasileiras de frutas – 2000 a 2015 (2000=100)

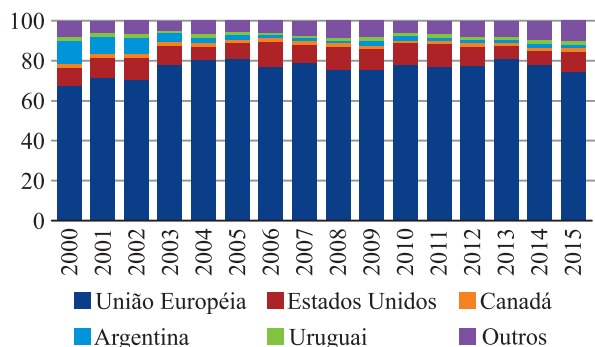


Fonte: Elaborado pelas autoras com base nos dados do Sistema AliceWeb/MDIC (2016).

A União Europeia e os Estados Unidos foram os principais destinos das exportações brasileiras de frutas de 2000 a 2015. Neste último ano, a União Europeia teve participação de aproximadamente 74% no total do valor exportado e os Estados Unidos, de cerca de 10%. Outros parceiros relevantes para o Brasil no período de 2000 a 2015 foram Argentina, Uruguai e Canadá, como se pode ver na Figura 4.

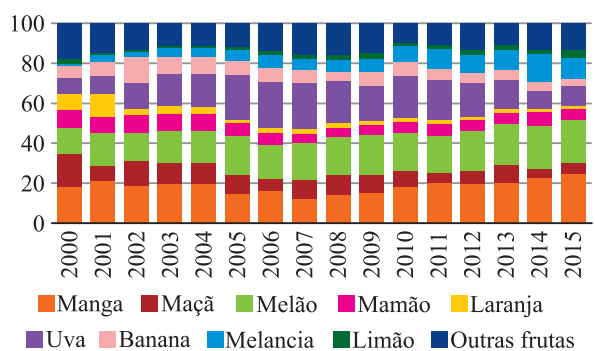
As principais frutas frescas da pauta de exportação de frutas brasileiras nos últimos 15 anos foram manga, melão, uva, mamão, limão, maçã, melancia, banana e laranja. A manga e o melão foram responsáveis pelas maiores participações do total das frutas exportadas pelo Brasil durante esse período, sendo que, em 2015, essas duas frutas lideraram com uma participação, em valor exportado, de mais de 45% nas exportações brasileiras totais de frutas (Figura 5).

Figura 4 – Destino das exportações das frutas brasileiras em participação percentual sobre o valor total exportado (%) – 2000 a 2015



Fonte: Elaborado pelas autoras com base nos dados do Sistema AliceWeb/MDIC (2016).

Figura 5 – Participação percentual das frutas no valor total exportado de frutas pelo Brasil (em % do valor total exportado de frutas) – 2000 a 2015



Fonte: Elaborado pelas autoras com base nos dados do Sistema AliceWeb/MDIC (2016).

Conforme supracitado, a fruticultura está presente em todas as regiões brasileiras, sendo que os estados exportadores de frutas investem vultosos recursos para cumprir as exigências fitossanitárias impostas pelos países importadores. Um exemplo, segundo Souza (2006), é o estado do Ceará, que investiu mais de R\$ 1 milhão em pesquisas laboratoriais, monitoramento, barreiras fitossanitárias e capacitação de técnicos agrícolas para impedir

a entrada da *Anastrepha grandis*. Ademais, conforme Sousa (2010), o Ceará tem implementado diversas políticas de desenvolvimento do setor frutícola, que viabilizam sua expansão e asseguram sua inserção competitiva no mercado externo, como política de recursos hídricos, perímetros irrigados, infraestrutura de estradas, estruturas portuárias e aeroportuárias, atração de investimentos, e apoios técnicos e tecnológicos. O estado do Ceará tem investido vultosos recursos para melhorar a produção de frutas, porque a exportação de frutas é extremamente importante para o estado, apenas no caso do melão, as exportações representaram mais de 50% da produção desse estado em 2014.

## 2.1 Manga

De 2010 a 2015, a manga foi produzida em 25 unidades da Federação. Em 2015, de 1,5 milhões de hectares de área colhida com frutas nas lavouras permanentes, a manga ocupa 4,1% dessa área e 3,8% da quantidade produzida. Nesse mesmo ano, 32,85% da área estavam localizadas no estado da Bahia, 17,35% em Pernambuco, 15,87% em São Paulo, e 9,91% em Minas Gerais. Em volume, de 2010 a 2015, os estados da Bahia, Pernambuco, São Paulo e Minas Gerais foram os maiores produtores (IBGE, 2017). Neste último ano, aproximadamente 16% da manga produzida no Brasil foi destinada ao mercado externo.

De 2010 a 2015, foram exportadas cerca de 123.759 toneladas de mangas anualmente, o que gerou uma receita média anual em dólar de cerca de USD 122 milhões. Nesse período, os principais estados exportadores dessa fruta foram Bahia, Pernambuco, Rio Grande do Norte e São Paulo, que responderam juntos por mais de 90% do total exportado pelo Brasil. Em 2015, aproximadamente 97% das exportações brasileiras de manga foram provenientes desses quatro estados, sendo que 86,28% se originaram dos estados nordestinos (Tabela 1).

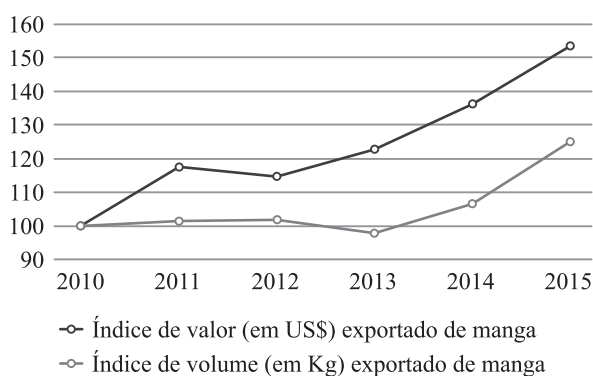
Tabela 1 – Participação dos estados no valor das exportações brasileiras de manga (em %) – 2010 a 2015

| UF                  | 2010   | 2011   | 2012   | 2013   | 2014   | 2015   |
|---------------------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|
| Bahia               | 52,37% | 49,64% | 49,79% | 52,75% | 50,10% | 51,10% |
| Ceará               | 1,56%  | 1,56%  | 3,19%  | 3,09%  | 2,17%  | 1,85%  |
| Espírito Santo      | 0,67%  | 0,27%  | 0,05%  | 0,15%  | 0,49%  | 0,17%  |
| Minas Gerais        | 1,99%  | 1,03%  | 0,03%  | 0,36%  | 0,14%  | 0,13%  |
| Paraíba             | 0,19%  | 0,39%  | 0,20%  | 0,47%  | 0,72%  | 0,89%  |
| Pernambuco          | 30,18% | 31,97% | 30,09% | 27,83% | 31,33% | 28,64% |
| Rio de Janeiro      | 0%     | 0,01%  | 0,07%  | 0,10%  | 0%     | 0,03%  |
| Rio Grande do Norte | 6,75%  | 7,65%  | 6,55%  | 4,45%  | 3,99%  | 3,80%  |
| Rio Grande do Sul   | 0%     | 0%     | 0,05%  | 0,01%  | 0%     | 0%     |
| São Paulo           | 6,30%  | 7,50%  | 9,98%  | 10,77% | 11,05% | 13,39% |
| TOTAL               | 100%   | 100%   | 100%   | 100%   | 100%   | 100%   |

Fonte: Elaborada pelas autoras com base nos dados do Sistema AliceWeb/MDIC (2016).

O índice de valor das exportações brasileiras de manga passa de 100, em 2010, para 153, em 2015, ao passo que o índice de volume varia nesse período de 100 para 125 (Figura 6). Em 2015, a União Europeia destacou-se como principal destino das vendas externas de mangas, com participação de 90% dessas exportações. Apesar dessa alta concentração, nesse ano, a manga brasileira foi destinada para 29 países, sendo que os maiores demandantes pela manga brasileira foram os Países Baixos (35,52%), Estados Unidos (18,37%), Reino Unido (15,17%) e Espanha (12,64%).

Figura 6 – Evolução do índice de valor e do índice de volume das exportações brasileiras de manga – 2010 a 2015 (2010=100)



Fonte: Elaborado pelas autoras com base nos dados do Sistema AliceWeb/MDIC (2016).

## 2.2 Melão

De 2010 a 2015, o melão foi produzido em 19 unidades da Federação, também em todas as regiões brasileiras. Em 2015, de 186 mil hectares de área colhida com frutas nas lavouras temporárias, o melão ocupa 11,2% dessa área e 11,7% da quantidade produzida. Em 2015, 47,73% da área estavam localizadas no estado do Rio Grande do Norte, 21,59% no Ceará, 9,84% no Rio Grande do Sul e 9,72% na Bahia. Em volume, os estados do Rio Grande do Norte e Ceará foram os maiores produtores no período de 2010 a 2015 (IBGE, 2017).

De 2010 a 2015, foram exportadas anualmente cerca de 190 toneladas de melão, com receita média anual de cerca de USD 122,17 milhões. Nesse período, os principais estados exportadores da fruta foram Ceará e Rio Grande do Norte, que juntos responderam por mais de 90% do total das exportações brasileiras de melão e 33% da produção (Tabela 2). Ressalta-se que estes dois estados têm delimitado em seus territórios uma área livre de *Anastrepha grandis*, que é considerado um certificado para acesso aos países quarentenários a essa mosca. Há que se considerar também, que, do ponto de vista de se aumentar a produção, esses dois estados têm sofrido com a restrição hídrica, o que pode impossibilitar um crescimento expressivo nessa região e favorecer o crescimento em outras regiões do país.

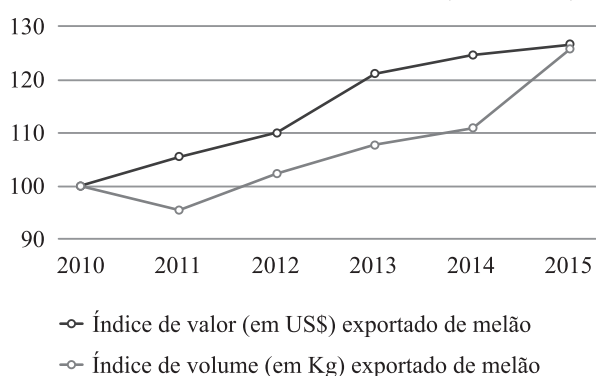
Tabela 2 – Participação dos estados no valor das exportações brasileiras de melão (em %) – 2000 a 2015

| UF                  | 2010   | 2011   | 2012   | 2013   | 2014   | 2015   |
|---------------------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|
| Bahia               | 1,33%  | 0,93%  | 1,02%  | 0,28%  | 0,35%  | 1,24%  |
| Ceará               | 60,88% | 59,52% | 58,60% | 60,11% | 59,75% | 57,49% |
| Minas Gerais        | 0%     | 0%     | 0%     | 0%     | 0,01%  | 0%     |
| Paraíba             | 0%     | 0,02%  | 0%     | 0,01%  | 0%     | 0,06%  |
| Pernambuco          | 0,24%  | 0,14%  | 0,02%  | 0,08%  | 0,05%  | 0,14%  |
| Piauí               | 0,05%  | 0%     | 0%     | 0%     | 0%     | 0%     |
| Reexportação        | 0%     | 0%     | 0%     | 0%     | 0,03%  | 0%     |
| Rio Grande do Norte | 37,48% | 39,39% | 40,31% | 39,46% | 39,56% | 40,96% |
| Santa Catarina      | 0%     | 0%     | 0,03%  | 0,01%  | 0,25%  | 0,06%  |
| São Paulo           | 0,02%  | 0%     | 0,01%  | 0,05%  | 0%     | 0,04%  |
| TOTAL               | 100%   | 100%   | 100%   | 100%   | 100%   | 100%   |

Fonte: Elaborado pelas autoras com base nos dados do Sistema AliceWeb/MDIC (2016).

Em 2010, o Brasil exportou USD122 milhões de melão, passando para USD 154,3 milhões em 2015, refletindo uma taxa de crescimento anual de 4,8%. No tocante ao volume exportado, passou de 177,8 mil para 223,7 mil toneladas, respectivamente, em 2010 e 2015, crescimento de 4,7% ao ano (Figura 7). A União Europeia foi o principal destino, sendo que, de 2000 a 2015, a participação do bloco foi superior a 90%, similar ao perfil de importação verificado para a manga. Em 2015, as exportações brasileiras de melão foram destinadas para 40 países e os que apresentaram maior participação foram os Países Baixos (42,28%), Reino Unido (28,64%) e Espanha (21,22%).

Figura 7 – Evolução do índice de valor e do índice de volume das exportações brasileiras de melão – 2010 a 2015 (2010=100)



Fonte: Elaborado pelas autoras com base nos dados do Sistema AliceWeb/MDIC (2016).

### 3 Metodologia

#### 3.1 Método analítico

Na literatura aplicada sobre oferta e demanda de exportações, há vários trabalhos que estimaram a oferta e/ou a demanda por exportações podendo-se citar os trabalhos de Goldstein e Khan (1978); Zini Jr. (1988); Castro e Cavalcanti (1997); Cavalcanti e Ribeiro (1998); Carvalho e Negri (2000); Barros, Bacchi e Burnquist (2002); Alves e Bacchi (2004); Silva et al. (2011); Soares, Silva e Lima (2011); Amorim, Sousa e Coronel (2013); Favro, Caldarelli e Camara (2015); e Arévalo e Lima (2015). Dentre esses, somente o último tratou especificamente da manga.

Barros, Bacchi e Burnquist (2002) mostram que há três formas básicas de modelos de exportação. No primeiro caso, o país é considerado pequeno e incapaz de afetar os preços no mercado internacional; nesse caso, a modelagem se resume em ajustar a equação de oferta de exportação. No segundo caso, a função de oferta de exportação é considerada perfeitamente elástica e a função de demanda de elasticidade-preço finita. Em um terceiro caso, preços e quantidades são determinados simultaneamente pela interação das funções de oferta e demanda de exportação com elasticidades-preço finitas. No caso deste trabalho, assume-se a hipótese de país pequeno e, portanto, sua oferta externa não afeta os preços no mercado internacional de manga e de melão. Desse modo, apenas a oferta de exportação foi ajustada.

Ainda, pode-se considerar que além dos preços domésticos, as variáveis que deslocam a demanda e a oferta doméstica influenciam a oferta de exportação do país, como ressaltado por Miranda (2001) e Barros, Bacchi e Burnquist (2002). Há que se ter em conta que a parcela de frutas exportadas em comparação com a produção do agronegócio brasileiro é pequena, em torno de 5% para frutas em geral, de 33% para o caso do melão e de 11% da manga.

Desse modo, para ajuste da equação de oferta de exportação, utilizou-se um modelo uniequacional para estudar o comportamento do volume total exportado de manga e melão, principais frutas exportadas pelo país. Os procedimentos econométricos adotados seguem os aplicados por Barros, Bacchi e Burnquist (2002).

O modelo que especifica o volume de exportação de determinado produto do agronegócio brasileiro é dado pela equação 1:

$$QXi = f(PDi, PEi, DR, IMB, IM, PRODi) \quad (1)$$

Na equação 1,  $QXi$  é quantidade mensal exportada pelo agronegócio brasileiro do produto  $i$ ;  $PDi$  é o preço real doméstico da fruta  $i$ ;  $PEi$  é o preço mensal em dólar das exportações brasileiras do produto  $i$ ;  $DR$  é a taxa de câmbio real medida em Reais/Dólar americano;  $IMB$  é a renda nacional mensal;  $IM$  é a renda externa, para a qual foi utilizado como *proxy* as importações mundiais totais; e  $PRODi$  é uma variável indicadora do crescimento da produção do produto  $i$  (fruta).

Os modelos foram estimados por Mínimos Quadrados Ordinários com as variáveis na forma logarítmica. O teste de raiz unitária utilizado foi o proposto por Elliot, Rothenberg e Stock (1996), o teste é conhecido como Dickey-Fuller Generalized Least Squares (DF-GLS). Testou-se a hipótese de existência de uma raiz unitária nas séries para avaliar a presença de estacionariedade e verificar a necessidade de se fazer o teste de cointegração entre elas, no caso de todas as variáveis serem não estacionárias de ordem um.

Em adição, examinaram-se as funções de autocorrelação e autocorrelação parcial para auxiliar a identificação da estacionariedade das séries e dos termos autorregressivos, ou seja, para determinar o número de defasagens. Para a determinação do número de defasagens  $p$ , os critérios de Akaike (AIC) e Schwarz (SBC) foram utilizados. Além

destes dois critérios, a estatística  $Q$  de Ljung e Box (1978) foi analisada para verificar a existência de autocorrelação serial no resíduo.

Para ajuste dos modelos, utilizou-se o software estatístico R da r-project.

### 3.2 Dados

Os modelos foram estimados para as variáveis mensais, de janeiro de 2004 a dezembro 2015.

Os dados de volume exportado ( $QX$ ) e preço externo ( $PE$ ) foram obtidos do sistema AliceWeb do Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio MDIC (2016), atentando-se que o  $PE$  é o valor médio unitário das exportações,  $IMB$  é a renda doméstica, e utilizou-se como medida da renda doméstica o PIB mensal divulgado pelo Banco Central do Brasil (BACEN, 2016), a série é divulgada em valores correntes e foi deflacionada pelo IGP-DI da Fundação Getúlio Vargas, assim como as outras variáveis do modelo.

A série do dólar (R\$/USD) utilizada para calcular a taxa de câmbio real ( $DR$ ) foi a disponibilizada pelo IPEA (2016), referente à média mensal do valor de compra do dólar comercial. Os deflatores utilizados foram o IGP-DI brasileiro, e o IPC dos Estados Unidos, obtidos também no banco de dados do IPEA.

Os preços domésticos ( $PD$ ) da manga foram coletados na base de dados do Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada da Universidade de São Paulo – Cepea/Esalq/USP (CEPEA, 2016) e foram deflacionados pelo IGP-DI, para valores reais de dezembro de 2015, foram levantados os preços da manga tommy para o Vale do São Francisco por se tratar de importante polo produtor e exportador de manga. No caso do melão, os preços domésticos utilizados foram os do melão amarelo (espanhol) colhidos junto à Central de Abastecimento – Ceasa de Fortaleza (CEASA, 2016).

### 4. Resultados e discussão

Pode-se observar da Figura 8 que os volumes exportados, tanto de manga quanto de melão, apresentam um comportamento sazonal bastante evidente durante os anos analisados. De acordo com Sousa, Campos e Lima (2007), esse comportamento sazonal do melão no Brasil pode ser atribuído à concorrência com as exportações dessa fruta provenientes da Espanha e de Israel, países que du-

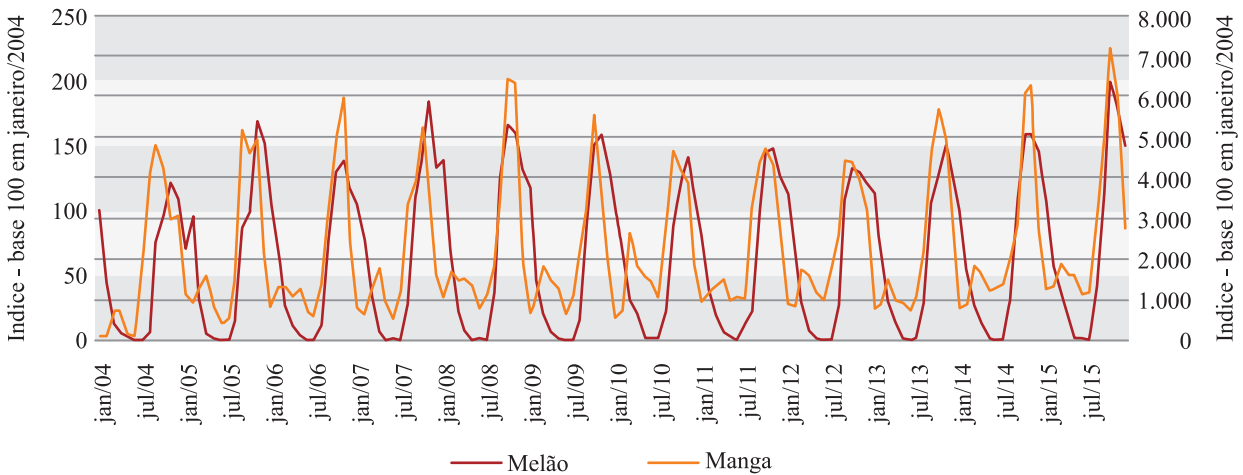
rante os meses de junho a agosto ofertam o melão, principalmente para a União Europeia, com custos inferiores aos praticados pelo Brasil.

No caso da manga, Arévalo e Lima (2015) ratificam que o segundo semestre de cada ano revela o período de maior concentração das exportações brasileiras, refletindo a atual configuração da janela de mercado, principalmente no europeu que, como foi dito anteriormente, responde por 90% do

destino da manga nacional. Neste caso, embora os dados de 2015 mostrem um crescimento mais notório, é difícil observar se há tendência de crescimento na série. De qualquer modo, as médias anuais mostraram crescimento das exportações brasileiras das duas frutas no período analisado (Figuras 6 e 7).

Figura 8 – Evolução do quantum das exportações

brasileiras mensais de melão e manga – 2004 a 2015 (Base 100 = jan/2004)

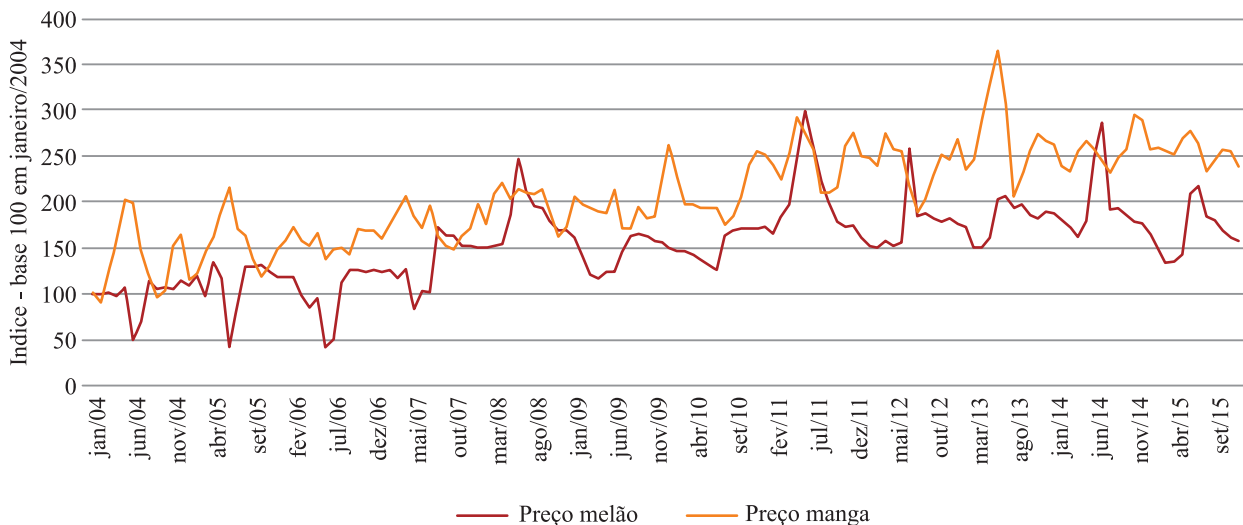


Fonte: Elaborado pelas autoras com base nos dados do Sistema AliceWeb/MDIC (2016).

Os preços médios das duas frutas exportadas pelo Brasil para o mercado internacional (Preço Externo) parecem mostrar que houve um movimento de apreciação entre 2004 e 2011, mas, a partir de 2012, sua tendência de elevação arre-

feceu. Deste então, os valores médios unitários exportados pelo Brasil parecem manter-se em um patamar relativamente estável (entre 2011 e 2013), tendendo a uma queda a partir de 2014, no caso do melão (Figura 9).

Figura 9 – Evolução do preço externo (em dólar nominal) das exportações brasileiras de manga e melão no período de janeiro de 2004 a dezembro de 2015



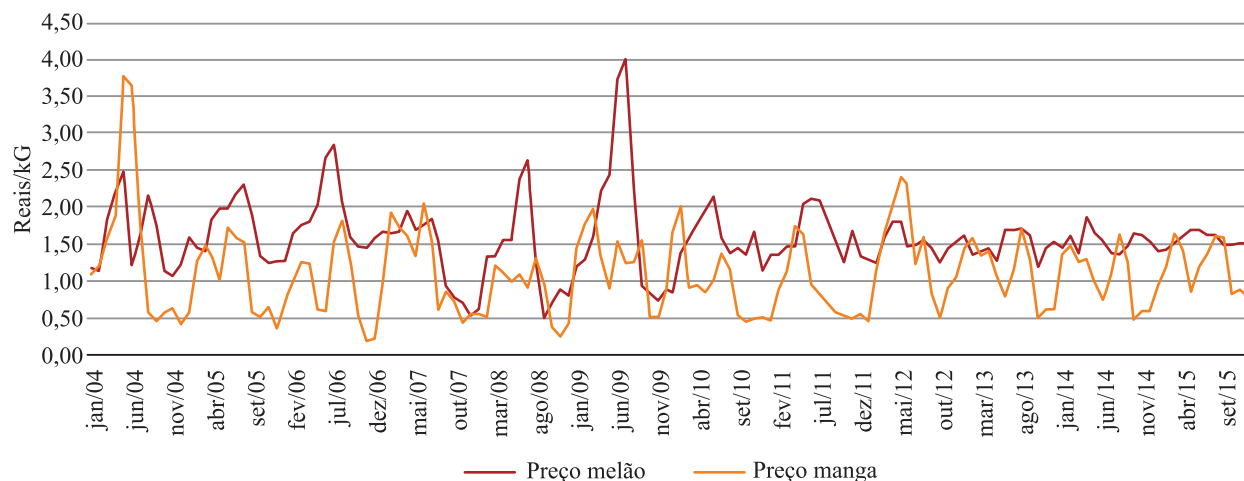
Fonte: Elaborado pelas autoras com base nos dados do Sistema AliceWeb/MDIC (2016).



No mercado interno, os preços das duas frutas mostram comportamentos diferentes. Enquanto o preço real da manga evidencia uma maior influência do comportamento sazonal, mantendo-se relativamente no mesmo patamar médio, o preço do

melão, embora também refletindo a sazonalidade, mostra uma menor amplitude de variação, estabilizando a um patamar relativamente mais estável a partir de 2010 (Figura 10).

Figura 10 – Evolução do preço doméstico real (em Reais de dezembro de 2015) de manga e melão, no mercado brasileiro, no período de janeiro de 2004 a dezembro de 2015



Fonte: Elaborado pelas autoras com base nos dados do Cepea (2016).

A taxa de câmbio, variável determinante para exportações, tendeu a se apreciar durante todo o período de 2004 a 2012, em termos reais (Figura 11). Desde 2012, por conta de problemas internos e externos à economia brasileira, verifica-se movimento de desvalorização da moeda nacional. Apenas da observação gráfica, não fica evidente que a taxa de câmbio tenha afetado as exportações brasileiras de manga e melão no período em análise, uma vez que as exportações se mantiveram enquanto o Real se valorizou frente ao dólar. Ademais, não houve reação das exportações a partir de 2012, quando se inicia o período de desvalorização do Real. Apenas em 2015, nota-se um crescimento mais forte de vendas externas, no caso da manga, cujas exportações em valor ficaram 17% acima dos níveis de 2014.

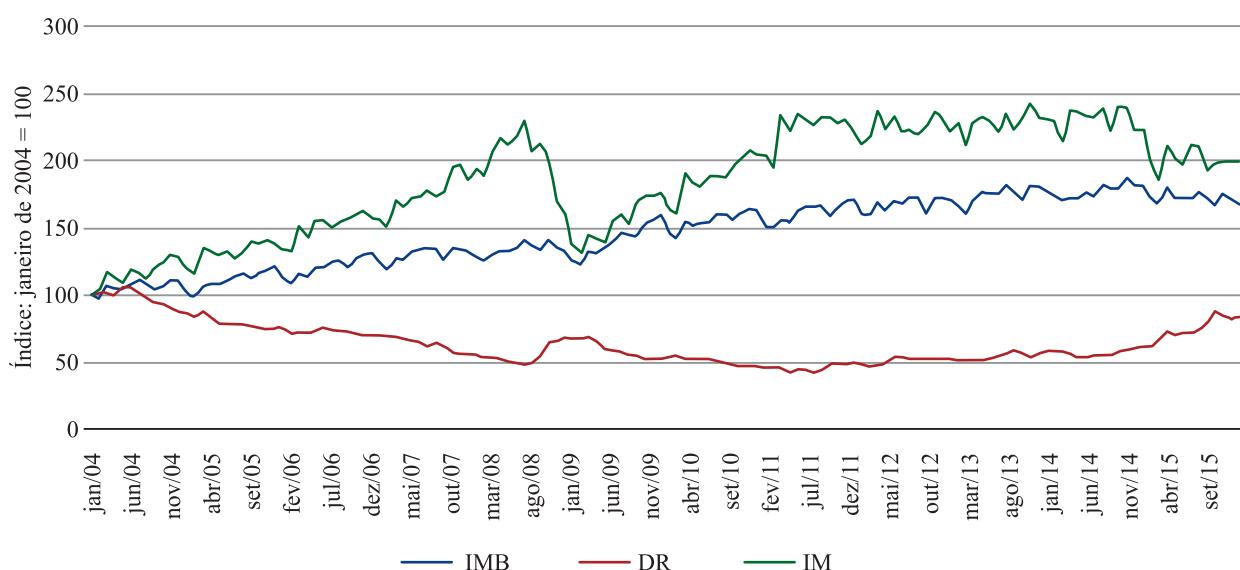
Na verdade, o que impacta a remuneração da venda do produtor ao exterior é o preço internalizado (atratividade) que é uma combinação da taxa de câmbio e do preço em dólar (externo) recebido pela venda ao exterior, desse modo, mesmo em tempos de valorização do Real, o mercado externo pode continuar atrativo ao exportador se os preços em dólar estiverem elevados. Ademais, as operações de venda ao exterior envolvem custos elevados, já que exigem maior controle da produção, certificações, custos de transporte, seguro

e contratuais, o que pode motivar o exportador a manter suas vendas mesmo em período de câmbio desfavorável.

Ainda da análise da Figura 1, renda interna (PIB brasileiro) cresceu de forma mais forte de 2004 a 2010, arrefecendo a partir desse ano, crescendo lentamente até 2014, iniciando, então, uma trajetória de queda. As exportações mundiais também apresentaram crescimento mais consistente de 2004 a 2011, apesar de uma forte queda em 2009 devido à crise financeira internacional. Entretanto, a partir de 2011 também arrefecem, caindo em 2014 e 2015.

Para um melhor entendimento dos efeitos dos preços doméstico (PD) e externo (PE), da taxa de câmbio (DR), das rendas doméstica (IMB) e externa (IM), além de um indicador de produção doméstica setorial (PROD<sub>i</sub>) sobre as exportações de manga e melão, um modelo de oferta de exportações (QX<sub>i</sub>) foi estimado para cada fruta separadamente. Há que se ter em conta que nos modelos de exportação de manga e melão não foram consideradas variáveis *dummies* para captar o efeito de restrições fitossanitárias, tendo em vista que estas restrições já estavam vigentes nos principais países importadores durante todo o período de análise.

Figura 11 – Evolução da taxa câmbio real - DR (R\$/USD), das importações mundiais - IM (proxy de renda externa) e do PIB brasileiro real - IMB (renda doméstica), no período de janeiro de 2004 a dezembro de 2015



Fonte: Elaborado pelas autoras com base nos dados do IPEA (2016) e do MDIC (SECEX, 2016).

Para isto, inicialmente foram realizados testes estatísticos com as séries de dados, conforme explicado na seção anterior. O resultado do teste de raiz unitária de Elliot-Rothenberg-Stock (DF-GLS) (Tabela 3), para as séries do modelo de manga, mostra que, se for considerada a tendên-

cia no modelo do teste, rejeita-se a hipótese de que as variáveis quantidade exportada de manga (QXmanga), seu preço de exportação (PEmanga) e preço doméstico (PDmanga) tenham uma raiz unitária. Portanto, tratam-se de séries estacionárias.

Tabela 3 – Resultados do teste de raiz unitária. Elliot-Rothenberg-Stock (DF-GLS) para cada uma das variáveis do modelo de exportação de manga

| Variável              | Modelo com constante e com tendência <sup>1</sup> |                | Modelo com constante <sup>2</sup> |                |
|-----------------------|---|----------------|-----------------------------------|----------------|
|                       | Defasagem   | Valor estimado | Defasagem                         | Valor estimado |
| QXmanga               | 2   | -2.95          | 2                                 | -1.24          |
| PEmanga               | 5   | -5.59          | 5                                 | 0.15           |
| PDmanga               | 5   | -5.98          | 5                                 | -5.58          |
| DR – câmbio real      | 7   | -2.32          | 7                                 | -1.52          |
| IMB – renda doméstica | 12  | -0.61          | 12                                | -0.02          |
| IM – renda externa    | 6   | -1.77          | 6                                 | -0.30          |
| PRODmanga             | 5   | -1.47          | 5                                 | -0.79          |

Fonte: Elaborada pelas autoras com base nos dados da pesquisa.

Nota:

(1) Versão com constante e tendência. Valores críticos em Elliot, Rothenberg e Stock (1996) (10% = 2.64, 5% = -2.94 e 1% = -3.46).

(2) Versão com constante. Valores críticos em Elliot, Rothenberg e Stock (1996) (10% = 1.62, 5% = -1.94 e 1% = -2.58).

Como os testes da Tabela 3 apontaram que há variáveis estacionárias e não estacionárias – sendo estas o câmbio real (DR), renda doméstica (IMB), renda externa (IM) e produção (PRODmanga), não há necessidade de realizar o teste de cointegração para ajustamento do modelo de oferta de exportação de manga. Mas o modelo de oferta de expor-

tação foi ajustado na primeira diferença temporal da transformação logarítmica, pois além de tratar a tendência das séries (tanto estocástica quanto determinística), essa transformação resulta em coeficientes estimados que são variações percentuais (taxas), aqui interpretadas como elasticidades do modelo de comércio internacional.

A Tabela 4 apresenta o resultado do teste de raiz unitária de Elliot-Rothenberg-Stock (DF-GLS) para as variáveis do modelo do melão. A Tabela 4 mostra que, se a tendência no modelo do teste for considerada, rejeita-se a hipótese de que as variáveis quantidade exportada de melão (QXmelão), preço de exportação brasileiro (PEmelão) e preço doméstico (PDMelão) tenham uma raiz uni-

tária e tratam-se, portanto, de séries estacionárias. Como há variáveis estacionárias e não estacionárias (câmbio real, renda doméstica, renda externa e produção), conclui-se que não há necessidade de se fazer o teste de cointegração para o modelo do melão. O modelo de oferta de exportação de melão foi ajustado na primeira diferença temporal da transformação logarítmica.

Tabela 4 – Resultados do teste de raiz unitária. Elliot-Rothenberg-Stock (DF-GLS) para cada uma das variáveis do modelo de exportação de melão

| Variável              | Modelo com constante e com tendência <sup>1</sup> |                | Modelo com constante <sup>2</sup> |                |
|-----------------------|---|----------------|-----------------------------------|----------------|
|                       | Defasagem   | Valor estimado | Defasagem                         | Valor estimado |
| QXmelão               | 5   | -6.54          | 5                                 | -5.08          |
| PEmelão               | 5   | -4.79          | 5                                 | -1.22          |
| PDMelão               | 5   | -4.79          | 5                                 | -1.74          |
| DR – câmbio real      | 7   | -2.32          | 7                                 | -1.52          |
| IMB – renda doméstica | 12  | -0.61          | 12                                | -0.02          |
| IM – renda externa    | 6   | -1.77          | 6                                 | -0.30          |
| PRODMelão             | 5   | -1.78          | 5                                 | -1.66          |

Fonte: Elaborada pelas autoras com base nos dados da pesquisa.

Nota:

(1) Versão com constante e tendência. Valores críticos em Elliot, Rothenberg e Stock (1996) (10% = 2.64, 5% = -2.94 e 1% = -3.46).

(2) Versão com constante. Valores críticos em Elliot, Rothenberg e Stock (1996) (10% = 1.62, 5% = -1.94 e 1% = -2.58).

Conforme se observa pela Tabela 5, a oferta de exportação da manga está relacionada de forma negativa com o preço doméstico no período contemporâneo e indica que um aumento de 10% no preço doméstico da manga contribui para a redução de 2% na quantidade exportada dessa fruta pelo Brasil, em média, *coeteris paribus*. Com defasagem de seis períodos de tempo, o preço doméstico é estatisticamente significativo, mas apresenta sinal positivo, o que pode indicar alguma sazonalidade do preço. O coeficiente para o valor unitário de exportação médio (preço médio de exportação) foi significativo e apresentou sinal correto com uma defasagem temporal e, portanto, pode-se inferir que um aumento de 10% dos preços em dólar poderia elevar o volume exportado de manga em 2% em média no mês seguinte.

O incremento da renda mundial também afeta positivamente as exportações brasileiras de manga, com defasagem de um mês, no entanto, o coeficiente contemporâneo também se apresentou estatisticamente significativo, mas com sinal negativo. O fato do coeficiente contemporâneo da renda mundial ter se apresentado estatisticamente significativo não implica que a renda mundial afete negativamente as exportações brasileiras do

produto, a menos que o bem seja considerado inferior pelos compradores estrangeiros. Há que se levar em conta que as importações mundiais foram utilizadas como *proxy* pra renda mundial, além disso, há correlação entre a variável renda mundial contemporânea com a defasada, o que pode ter afetado o resultado.

A variável que representa o crescimento da produção interna de manga também foi significativa para explicar incrementos na exportação da fruta pelos exportadores brasileiros. As *dummies* sazonais, por sua vez, se mostram estatisticamente significativas, corroborando o comportamento sazonal das exportações de manga pelo Brasil (Tabela 5).

Já o câmbio real e a renda doméstica não foram estatisticamente significativos para explicar as exportações de manga no período. Uma possível explicação é que, na maior parte do período sob análise, entre 2004 e 2011, a renda real brasileira crescia e o dólar se depreciava perante o Real, enquanto o preço em dólar da fruta apresentou aumento durante boa parte desse intervalo, o que pode ter contribuído para compensar a valorização cambial e manter a atratividade da exportação. No entanto, não se pode ignorar que a taxa de câmbio é uma variável relevante para a decisão do produ-

tor exportar e em período de desvalorização do Real, como o vigente desde 2015, pode estimular as exportações brasileiras de frutas, tornando-as mais competitivas.

Tabela 5 – Resultados do modelo para oferta de exportação de manga. Variável dependente: volume exportado de manga pelo Brasil

| Variável          | Coefficiente estimado | Erro padrão | Nível de significância |
|-------------------|-----------------------|-------------|------------------------|
| <b>Teste F=33</b> |                       |             |                        |
| PEmanga           | -0,0413               | 0,0843      | 0,6253                 |
| PEmanga{1}        | 0,2124                | 0,0852      | 0,0141 *               |
| PDmanga           | -0,2028               | 0,0338      | 0,0000 ***             |
| PDmanga{6}        | 0,1086                | 0,0332      | 0,0014***              |
| IM                | -0,07804              | 0,02822     | 0,006591***            |
| IM{1}             | 0,07125               | 0,02914     | 0,015949 *             |
| IMB               | -0,0767               | 0,1267      | 0,5460                 |
| IMB{1}            | -0,0860               | 0,1279      | 0,5028                 |
| DR                | -0,0067               | 0,0930      | 0,9419                 |
| DR{1}             | 0,0931                | 0,0897      | 0,3017                 |
| PRODmanga         | 0,1405                | 0,0505      | 0,0063**               |
| D1                | -0,8844               | 0,0948      | 0,00000***             |
| D2                | 1,1406                | 0,1144      | 0,00000***             |
| D3                | 1,4944                | 0,1144      | 0,00000***             |
| D4                | 0,9252                | 0,1382      | 0,00000***             |
| D5                | 0,5643                | 0,1297      | 0,00000***             |
| D6                | 0,5293                | 0,1223      | 0,00000***             |
| D7                | 1,0594                | 0,1304      | 0,00000***             |
| D8                | 1,6282                | 0,1309      | 0,00000***             |
| D9                | 1,3480                | 0,1251      | 0,00000***             |
| D10               | 0,9475                | 0,1476      | 0,00000***             |
| D11               | 0,8021                | 0,1264      | 0,00000***             |
| D12               | 0,2010                | 0,1142      | 0,0811                 |

Fonte: Elaborada pelas autoras com base nos dados da pesquisa.

Nota: as variáveis D1 a D12 se referem às dummies sazonais que captam os efeitos da exportação de manga para os meses de janeiro a dezembro sucessivamente (D1=janeiro).

\*estatisticamente significativo ao nível de 5%.

\*\*\* estatisticamente significativo ao nível de 1%.

Em relação ao caso do melão, as estimativas na Tabela 6 indicam que não se identificou qualquer variável explanatória significativa estatisticamente, com exceção de algumas *dummies* sazonais. Além disso, o sinal das variáveis explicativas não é o esperado pela teoria. Por exemplo, a renda doméstica e preço doméstico deveriam apresentar sinal negativo, enquanto câmbio, renda externa, preço externo e produção doméstica sinal positivo. Ainda, mesmo utilizando-se as variáveis de-

fasadas, não se verifica relação estatisticamente significativa entre as exportações em volume e as variáveis explicativas.

Embora esses resultados não estejam de acordo com o esperado pela teoria econômica, ratificam as inferências de Araújo, Sousa e Santos (2008) ao constatarem que as variáveis que compõem o modelo não se constituem como determinantes relevantes para explicar o volume exportado de melão. Para esses autores, a pequena influência da taxa de câmbio sobre a quantidade exportada de melão ocorre devido ao volume exportado dessa cucurbitácea ser muito pequeno frente a outros produtos da pauta de exportação brasileira e a quantidade paga por essa fruta não ser muito significativa. Adicionalmente, pode-se ressaltar que questões relacionadas à preferência por variedades e requisitos fitossanitários, em geral, negociados em acordos específicos para exportação, afetam as decisões de comercializar o produto externamente (SOUSA, 2015).

Tabela 6 – Resultados do modelo para oferta de exportação de melão brasileiro

| Variável      | Coefficiente estimado | Erro padrão | Nível de significância |
|---------------|-----------------------|-------------|------------------------|
| <b>F=6,53</b> |                       |             |                        |
| PEmelão       | -0,1528               | 0,1206      | 0,2091                 |
| PEmelão{1}    | 0,0496                | 0,1207      | 0,6815                 |
| PDmelão       | 0,0615                | 0,1694      | 0,7169                 |
| PDmelão{1}    | -0,2487               | 0,1785      | 0,1660                 |
| IM            | -0,1160               | 0,1546      | 0,4546                 |
| IM{1}         | -0,0768               | 0,1540      | 0,6798                 |
| IMB           | 0,1643                | 0,3972      | 0,0791                 |
| IMB{1}        | -0,09210              | 0,31863     | 0,7730                 |
| DR            | 0,0537                | 0,3536      | 0,8795                 |
| DR{1}         | -0,4164               | 0,3581      | 0,2472                 |
| PRODMelao     | -0,0202               | 0,2730      | 0,9408                 |
| D1            | -0,3915               | 0,3724      | 0,2953                 |
| D2            | -0,6237               | 0,4993      | 0,2140                 |
| D3            | 2,2514                | 0,5976      | 0,0002***              |
| D4            | -0,3847               | 0,5473      | 0,4834                 |
| D5            | 1,1082                | 0,5287      | 0,0382*                |
| D6            | -0,6233               | 0,5113      | 0,2252                 |
| D7            | 0,4651                | 0,5068      | 0,3606                 |
| D8            | 1,5479                | 0,5247      | 0,0038*                |
| D9            | -0,3417               | 0,5135      | 0,5070                 |
| D10           | 0,8190                | 0,5370      | 0,1298                 |
| D11           | 0,5069                | 0,5045      | 0,3170                 |

| Variável | Coefficiente estimado | Erro padrão | Nível de significância |
|----------|-----------------------|-------------|------------------------|
| D12      | 0,2175                | 0,5108      | 0,6709                 |

Fonte: Elaborada pelas autoras com base nos dados da pesquisa.

Nota: as variáveis D1 a D12 se referem às dummies sazonais que captam os efeitos da exportação de melão para os meses de janeiro a dezembro sucessivamente (D1=janeiro).

\*\*estatisticamente significativo ao nível de 5%.

\*\*\* estatisticamente significativo ao nível de 1%.

## 5 Considerações finais

O modelo teórico adotado para identificação dos determinantes do volume de exportação da manga e do melão, as principais frutas exportadas pelo país, revela-se apropriado para a análise. No caso da manga, o preço doméstico mostrou influência na determinação da quantidade exportada, assim como os preços externos, a renda externa e a produção, além da sazonalidade da série, característica importante para a manga brasileira, pois a mesma consegue entrar no mercado europeu para suprir janelas de produção de importantes ofertantes, como Espanha e Israel.

A taxa de câmbio e a renda doméstica não impactaram as exportações das duas frutas no período analisado. Isto significa que nesse período, mesmo com a forte valorização do Real, que predominou na maior parte do período analisado, e o aumento da renda doméstica, os volumes exportados das duas frutas cresceram, o que pode estar evidenciando que os preços no mercado internacional, em dólar, eram suficientemente atrativos para manter a competitividade das exportações brasileiras e a manutenção da produção voltada para exportação relativamente rígida (certificações, variedades específicas, infraestrutura específica entre outros). Este é um tema que poderia ser alvo de novos estudos.

Comparando-se os resultados da manga e do melão, enquanto as exportações de manga responderam às variáveis convencionais de determinação de oferta e demanda, as de melão não parecem responder aos fundamentos de mercado (preço doméstico e externo). Esse fato pode estar ligado ou há restrições ao melão brasileiro no mercado internacional, como atributos de qualidade, ou ainda aos arranjos de exportação vinculados aos acordos específicos para viabilizar as vendas externas. É importante ressaltar que durante todo o período analisado os dois mercados sofreram restrições fitossanitárias dos seus principais mercados

de destino, Estados Unidos, União Europeia, Canadá, Chile e Japão, o que implica que os produtores nacionais têm incorrido em custos adicionais para atender ao mercado externo, como acontece com os polos produtores de frutas do Vale do São Francisco (BA e PE), Açu-Mossoró (RN) e Baixo Jaguaribe (CE), principalmente para manter essas áreas livres das moscas das frutas.

## Referências

- ALVES, L. R. A.; BACCHI, M. R. P. Oferta de exportação de açúcar do Brasil. **Revista de Economia e Sociologia Rural**. Rio de Janeiro, v. 42, n. 1, p. 9-33, 2004.
- AMORIM, A. L.; SOUSA, E. P.; CORONEL, D. A. Estimativa da oferta de exportação de cacau brasileiro: 1989 a 2012. **Espacios**. Caracas, v. 34, p. 13-20, 2013.
- ARAÚJO, A. A.; SOUSA, A. G.; SANTOS, R. B. N. Exportação brasileira de melão: um estudo de séries temporais. In: CONGRESSO DA SOCIEDADE BRASILEIRA DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO E SOCIOLOGIA RURAL, 46., 2008. **Anais...** Rio Branco, AC: SOBER, 2008.
- ARAÚJO, V. F. S.; CAMPOS, D. F. A cadeia logística do melão produzido no agropolo fruticultor Mossoró/Açu. **Revista Econômica do Nordeste**. Fortaleza, v. 42, n. 3, p. 505-529, 2011.
- ARÉVALO, J. L. S.; LIMA, J. R. F. Oferta de exportação de manga pelo Brasil e Peru: uma abordagem considerando os mercados dos Estados Unidos e União Europeia. **Revista Econômica do Nordeste**. Fortaleza, v. 46, n. 1, p. 1-15, 2015.
- AZEVEDO, F. R.; SOBRINHO, R. B.; OMETTO, A. C. F. Estratégias para o estabelecimento e manutenção de áreas livres e de baixa prevalência de moscas das frutas. **Circular Técnica n. 22**. Fortaleza: Embrapa, 2005. 14 p.
- BARRETO, M. C.; SILVA, P. C. G.; CARVALHO, A. C. A.; ALMEIDA, C. O.; WANDER, A. E. Impactos socioeconômicos da dispersão da mosca-da-carambola (*Bactrocera carambolae*) à fruticultura nacional. In: SILVA, R. A.; LEMOS, W. P.; ZUCCHI, R. A. (Org.). **Moscas-das-frutas na Amazônia brasileira:**

- diversidade, hospedeiros e inimigos naturais. Macapá-AP: Embrapa Amapá, 2011. p. 185-195.
- BARROS, G. S. C.; BACCHI, M. R. P.; BURNQUIST, H. L. **Estimação de equações de oferta de exportação de produtos agropecuários para o Brasil (1992/2000)**. Brasília: Instituto de Pesquisa em Economia Aplicada - IPEA. 2002. 30 p. (IPEA. Texto para discussão n. 865).
- CARVALHO, A.; NEGRI, J. A. **Estimação de equações de importação e exportação de produtos agropecuários para o Brasil (1977/1998)**. Brasília: Instituto de Pesquisa em Economia Aplicada - IPEA. 2000. 30 p. (IPEA. Texto para discussão n. 698).
- CASTRO, A. S.; CAVALCANTI, M. A. F. H. **Estimação de equações de exportação e importação para o Brasil – 1955/1995**. Rio de Janeiro: Instituto de Pesquisa em Economia Aplicada – IPEA, 1997. 53 p. (IPEA. Texto para discussão n. 469).
- CAVALCANTI, M. A. F. H.; RIBEIRO, F. J. **As Exportações brasileiras no período 1977/1996: desempenho e determinantes**. Rio de Janeiro: IPEA. 1998. 46 p. (IPEA. Texto para discussão n. 545).
- ELLIOT, G.; ROTHENBERG, T. J.; STOCK, J.H. Efficient tests for an autoregressive unit root. **Econometrica**. Chicago, v.64, n.4, p. 813-836. 1996. Disponível em: <<http://www.jstor.org/pss/2171846>>. Acesso em: 14 de jul. 2013.
- FAVRO, J.; CALDARELLI, C. E.; CAMARA, M. R. G. Modelo de análise da oferta de exportação de milho brasileira: 2001 a 2012. **Revista de Economia e Sociologia Rural**. Piracicaba, SP, v. 53, n. 3, p. 455-476, 2015.
- GOLDSTEIN, M.; KHAN, M. The supply and demand for exports: a simultaneous approach. **The Review of Economics and Statistics**, v. 60, p. 257-286, 1978.
- IBGE. INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. SIDRA. Disponível em: <http://www.sidra.ibge.gov.br/>. Acesso em: 15 mar. 2017.
- LJUNG, G. M.; BOX, G. E. P. On a measure of lack of t in time series models. **Biometrika**, v. 65, p. 297-303, 1978.
- MALAVASI, A.; ZUCCHI, R. A. **Moscas das frutas de importância econômica no Brasil: conhecimento básico e aplicado**. Ribeirão Preto: Holos, 2000.
- MIRANDA, S. H. G. **Quantificação dos efeitos das barreiras não tarifárias sobre as exportações brasileiras de carne bovina**. Piracicaba. Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz” (Tese de Doutorado), 233p, 2001.
- OLIVEIRA, A. M.; GURGEL, A. F.; LIMA, L. C. R. Diagnóstico do agronegócio do melão (*Cucumis melo L.*) produzido em Mossoró/RN: estudo de caso em três empresas produtoras. **Holos**. Instituto Federal do Rio Grande do Norte, v. 21, p. 27-36, 2005.
- PARANHOS, B. J. Moscas das frutas que oferecem riscos à fruticultura brasileira. In: SIMPÓSIO INTERNACIONAL DE VITIVINICULTURA E FEIRA NACIONAL DA AGRICULTURA IRRIGADA – FENAGRI, 2008. **Anais...** Petrolina. PE: Prefeitura Municipal. Valexport. Embrapa Semiárido, 2008.
- SECEX. SECRETARIA DE COMÉRCIO EXTERIOR – MINISTÉRIO DO DESENVOLVIMENTO, INDÚSTRIA E COMÉRCIO EXTERIOR – MDIC. **Sistema AliceWeb**. Disponível em: <http://www.aliceweb2.mdic.gov.br/>. Acesso em: 03 abr. 2016.
- SILVA, M. A. P.; ROSADO, P. L.; BRAGA, M. J.; CAMPOS, A. C. Oferta de exportação de carne de frango do Brasil de 1992 a 2007. **Revista de Economia e Sociologia Rural**. Piracicaba, SP, v. 49, n. 1, p. 31-54, 2011.
- SOARES, N. S.; SILVA, M. L.; LIMA, J. E. Oferta de exportação da celulose brasileira. **Revista de Política Agrícola**. Brasília, DF, v. 20, n.2, p. 52-65, 2011.
- SOUSA, E. P. **Impactos da formação espacial de preços na competitividade relativa da fruticultura irrigada do estado do Ceará**. Viçosa: UFV. 2010. 133 p. Tese (Doutorado em Economia Aplicada) – Universidade Federal de Viçosa, 2010.
- SOUSA, E. P. Avaliação do impacto econômico e socioambiental da política de defesa fitossanitária em cultivos de melão no nordeste brasileiro: um

estudo para a **área livre** de *Anastrepha gran-*  
*dis*. **Relatório de pesquisa de Pós-Doutorado**.  
Piracicaba, SP: Universidade de São Paulo, 2015.

SOUSA, E. P.; CAMPOS, A. C.; LIMA, J. E.  
Análise de intervenção aplicada às exportações  
brasileiras de melão. In: CONGRESSO DA  
SOCIEDADE BRASILEIRA DE ECONOMIA.  
ADMINISTRAÇÃO E SOCIOLOGIA RURAL.  
45., 2007. **Anais...** Londrina. PR: SOBER. 2007.

ZINI Jr., A. A. Funções de exportação e  
de importação para o Brasil. **Pesquisa  
e planejamento econômico**. Rio de Ja-  
neiro, v. 18, n. 3, p. 615-662, 1988.

## INTEGRAÇÃO DE PREÇOS NOS MERCADOS BRASILEIRO E INTERNACIONAL DE ALGODÃO

### Price integration in Brazilian and international cotton markets

**Ana Caroline Dias Caixeta**

Economista. Mestre em Agronegócio pela Universidade Federal de Goiás - PPAgro/UFG. caroline.nca@gmail.com

**Cleyzer Adrian da Cunha**

Economista. Doutor em Economia Aplicada pela Universidade Federal de Viçosa - UFV.  
Professor Associado da Universidade Federal de Goiás - UFG. cleyzer@ufg.br

**Alcido Elenor Wander**

Engenheiro Agrônomo. Doutor em Ciências Agrárias (Concentração Economia Agrícola), Georg-August-Universität Göttingen.  
Pesquisador da Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária (Embrapa) e  
Docente das Faculdades Alves Faria (ALFA) e PPAgro/UFG. alcido.wander@embrapa.br

---

**Resumo:** O objetivo deste estudo é analisar a integração de preços nos mercados brasileiro e internacional de algodão, considerando os custos de transação. Para tanto, foram analisados os índices Cepea e Nybot, que representam os mercados nacional e internacional de algodão, respectivamente, no período de janeiro de 2000 a dezembro de 2014. Por meio do modelo TVEC, com base nos resultados aqui obtidos foi possível demonstrar que nos mercados analisados há um indício de existência de custos de transação no processo de transmissão de preço. Esses são explicados por dificuldades nacionais de infraestrutura e altos custos com frete que contribuem para que existam maiores custos de transação. Por fim, o mercado de algodão passa por valorização mundial por meio da cultura da fibra em detrimento do sintético, por novos mecanismos de plantio e tratamento das fibras, além de parcerias e alianças estratégicas no mercado internacional para fornecimento de insumos, implicando em elevados custos de transação no mercado spot.

**Palavras-chave:** Algodão; integração de preços.

**Abstract:** The aim of this study was to analyze the integration of prices in the Brazilian and international cotton market considering transaction costs. Therefore, the indexes of CEPEA and NYBOT were analyzed, representing the national and international cotton markets, respectively, from January 2000 to December 2014. The results obtained through a TVEC model show that there are transaction costs in the price transmission between both markets. These are explained by national infrastructure difficulties and high freight costs contribute so that there are higher transaction costs. Finally, the cotton market goes through global appreciation through culture fiber over the synthetic, for new mechanisms of planting and processing of fibers, as well as strategic partnerships and alliances in the international market for the supply of inputs resulting in high costs of transaction in the spot market.

**Keywords:** Cotton; Prices Integration.



## 1 Introdução

O agronegócio é caracterizado por ser o segmento econômico que se inicia no processo de aquisição de insumos, passando pela produção, beneficiamento até a distribuição do produto final para o mercado consumidor (ARAÚJO, 2013). Devido ao número de agentes incorporados neste segmento, este acaba sendo de grande relevância para a economia, principalmente, na geração de emprego e renda.

Em contrapartida, de acordo com estudos realizados pela Organização das Nações Unidas para Alimentação e Agricultura (FAO, 2011), o Brasil e os demais países da América Latina possuem elevada dependência das exportações de produtos agrícolas, que são caracterizados por apresentarem alta volatilidade de preço. Sabe-se que esta volatilidade implica em instabilidade na renda dos produtores, contribuindo para o desestímulo à produção. Deste modo, faz-se necessário análises empíricas que verifique no comportamento dos preços das *commodities* (CAMPOS, 2007).

Segundo Marques, Melo e Martines (2006), o preço das *commodities* é formado por meio das mesmas leis de mercado que os demais bens e serviços produzidos na economia. Contudo, no caso brasileiro, estudos apontam que a formação de preços, na maioria das *commodities* ocorre no mercado externo, e por sua vez é repassado ao local, haja vista esses mercados serem caracterizados como integrados.

Essa integração permite que os agentes envolvidos tenham maior oportunidade de competitividade, visto que as possibilidades de crescimento no mercado externo são maiores (FACKLER; GOODWIN, 2001). Assim sendo, no mercado competitivo, os preços praticados nas diferentes localidades atendem tanto às variações de oferta e demanda regionais, quanto às variações de preços das demais regiões. Deste modo, a integração entre mercados compreende a dependência dos preços em regiões separadas geograficamente ao longo do tempo (CUNHA, 2008).

Devido a relevância do processo de integração de preço, há uma vasta literatura sobre o tema. A maioria dos estudos estabelece que as relações entre os mercados sejam lineares e podem ser captadas pelos tradicionais modelos de Engle-Granger, Johansen, e o modelo Autogressivo Vetorial

(VAR). Todavia, nova agenda de pesquisa surgiu a partir dos estudos de Balke e Fomby (1997) e Hansen e Seo (2002) que tratam o processo de integração como não linear, sujeito aos custos de transação e outras fricções de mercado que impedem a integração entre os mercados, que às vezes não são captados pelos modelos tradicionais.

Ademais, há limitações nos objetos de estudos, visto que a maioria se foca em análises acerca das *commodities* alimentares. Logo o grupo composto por *commodities* não alimentares apresenta bibliografia vigente limitada, podendo ser campo abrangente para pesquisa econômica. Além disso, nota-se que o Brasil assume posições favoráveis no comércio internacional desses produtos, dentre estes se podem citar petróleo, minério de ferro, alumínio e algodão. Por isso, esse artigo contribui em dois aspectos para a literatura, primeiro por trabalhar os modelos de integração com custos de transação e segundo por envolver o mercado de algodão.

O algodão é uma *commodity* importante para a economia internacional e nacional. Em âmbito internacional, teve importância como matéria-prima para a indústria motriz da Revolução Industrial, em meados do século XVIII, quando o produto passou a ser substituído da lã no processo de fabricação têxtil. Não obstante, nacionalmente, o algodão é um produto representativo no mercado externo, sendo o Brasil é responsável por 9,3% das exportações desta *commodity*, e atualmente, 5º maior produtor da fibra (COTTON INCORPORATED, 2015).

Deste modo, devido à importância da análise da integração e da relevância do algodão na pauta de exportação brasileira, essa análise se torna pertinente ao utilizar o algodão como objeto de pesquisa. Sendo assim, este estudo possuiu como objetivo geral analisar a integração de preços no mercado brasileiro e internacional de algodão. Para tanto, utilizou-se da análise de séries temporais dos preços do algodão praticado nacionalmente e internacionalmente, representados pelo índice de preço do Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada (CEPEA) e do *Intercontinental Exchange, ICE Futures* (NYBOT), respectivamente, de janeiro de 2000 a dezembro de 2014.

O método utilizado para atingir a finalidade desta análise se fundamenta no modelo desenvolvido por Hansen e Seo (2002), que incorpora nos modelos de correção de erro vetorial (VEC)

o efeito *threshold*, dando origem aos modelos de correção de erro vetorial com *threshold* (TVEC). Segundo Tardelli (2012), por meio do TVEC é possível mensurar os custos de transação no processo de integração entre mercados, mesmo sem disponibilidade desta informação. Outrossim, a existência destes custos inibe o processo de transmissão de preços, levando somente choques acima de determinado nível a causar o ajustamento de preços, o que afeta negativamente a integração entre mercados (MATTOS; LIMA; LIRIO, 2009).

O presente estudo foi dividido em seis seções. No primeiro capítulo foi apresentado o problema de pesquisa. O segundo capítulo caracterizou o mercado de algodão em nível nacional e global. O terceiro capítulo foi dedicado à revisão da literatura apresentando os conceitos de integração e custo de transação relevante para o desenvolvimento da análise. No capítulo quarto são apresentados os procedimentos metodológicos realizados para se atingir os objetivos propostos e também a fonte de dados. No capítulo quinto são apresentadas as estimativas e discussões dos resultados obtidos. Por fim, no capítulo seis se dedica às considerações finais.

## 2 Caracterização do mercado de algodão

A cultura do algodão é considerada, por pesquisadores do segmento do agronegócio, como sendo uma das dez principais culturas do mundo. A sua origem remonta de séculos, acompanhando o desenvolvimento da humanidade. Segundo Buainain e Batalha (2007), há indícios de que esta atividade tenha sido iniciada há sete mil anos no Vale do Rio Nilo, pois a cheia anual deste rio fornecia um solo rico para cultivo de uma grande variedade de produtos agrícolas, dentre eles o algodão.

A partir de 400-300 a.C., os gregos introduziram o algodão na Ásia Central e na Índia. Neste último, o algodão foi utilizado como substituto das fibras de origem animal na fabricação de tecidos (SMITH; COTHREN, 1999). Períodos depois, a cultura do algodão se espalhou por todos os continentes e hoje é produzida em 60 países.

Costa e Bueno (2004) destacam a utilidade do algodão para fabricação de cosméticos, móveis e aplicações médicas. Entretanto, ressaltam que 60% da produção mundial de algodão se destinam à fiação para a indústria têxtil. Além disso, Buai-

nain e Batalha (2007) afirmam que, se comparada a outras cadeias agrícolas, a cadeia do algodão com o intuito de abastecer a indústria têxtil é uma das mais complexas e mais longas, contribuindo assim para a geração de emprego e renda.

Atualmente, segundo dados do Cotton Incorporated (2015), o grupo de países composto por Índia, China, Estados Unidos e Brasil, se destacam na produção mundial. A Índia é o país, na atualidade que mais produz algodão em todo o planeta. Contudo, segundo Beltrão e Cardoso (2003), produção indiana é considerada como sendo ineficiente. Diante disso Buainain e Batalha (2007) ressaltam que o país tem desenvolvido pesquisas e buscado realizar transferência de tecnologia para a cotonicultura, o que vem colaborando para o melhor desempenho de sua produção e aumento da sua produtividade.

Outro país com destaque na produção de algodão é a China, todavia este tem perdido espaço devido a limitações, principalmente, territoriais. Segundo dados do Departamento de Agricultura dos EUA (USDA, 2017), a China teve redução de 37% na produção de algodão passando de 7.620 milhões de toneladas métricas (MT) na safra 2012/2013 para 4.790 na safra 2015/2016. As importações reduziram 78% na mesma comparação, passando de 4.426 na safra 2012/2013 para 959 na safra 2015/2016. Neves e Pinto (2013), explicam que essa diminuição de importação ocorre devido à política de estocagem adotada pelo governo chinês em 2012. O impacto desta medida deve se estender pelas safras subsequentes, trazendo consequências para os demais países que comercializam com a China.

Acerca da exportação, nota-se a soberania dos Estados Unidos. Segundo Buainain e Batalha (2007), a cadeia do algodão é a quinta em geração de valor dentre as cadeias agrícolas do país. Esta possui capital intensivo desde a produção primária até a comercialização, todavia há um custo maior de sua mão de obra, se comparado a outros países concorrentes. No entanto, apesar deste país possuir uma superioridade na exportação de algodão, esta é assegurada pelo uso de medidas protecionistas que vêm sendo questionadas pela Organização Mundial do Comércio (OMC).

Sobre a produção brasileira de algodão, sabe-se que o Brasil se destaca por produzir fibra de qualidade e competitiva para a maioria dos usos. Contu-

do, nota-se que a história da produção nacional do algodão é marcada por períodos de prosperidade e crises. Todavia, a partir dos anos 1970, com o declínio da cotonicultura da Região Nordeste do país, dentre outros, pela praga do bicudo, instaurou-se no Brasil um processo de deslocamento da produção do algodão para o Bioma Cerrado, o que contribuiu para a consolidação do país no cenário mundial de produtores desta *commodity*. Este deslocamento ocorreu incentivado pelos produtores de soja, que sofriam com uma crise no setor, e viram no cultivo do algodão uma opção de mercado (BUAINAIN; BATALHA, 2007).

Todavia, recentemente tem se notado que a produção de algodão no Brasil decaiu. Segundo Beltrão e Azevedo (2008), esta queda da produção acompanha a perspectiva mundial de retração da produção de algodão, devido principalmente à diminuição da demanda do principal mercado consumidor. Além desse fator, esses autores citam a concorrência com bens substitutos e com outras culturas, como tendo papel fundamental no declínio dos indicadores de produção brasileira desta commodity.

Por outro lado, também ocorreu uma dinâmica espacial expressiva, onde regiões produtoras tradicionais (ex. Nordeste, São Paulo etc.) deixaram de ser relevantes e outras passaram a representar a maior parte da produção, tais como o Mato Grosso, Goiás, Mato Grosso do Sul e Oeste da Bahia (VIEIRA; LUNAS; GARCIA, 2016).

### 3 Integração entre mercados

A teoria microeconômica refere-se a mercado como sendo o conjunto de demandantes e ofertantes que, ao interagirem, determinam o preço final de um produto, sendo que este preço oscilará ao longo do tempo (PINDYCK; RUBINFELD, 2006). A mesma relevância que o preço assume para a definição de mercado é vista quando se analisa a questão da integração.

Contudo, não há um consenso na definição deste termo. A definição mais difundida é a de Gonzalez-Rivera e Helfand (2001). Para eles, um mercado composto por  $k$  localidades, com diferentes características geográficas, será integrado se existir um fluxo comercial comum e que possua no seu preço características dos demais mercados integrados.

Além desses fatores, destaca-se que em mercados integrados, há um processo de arbitragem que

levará os preços praticados a serem correspondentes. Essa arbitragem eleva o preço no mercado que comercializa a um menor preço, em contrapartida, colabora para a diminuição do maior preço. Ou seja, pela arbitragem haverá convergência de preços nos mercados. Essa situação irá se repetir até o ponto em que os preços praticados em ambos os mercados sejam os mesmos. A afirmação postulada é denominada Lei do Preço Único (LPU), que estabelece que em mercados separados geograficamente e que comercializam o mesmo produto, na ausência de custos de transação, haverá um processo de arbitragem que, no longo prazo, igualará o preço entre os mercados (KRUGMAN; OBSTFELD, 1997).

Apesar da relevância da LPU nos estudos de integração entre mercados, ela é apontada por Rosado (2006), como um método limitado, visto que: a) há vários fatores que dificultam que a arbitragem seja eficiente, dentre estes estão os custos de transação, informações imperfeitas e barreiras comerciais; b) faz uso dos postulados da concorrência perfeita, que não é aplicável na maioria dos mercados; c) a LPU exige que um dos preços seja determinado de forma exógena, contudo, sendo os agentes participantes em diversos mercados, os preços em diferentes regiões podem ser determinados ao mesmo tempo.

De acordo com Alves e Lima (2010), a literatura recente tem apontado a existência de custos de transação, como fator que compromete a integração entre mercados, visto que, estes custos dificultam o acesso às informações relevantes para o processo de transmissão de preços e comprometem o comércio entre diferentes regiões.

Além disso, a existência de custos de transação é apontada por Balcombe, Bailey e Brooks (2007), como um dos fatores que levam à não validade da LPU, em mercados separados geograficamente. Assim sendo, análises econométricas que abordam os custos de transação terão resultados não viesados e mais coerentes (TARDELLI, 2012).

Conforme Zylbersztajn e Neves (2000), os custos de transação são aqueles gerados em detrimento de negociar, redigir e garantir que contratos sejam cumpridos, ou seja, são custos inerentes a recorrer ao mercado. Além dos fatores mencionados por Zylbersztajn e Neves (2000), Farina (1999) incorpora nos custos de transação os dispêndios para mensurar e fiscalizar direitos de propriedade,

avaliar desempenhos, organizar atividades e, por fim, problemas de adaptação nos mercados. Para Coase (1937), é por meio desses custos que irá se determinar a organização das firmas.

Porém, em estudos de integração espacial, os custos de transação podem compreender a distância econômica entre regiões, que aumentam devido a uma maior distância entre as localidades, e um maior dispêndio temporal para transferir informações, bens e demais fatores que dificultam os fluxos entre locais distintos (MATTOS, 2008). Todavia, Picot (1997) ressalta que os custos de transação representam os sacrifícios necessários para superar a falta de informação.

Conforme Mattos, Lima e Lirio (2009), maiores custos de transação contribuem para a existência de segmentação entre mercados, levando regiões diferentes a possuírem suas próprias leis de oferta e demanda. Estes autores ainda ressaltam que em regiões integradas, onde há altos custos de transação, o processo de ajustamento de preços ocorre de forma mais lenta.

Contudo, há dificuldades de se encontrar séries de dados sobre os custos de transação. Deste modo, para suprir esse obstáculo têm se explorado as séries de preços disponíveis e estimado os custos de transação, por meio dos threshold (ALVES; LIMA, 2010). Os thresholds estimados são semelhantes aos custos de transação e mostram que os choques maiores se comportam de forma diferente dos menores. Sendo que, quando há choques menores do que o threshold, o processo de ajustamento pode não acontecer, devido à diferença de preços entre os mercados não exceder os custos de transação. Outro ponto relevante do threshold é que quanto maior a distância física entre os mercados, maior será o seu valor (GOODWIN; PIGGOTT, 2001).

## 4 Metodologia

Os estudos de integração de mercado que utilizam a metodologia de cointegração de Johansen (1988) podem levar a resultados espúrios de movimentação entre os preços. Isso pode ocorrer por conta dos custos de transação. Destarte, essa metodologia tradicional tem sido criticada por não incorporar nos testes os custos de transação (ALVES; LIMA, 2010). Como ressaltado por Tardelli (2012), podem existir mercados integrados que não possuam preços cointegrados devido a não estacionaridade dos custos de transação.

Tem surgido abordagens que incorporam estes custos, dentre elas se destacam os modelos não lineares de threshold incorporados aos modelos VEC, dando origem ao modelo de correção de erro vetorial com threshold (TVEC) conforme Hansen e Seo (2002). De acordo com Justen Junior, Vieira e Coronel (2013), os testes com threshold foram desenvolvidos por Balke e Fomby (1997), incorporando a ideia de que desvios da magnitude de preços são responsáveis pelo ajustamento de equilíbrio de longo prazo<sup>1</sup>.

Neste modelo, a significância da não linearidade irá determinar um modelo com um ou dois regimes ( $j = 1, 2$ ). Onde a variável threshold é representada por  $TCE_{t-1}$  e o parâmetro de threshold por  $\gamma$ . Deste modo, de acordo com Hansen e Seo (2002, apud Tardelli, 2012) o modelo TVEC com um threshold, pode ser escrito como:

$$\Delta P_t = \begin{cases} \delta^{(1)} + \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i^{(1)} \Delta P_{t-i} + \alpha^{(1)} TCE_{t-1} + v_t^{(1)}, & \text{se } |TCE_{t-1}| \leq \gamma \\ \delta^{(2)} + \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i^{(2)} \Delta P_{t-i} + \alpha^{(2)} TCE_{t-1} + v_t^{(2)}, & \text{se } |TCE_{t-1}| > \gamma \end{cases} \quad (1)$$

Onde:

$P_t$  é o logaritmo natural dos preços dos mercados em diferentes regiões;

$\delta^{(j)}$  vetor de coluna ( $2 \times 1$ );

$\Gamma_i^{(j)}$  matriz de parâmetro ( $2 \times 2$ );

$\alpha^{(j)}$  vetor de coluna ( $2 \times 1$ ) dos coeficientes de ajustamento;

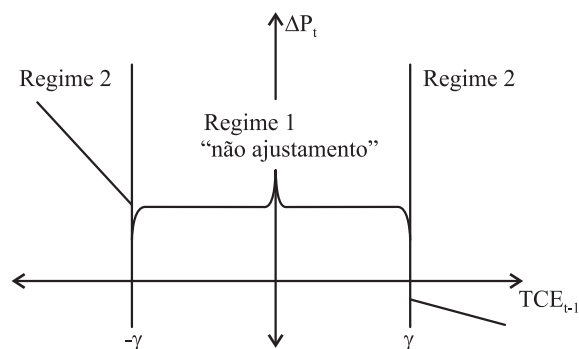
$TCE_{t-1}$  termo de correção de erros (TCE);

$v_t^{(j)}$  termo de erro.

A Figura 1 apresenta os dois regimes de ajustamento de preços. O primeiro regime é definido pelos desvios, em valores absolutos, menores que  $\gamma$ , neste intervalo não ocorre o ajustamento de preços. O segundo regime é a situação contrária, ou seja, desvios maiores que  $\gamma$ , que levam à transmissão de preço. Há também uma região de “não ajustamento”, na qual os preços não são cointegrados, devido à existência de custos de transação (TARDELLI, 2012).

<sup>1</sup> Há diferentes abordagens econométricas que mensuram os custos de transação, são elas: threshold autoregressive (TAR) e momentum-TAR (M-TAR). Para mais detalhes ver Balke e Fomby (1997) e Enders e Siklos (2001).

Figura 1 – Impacto do termo de correção de erro (TCE) com relação ao ajustamento de preços



Fonte: Mattos, Lima e Lirio (2009, p. 257).

Assim sendo, para se estimar o modelo TVEC é preciso proceder em três etapas segundo Meyer (2004). Primeiramente, deve-se testar a estacionariedade e a ordem de integração das séries. Em seguida, verifica-se a hipótese de cointegração, fazendo uso do teste de Johansen (1988). Por fim, estima-se o modelo com *threshold*, no qual se estabelece pares entre possíveis vetores de cointegração ( $\beta$ ) e de *threshold* ( $\gamma$ ). Para cada par ( $\beta, \gamma$ ) calcula-se o parâmetro do modelo para máxima verossimilhança, considerando que os erros seguem uma distribuição normal. Deste modo, encontra-se ( $\beta, \gamma$ ) estimados que produz o menor valor de  $\log |\sum (\beta, \gamma)|$ , ou seja, o menor valor de

## 5 Resultados e discussão

Antes de se estimar o TVEC, procedeu-se a análise de estacionariedade das séries de preços. Deste modo, seguindo a metodologia proposta por Enders

log para a matriz de covariância de ( $\beta, \gamma$ ). Assim sendo, será possível determinar o valor dos parâmetros do modelo TVEC (TARDELLI, 2012)

Para atender ao objetivo proposto, este estudo fez uso de séries de dados que correspondem ao mercado brasileiro e internacional de algodão. Os preços nacionais foram representados pelo indicador do algodão Cepea/Esalq, já a *proxy* do mercado internacional foi o índice Nybot Cotton #2, *Intercontinental Exchange, ICE Futures* que é negociado pela Bolsa de Nova York. Por ambos serem valores diários, foi realizada a transformação em médias mensais de janeiro de 2000 a dezembro de 2014, período que compreende esta análise.

De acordo com Marques, Mello e Martines (2006), séries de preços nominais não podem ser comparadas, pois há inflação; deste modo, é necessário deflacionar os preços. Sendo que o deflacionamento pode ser feito utilizando-se de índices de preços ou transformando-se os valores em uma moeda mais representativa. Assim sendo, este estudo optou por fazer uso da segunda opção, transformando-se os valores em reais em dólar americano, de acordo com as médias mensais da cotação do dólar viabilizado pelo Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA). Por fim, utilizou-se para estimar os modelos o *software R* na versão 3.2.2.

(2008), o procedimento escolhido foi o teste aumentado de Dickey-Fuller (ADF), por meio da hipótese nula de existência de raiz unitária nas séries. Para isso se fez uso das séries de preços em logaritmo, sendo seus resultados apresentados na Tabela 1.

Tabela 1 – Teste de raiz unitária ADF para as variáveis Cepea e Nybot, entre janeiro de 2000 e dezembro de 2014

| Teste          | Série | Modelo                       | Estatística do teste ADF |         |
|----------------|-------|------------------------------|--------------------------|---------|
|                |       |                              | $\tau_{teste}$           | p-valor |
| Teste em nível | CEPEA | Sem constante*               | -0,175512                | 0,6231  |
|                |       | Com constante**              | -1,96105                 | 0,3044  |
|                |       | Com constante e tendência*** | -2,66793                 | 0,2501  |
|                | NYBOT | Sem constante*               | -0,0815192               | 0,6556  |
|                |       | Com constante**              | -1,91049                 | 0,3277  |
|                |       | Com constante e tendência*** | -2,5611                  | 0,2985  |

| Teste                       | Série   | Modelo                       | Estatística do teste ADF |            |
|-----------------------------|---------|------------------------------|--------------------------|------------|
|                             |         |                              | $\tau_{\text{teste}}$    | p-valor    |
| Teste em primeira diferença | D_CEPEA | Sem constante*               | -6,80604                 | 4,386e-011 |
|                             |         | Com constante**              | -6,82176                 | 9,929e-010 |
|                             |         | Com constante e tendência*** | -6,84165                 | 1,813e-010 |
|                             | D_NYBOT | Sem constante*               | -4,64132                 | 4,005e-006 |
|                             |         | Com constante**              | -4,62757                 | 0,0001108  |
|                             |         | Com constante e tendência*** | -4,61444                 | 0,0009281  |

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

Notas: \* O valor crítico corresponde em 5% de significância a -1,94262;

\*\*O valor crítico corresponde em 5% de significância a -2,8855;

\*\*\*O valor crítico corresponde em 5% de significância a 3,4475.

Com base nos resultados apresentados na Tabela 1 observa-se que na série em nível a hipótese nula de que não é rejeitada ao nível de 5% de significância, indicando que há raiz unitária, ou seja, as séries não são estacionárias. A fim de torná-las estacionárias, aplicou-se a primeira diferença e, em seguida, foi realizado novamente o teste ADF. Verificou-se que a um nível de 5% de significância, rejeita-se a hipótese nula de raiz unitária, pois os valores calculados foram maiores que os valores críticos tabelados. Portanto, estas séries são estacionárias em primeira diferença e integradas de ordem 1.

Por meio do teste ADF foi verificado que as séries são integradas de mesma ordem. Como é usual na análise de integração de mercado foi analisado o teste de Johansen (1988). Todavia como ressaltado anteriormente questões não lineares podem afetar o grau de integração entre as séries, por isso se faz necessário o uso do TVEC.

Sabe-se de antemão que no teste Johansen se testa a hipótese nula de que não há nenhum vetor de cointegração contra a hipótese alternativa de que exista ao menos um vetor de cointegração. Com base nos resultados apresentados na Tabela 2 observa-se que a hipótese nula ( $r = 0$ ) foi rejeitada ao nível de 5% de significância, já que os testes Traço e do Máximo Autovalor são superiores aos valores críticos. Contudo, a hipótese alternativa de que há um vetor de cointegração não foi rejeitada. Deste modo, pode-se afirmar que existe ao menos um vetor de cointegração entre Cepea e Nybot.

Tabela 2 – Teste de Johansen para vetor de cointegração

| Teste Traço       |            |                 |                 |
|-------------------|------------|-----------------|-----------------|
| Teste de hipótese |            | Traço calculado | Valor crítico** |
|                   |            | 32,671*         | 15,41           |
| $H_0$             | $H_a$      | 1,9332          | 3,76            |
| $r=0$             | $r \geq 1$ |                 |                 |
| $r \leq 1$        | $r \geq 2$ |                 |                 |
| Teste Lmax        |            |                 |                 |
| Teste de hipótese |            | Lmax calculado  | Valor crítico** |
| $H_0$             | $H_a$      |                 |                 |
| $r=0$             | $r=1$      | 30,738*         | 14,07           |
| $r \leq 1$        | $r=2$      | 1,9332          | 3,76            |

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

Notas: \*Rejeição da hipótese nula a 5% de significância;

\*\* Valores críticos em Osterwald-Lenum (1992).

Não obstante, esse resultado de integração entre os mercados, procedeu-se as estimativas do TVEC entre os logaritmos dos índices Nybot e Cepea, por se acreditar que seria válida a hipótese de existência de custos de transação. Para tanto, o valor encontrado para o parâmetro *threshold*, em módulo, foi de 0,177371, evidenciando que choques acima de pelo menos 17,73% são transmitidos entre os mercados nacional e internacional de algodão. O valor estimado está em consonância com outros estudos que analisaram a integração entre mercados separados geograficamente e que consideram os custos de transação, como Meyer (2004); Cunha e Azevedo (2011); Justen Junior, Vieira, Coronel (2013).

Conforme Tabelas 3 e 4, estimaram-se as duas equações com os dois regimes de ajustamento de preços, sendo que o primeiro regime de ajustamen-

to correspondeu às observações nas quais os valores absolutos, no longo prazo, são menores que *threshold* estimado, já a situação oposta, ou seja, observações superiores ao *threshold*, se encontraram no regime 2. Para esta amostra foi constatado que 5,6% das observações se encontraram no regime 1 e 60,1% no regime 2.

Assim sendo, na Tabela 3, que representa os regimes de ajustamento para o mercado internacional, ao se tomar como exemplo o valor médio<sup>2</sup> do algodão (\$ 67,31), tem-se que desvios inferiores a \$0,75 não causam nenhum processo de ajustamento, isto é, valores menores que \$66,56 se encontram no regime 1. Segundo Justen Junior, Vieira

e Coronel (2013), neste regime as variações de preços respondem somente às alterações de preços que ocorreram no curto prazo.

Acerca do erro equilibrador (ECT) no regime 1, nota-se que este é significativo a um nível de 10%, tendo como valor 0,2442, o que significa que o desequilíbrio de 24,42% entre o preço do mercado internacional e do Brasil, estão sendo corrigidos diariamente. Desta forma, os desequilíbrios serão corrigidos em aproximadamente 4 dias, este resultado confirma a pressuposição de existência de custos de transação no processo de ajustamento de preço entre os dois mercados.

Tabela 3 – Modelo TVEC, com dois regimes de ajustamentos para o mercado internacional de algodão, entre janeiro de 2000 e dezembro de 2014

| Equação Nybot        |                        |             |                      |             |
|----------------------|------------------------|-------------|----------------------|-------------|
|                      | Regime <i>Down</i> (1) |             | Regime <i>Up</i> (2) |             |
|                      | Coefficiente           | Erro Padrão | Coefficiente         | Erro Padrão |
| Constante            | 0,1514                 | 0,0045      | 0,0073               | 0,4620      |
| ECT                  | 0,2442                 | 0,0871      | -0,1256              | 0,0903      |
| Nybot <sub>t-1</sub> | -0,1068                | 0,6361      | 0,2401               | 0,0196      |
| Cepea <sub>t-1</sub> | -0,2813                | 0,3079      | -0,0427              | 0,6773      |

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

A respeito das observações superiores ao *threshold* apresentados no regime 2 da Tabela 3, têm-se que estas possuem influência tanto de variações de curto prazo, quanto desvios de longo prazo. Nestes, o erro equilibrador de desvios é significativo a um nível de 10%, o que mostra que os preços não se ajustam simultaneamente. Logo deverão ser despendidos quase oito dias para os desequilíbrios de longo prazo serem corrigidos. Este resultado é comum ao encontrado no regime 1, que denota a existência de custos de transação.

Na Tabela 4 são apresentados os resultados dos regimes de ajustamento para o mercado nacional de algodão (CEPEA). A divisão de regimes é equivalente à encontrada na Tabela 4, ou seja, valores inferiores ao *threshold* no regime 1, e valores superiores, no regime 2.

Isto posto, constata-se que o erro equilibrador de desvios do regime 1 é estaticamen-

te significativo a 1%, 5% e 10%, tendo como valor 0,4757, o que indica que o desequilíbrio de 47,57% entre o preço do algodão no Brasil e a *proxy* do mercado internacional está sendo corrigido diariamente. Logo, em pouco mais de 2 dias os desequilíbrios de longo prazo serão corrigidos, mostrando que no processo de ajustamento de preços, há custos de transação.

<sup>2</sup> O valor médio é estabelecido por centavos de dólar por libra-peso.

Tabela 4 – Modelo TVEC, com dois regimes de ajustamento para o mercado nacional de algodão, entre janeiro de 2000 e dezembro de 2014

|                      | Equação Cepea          |             |                      |             |
|----------------------|------------------------|-------------|----------------------|-------------|
|                      | Regime <i>Down</i> (1) |             | Regime <i>Up</i> (2) |             |
|                      | Coeficiente            | Erro Padrão | Coeficiente          | Erro Padrão |
| Constante            | 0,0502                 | 0,2979      | 0,0125               | 0,1703      |
| ECT                  | 0,4757                 | 0,0003      | 0,0044               | 0,9483      |
| Nybot <sub>t-1</sub> | -0,3917                | 0,0590      | 0,2882               | 0,0023      |
| Cepea <sub>t-1</sub> | 1,4699                 | 0,000       | 0,0944               | 0,3146      |

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

Contudo, no regime 2 da Tabela 4 constatou-se que o erro equilibrador de desvios foi estaticamente não significativo, denotando que os preços entre o mercado nacional e internacional se ajustam simultaneamente.

De acordo com os resultados obtidos observa-se que nos mercados analisados há um indício de existência de custos de transação no processo de transmissão de preço. Logo, as dificuldades nacionais de infraestrutura e altos custos com frete contribuem para que existam maiores custos de transação.

Outro fator que pode colaborar para a existência dos custos de transação está associado à distância física entre as localidades. Quanto maior a distância física entre os mercados, maiores são os custos associados (ASSUNÇÃO; WANDER, 2015). Por fim, os custos de transação comprometem a integração entre os mercados, o que corrobora para que estes existam de forma independente e que haja fraca transmissão de preços entre as localidades. Ademais, o mercado de algodão passa por valorização mundial por meio da cultura da fibra em detrimento do sintético, por novos mecanismos de plantio e tratamento das fibras, além de parcerias e alianças estratégicas no mercado internacional para fornecimento de insumos.

## 6 Considerações finais

O objetivo geral deste estudo foi analisar a integração espacial do mercado nacional e internacional de algodão. Para este fim, utilizou-se os índices Cepea e Nybot, que representam mercado brasileiro e internacional, respectivamente, no período de janeiro de 2000 a dezembro de 2014 e estimou-se um TVEC.

Conclui-se que um choque de pelo menos 17,73% deve ocorrer nos preços para que os agentes econômicos refaçam suas expectativas de ajustes de preços. Ademais, o primeiro regime, que representou 5,6% da amostra, corresponde aos desvios de longo prazo que não levaram a nenhum processo de ajustamento. Estas variações de preços respondem somente a variações de curto prazo. No segundo regime, que correspondeu a 60,1% da amostra, se encontram desvios superiores ao *threshold* estimado. Logo, este depende de variações tanto de curto como de longo prazo.

Sendo assim, com base os resultados, em sua maioria, verificou-se a existência de custos de transação no processo de ajustamento de preços, portanto, não há um ajustamento simultâneo das alterações de preços entre o mercado nacional e internacional de algodão. Deste modo, é possível inferir que a presença de custos de transação, leva a uma transmissão assimétrica do preço, o que dificulta o processo de integração neste mercado.

Há na literatura inúmeros fatores que levam a existir custos de transação, contudo o principal fator associado é a distância física entre as localidades. No entanto, pode-se salientar que questões relacionadas à logística e infraestrutura podem contribuir para que exista neste mercado custos de transação. Finalmente, apesar de o estudo incorporar os custos de transação como sendo fator relevante para o mercado de algodão, que não é comumente utilizado em outras análises, constata-se a necessidade de outros estudos que acrescentem outros fatores. Deste modo, sugere-se para estudos futuros comparar múltiplos mercados de algodão, bem como, analisar a assimetria de transmissão de preço, considerando que os mercados não são integrados e que deve-se analisar a transmissão assimétrica de preços.



## Referências

- ALVES, J. da S.; LIMA, R. C. Integração e mercados espacialmente separados de etanol no Brasil: uma análise considerando efeitos *threshold*. In: ENCONTRO DE ECONOMIA BAIANA. 6., 2010, Salvador. **Anais...** Salvador, 2010. p.346-368.
- ARAUJO, P. H. F. de. Uma resenha sobre complexos agroindustriais, cadeias agroindustriais e organização em rede. In: CONGRESSO DA SOCIEDADE BRASILEIRA DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO E SOCIOLOGIA RURAL, 51., 2013 Belém, **Anais...** Belém, 2013.p.1-24.
- ASSUNÇÃO, P. E. V.; WANDER, A. E. Transaction costs in beans market in Brazil. **Ciência Rural**, Santa Maria, v.45, n.5, p. 933-938, 2015.
- BALCOMBE, K.; BAILEY, A.; BROOKS, J. Threshold effects in price transmission: The case of Brazilian wheat, maize, and soya prices. **American Journal of Agricultural Economics**, v. 89, n. 2, p. 308-323, maio, 2007.
- BALKE, N .S.; FOMBY, T. B. Threshold cointegration. **International Economic Review**, v. 38, n. 3, p. 627-645, 1997.
- BELTRÃO, N. E. de M.; AZEVEDO, D. M. P. de. **O agronegócio do algodão no Brasil**. 2.ed. Brasília: Embrapa Informações e Tecnologia, 2008.
- BELTRÃO, N. E. de M.; CARDOSO, G. D. **O agronegócio do algodão no mundo. IV. Caso da China**. Campina Grande: Embrapa Algodão, 2003.
- BUAINAIN, A. M.; BATALHA, M. O. **Cadeia produtiva do algodão**. Brasília: Biblioteca Nacional da Agricultura, 2007 (volume 4).
- CAMPOS, K. C.; Análise da volatilidade de preços de produtos agropecuários no Brasil. **Revista de Economia e Agronegócio**, Viçosa, v. 5, n. 3, p.303-328, 2007.
- CEPEA. CENTRO DE ESTUDOS AVANÇADOS EM ECONOMIA APLICADA. **Estatísticas de preços do algodão indicador Esalq/BM&F**. Disponível em: <<http://www.cepea.esalq.usp.br/br>>. Acesso em: 07 fev. 2015.
- COASE, R. H. The nature of the firm. **Economica**, v. 4, n.16, 1937.
- COSTA, S. R.; BUENO, M. G. **A saga do algodão: das primeiras lavouras à ação na OMC**. Rio de Janeiro: Insight Engenharia, 2004.
- COTTON INCORPORATED. **Monthly Economic Letter**. Disponível em: <<http://www.cottoninc.com/corporate/MarketData/MonthlyEconomicLetter/pdfs/English-pdf-charts-and-tables/World-Cotton-Consumption-Metric-Tons.pdf>>. Acesso em: 17 mar. 2015.
- CUNHA, C. A. da; AZEVEDO, P. F. de. Transmissão de preços do contrato futuro de milho da BM&F para Jataí/GO: Aplicação do modelo com Threshold. In: CONFÉRENCIA EM GESTÃO DE RISCO E COMERCIALIZAÇÃO DE *COMMODITY*, 1, 2011, São Paulo, **Anais...** 2011. p.1-20.
- CUNHA, D. A. **Integração de preços no mercado internacional de café**. 105 f. 2008. Dissertação (Economia Aplicada) – Pós-Graduação em Economia Aplicada, Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, set. 2008.
- ENDERS, W. **Applied econometric time series**. 3.ed. Nova Jersey: John Wiley & Sons, 2008.
- ENDERS, W.; SIKLOS, P. Cointegration and threshold adjustment. **Journal of Business and Economic Statistics**, v. 19, n. 2, p. 166-167, 2001.
- FACKLER, P. L.; GOODWIN, B. K. Spatial price analysis. In: Rausser, G.C.; GARDEN, B.L. (Org). **Handbook of Agricultural Economics**, p.971-1025, 2001.
- FAO. **Price volatility in food and agricultural markets: Policy responses**. 2011. Disponível em: <<http://www.redeagro.org.br/var/www/html/redeagro.org.br/web/images/stories/arquivos/price-volatility-in-food-and-agricultural-markets-policy-responses.pdf>>. Acesso em: 06 abr. 2015.
- FARINA, E. M. Q. Competitividade e coordenação dos sistemas agroindustriais: um ensaio conceitual. **Revista Gestão e Produção**, São Paulo, v. 6, n. 3, p. 147-161, dez., 1999.

- GONZALEZ-RIVERA, G.; HELFAND, S.M. The extent, pattern and degree of market integration: A multivariate approach for the Brazilian rice market. **American Journal of Agricultural Economics**, v. 83, n. 3, p. 576-592, 2001.
- GOODWIN, B. K.; PIGGOTT, N. E. Spatial market integration in the presence of threshold effects. **American Journal of Agricultural Economics**, v. 83, n. 2, p. 302-317, 2001.
- HANSEN, B. E.; SEO, B. Testing for two-regimes threshold cointegration in vector error-correction models. **Journal of Econometrics**, v. 110, n. 9, p. 293-318, 2002.
- ICTSD. **Cotton: trends in global production, trade and policy**. Disponível em: <<http://www.ictsd.org/downloads/2013/06/cotton-trends-in-global-production-trade-and-policy.pdf>>. Acesso em: 17 mar. 2015.
- IEA. INSTITUTO DE ECONOMIA AGRÍCOLA. **Cotação de fechamento de produtos agropecuários mercado interno e internacional**. 2015. Disponível em: <<http://ciagri.iea.sp.gov.br/precosdiarios/precosdiariosinternacionais.aspx>>. Acesso em: 24 mai. 2015.
- IPEA. INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA. Disponível em: <<http://dados.gov.br/dataset/taxa-de-cambio>>. Acesso em:
- ICE. INTERCONTINENTAL EXCHANGE, Futures. Dados do cotton no. 2 futures. Disponível em <<https://www.theice.com/index>>. Acesso em: 07 fev. 2015.
- JOHANSEN, S. Statistical analysis of cointegration vector. **Journal of Econometric Dynamic and Control**, v. 12, p. 231-254, 1988.
- JUSTEN JUNIOR, A. A.; VIEIRA, K. M.; CORONEL, D. A. Eficiência dos mercados da soja no Brasil (2004-2010). **Organizações Rurais & Agroindustriais**, Lavras, v. 15, n. 2, p. 180-193, 2013.
- KRUGMAN, P. R.; OBSTFELD, M. **International economics: theory and policy**, 4. ed., Massachusetts: Addison Wesley, 1997. 766p.
- MARQUES, P. V.; MELLO, P. C. J. G. de; MARTINES, F. **Mercados Futuros e de Opções Agropecuárias**. Piracicaba: Departamento de Economia, Administração e Sociologia da Esalq/USP, 2006.
- MATTOS, L. B. de. **Efeitos de custos de transação sobre a integração de mercados regionais de carne de frango no Brasil**. 162 f. 2008. Tese (Doutor *Scientiae*) - Pós Graduação em Economia Aplicada, Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, 2008.
- MATTOS, L. B.; LIMA, J. E.; LIRIO, V. S. Integração espacial de mercados na presença de custos de transação: um estudo para o mercado de boi gordo em Minas Gerais e São Paulo. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, Brasília, v. 47, n.1, p.249-274, jan./mar. 2009.
- MEYER, J. Measuring market integration in the presence of transaction costs: A threshold vector error correction approach. **Agricultural Economics**, v.31, n.21, p.327-334, 2004.
- NEVES, M.F.; PINTO, M.J.A. **A cadeia do algodão brasileiro – Safra 2012/2013**. Desafios e estratégias. Brasília: Associação Brasileira de Produtores de Algodão, 2013.
- OSTERWALD-LENUM, M. A note with quantiles of asymptotic distribution of the maximum likelihood cointegration rank test statistics. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, v.54, n. 3, p.461-472, 1992.
- PICOT, A. **Firms, markets, and contracts: contributions to neoinstitutional economics**. Heidelberg: Physica-Verlag, 1997. 298p.
- PINDYCK, R.S.; RUBINFELD, D.L. **Microeconomia**. 6.ed. São Paulo: Prentice Hall, 2006.
- R DEVELOPMENT CORE TEAM (2011). **R: A language and environment for statistical computing**. R Foundation for statistical computing, Vienna, Austria. ISBN 3-900051-07-0, Disponível em: <<http://www.R-project.org/>>. Acesso em:
- ROSADO, P. L. **Integração espacial entre os mercados brasileiro de suínos**. 117 f. 2006. Tese (Economia Aplicada) – Pós-Graduação em Economia Aplicada, Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, 2006.
- SMITH, C. W.; COTHREN, J. T. **Cotton: origin, history, technology, and production**. John Wiley & Sons, 1999.

TARDELLI, B. L. S. Integração espacial da soja escoada do Mato Grosso para o porto de Santos: Uma análise sob custos de transação. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA. 40, 2012, Porto de Galinhas. **Anais...**, Porto de Galinhas – PE, 2012. p.1-17.

VIEIRA, A. C. P.; LUNAS, D. A. L.; GARCIA, J. R. Ambiente institucional na dinâmica da cotonicultura brasileira. **Revista de Política Agrícola**, Brasília, v. 25, n. 2, p. 53-66, 2016.

ZYLBERSZTAJN, D.; NEVES, M. F. **Economia e negócio agroindustrial**. São Paulo: Pioneira, 2000.

# DINÂMICA ESPACIAL DA CANAVICULTURA E ANÁLISE DOS EFEITOS SOBRE O VALOR BRUTO DA PRODUÇÃO, NA REGIÃO DOS TABULEIROS COSTEIROS DA PARAÍBA, PERNAMBUCO E ALAGOAS

## Spatial dynamics of sugarcane production and analysis of the effects on the gross value of agricultural production, in the region of the coastal tableland, states of paraíba, pernambuco and alagoas

**Manuel Alberto Gutierrez Cuenca**

Economista. Mestre em Economia. Pesquisador da Embrapa Tabuleiros Costeiros. manuel.cuenca@embrapa.br

**Marcia Helena Galina Dompieri**

Bacharel em Geografia e Tecnologia em Informática. Doutora em Organização do Espaço. Pesquisadora da Embrapa Tabuleiros Costeiros. marcia.dompieri@embrapa.br

**Resumo:** O escopo do trabalho compreendeu a análise do desempenho da produção de cana-de-açúcar e seus reflexos no Valor Bruto da Produção (VBP), para o período de 1990 a 2014, nos principais municípios produtores, localizados na área de atuação da Embrapa Tabuleiros Costeiros, no Nordeste do Brasil, estados de Alagoas, Paraíba e Pernambuco. Os dados utilizados compreenderam bases cartográficas e séries temporais das variáveis: produção, área colhida, produtividade e valor nominal da produção de cana, obtidas pelo IBGE; os preços foram calculados e deflacionados pelo IGP-DI da Fundação Getúlio Vargas, para dez/2014. Empregou-se o método econométrico shift-share ou diferencial-estrutural para a análise dos efeitos sobre o VBP, houve o cálculo da Taxa Geométrica de Crescimento (TGC) e a análise espacial dos dados de produção por meio de Sistema de Informação Geográfica. Os resultados indicaram modificações na dinâmica espacial, sobretudo quanto à liderança nas produções municipais. Verificou-se também notável influência da política econômica interna e externa, além de adversidades climáticas na decisão dos produtores, cujos reflexos foram expressivos, sobretudo no biênio 1992/1993. Observou-se uma retração da atividade nos estados da Paraíba e Pernambuco, e uma expansão em Alagoas, estado em que o efeito preço contribuiu para uma alta de 2,57% no VBP.

**Palavras-chave:** Cana-de-açúcar; shift-share; análise espacial.

**Abstract:** The objective of this study was to analyze the performance of the sugarcane production and its effects on the Gross Value of Agricultural Production (GVAP), from 1990 to 2014, in the main producers municipalities of sugar cane in the Northeast of Brazil, area of Coastal Tablelands, located in the states of Alagoas, Paraíba e Pernambuco. Cartographic databases and time series of variables (production, harvested area, nominal value and sugarcane productivity) were obtained from Brazilian Institute of Geography and Statistics; the prices were calculated and deflated by the General Price Index (Internal Availability) of Getúlio Vargas Foundation (FVG). Shift-share method was used to analyze the effects on the GVAP, it was also calculated the Growth Geometric Rate and the spatial analysis of production data through GIS environment. The results indicated changes in the spatial dynamics with regard to the leadership in municipal production. Internal and external decisions on the economic policy and adverse weather were factors that affected the decision of producers, these effects were remarkable especially in the biennium of 1992/1993. Finally, the study indicated a retraction of this agricultural activity in the states of Paraíba and Pernambuco, and expansion in Alagoas state, in which price effect contributed to a high of 2.57% in the GVAP for the total period.

**Keywords:** Sugarcane; shift-share; spatial analysis.

## 1 Introdução

Os derivados da cana-de-açúcar servem como matéria-prima para um extenso portfólio de produtos, desde açúcar, combustível, cachaça até a cogeração de energia elétrica a partir da queima da biomassa, resultante do seu processamento, portanto, o mercado da cana está dividido em dois segmentos: industrial e consumo direto

O etanol e a bioeletricidade são os principais responsáveis pelo crescimento das fontes alternativas de energia renováveis no Brasil e no mundo, cenário que gera uma necessidade crescente de exportação do etanol, além da indispensabilidade de abastecimento do mercado interno. Nesse sentido, o setor sucroalcooleiro possui papel-chave nessa fase de mudança de paradigma que preza pela sustentabilidade ambiental, desde que respeitada a legislação ambiental nas terras em que ocorre o cultivo da cana.

O Brasil é o maior produtor de cana-de-açúcar do mundo, seguido pela Índia e China (FAO, 2015). O país deverá colher cerca de 690 milhões de toneladas do produto na safra de 2016/2017. A maior parte do volume colhido é destinada à produção de etanol (CONAB, 2016).

A produção brasileira de cana é liderada pela região Sudeste (65%) seguida da Centro-Oeste (20%). As regiões Norte e Nordeste representam cerca de 15% da safra nacional, com predominância de unidades de pequeno porte de produção. Os estados de Alagoas, Pernambuco e Paraíba costumam ser os protagonistas na região Nordeste, em 2014, assumiram respectivamente os primeiro, segundo e terceiro lugares na produção de cana, respondendo por 73% do total produzido (IBGE, 2015).

O escopo do presente trabalho foi analisar dados relativos ao cultivo da cana-de-açúcar na principal área produtora do Nordeste, a região dos Tabuleiros Costeiros de Alagoas, Paraíba e Pernambuco, a partir de dados que contemplam o período de 1990-2014. Os objetivos específicos do referido estudo compreenderam: a) Análise da evolução da dinâmica espacial de produção da cana e do comportamento das séries temporais das variáveis consideradas; b) Cálculo e avaliação da Taxa Geométrica de Crescimento, em períodos bianuais e no período total; c) Cálculo e análise da taxa de variação percentual do Valor Bruto da Produção (VBP), por meio da segmentação dos

efeitos da área colhida, produtividade e preços recebidos pelos produtores em períodos bianuais e no período total.

## 2 Referencial Teórico

### 2.1 A agroindústria da cana-de-açúcar

A origem do cultivo de cana-de-açúcar no Brasil remonta à época da colonização quando, em função das condições edafoclimáticas e da necessidade de garantir a posse do território, a região costeira do Nordeste foi destinada a produzir açúcar. Desde então, o Brasil já se moldava como um país agroexportador. A concorrência internacional com o açúcar brasileiro, o atraso tecnológico e as dificuldades aduaneiras trouxeram necessidades de intervenção do Estado. Nota-se que a construção da relação do agronegócio da cana-de-açúcar com as políticas estatais no Brasil iniciaram-se desde sua condição de colônia, as quais variaram entre protecionistas, liberais e interventivas (IAA, Proálcool, etc.) (QUEDA, 1972; VIAN, 2003).

Com a crise mundial do mercado de café, os engenhos de cana passaram a representar uma alternativa para o Sudeste, uma vez que já existia grande parte da infraestrutura necessária. Além dos reflexos dos anos secos no Nordeste, a queda da produção regional também foi resultado da dificuldade em competir com os custos de produção do Centro-Sul, sobretudo depois da extinção do Instituto do Açúcar e do Alcool (IAA) e da política governamental de subsídios (ANDRADE, 2001).

Primordialmente, a partir de 1990, com a desregulamentação do setor, o país passou a dominar com maestria todos os estágios tecnológicos de produção de açúcar e álcool, tornando-se referência mundial na produção de energia renovável, em função da alta produtividade agrícola e do rendimento industrial. Os períodos entressafras podem ser atenuados por conta das distintas características edafoclimáticas, tecnológicas e econômicas de cada região produtora - Centro-Sul e Norte-Nordeste.

Segundo Santos (2007), a modernização e a competitividade do setor sucroalcooleiro brasileiro resultaram da interação e integração entre usinas, destilarias, fornecedores de matérias-primas e insumos, centros de pesquisa, universidades, capacitadores, consultores técnicos especializados, assistências téc-

nica e financeira, fabricantes de equipamentos, instituições governamentais, dentre outros.

O mercado internacional do álcool apresenta potencial factível de crescimento, sobretudo em função da tendência de diversificação da matriz energética mundial, dada a condição finita e poluente dos combustíveis fósseis.

## 2.2 Shift-Share

Na busca de um diagnóstico mais eficiente nas análises regionais, considerando a complexa dinâmica do setor agropecuário, como a decomposição de taxas diferenciadas de crescimento e indicadores de modernização, a técnica denominada *shift-share* tem sido amplamente empregada, sobretudo a partir da década de 1980, em função da rapidez na implementação e geração de resultados confiáveis (KNUDSEN, 2000). A referida técnica permite um diagnóstico global que possibilita analisar em que medida a diferença entre o crescimento de um setor regional e a média do agregado nacional ocorre em função de fatores estruturais ou residuais (SIMÕES, 2005; HERNÁNDEZ; PANIAGUA, 2008).

A utilização de dados agregados e genéricos nas análises econômicas é pouco esclarecedora dos reais motivos das mudanças ocorridas em determinado setor da economia; nesse sentido, o uso da técnica *shift-share* pode auxiliar no preenchimento dessa lacuna, seja por meio de abordagens sistêmicas no setor agropecuário (YOKOYAMA; IGREJA; NEVES, 1990; MOREIRA, 1996; MENDES, 2011) ou específicas por produtos, tais como pecuária bovina de corte (IGREJA, 1988), cacau (ARAUJO; SILVA; MIDDLEJ, 2005), mandioca (RODRIGUES; CUENCA; RANGEL, 2011), milho (CUENCA; DOMPIERI, 2015), dentre outros.

Pospiesz; Souza e Oliveira (2011) fizeram uso da técnica *shift-share* para identificar quais os principais setores que contribuíram para o aumento do Produto Interno Bruto (PIB) na região Sul do Brasil. Cuenca et al. (2012 e 2013) empregaram-na para analisar a variação dos preços da mandioca em Alagoas, obtendo o efeito da produtividade da mandioca no estado do Ceará, com o objetivo de relacioná-los à Taxa de Variação do Valor Bruto da Produção (VBP).

Shikida e Alves (2001) se utilizaram do modelo *shift-share* para quantificar fontes de crescimento

de culturas no Paraná, com destaque para a cana-de-açúcar. Aguiar e Souza (2014), por meio dessa técnica adaptada por Yokoyama, Igreja e Neves (1990), estudaram o processo de substituição de culturas nos principais municípios produtores de cana-de-açúcar dos estados de AL, GO, MT, MS, MG, PR, PE e SP para um período de 10 anos (2000 a 2010) e identificaram que houve uma forte expansão desse cultivo (efeito área e produção), que, juntamente com a soja, foram os responsáveis pela substituição de outros produtos (arroz, feijão, milho, café, algodão e laranja). Nessa mesma linha, Bittencourt e Gomes (2014), concluíram que a expansão da produção da cana no Sudeste e Centro-Oeste brasileiros vem ocorrendo, principalmente, pela substituição de culturas menos rentáveis.

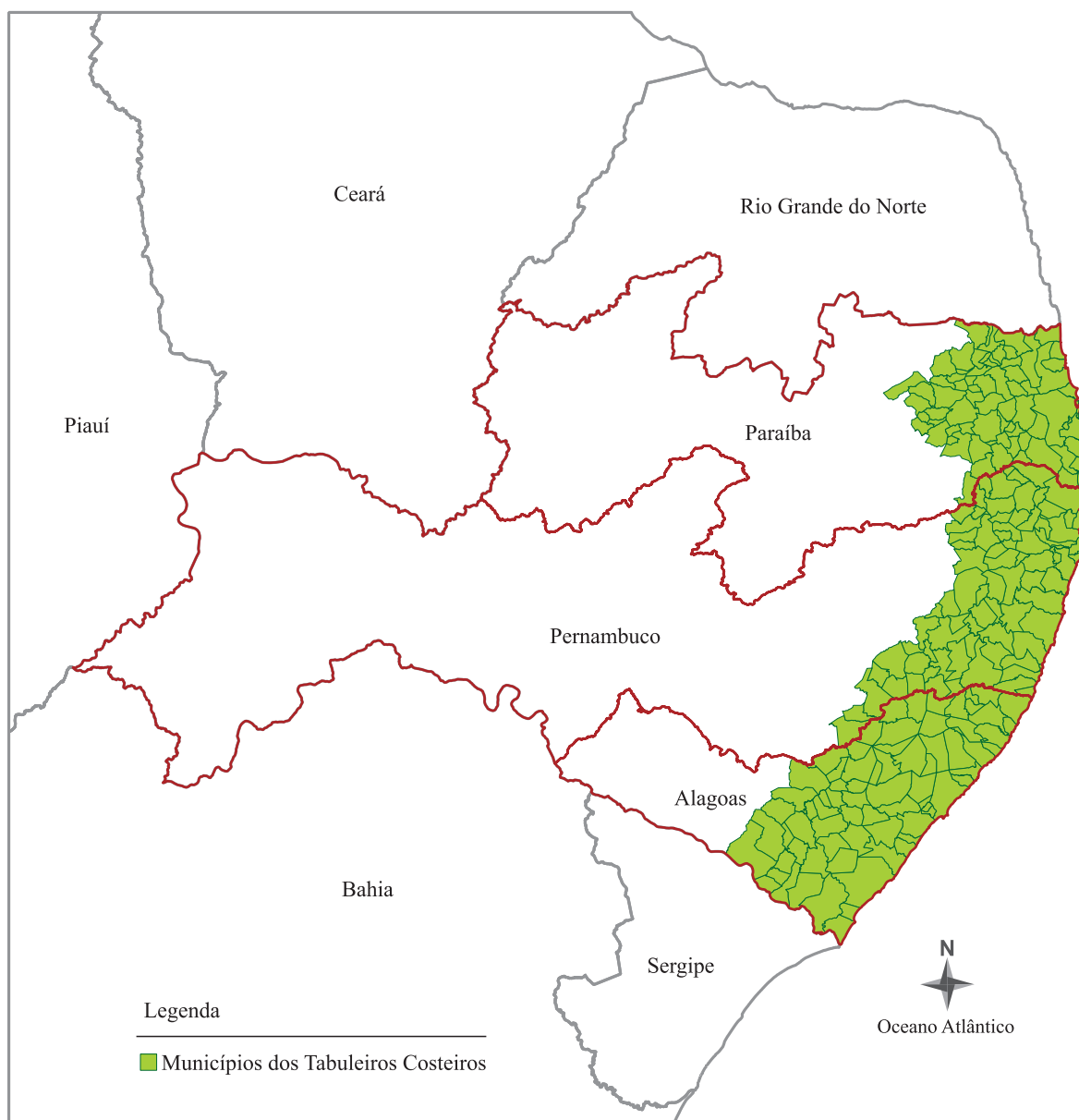
Scheer (2004) e Lourenzani et al. (2014) aliam a técnica *shift-share* aos avanços no geoprocessamento para analisar as mudanças no uso da terra no estado de São Paulo. O primeiro trabalho focou no policultivo que ocorre na bacia hidrográfica do rio Mogi-Guaçu e o segundo nas modificações causadas pela expansão do cultivo da cana-de-açúcar no oeste paulista.

O modelo adotado no presente trabalho permite que o valor da produção seja decomposto em três efeitos: área colhida, produtividade e preços recebidos pelos produtores.

## 3 Material e métodos

No presente trabalho foram utilizadas bases cartográficas política-administrativas e séries históricas coletadas a partir do Sistema IBGE de Recuperação Automática (SIDRA), acervo da Produção Agropecuária Municipal (PAM), variáveis: produção, área colhida, produtividade e valor nominal da produção de cana-de-açúcar, entre 1990 e 2014, nos municípios localizados nos Tabuleiros Costeiros dos estados de Paraíba, Pernambuco e Alagoas, uma das áreas de maior aptidão agrícola da cana-de-açúcar na região, conforme indica a Figura 1.

**Figura 1 – Localização da área de estudo, localizada na região dos Tabuleiros Costeiros nos Estados da Paraíba, Pernambuco e Alagoas**



Fonte: Dompieri, 2016.

Os valores monetários nominais utilizados no estudo foram deflacionados pelo Índice Geral de Preços – Disponibilidade Interna (IGP-DI), gerado pela Fundação Getúlio Vargas (FGV, 2014) em valores equivalentes a dezembro de 2014, permitindo a obtenção da variável preço pago aos produtores.

Procedeu-se com a análise da evolução da dinâmica espacial da produção da cana nos estados mediante a elaboração de mapas (software ArcGis v. 10.3) e com a análise do comportamento das séries temporais das variáveis por meio de gráficos.

Foram calculadas as estimativas das taxas geométricas de crescimento (TGC) anuais das vari-

áveis selecionadas (produção, área colhida, produtividade e preços) e a decomposição bianual do efeito parcial em área, produtividade e preço no efeito total - taxa de variação do Valor Bruto da Produção (VBP) da cana-de-açúcar, por meio do método quantitativo diferencial-estrutural ou *shift-share*. A referida técnica tem sido utilizada tanto para averiguação da realidade socioeconômica local, como para testar a validade das teorias explicativas de fenômenos que ocorrem em determinadas regiões, por meio de indicadores sociais, econômicos, demográficos, entre outros.

Segue detalhamento das equações utilizadas para análise dos dados.

#### a) Cálculo da Taxa Geométrica de Crescimento (TGC)

$$TGC = \left( \sqrt[n]{V_t/V_0} - 1 \right) * 100 \quad (1)$$

Em que:

$V_t$  = Valor final;

$V_0$  = Valor inicial;

$n$  = número de anos total

#### b) Cálculo do VBP no período inicial

$$V_0 = P_0 * R_0 * A_0 \quad (2)$$

Em que:

$V_0$  = VBP da cana-de-açúcar no período inicial

$A_0$  = Área colhida com cana-de-açúcar no município, em hectares;

$R_0$  = Produtividade média no município, em kg/ha;

$P_0$  = Preço médio pago aos produtores de cana-de-açúcar no município em (R\$/kg).

#### c) Cálculo do VBP no período final

$$V_t = P_t * R_t * A_t \quad (3)$$

Em que:

$V_t$  = VBP da cana-de-açúcar no período final “t”;

$A_t$  = Área colhida com cana-de-açúcar no município, em hectares;

$R_t$  = Produtividade média no município, em kg/ha;

$P_t$  = Preço médio pago aos produtores de cana-de-açúcar no município em (R\$/kg).

#### d) Cálculo da variação total no valor da produção

Considerando a variação ocorrida somente na área e no período “t”, permanecendo constantes o preço e a produtividade, o valor da produção seria calculado por:

$$V_t A = A_t \cdot R_0 \cdot P_0 \quad (4)$$

Ocorrendo variações na produção devido a mudanças tanto na área quanto na produtividade, permanecendo o preço constante, teríamos:

$$V_t A, R = A_t \cdot R_t \cdot P_0 \quad (5)$$

A variação total no valor da produção entre os dois períodos “t” e “0” seria:

$$V_t - V_0 = (P_t \cdot R_t \cdot A_t) - (P_0 \cdot R_0 \cdot A_0) \quad (6)$$

Substituindo em (5) temos:

$$V_t - V_0 = (V_t A - V_0) + (V_t A, R - V_t A) + (V_t - V_t A, R) \quad (7)$$

Sendo:

$V_t - V_0$  = variação total no valor da produção;

$V_t A - V_0$  = efeito-área;

$V_t A, R - V_t A$  = efeito-produtividade;

$V_t - V_t A, R$  = efeito-preço.

#### e) Cálculo da taxa anual de crescimento considerando a decomposição dos efeitos

Para representar os três efeitos (*área, produtividade e preço*) na forma de taxas anuais de crescimento, calculou-se inicialmente os efeitos relativos, dividindo cada efeito pela variação do Valor Bruto da Produção ( $V_t - V_0$ ), resultando a soma das divisões igual a 1:

$$1 = \frac{(V_t^A - V_0)}{V_t - V_0} + \frac{(V_t^{AR} - V_t^A)}{(V_t - V_0)} + \frac{(V_t - V_t^{AR})}{(V_t - V_0)} \quad (7)$$



## f) Cálculo da taxa de variação percentual do VBP (TXV%)

Calcula-se a taxa de variação percentual do VBP entre os períodos considerados:

$$r = \left( \sqrt[n]{V_t/V_o} - 1 \right) * 100 \quad (8)$$

Mediante a multiplicação de ambos os lados da equação de (7) pela taxa de variação “r” são obtidos os efeitos área, produtividade e preço que essas variáveis tiveram sobre a TXV% do VBP expressos em percentagem por ano, conforme a fórmula a seguir:

$$TXV\% = \frac{(V_t^A - V_o)}{V_t - V_o} r + \frac{(V_t^{AR} - V_t^A)}{(V_t - V_o)} r + \frac{(V_t - V_t^{AR})}{(V_t - V_o)} r \quad (9)$$

## 4 Resultados e discussão

### 4.1 Análises da evolução da dinâmica espacial de produção da cana e das séries temporais das variáveis em estudo

Com o objetivo de analisar as mudanças, tanto no âmbito da dinâmica espacial da canavicultura quanto da trajetória do Valor Bruto da Produção (VBP), foram elaborados documentos cartográficos para o entendimento do protagonismo espacial dos principais municípios produtores, e gráficos das séries temporais de interesse: preços, variações anuais da área colhida, produção e produtividade.

Para o entendimento da alta variabilidade das séries na década de 1990, é importante considerar fenômenos meteorológicos extremos como o cenário interno e externo da política econômica, pois os padrões cíclicos das séries agropecuárias estão ligados às oscilações dos preços recebidos pelos produtores, que obedecem à Lei da Oferta e Procura. O preço é um fator que afeta tanto as decisões

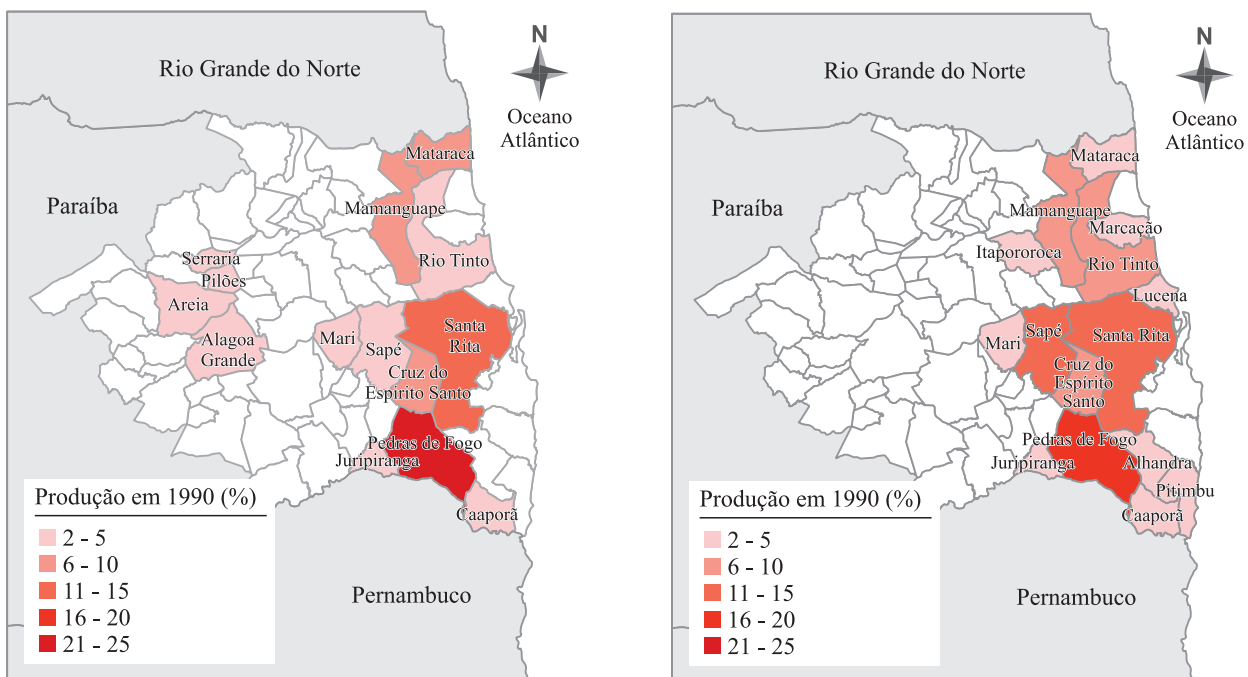
dos produtores rurais quanto o planejamento do ano seguinte, pois o valor monetário recebido em determinado ano, influencia o investimento no ano subsequente.

Segundo Souza et al. (2004), em Pernambuco, foi possível identificar a ocorrência de pelo menos três anos secos (1993, 1998, 1999) em função de fenômenos meteorológicos de mesoescala, portanto, com resultados extensíveis para toda a região Nordeste. Ademais, no final da década de 80 e início dos anos 90, os baixos preços pagos aos produtores de açúcar e etanol, por conta da queda nos preços globais do petróleo desde 1985, e a grande demanda interna pelo etanol, culminou com a desregulamentação do setor da agroindústria da cana (LEVI, 2009). É possível verificar, por exemplo, a desativação do Instituto do Açúcar e Alcool (IAA), em 1990. Essa conjunção de fatores colaborou para que, nos três estados em estudo, houvesse queda brusca na área plantada, produção e produtividade, principalmente entre 1992 e 1993.

Nos anos subsequentes (1994, 1995, 1996, 1997), em função da liberalização dos preços (LEVI, 2009), da implantação do Plano Real, que estabilizou a economia do país, e da influência das médias normais pluviométricas (SOUZA et. al, 2004), se instalou uma política de valorização do álcool etílico como biocombustível e ocorreram mudanças nos sistemas produtivos mediante a incorporação de novas tecnologias no campo. Essa conjunção de fatores permitiu que o Brasil passasse a ocupar posição hegemônica quanto às referidas *commodities* no mercado global.

Dando sequência para a análise individualizada nos estados, verificou-se que no estado da Paraíba, eram produzidas 8,3 milhões de toneladas de cana-de-açúcar em 1990, no entanto, em 2014, ocorreu um decréscimo nesse montante, passando para 6,8 milhões de toneladas. A média para o período foi de 5,5 milhões e o desvio padrão de 1,5 milhões de toneladas. Alterações no arranjo espacial também foram constatadas (Figura 2), observou-se uma maior distribuição na concentração da produção. O município de Pedras de Fogo, que liderava isoladamente a produção de cana no estado, passou a compartilhar parte desse protagonismo com outros municípios, como Santa Rita, Sapé e Rio Tinto, em 2014.

Figura 2 – Produção da cana-de-açúcar (%) nos municípios do estado da Paraíba nos anos de 1990 e 2014

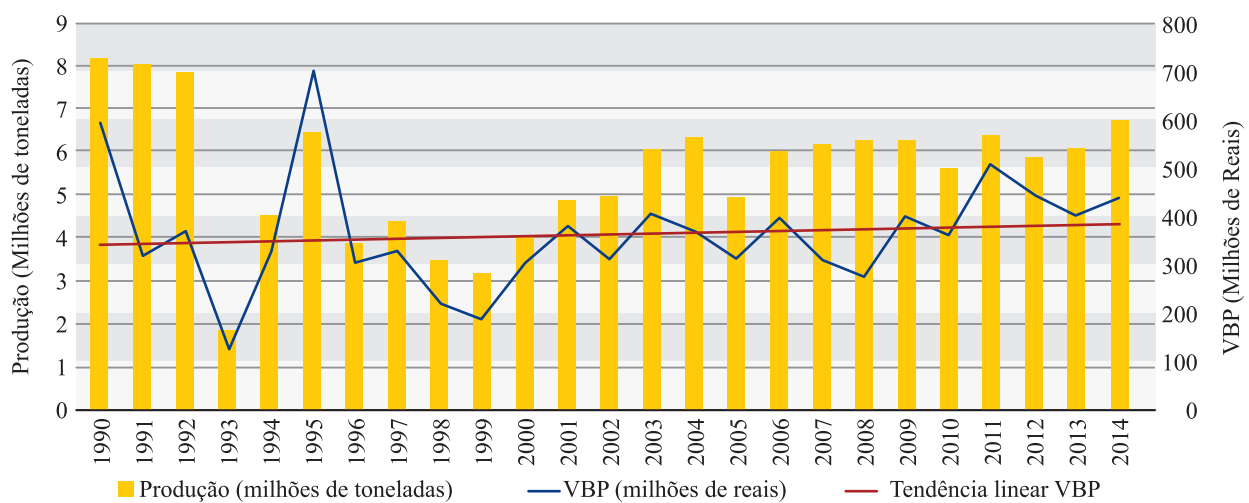


Fonte: Dompieri, 2016.

A partir da Figura 3, verifica-se que em 1993 o VBP da cultura atingiu o seu valor mínimo (R\$ 119,1 milhões). Nota-se, também que a trajetória dessa variável para o período total gerou uma tendência linear positiva.

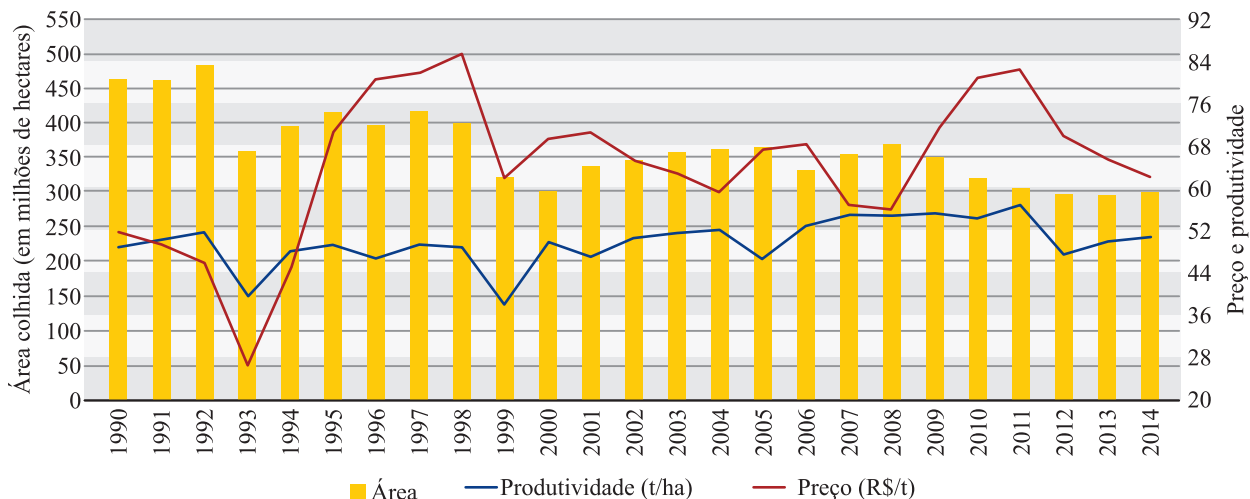
A alta variabilidade das séries ao longo da década de 1990 (Figuras 3 e 4) pode ser explicada pelas instabilidades econômicas e meteorológicas. Os preços pagos aos canavicultores no estado após atingirem seu mínimo em 1991 e seu máximo em 1995, apresentaram dois períodos de notável ascendência, o primeiro entre 1991 e 1995 e o segundo entre 2008 e 2011 (Figura 4).

Figura 3 – Plotagem das séries Produção e Valor Bruto da Produção da cana-de-açúcar, no período de 1990 a 2014, no Estado de Paraíba



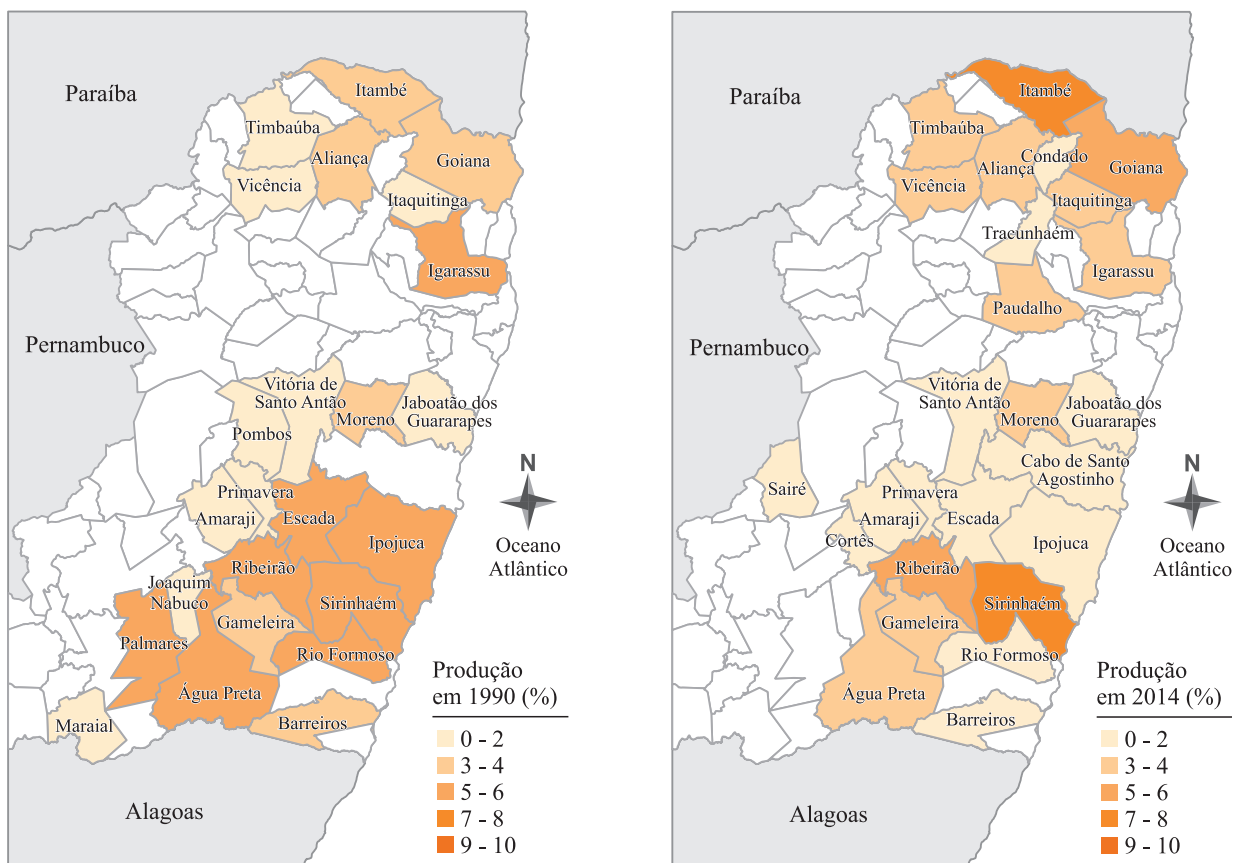
Fonte: IBGE (2015).

Figura 4 – Comportamento das variáveis de área colhida, produtividade e preço da cana-de-açúcar, no período de 1990 a 2014, no Estado de Paraíba



Fonte: IBGE (2015).

Figura 5 – Produção da cana-de-açúcar (%) nos municípios do estado de Pernambuco



Fonte: Dompieri, 2016.

Os municípios localizados nos Tabuleiros Costeiros de Pernambuco, desde a década de 1990, tem ocupado a segunda posição em área colhida de cana-de-açúcar no Nordeste do país. No entanto, assim como na Paraíba, Pernambuco também apresentou um decréscimo no montante de produ-

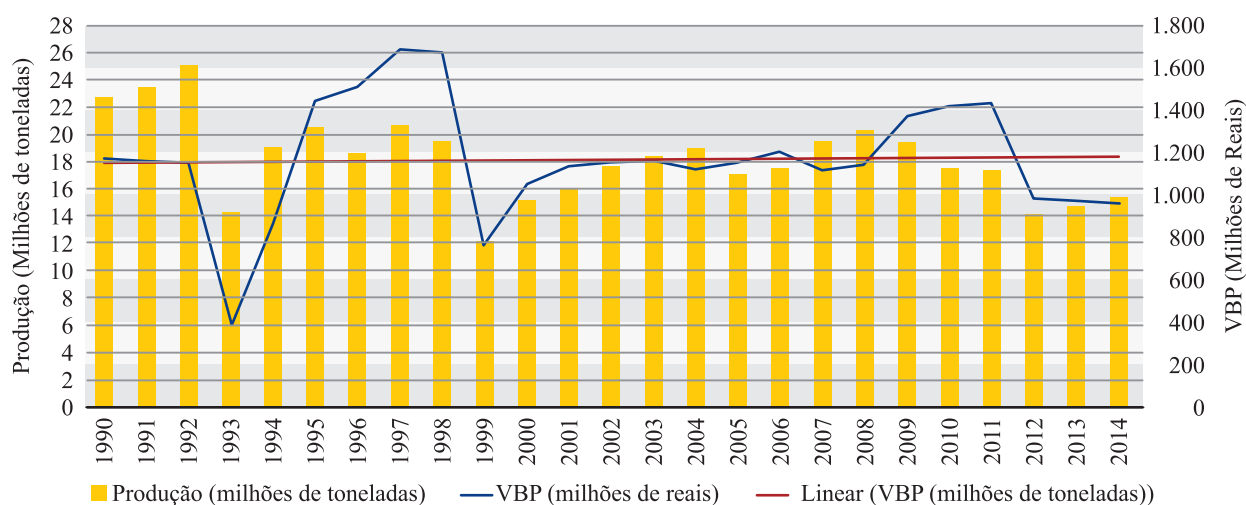
ção, que passou de 22,8 milhões de toneladas em 1990, para 15,4 em 2014. A média para o período foi de 18,2 milhões e o desvio padrão de 3,05 milhões de toneladas, portanto maior variabilidade quando se compara ao Estado da Paraíba.

A partir da Figura 5, observa-se que em 1990 havia praticamente dois polos municipais de produção no Estado de Pernambuco, um localizado

ao sul da costa do estado (Água Preta, Barreiros, Escada, Gameleira, Ipojuca, Moreno, Palmares, Ribeirão, Rio Formoso, Sirinhaém) e outro ao norte (Aliança, Goiana, Igarassu, Itambé, Itaquitinga, Timbaúba, Vicência). Em 2014, o polo sulista passou a ter menor representatividade, com exceção dos municípios de Sirinhaém e Ribeirão, enquanto que a região produtora mais ao norte, na divisa com a Paraíba, parece ter se fortalecido, com destaque ao município de Itambé.

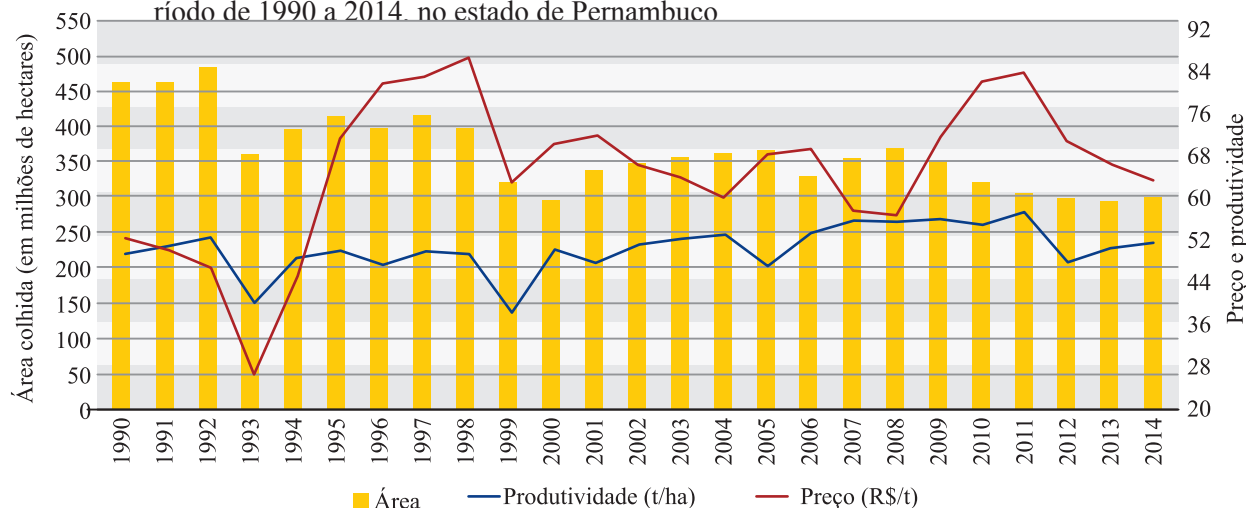
Pelas Figuras 6 e 7 é possível notar uma relação direta entre as variáveis preço/VBP, inclusive com o mesmo padrão abrupto de queda em 1993 e 1999, com substancial recuperação entre 1995 e 1998. As séries das variáveis produção e área colhida também apresentaram similaridade no comportamento. Pela linha de tendência da Figura 6 verifica-se que quando o período total é considerado, a tendência linear do VPB se mantém constante, sem alteração significativa.

Figura 6 – Comportamento das variáveis Produção e Valor Bruto da Produção da cana-de-açúcar, no período de 1990 a 2014, no estado de Pernambuco



Fonte: IBGE (2015).

Figura 7 – Comportamento das variáveis de área colhida, produtividade e preço da cana-de-açúcar, no período de 1990 a 2014, no estado de Pernambuco



Fonte: IBGE (2015).

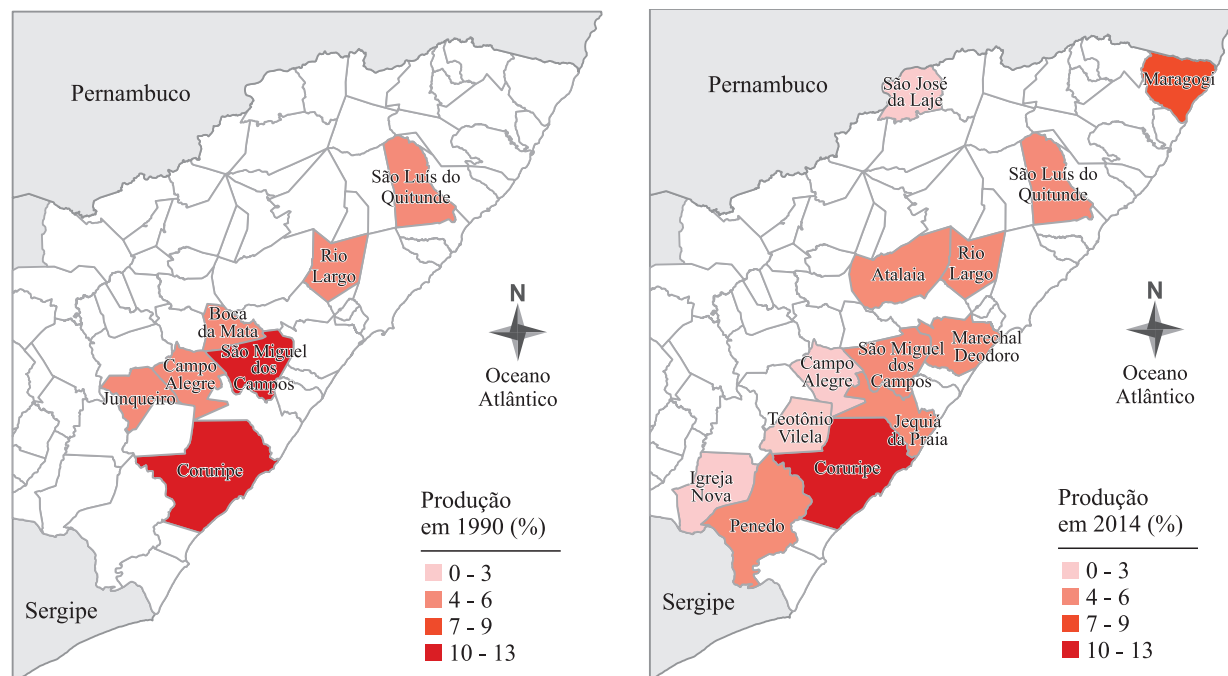
Na análise do comportamento da cana-de-açúcar no último estado considerado no trabalho, é possível verificar que Alagoas produzia em 1990 um total de 26,2 milhões de toneladas, respondendo por 10% da produção nacional, permitindo-lhe

ocupar a 2ª posição no Brasil e 1º no Nordeste. Em 2014, essa produção subiu para 28,7 milhões. A média foi de 25,2 milhões e o desvio padrão de 3,6 milhões, a maior variabilidade dentre os três estados estudados.

Quanto aos municípios produtores de destaque em Alagoas, tanto em 1990 quanto em 2014, sobressaíram-se os municípios de Coruripe e São Miguel dos Campos (Figura 8). Em 2014 é possível observar que outros municípios do entorno também passaram a se destacar na produção da cana-de-açúcar, como

Penedo, Jequiá da Praia, São Miguel dos Campos, Marechal Deodoro, dentre outros. No Nordeste do estado, na divisa com Pernambuco, o município de Maragogi também ganhou protagonismo com o passar do tempo, sendo um dos destaques em 2014.

Figura 8 – Produção da cana-de-açúcar (%) nos municípios do estado de Alagoas

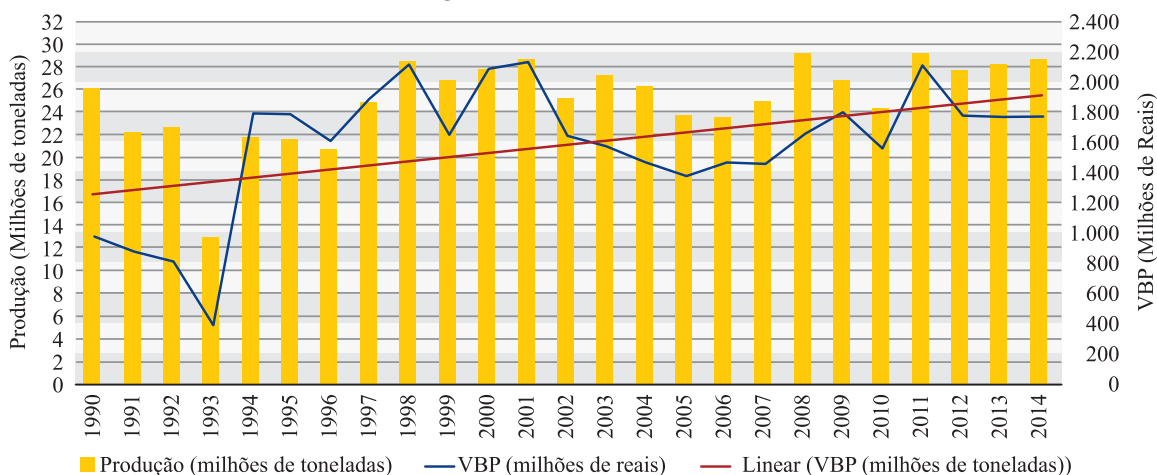


Fonte: Dompieri, 2016.

Seguindo o padrão dos demais estados e pelos mesmos motivos supracitados, Alagoas obteve o menor preço e consequentemente o menor VBP da cana-de-açúcar no ano de 1993, quando os produtores receberam apenas R\$ 29,00 por tonelada. Naquele ano, a cultura contribuiu com apenas 372,8 milhões de reais na formação do VBP agropecuário estadual (Figuras 9 e 10).

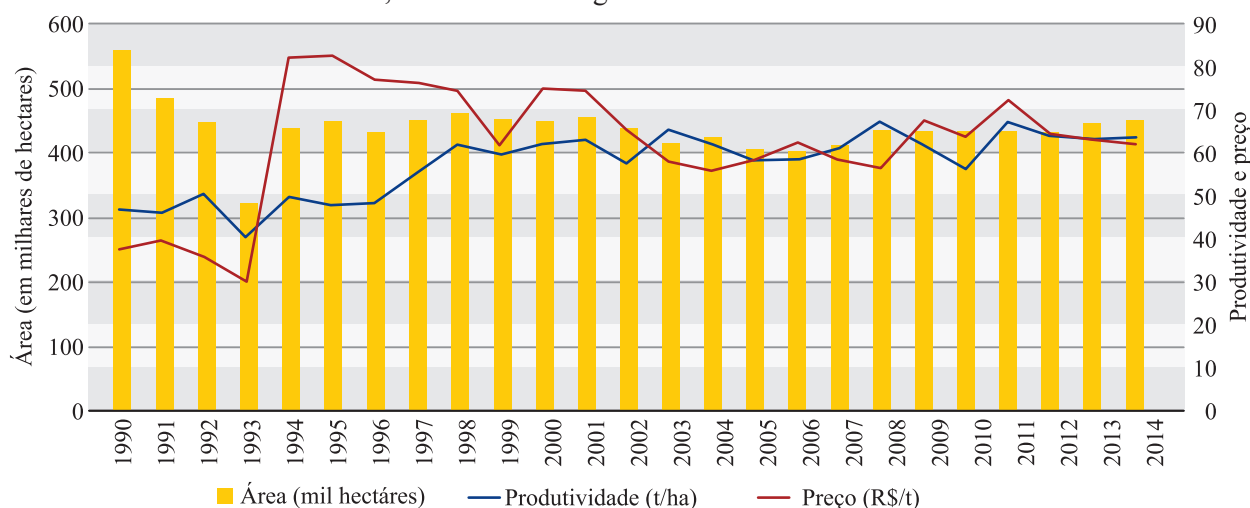
Por outro lado, ao contrário de Paraíba e Pernambuco, é possível notar pela Figura 9 que a tendência linear do VBP da cana para Alagoas foi fortemente positiva para o período total. Entre 1993 e 2001, a área, a produtividade e os preços em Alagoas obtiveram um crescimento bruto de 41%, 57% e 148% respectivamente (Figura 10).

Figura 9 – Comportamento das variáveis Produção e Valor Bruto da Produção da cana-de-açúcar, no período de 1990 a 2014, no estado de Alagoas



Fonte: IBGE (2015).

Figura 10 – Comportamento das variáveis Produção e Valor Bruto da Produção da cana-de-açúcar, no período de 1990 a 2014, no estado de Alagoas



Fonte: IBGE (2015).

## 4.2 Análises da Taxa Geométrica de Crescimento anual (TGC) e dos efeitos isolados de área, produtividade e preço sobre o VBP da cana-de-açúcar

O cálculo da Taxa Geométrica de Crescimento anual (TGC) permitiu o entendimento da composição do VBP a partir da influência das variáveis: produção, área, produtividade e preço. Nos três estados, o pior desempenho anual da TGC da cana entre os municípios produtores foi no biênio 1992/1993 e o maior crescimento se deu nos biênios posteriores, 1993/1994 e 1994/1995 (Tabela 1), em função da conjunção dos fatores supracitados, sobretudo dos fatores econômicos.

Na Paraíba, a combinação das quedas na área, produtividade e no preço causaram grandes reduções na produção e no VBP da cultura para o estado, os resultados mais negativos foram de -43% (1992/1993) e -34% (1995/1996). Para o período total, apenas o preço apresentou índice positivo (0,48%), enquanto que a área colhida obteve considerável decréscimo anual e foi determinante na diminuição tanto na taxa da produção (-0,80%) como do VBP (-1,28%).

Em Pernambuco, os biênios 1992/1993 e 1998/1999 apresentaram as menores taxas de todo o período, -43% e -32%. A melhoria dos preços, devido aos benefícios da estabilização econômica do país, fez com que os períodos posteriores

1993/1994 e 1994/1995 apresentassem taxas de 51% e 30% respectivamente. Entretanto, para o período total, o VBP acumulou perda de 0,84%.

Alagoas se destacou pelo aumento na taxa da produtividade (1,29%) e dos preços pagos aos produtores (2,1%). Tais fatores impactaram positivamente o VBP, pois representaram uma taxa de aumento da ordem de 2,5%.

As taxas anuais do VBP são influenciadas pelas TGC da área, da produtividade e dos preços, que expressam a variação porcentual média anual. No entanto, para uma análise mais aprofundada deste cenário é imprescindível uma avaliação dos efeitos isolados em área, produtividade e preço, sobre a decomposição do VBP, uma vez que eles permitem identificar o quanto cada fator contribuiu para sua composição.

Nesse sentido, seguem na tabela 2 os denominados “efeitos” compartimentados para cada variável e também o efeito total, obtidos por meio da técnica *shift-share*. Procedeu-se com o agrupamento dos dados em períodos bianual e total.

Tabela 1 – Taxa Geométrica de Crescimento bianual da produção, área, produtividade, preço e VBP nos Tabuleiros costeiros de Paraíba, Pernambuco e Alagoas e no período total entre 1990 e 2014

| Período     | Paraíba     |          |        |               |        | Pernambuco |        |               |        | Alagoas |          |        |               |       |
|-------------|-------------|----------|--------|---------------|--------|------------|--------|---------------|--------|---------|----------|--------|---------------|-------|
|             | VBP         | Produção | Área   | Produtividade | Preço  | VBP        | Área   | Produtividade | Preço  | VBP     | Produção | Área   | Produtividade | Preço |
|             | 1990 a 1991 | -27,33   | -0,97  | -0,46         | -0,51  | -26,62     | -0,83  | -0,01         | 1,51   | -2,29   | -5,25    | -7,83  | -6,93         | -0,97 |
| 1991 a 1992 | 8,67        | -109     | -0,75  | -0,34         | 9,87   | 0,25       | 2,22   | 1,36          | -3,25  | -3,66   | 0,99     | -3,79  | 4,97          | -4,60 |
| 1992 a 1993 | -43,39      | -51,84   | -22,06 | -38,20        | 17,53  | -43,12     | -13,78 | -12,58        | -24,55 | -31,08  | -24,51   | -15,18 | -11,00        | -8,70 |
| 1993 a 1994 | 64,71       | 57,65    | 11,20  | 41,77         | 4,48   | 51,10      | 4,98   | 10,32         | 30,46  | 115,12  | 29,74    | 16,66  | 11,21         | 65,81 |
| 1994 a 1995 | 48,07       | 19,36    | 13,01  | 5,62          | 24,05  | 30,04      | 2,29   | 1,33          | 25,47  | -0,15   | -0,39    | 1,27   | -1,64         | 0,24  |
| 1995 a 1996 | -34,55      | -22,32   | -16,91 | -6,51         | -15,75 | 1,90       | -2,13  | -2,63         | 6,93   | -5,20   | -1,90    | -1,96  | 0,05          | -3,36 |
| 1996 a 1997 | 4,47        | 6,36     | 3,99   | 2,29          | -1,87  | 5,94       | 2,42   | 2,72          | 0,69   | 8,56    | 9,43     | 2,09   | 7,19          | -0,80 |
| 1997 a 1998 | -18,14      | -11,33   | -1,18  | -10,26        | -7,68  | -0,59      | -2,21  | -0,49         | 2,16   | 5,96    | 7,15     | 1,16   | 5,92          | -1,10 |
| 1998 a 1999 | -8,68       | -4,29    | -11,31 | 7,92          | -4,60  | -32,62     | -10,18 | -11,98        | -14,77 | -11,86  | -2,95    | -1,02  | -1,95         | -9,18 |
| 1999 a 2000 | 27,80       | 11,72    | 4,28   | 7,13          | 14,40  | 17,65      | -2,89  | 14,55         | 5,76   | 12,56   | 1,73     | -0,37  | 2,11          | 10,64 |
| 2000 a 2001 | 12,52       | 10,87    | 4,04   | 6,56          | 1,49   | 3,62       | 5,54   | -2,76         | 0,97   | 1,08    | 1,59     | 0,83   | 0,76          | -0,51 |
| 2001 a 2002 | -9,92       | 0,84     | 0,43   | 0,41          | -10,67 | 1,05       | 1,30   | 3,66          | -3,77  | -12,30  | -6,34    | -1,96  | -4,47         | -6,36 |
| 2002 a 2003 | 14,66       | 10,46    | 6,33   | 3,89          | 3,80   | 0,44       | 1,59   | 0,89          | -2,01  | -1,95   | 3,99     | -2,58  | 6,75          | -5,72 |
| 2003 a 2004 | -4,50       | 2,31     | 2,15   | 0,16          | -6,66  | -1,69      | 0,57   | 0,74          | -2,96  | -3,66   | -1,74    | 0,91   | -2,62         | -1,96 |
| 2004 a 2005 | -8,21       | -11,61   | -5,00  | -6,96         | 3,84   | 1,13       | 0,47   | -5,59         | 6,61   | -2,85   | -5,00    | -1,96  | -3,09         | 2,26  |
| 2005 a 2006 | 12,72       | 10,40    | 4,99   | 5,15          | 2,11   | 2,27       | -4,85  | 6,57          | 0,86   | 2,99    | -0,48    | -0,56  | 0,08          | 3,49  |
| 2006 a 2007 | -11,37      | 1,31     | 1,67   | -0,35         | -12,52 | -3,70      | 3,57   | 2,01          | -8,85  | -0,38   | 3,13     | 1,06   | 2,05          | -3,40 |
| 2007 a 2008 | -6,57       | 0,61     | 1,08   | -0,46         | -7,14  | 1,12       | 2,08   | -0,25         | -0,69  | 6,48    | 8,13     | 2,78   | 5,20          | -1,52 |
| 2008 a 2009 | 21,17       | 0,03     | 0,11   | -0,08         | 21,13  | 9,47       | -2,63  | 0,36          | 12,02  | 4,77    | -4,22    | 0,00   | -4,22         | 9,39  |
| 2009 a 2010 | -5,14       | -5,37    | 0,36   | -5,71         | 0,25   | 1,92       | -4,25  | -0,77         | 7,26   | -7,49   | -4,68    | -0,03  | -4,66         | -2,95 |
| 2010 a 2011 | 18,88       | 6,79     | -2,17  | 9,16          | 11,32  | 0,74       | -2,39  | 2,24          | 0,94   | 16,82   | 9,61     | 0,11   | 9,49          | 6,58  |
| 2011 a 2012 | -6,51       | -4,30    | 3,36   | -7,41         | -2,30  | -17,04     | -1,37  | -8,55         | -8,02  | -8,18   | -2,74    | -0,16  | -2,59         | -5,59 |
| 2012 a 2013 | -5,16       | 1,97     | -1,48  | 3,51          | -6,99  | -0,98      | -0,42  | 2,54          | -3,03  | -0,29   | 0,89     | 1,34   | -0,45         | -1,17 |
| 2013 a 2014 | 4,54        | 5,28     | -0,93  | 6,27          | -0,70  | -0,59      | 1,01   | 0,94          | -2,49  | -0,14   | 0,95     | 0,62   | 0,32          | -1,07 |
| 1990 a 2014 | -1,28       | -0,80    | -1,05  | 0,00          | 0,48   | -0,84      | -1,78  | 0,16          | 0,78   | 2,50    | 0,39     | -0,89  | 1,29          | 2,10  |

Fonte: Cuenca, (2016).

Tabela 2 – Efeitos para os períodos bienal e total (1990-2014), da cana-de-açúcar

| Período     | Paraíba            |             |                      |              | Pernambuco         |             |                      |              | Alagoas            |             |                      |              |
|-------------|--------------------|-------------|----------------------|--------------|--------------------|-------------|----------------------|--------------|--------------------|-------------|----------------------|--------------|
|             | Efeito total (VBP) | Efeito área | Efeito Produtividade | Efeito preço | Efeito total (VBP) | Efeito área | Efeito Produtividade | Efeito preço | Efeito total (VBP) | Efeito área | Efeito Produtividade | Efeito preço |
| 1990 a 1991 | -27,33             | -0,53       | -0,59                | -26,21       | -0,83              | -0,01       | 1,53                 | -2,34        | -5,25              | -6,87       | -0,86                | 2,48         |
| 1991 a 1992 | 8,67               | -0,72       | -0,32                | 9,71         | 0,25               | 2,25        | 1,43                 | -3,43        | -3,66              | -3,79       | 4,80                 | -4,67        |
| 1992 a 1993 | -43,39             | -25,06      | -23,98               | 5,65         | -43,12             | -16,35      | -11,17               | -15,60       | -31,08             | -16,61      | -8,86                | -5,62        |
| 1993 a 1994 | 64,71              | 8,94        | 47,17                | 8,60         | 51,10              | 4,07        | 9,53                 | 37,50        | 115,12             | 11,46       | 10,23                | 93,44        |
| 1994 a 1995 | 48,07              | 11,17       | 5,95                 | 30,95        | 30,04              | 2,01        | 1,22                 | 26,81        | -0,15              | 1,28        | -1,67                | 0,24         |
| 1995 a 1996 | -34,55             | -18,71      | -5,25                | -10,58       | 1,90               | -2,08       | -2,46                | 6,45         | -5,20              | -1,99       | 0,05                 | -3,26        |
| 1996 a 1997 | 4,37               | 3,98        | 2,45                 | -2,06        | 5,94               | 2,38        | 2,81                 | 0,74         | 8,56               | 2,02        | 7,44                 | -0,91        |
| 1997 a 1998 | -18,14             | -1,29       | -10,46               | -6,39        | -0,59              | -2,19       | -0,47                | 2,08         | 5,96               | 1,13        | 6,06                 | -1,22        |
| 1998 a 1999 | -8,68              | -11,15      | 6,77                 | -4,30        | -32,62             | -11,54      | -10,85               | -10,22       | -11,86             | -1,08       | -2,01                | -8,77        |

| Período      | Paraíba            |             |                      |              | Pernambuco         |             |                      |              | Alagoas            |             |                      |              |
|--------------|--------------------|-------------|----------------------|--------------|--------------------|-------------|----------------------|--------------|--------------------|-------------|----------------------|--------------|
|              | Efeito total (VBP) | Efeito área | Efeito Produtividade | Efeito preço | Efeito total (VBP) | Efeito área | Efeito Produtividade | Efeito preço | Efeito total (VBP) | Efeito área | Efeito Produtividade | Efeito preço |
| 1999 a 2000  | 27,80              | 3,84        | 7,05                 | 16,91        | 17,65              | -2,62       | 13,52                | 6,74         | 12,56              | -0,34       | 1,99                 | 10,92        |
| 2000 a 2001  | 12,52              | 3,88        | 6,90                 | 1,73         | 3,62               | 5,59        | -2,98                | 1,00         | 1,08               | 0,83        | 0,77                 | -0,52        |
| 2001 a 2002  | -9,92              | 0,45        | 0,44                 | -10,81       | 1,05               | 1,30        | 3,80                 | -4,06        | -12,30             | -2,07       | -4,48                | -5,76        |
| 2002 a 2003  | 14,66              | 6,08        | 4,17                 | 4,40         | 0,44               | 1,60        | 0,92                 | -2,08        | -1,95              | -2,57       | 6,69                 | -6,06        |
| 2003 a 2004  | -4,50              | 2,22        | 0,17                 | -6,89        | -1,69              | 0,57        | 0,76                 | -3,02        | -3,66              | 0,93        | -2,68                | -1,91        |
| 2004 a 2005  | -8,21              | -5,08       | -6,32                | 3,19         | 1,13               | 0,47        | -5,45                | 6,11         | -2,85              | -1,97       | -2,97                | 2,09         |
| 2005 a 2006  | 12,72              | 4,81        | 5,47                 | 2,44         | 2,27               | -4,58       | 6,07                 | 0,88         | 2,99               | -0,55       | 0,08                 | 3,46         |
| 2006 a 2007  | -11,37             | 1,78        | -0,38                | -12,78       | -3,70              | 3,71        | 2,22                 | -9,62        | -0,30              | 1,07        | 2,12                 | -3,57        |
| 2007 a 2008  | -6,57              | 1,13        | -0,49                | -7,21        | 1,12               | 2,09        | -0,26                | -0,71        | 6,48               | 2,73        | 5,46                 | -1,71        |
| 2008 a 2009  | 21,17              | 0,10        | -0,07                | 21,14        | 9,47               | -2,48       | 0,33                 | 11,62        | 4,77               | -0,00       | -4,04                | 8,81         |
| 2009 a 2010  | -5,14              | 0,37        | -5,73                | 0,23         | 1,92               | -4,12       | -0,70                | 6,73         | -7,49              | -0,03       | -4,72                | -2,74        |
| 2010 a 2011  | 18,88              | -1,96       | 8,38                 | 12,47        | 0,74               | -2,35       | 2,15                 | 0,94         | 16,82              | 0,10        | 9,19                 | 7,53         |
| 2011 a 2012  | -6,51              | 3,53        | -7,88                | -2,15        | -17,04             | -1,49       | -8,71                | -6,84        | -8,18              | -0,17       | -2,65                | -5,36        |
| 2012 a 2013  | -5,16              | -1,51       | 3,56                 | -7,20        | -0,98              | -0,42       | 2,57                 | -3,13        | -0,29              | 1,36        | -0,46                | -1,19        |
| 2013 a 20014 | 4,59               | -0,91       | 6,20                 | -0,76        | -0,59              | 1,01        | 0,96                 | -2,56        | -0,14              | 0,62        | 0,33                 | -1,09        |
| 1990 a 2014  | -1,72              | -1,13       | -0,24                | -0,36        | -0,79              | -1,65       | 0,06                 | 0,80         | 2,57               | -0,59       | 0,87                 | 2,29         |

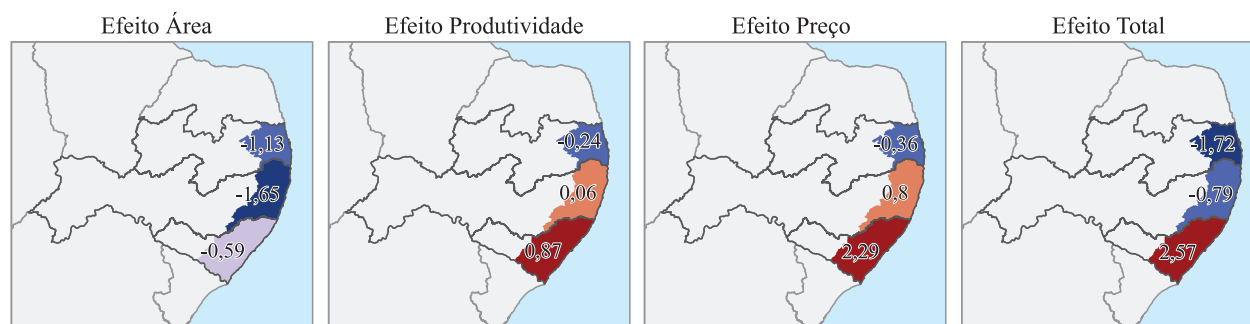
Fonte: Cuenca, (2016).

Na análise bianual, verificou-se que a menor taxa do VBP para os três estados ocorreu entre 1992 e 1993. Na Paraíba, tal fato se deu em função dos relevantes efeitos negativos dos fatores: área colhida e produtividade. Em Pernambuco e Alagoas resultou dos três fatores. Entretanto, nos quatro biênios seguintes, todos os estados apresentaram as mais altas taxas do VBP (efeito total) para o período analisado.

Embora o efeito área em Alagoas tenha sido negativo (-0,59%), o efeito preço foi significativamente positivo (2,29%), que somado ao efeito

produtividade (0,87%) gerou um efeito total de 2,57%, conforme indica a Figura 11, em que as cores quentes (vermelhos) indicam valores positivos e as frias (azuis), valores negativos. Por outro lado, na Paraíba todos os fatores apresentaram taxas negativas, o que resultou no efeito total de -1,72%. Em Pernambuco, o efeito negativo da área somado aos discretos efeitos positivos na produtividade e no preço resultou no efeito total de -0,79%, portanto menos atenuado que na Paraíba. O efeito área colhida nos três estados foi negativo, indicando uma possível substituição de cultivos.

Figura 11 – Efeitos área, rendimento, preço e total da cana para a região dos Tabuleiros Costeiros dos Estados de AL, PE e PB, entre 1990-2014



Fonte: Dompieri, 2016.



## 5 Considerações Finais

A análise espacial na região dos Tabuleiros Costeiros mostra que, no Estado da Paraíba, os municípios mais próximos da costa, liderados por Pedra do Fogo, Sapé e Santa Rita, possuem protagonismo na produção da cana-de-açúcar; é possível notar um movimento de aumento dessa produção na direção norte e diminuição dos municípios mais ao sul da costa. Fato que também foi verificado em Pernambuco, estado em que os municípios de destaque na costa sul são Sirinhaém e Ribeirão, e na costa norte, Itambé e Goiânia. No Estado de Alagoas, o município de Coruripe tem sido o maior protagonista desde os anos 90, vale ressaltar que os municípios da vizinhança também passaram a se sobressair em 2014, além de Maragogi, na costa norte, divisa com Pernambuco.

Nos três estados é possível constatar reflexos negativos das instabilidades na política econômica, sobretudo no biênio 1992/1993, e também em função das intempéries climáticas (anos secos). A análise da oscilação da taxa geométrica de crescimento do VBP fica mais cosubstanciada quando se considera os efeitos separadamente (área colhida, produtividade e preço). Nesse sentido, verificou-se que o efeito área colhida foi o que mais contribuiu para as quedas no VBP dos Estados da Paraíba (-1,72%) e Pernambuco (-0,79%). Os impactos foram menores em Alagoas que registrou taxa positiva do VBP (2,57%), sobretudo em função do efeito preço, que apresentou um aumento de 2,29% para o período total.

Análises sobre o comportamento da produção agropecuária, que consideram isoladamente os efeitos da área colhida, produtividade e preços sobre o VBP são importantes para subsidiar o planejamento econômico regional e embasar políticas públicas. Como encaminhamento para futuras pesquisas na área, é relevante a investigação dos reflexos da condução na política econômica da última década para a agroindústria, como por exemplo, a manutenção dos preços artificiais dos derivados de combustíveis fósseis.

## Referências

- AGUIAR, C. J.; SOUZA, P.M. A expansão da cana-de-açúcar e a produção dos demais gêneros na última década: uma análise dos principais estados produtores. **Revista Econômica do Nordeste**. Fortaleza, v. 45, n. 2, p. 88-100, abril/jun., 2014
- ANDRADE, M. C. de. Espaço e tempo na agroindústria canavieira de Pernambuco. **Estudos Avançados**, São Paulo, v. 15, n. 43, p. 267-280, Dec. 2001. Disponível em <[http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci\\_arttext&pid=S010340142001000300020&lng=en&nrm=iso](http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S010340142001000300020&lng=en&nrm=iso)>. Acesso em: jan. 2016
- ARAÚJO, A. C.; SILVA, L. M. R.; MIDLEJ, R. R. Valor da produção de cacau e análise dos fatores responsáveis pela sua variação no estado da Bahia. In: CONGRESSO DA SOCIEDADE BRASILEIRA DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO E SOCIOLOGIA RURAL - SOBER, 43. 2005, Ribeirão Preto. **Anais...** Brasília, DF: SOBER, 2005. v. 1. p. 1-12.
- BITTENCOURT, G. M.; GOMES, M. F. M. Fontes de crescimento da produção de cana-de-açúcar no Sudeste e Centro-Oeste do Brasil. **Revista de Desenvolvimento Regional**, Santa Cruz do Sul, v. 19, nº 2, p. 182 - 201, mai/ago. 2014.
- CONAB. **Acompanhamento da safra brasileira da cana-de-açúcar**, v. 3 - Safra 2016/17, n. 2 - Segundo levantamento, Brasília, p. 1-72, ago. 2016.
- CUENCA, M. A. G.; RANGEL, J. H. A.; SILVA, A. A. G.; CASTRO FILHO, E. S. Variação da produtividade da mandiocultura cearense e seu efeito sobre o valor bruto da produção. **Revista Raízes e Amidos Tropicais**, v. 8, p. 01-12, 2012.
- CUENCA, M. A. G.; RANGEL, J. H. A.; ARAUJO, H. R. Efeito da variação dos preços da mandioca em Alagoas sobre o valor bruto da produção. **Revista Raízes e Amidos Tropicais**, v. 9, n.1, p. 18-24, 2013.
- CUENCA, M. G., DOMPIERI, M. H., SÁ, H. **Análise dos efeitos dos fatores de variação do valor bruto da produção de milho por meio do modelo *shift-share*, no estado de Sergipe**. Embrapa Tabuleiros Costeiros,

2015. (Embrapa Tabuleiros Costeiros. Boletim de pesquisa e desenvolvimento, 101).
- HERNÁNDEZ, J.R.; PANIAGUA, M. A. M. **Componentes espaciales en El modelo Shift-Share: una aplicación al caso de las regiones peninsulares españolas**. Departamento de Economía. Universidad de Extremadura. Espanha: Universidad de Extremadura, 2008.
- IBGE. INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Produção Agrícola Municipal**. Rio de Janeiro. Sistema IBGE de recuperação automática, SIDRA. Disponível em: <<http://www.ibge.gov.br>>. Acesso em: 25 ago. 2015.
- IGREJA, A. C. M. **Evolução da pecuária bovina de corte no Estado de São Paulo no período de 1969-84**. Piracicaba, 1988. 197 p. Dissertação (Mestrado em Ciências Sociais Rurais). Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, USP, 1988.
- KNUDSEN, D. C. Shift-Share Analysis: further examination of models for the description of economic change. **Socio-Economic Planning Sciences**, Quebec, CAN, v. 34, p. 177-198, 2000.
- LEVI, E. R. **Análise do mercado e estimação das demandas de cana-de-açúcar, açúcar e etanol brasileiro**. Trabalho de Conclusão de Curso (Engenharia de Petróleo), Escola Politécnica da Universidade Federal do Rio de Janeiro, Rio de Janeiro, RJ, Brasil, 2009.
- LOURENZANI, W. L.; CALDAS, M. M. Mudanças no uso da terra decorrentes da expansão da cultura da cana-de-açúcar na região oeste do estado de São Paulo. **Ciência Rural**, Vol. 44, n. 11, p. 1980-1987, nov. 2014
- MENDES, H. C. **Análise da composição das culturas no espaço goiano, de 1990 a 2009, baseada em índices de Shift-Share**. 2011. 217 f. Dissertação (Mestrado em Agronegócio). Universidade Federal de Goiânia, Goiânia, 2011.
- MOREIRA, C. G. **Fontes de crescimento das principais culturas do Rio Grande do Norte, 1981-92**. Piracicaba, 1996. Dissertação (Mestrado em Ciências Sociais Rurais). Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, USP, 1996.
- POSPIESZ, R. C., SOUZA, M. R. P. de, OLIVEIRA G B. de. **Análise shift-share: um estudo sobre os estados da região sul de 2005 – 2008**. Programa de Apoio à Iniciação Científica - PAIC 2010-2011. Disponível em: <[www2.fae.edu/galeria/getImage/1/29710459919216250.pdf](http://www2.fae.edu/galeria/getImage/1/29710459919216250.pdf)>. Acesso em: 05 mai. 2015.
- QUEDA, O. **Intervenção do estado e a agricultura açucareira paulista**. 1972. 173 p. Tese (Doutorado em Agronomia). Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo, Piracicaba. 1972.
- RODRIGUES, C. S.; CUENCA, M. A. G.; RANGEL, J. H. A. A produtividade na mandioca maranhense e sua evolução e efeito sobre o valor bruto da produção. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE MANDIOCA, 14; CONGRESSO BRASILEIRO DE MANDIOCA, 13. WORKSHOP SOBRE TECNOLOGIAS EM AGROINDÚSTRIAS DE TUBEROSAS TROPICAIS, 7, 2011, Maceió. Inovações e desafios: **Anais ...** Maceió: Universidade Federal de Alagoas, 2011. 1 CD-ROM.
- SANTOS, A. N.; SANTOS, M. A.; VIDAL, M. F. **Setor sucroalcooleiro nordestino: desempenho recente e possibilidades de políticas**. Série Documentos do ETENE, n. 18. Fortaleza: Banco do Nordeste do Brasil, 2007.
- SCHEER, M. A. P. S. **Geoprocessamento e o modelo shift-share na análise das transformações do uso da terra nos municípios do Comitê da Bacia Hidrográfica do Rio Mogi-Guacu (SP), 1979 a 2001**, 2004, 141 f. Tese (Doutorado em Engenharia Agrícola), Universidade Estadual de Campinas, Campinas, 2004.
- SHIKIDA, P. F. A.; ALVES, L. R. A. A. Panorama estrutural, dinâmica de crescimento e estratégias tecnológicas da agroindústria canavieira paranaense. **Nova Economia**, Belo Horizonte, v. 11, n. 2, p. 123-150, dez. 2001.
- SIMÕES, R. **Métodos de análise regional e urbana: diagnóstico aplicado ao planejamento**. Belo Horizonte: UFMG-Cedeplar, 2005. 31 p.
- SOUZA, I. A.; NETTO A. M.; ANTONINO, A. C. D.; KUNTZE, M. A. G. Variabilidade climática na bacia hidrográfica do rio UNAP-PE/Brasil e os seus efeitos na agricultura. In:

CONGRESSO BRASILEIRO DE METEOROLOGIA, 13, Fortaleza, 2004, **Anais digitais** .... Fortaleza, 2004. Disponível em: <http://www.cbmet.com>. Acesso em: 21 jan. 2016

VIAN, C.E.F. **Agroindústria canavieira: estratégias competitivas e modernização**. Campinas: Editora Átomo, 2003. 216 p.

YOKOYAMA, L. P.; IGREJA, A. C. M.; NEVES, E. M. Modelo *shift share*: uma readaptação metodológica e uma aplicação para o Estado de Goiás. **Boletim Agricultura em São Paulo**, São Paulo, n. 37, p. 19-30, 1990.

# CAPACIDADE DE RECUPERAÇÃO DA AGRICULTURA FAMILIAR DO NORDESTE BRASILEIRO: UMA ANÁLISE PARA O PERÍODO 1990 - 2012<sup>1</sup>

## Recoverability of Family Farming in Brazilian Northeast: Analyses to period 1990- 2012

**Jaqueline Saraiva de Lira**

Engenheira Agrônoma. Mestre em Economia Rural pela Universidade Federal do Ceará - UFC. jaquelynejack@hotmail.com

**José de Jesus Sousa Lemos**

Engenheiro Agrônomo. Pós-Doutor em Economia dos Recursos Naturais. Professor Titular do Departamento de Economia Agrícola - DEA/UFC. Coordenador do Laboratório do Semiárido (LabSar). lemos@ufc.br

**Patrícia Verônica Pinheiro Sales Lima**

Engenheira Agrônoma. Doutora em Economia Aplicada. Professora Associada do DEA/UFC. Coordenadora Substituta do Laboratório do Semiárido (LabSar). pvpslima@gmail.com

**Resumo:** A pesquisa teve como objetivo avaliar a capacidade de recuperação da produção de arroz, feijão, mandioca e milho por agricultores familiares dos nove estados do Nordeste do Brasil (Alagoas, Bahia, Ceará, Maranhão, Paraíba, Pernambuco, Piauí, Rio Grande do Norte e Sergipe) no período sob investigação de 1990 e 2012. Para atingir esses objetivos utilizaram-se dados secundários retirados do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Para aferir a capacidade de recuperação das lavouras foi construído o Índice de Resiliência (IRES) da produção da agricultura familiar com base na produção per capita das culturas em análise, na relação do valor bruto da produção dos alimentos pelo PIB agrícola dos estados, nas áreas colhidas e nos rendimentos agregados das lavouras estudadas na pesquisa. Para estimar os pesos associados ao IRES, utilizou-se o método de análise fatorial com decomposição em um fator principal. Os resultados mostram que os IRES de todos os estados apresentaram tendência negativa de crescimento ao longo do período estimado. Observou-se também que o IRES conseguiu capturar, em magnitudes relativas menores, os anos de estresses hídricos observados no período analisado.

**Palavras-chave:** Estresse hídrico; resiliência; produção agrícola.

**Abstract:** The study aimed to evaluate the recoverability in production of rice, beans, cassava and maize by family farmers of the Northeastern Brazil states (Alagoas, Bahia, Ceará, Maranhão, Paraíba, Pernambuco, Piauí, Rio Grande do Norte and Sergipe) from 1990 to 2012. The research used secondary data from the IBGE. To assess the Recoverability of Family Farming was built resilience index (IRES) based on per capita production of crops, the relationship between the value of their production and agricultural GDP of states, annually aggregated areas and yields in each state. It uses factor analysis method by decomposes in a principal factor to estimate the weights associated with the IRES. The results show that the IRES of all states have negative growth trend over the estimated period. It is also observed that IRES could capture, in relative magnitudes, the years when it was observed water stress in the analyzed period.

**Keywords:** Water stress; resilience; family farming.

<sup>1</sup> Trabalho adaptado da Dissertação de Mestrado em Economia Rural pela Universidade Federal do Ceará da primeira autora.

## 1 Introdução

Desde o início do processo de ocupação do território brasileiro, a agricultura familiar faz parte da rotina das suas atividades produtivas do país, contribuindo de forma expressiva no que concerne à segurança alimentar, à geração de renda e à fixação produtiva do homem no campo.

Segundo o Censo Agropecuário (2006), no comparativo entre as regiões brasileiras, a região Nordeste se destaca, por conter metade do total dos estabelecimentos familiares (2.187.295) que ocupam 35,3% da área total.

De acordo com Lemos (2012), as Unidades Agrícolas Familiares (UAF) desempenham um papel bastante relevante para a Região, quer como absorvedora de mão de obra ou como provedora de alimentos e matérias primas agrícola, ou ainda como geradora de renda monetária para as famílias rurais. Segundo o mesmo autor, com condições minimamente adequadas, as UAF seguram o êxodo rural, ajudando a reduzir a pressão sobre as populações das cidades de médio e grande porte.

Dentre os diferentes produtos agrícolas encontrados na Região, e que são cultivados nas UAF regionais, as lavouras de arroz, feijão, mandioca e milho se destacam como os principais produtos da alimentação cultivados pelos agricultores familiares. Em praticamente todas as unidades produtivas dos nove estados que fazem parte do Nordeste haverá ao menos um desses produtos sendo cultivado (IBGE, 2013). Por esta razão, estes foram os produtos selecionados para serem avaliados nesta pesquisa.

No geral, essas atividades agrícolas são praticadas em regime de sequeiro que depende da pluviometria. Portanto, a ocorrência de estresse hídrico é um fator importante na definição do sucesso ou insucesso dessas atividades em todos os estados da Região. Agregue-se a esse aspecto o deficiente e, em muitos casos, inexistente serviço de assistência técnica, fomento e extensão rural que se observa nesses estados. A deficiente ou inexistente assistência técnica torna os agricultores familiares que cultivam arroz, feijão, mandioca e milho muito mais vulneráveis ao estresse hídrico (DUQUE, 1962).

Quando ocorrem os períodos de deficiência hídrica traduzida em seca durante períodos seguidos, observa-se que a manifestação do poder público aparece de forma improvisada ou voluntarista e, no geral, motivada pelo clamor da mídia. A rigor

não há planejamento de médio ou longo prazo para que os agricultores em geral, e os familiares em particular, atravessem quadras de estresse hídrico sem passarem por calamidades de toda ordem que têm como consequência o incremento do êxodo rural. Estes problemas se potencializam nos municípios da Região que fazem parte do semiárido.

Segundo Silva e Secreto (1999) essa condição favorece a evasão rural e, como consequência, a emigração para as áreas urbanas das cidades. Chegando nesses locais, ainda que existissem empregos, essa população migrante não conseguiria ser alocada, porque não está preparada para exercitá-los, tendo em vista que a especialização dessa mão de obra ser nas atividades agrícolas. Atividades que são bastante diferentes daquelas praticadas nas áreas urbanas.

O presente texto se insere no contexto descrito acima e estuda a resiliência da produção da agricultura familiar no tocante à produção de arroz, feijão, mandioca e milho nos nove estados do Nordeste brasileiro no período de 1990 a 2012. Assim, o objetivo geral da pesquisa consiste em avaliar a capacidade temporal de resiliência dos agricultores situados nas UAF dos nove estados do Nordeste, tendo como referência o ano em que os indicadores específicos apresentaram os maiores valores ao longo da série estudada.

De forma específica a pesquisa se propõe a:

- a. Estimar a capacidade de recuperação da produção de alimentos (arroz, feijão, mandioca e milho) nos nove estados da região Nordeste entre os anos de 1990 e 2012;
- b. Mostrar a trajetória, bem como a taxa média de crescimento ou de regressão, da capacidade de recuperação das lavouras anuais estudadas na pesquisa;
- c. Aferir o grau de homogeneidade da capacidade de recuperação da produção da agricultura familiar em cada estado da Região no período investigado;
- d. Comparar a trajetória das capacidades de recuperação das lavouras alimentares estudadas com a incidência de secas no Nordeste no período de 1990 a 2012;
- e. Hierarquizar os estados do Nordeste segundo a capacidade de recuperação da produção agrícola familiar de cada estado da Região, tendo como referência o maior valor médio

utilizado na pesquisa para aferir esta capacidade.

## 2 Conceito de resiliência aplicado na estimação da capacidade de recuperação da produção agrícola familiar

Para aferir a capacidade de recuperação da agricultura produtora de alimentos (arroz, feijão, mandioca e milho) nos nove estados do Nordeste adaptou-se o conceito de resiliência importado da Física.

Primeiramente, pode-se tentar definir resiliência como a capacidade que possui um sistema de absorver impactos externos e reorganizar-se enquanto prepara mudanças para continuar mantendo as mesmas funções, estruturas, identidades e capacidades de prover retornos. A ênfase do conceito recai sobre a dinâmica de recuperação do sistema quando experimenta estresses que o retiram do seu estágio modal inicial (PIMM, 1991).

Holling (1996) distinguiu dois tipos de resiliências. Resiliência na engenharia, definida como a velocidade que um sistema tem de recompor-se depois de ter experimentado um choque. Resiliência ecológica, que assume diferentes estágios sendo definida como a magnitude em que uma perturbação pode provocar mudanças criando estágios alternativos. Isto ocorre quando variáveis de controle experimentam diferenças qualitativas em uma série de estruturas, provocando modificações dinâmicas no sistema (HOLLING, 1996). A resiliência poderia advir das próprias forças latentes ou potenciais do sistema, ou provocadas por fatores externos, indutores ou catalisadores.

No Painel Intergovernamental de Mudanças Climáticas (IPCC) citado no Relatório de Desenvolvimento Humano encontra-se a seguinte definição para resiliência:

A habilidade que um sistema e as suas partes componentes tem de antecipar, absorver, acomodar ou recuperar-se de efeitos provocados por fatores externos, de uma maneira eficiente, de um ponto de vista temporal (PNUD, 2014. p. 16).

Em ecossistemas, os estudos presentes na literatura geralmente medem resiliência essencialmente de três maneiras: (1) analisando a quantidade de mudança que o sistema pode sofrer e ainda

reter o mesmo estado na função e estrutura; (2) o grau de auto-organização que o sistema é capaz de obter após situações de choques; e (3) a habilidade para construir e aumentar a capacidade de aprendizagem e adaptação (CABELL; OELOFSE 2012). Nessa mesma percepção outros estudos como o da FAO (2014) mensuram a resiliência em sistemas por meio de indicadores que captam as seguintes dimensões: capacidade de absorção de experiências; capacidade adaptativa e capacidade de transformação do sistema.

Nesta pesquisa, a resiliência na agricultura familiar praticada nos estados do Nordeste foi caracterizada como a capacidade que as culturas agrícolas têm para se recuperar de “choques” sofridos por condições edafoclimáticas (como, por exemplo, a seca), voltar ao estado inicial, ou aproximar-se dele antes do estresse. Essa visão de resiliência tem como base o conceito físico da elasticidade. Isso porque a elasticidade seria a característica dos materiais de se deformarem e voltarem à sua forma original, após o fim da causa da deformação (PIMM, 1991).

Deste modo, apesar de adotar o conceito físico, a capacidade de recuperação (resiliência) da produção agrícola familiar estudada nesta pesquisa não deixa de considerar a relevância das três dimensões utilizadas pela FAO (2014), Cabell e Oelofse (2012) e pelo IPCC (2007) para mensurar resiliência em ecossistemas. Isto porque quanto maior a resiliência da agricultura familiar, maior será a sua capacidade de absorção; de adaptação e de transformação da produção em resposta a “choques” existentes na Região, principalmente os relacionados às condições edafoclimáticas.

No entanto, buscou-se fazer uma adaptação do conceito de resiliência para a produção de alimentos (arroz, feijão, mandioca e milho) nas unidades agrícolas familiares (UAF) dos nove estados do Nordeste. Neste estudo, foi utilizado como estratégia para caracterizar resiliência na agricultura a capacidade que os agricultores produtores dessas culturas têm para se recuperar de “choques” externos, tal como definidos por Holling (1996) e pelo PNUD (2014). Nos casos abordados nesta pesquisa, o principal choque externo é a irregularidade pluviométrica, tanto de um ponto de vista temporal como espacial. Essas quatro culturas (arroz, feijão, mandioca e milho) são cultivadas em regime de

sequeiro em todos os estados e dependem dessa regularidade pluviométrica.

No Nordeste, depois do longo período de seca dos anos de 1980 que se estendeu por sete anos, a década de 1990 apresentou períodos críticos de precipitação de chuvas nos anos de 1993, 1996, mas foi mais intensa entre os anos 1997 a 1999 (CEPED, 2015).

Após a pausa, que aconteceu no ano 2000, o Rio São Francisco experimentou a pior falta de chuvas de sua história no ano de 2001 (CEPED, 2015). A partir de 2012, o Nordeste passou a ter a pior seca dos últimos trinta anos. Em algumas regiões do semiárido nordestino houve completa ausência de chuvas. O problema é agravado pelo aquecimento global, o desmatamento e o *El niño*, fenômenos que tendem a aumentar as áreas secas em todo o mundo (OBSERVATÓRIO HISTÓRICO GEOGRÁFICO, 2015).

Nesta pesquisa, foram levantadas informações que permitiram mostrar a capacidade de recuperação das lavouras alimentares a esses estresses hídricos que aconteceram no Nordeste brasileiro entre 1990 e 2012.

Vale ressaltar outro fator externo que provoca estresse na produção dessas lavouras na Região que é a deficiente, ou mesmo ausência do serviço de assistência técnica, extensão rural e fomento agrícolas a que os agricultores das UAF estão submetidos em todos os estados.

Para realizar esta pesquisa não foi possível buscar registros acerca do acesso, por parte dos agricultores familiares, aos serviços de assistência técnica, extensão e fomento rural em cada estado ao longo do período realizado. Como as lavouras analisadas no estudo se tratam de culturas anuais, o período mínimo de comparação entre a situação atual das culturas e uma posição de referência foi de um ano.

### 3 Metodologia

Para atingir todos os objetivos da pesquisa, que utilizou o conceito físico de resiliência, a aproximação feita no estudo segue as seguintes etapas: na primeira foram coletadas as informações anuais em séries no período de 1990 e 2012 para as lavouras de arroz, feijão, mandioca e milho referente aos valores brutos da produção em reais (VBP), áreas colhidas em hectares, produção física em

toneladas, rendimentos em quilograma por hectare e PIB, medido em reais, para cada um dos estados do Nordeste. Os valores anuais dos VBP e dos PIB estaduais foram corrigidos pelo fator de correção IGP-DI da Fundação Getúlio Vargas, tendo como base o ano de 2014.

Na segunda etapa, os VBP e as áreas das culturas foram agregados anualmente em cada estado ao longo da série estudada. Os rendimentos anuais de cada cultura foram obtidos dividindo-se a produção pelas áreas respectivas. Estas médias foram ponderadas para o cálculo do rendimento médio agregado anual das quatro culturas em cada um dos estados do Nordeste. A produção anual das culturas foi agregada e dividida pelas respectivas populações dos estados, no quais se obteve a produção *per capita* anual de alimentos.

Para atingir o primeiro objetivo específico da pesquisa, estimou-se a capacidade de recuperação das lavouras alimentares através de uma tentativa de aproximação que se faz para construir o Índice de Resiliência (IRES) em cada estado. Para tanto, foram construídos os seguintes indicadores:

- i. Relação entre o VBP anual agregado das culturas dividido pelo PIB de cada estado do Nordeste nas séries empregadas no estudo (VBP/PIB). Identificou-se a maior magnitude observada deste indicador em cada estado, ao longo da série, e atribuiu-se o escore cem (100). Nos demais anos as relações (VPB/PIB) foram ajustadas proporcionalmente. Dessa forma, o primeiro indicador construído foi denominado de índice parcial de VBP dividido pelo PIB estadual (IVB-PIB<sub>i</sub>) caracterizado pela seguinte definição:

$IVBPIB_i = 100$  no ano em que a relação VBP/PIB foi máximo no *i*-ésimo estado do Nordeste;

$0 < IVBPIB_i < 100$  nos demais anos para a relação VBP/PIB no estado em análise.

- ii. Índice Parcial de Produção *per capita* de alimentos em cada estado do Nordeste (IPERCA<sub>i</sub>), que assumiu valor igual a 100 no ano em que o *i*-ésimo estado apresentou valor máximo, e escores menores do que 100 nos demais anos. Assim o índice parcial de produção *per*

*capita* de alimentos foi definido como:  $IPERCA_i = 100$  no ano em que a produção *per capita* de alimentos foi máxima no i-ésimo estado do Nordeste;

$0 < IPERCA_i < 100$  nos demais anos desse estado.

- iii. Construção do Índice Parcial de Rendimento Agregado das culturas sob investigação em cada estado do Nordeste ( $IRENDM_i$ ). Neste caso, observou-se o ano em que o rendimento assumiu o valor máximo no i-ésimo estado e atribui-se escore 100 para este ano. Nos demais anos os escores foram ajustados proporcionalmente no estado. Assim, o indicador foi definido como:

$IRENDM_i = 100$  no ano em que o rendimento agregado das culturas é máximo no i-ésimo estado do Nordeste;

$0 < IRENDM_i < 100$  nos demais anos desse estado.

- iv. Índice de Área Agregada ( $IAREAG_i$ ). Identificou-se o ano em que a soma das áreas colhidas pelas quatro culturas utilizadas na pesquisa apresentou o maior valor no i-ésimo estado, e atribuiu-se escore 100 para essa soma nesse ano específico. As áreas agregadas colhidas no i-ésimo estado nos demais anos foram ajustadas proporcionalmente, considerando o maior valor observado como referência em cada estado. Então, a variável construída foi definida da seguinte forma:

$IAREAG_i = 100$  no ano que a área agregada com arroz, feijão, mandioca e milho atingir o valor máximo no i-ésimo estado do Nordeste.

$0 < IAREAG_i < 100$  nos demais anos desse estado.

A partir da construção dos indicadores de resiliência, com esta formação, assumiu-se que, se em determinado ano as culturas puderam atingir um valor máximo em cada um dos indicadores, em cada um dos nove estados do Nordeste, este valor pode ser identificado como uma aproximação da capacidade potencial e a capacidade efetiva (na sé-

rie estudada) do estado com relação ao específico indicador analisado no estado. Nos anos em que os valores estiveram abaixo desse escore máximo, significa que deve ter acontecido algum tipo de estresse externo que inviabilizou que o índice atingisse a sua capacidade máxima.

Nesta pesquisa não se tem condições de afirmar quais fatores influenciaram para que nos anos em que o indicador não atingiu a sua capacidade máxima se comportassem daquela maneira. Contudo, como o Nordeste é uma região sujeita a estresses hídricos sistemáticos, e em todos os estados predominam serviços de assistência técnica, extensão e fomento rurais deficientes, acredita-se poder atribuir (sem afirmar) que estas, provavelmente, teriam sido as causas das atividades não alcançarem o seu potencial em um ano específico dentro do período analisado.

Os índices calculados desta forma foram dados em percentuais. Assim, quanto mais alto o percentual atingido em um determinado ano para um indicador, maior terá sido a capacidade de recuperação dos agricultores que cultivam aquelas culturas naquele ano. Isto pode ter decorrido de uma ação menos intensa dos fatores externos que provocam estresse. Tanto pode ter sido induzido por fatores climáticos mais favoráveis e/ou por uma melhora nos serviços de assistência técnica, extensão e fomento rural.

Construídos desta forma, acredita-se que não serão cometidos erros grosseiros se, na interpretação dos índices parciais, se afirmar que, quanto mais próximo de cem, maior a capacidade de recuperação, de adaptação, ou de resiliência das culturas naquele indicador específico para cada um dos estados do Nordeste. E isto pode ser dito em termos de percentagem. De outra forma, quanto mais distante de cem for o indicador em um determinado ano da série estudada, menos resiliente terá sido a prática da agricultura familiar com as culturas analisadas naquele determinado ano.

Na quarta etapa metodológica da pesquisa, tendo obtido os índices parciais que são identificados como aproximação das resiliências de cada um dos quatro indicadores utilizados no estudo, foi possível construir o Índice de Resiliência agregado, ou simplesmente Índice de Resiliência (IRES):

$$IRES_{it} = p1.IVBPIBit + p2.IPERCA_{it} + p3.IRENDM_{it} + p4.IAREAG_{it} \quad (1)$$



Na equação (1) a variável  $IRES_{it}$  é o Índice de Resiliência total para o estado “i” no ano “t” (t = 1990, ..., 2012). Os  $p_j$  (j = 1, 2, 3, 4) são os pesos associados a cada um dos indicadores parciais do Índice de Resiliência. Esses pesos foram estimados nesta pesquisa usando a técnica de decomposição em componentes principais da análise fatorial. Por definição, estes pesos variam entre zero e um, sendo que a sua soma deve ser um (1).

$$0 < p_j < 1 \text{ e } \sum p_j = 1$$

Definido desta forma, em que todos os indicadores são adimensionais e variando entre zero e cem, o Índice de Resiliência (IRES) também pode ser interpretado em termos percentuais, e o seu valor está contido no intervalo a seguir:

$$0 < IRES_{it} < = 100.$$

É válido ressaltar que os valores extremos de referência utilizados para estimar o IRES desta forma são exclusivos para cada um dos estados avaliados, apresentando validade para o período de tempo para o qual foi construído o índice neste estudo. Como os indicadores do IRES foram calculados de forma relativa por estado, não foi possível compará-los na série, até porque os estresses que podem ter provocado as alterações, assim como os fatores que causaram eventuais recuperações dos indicadores, não são exatamente os mesmos, inclusive em magnitude. Isto se aplica aos valores estimados para os IRES de cada estado. De modo que a única comparação realizada na pesquisa foi a que concerne à taxa de evolução ou involução do IRES por estado.

### 3. 1 Método de decomposição em componentes principais

A estatística multivariada de análise fatorial foi o método utilizado no presente estudo para estimar os pesos utilizados na construção do Índice de Resiliência (IRES). O principal motivo da utilização desse método foi atribuir pesos aos indicadores que compõem a construção do IRES sem que haja a influência do pesquisador, e assim, atribuí-los estatisticamente por meio das relações existentes entre as variáveis, ou seja, por meio da interdependência existente entre elas.

Em geral, pode-se representar um modelo de análise fatorial da seguinte forma:

$$X = \alpha f + \varepsilon; \quad (1)$$

Na equação  $X = (X_1, X_2, \dots, X_p)^T$  constitui-se em um vetor transposto de variáveis aleatórias observáveis;  $f = (f_1, f_2, \dots, f_r)^T$  é um vetor transposto  $r < p$  de variáveis não observáveis ou variáveis latentes chamadas de fatores;  $\alpha$  é uma matriz  $(p \times r)$  de coeficientes fixos chamados de cargas fatoriais;  $\varepsilon = (\varepsilon_1, \varepsilon_2, \dots, \varepsilon_p)^T$  é um vetor transposto de termos aleatórios. Normalmente  $E(\varepsilon) = E(f) = 0$ . Uma propriedade adicional associada aos fatores é que eles são ortogonais.

Em geral, a estrutura inicial das estimativas das cargas fatoriais não é definitiva, quando são estimados dois ou mais fatores. Para confirmar ou rejeitar a estrutura inicial, o método de análise fatorial proporciona a possibilidade de se fazer a rotação da estrutura inicialmente estimada, quando é estimado mais de um fator. No caso deste estudo, utiliza-se o método *varimax* de rotação ortogonal dos fatores. Leitores interessados em mais detalhes sobre este e outros métodos de rotação (inclusive procedimentos de rotação oblíqua) podem encontrá-los nos trabalhos de Basilevsky (1994), Johnson e Wichern (2001), Fávero et al. (2009).

Após a rotação ortogonal da estrutura fatorial inicial, estimam-se os escores associados aos fatores obtidos. Por definição, o escore fatorial irá situar cada observação no espaço dos fatores comuns. Assim para cada fator  $f_i$  o  $i$ -ésimo escore fatorial que pode ser extraído é definido por  $F_i$ , e pode ser expresso pela seguinte equação:

$$F_i = B_1 X_{i1} + B_2 X_{i2} + \dots + B_p X_{ip} \quad (2)$$

;  $i = 1, 2, \dots, n$ ;  $j = 1, 2, \dots, p$

$B_1, B_2, \dots, B_p$  são  $n$  coeficientes de regressão;  $X_{11}, X_{12}, \dots, X_{np}$  são  $p$  variáveis observáveis.

A variável  $F_i$  não é observável, contudo pode-se estimá-la através das técnicas existentes de análise fatorial, utilizando-se da matriz  $X$  de variáveis observáveis. Agora é possível reescrever a equação (2) de forma compacta, utilizando-se notação matricial. Esta redefinição assume a seguinte expressão:

$$F(n \times q) = X(n \times p) \cdot B(p \times q) \quad (3)$$

Nas equações (2) e (3), os escores fatoriais serão afetados tanto pela magnitude como pelas unidades em que as variáveis  $X$  são medidas. Para

evitar este tipo de problema, substitui-se a variável X pela variável normalizada Z, em que:

$$Z_{ij} = [(X_i - \mu_{xi}) / \sigma_{xi}]; \quad (4)$$

$\mu_{xi}$  é a média de  $X_i$ , e  $\sigma_{xi}$  é o seu desvio padrão. Desta forma a equação (3) pode ser modificada para a obtenção do seguinte resultado:

$$F(n \times q) = Z(n \times p) \cdot \beta(p \times q) \quad (5)$$

Na equação (5) o vetor  $\beta$  substitui B, porque as variáveis estão normalizadas em ambos os lados da equação.

Pré-multiplicando ambos os lados da equação (5) pelo valor  $(1/n)Z^T$ , onde n é o número de observações, e  $Z^T$  é a matriz transposta de Z, obtém-se:

$$(1/n) Z^T F = (1/n) Z^T Z \beta \quad (6)$$

A expressão  $(1/n)Z^T Z$  se constitui na matriz de correlação entre os termos da matriz X e será designada de R. A equação  $(1/n)Z^T F$  representa a correlação existente entre os escores fatoriais e os próprios fatores, sendo chamada de  $\Lambda$ . Agora se pode reescrever a equação (3) da seguinte forma:

$$\Lambda = R \cdot \beta \quad (7)$$

Se for possível assumir que R é uma matriz não singular, pode-se pré-multiplicar ambos os lados de (4) pela inversa de R ( $R^{-1}$ ), obtém-se o seguinte resultado.

$$\beta = R^{-1} \cdot \Lambda \quad (8)$$

Tendo estimado o vetor  $\beta$  pode-se substituí-lo na equação (5) objetivando obter o escore fatorial associado a cada observação.

### 3.1.2 Passos para identificar a adequação do uso da análise fatorial é adequada

Segundo Fávero et al. (2009), para identificar se a utilização da análise fatorial é adequada, é necessário primeiramente efetuar os seguintes passos: analisar a matriz de correlações; verificar a estatística KMO; o teste de esfericidade de Bartlett e analisar a matriz anti-imagem. Além desses passos proposto por Fávero et al. (2009), no presente estudo ainda se utilizou a variância explicada no

modelo de análise fatorial. Esses procedimentos estão expostos a seguir.

#### a. Análise da Matriz de Correlações

Como a análise fatorial é baseada nas correlações existentes entre as variáveis, o primeiro passo é examinar a matriz de correlação e verificar se existem valores significativos para justificar a utilização da técnica. A matriz de correlações mede a associação linear entre as variáveis, por meio do coeficiente de correlação de Pearson. De acordo com Hair Jr. et al. (2005), se a inspeção visual da matriz de correlações não revelar um número substancial de valores superiores a 0,30, há fortes indícios de que a utilização da técnica não seja apropriada.

#### b. KMO e teste o de esfericidade de Bartlett

Uma forma de examinar a matriz de correlação e verificar a adequação da utilização da análise fatorial consiste na aplicação do teste de Bartlett. Tal teste é utilizado com o intuito de avaliar a hipótese de a matriz das correlações ser matriz identidade com determinante igual a 1. Se a matriz de correlação de fatores for igual à matriz identidade, isso significa que as inter-relações existentes entre as variáveis são iguais a 0 e, neste caso, deve-se reconsiderar a utilização da análise fatorial.

Se a hipótese nula ( $H_0$ : a matriz de correlação é uma matriz identidade) não for rejeitada, significa que as variáveis não estão correlacionadas e, nesta situação, a utilização da análise fatorial não é adequada. Por outro lado, se a hipótese nula for rejeitada, haverá indícios de que existem correlações significativas entre as variáveis originais, representados por coeficientes de correlações superiores a 0,3 nas diagonais secundárias da matriz de correlação (HAIR JR. et al., 2005).

Uma estatística usual também utilizada para verificar a adequação da utilização da análise fatorial é a de Kaiser-Meyer-Olkin (KMO), que compara as correlações simples às correlações parciais. Os valores de sua estatística variam entre 0 e 1. O valor de KMO próximo de zero indica que a análise fatorial pode não ser adequada, pois existe uma correlação fraca entre as variáveis. Por outro lado, quanto mais próximo de 1 o seu valor, mais adequada é a utilização da técnica. Os intervalos de análise dos valores de KMO podem ser observados no Quadro 1:

Quadro 1 – Limites da Estatística KMO (Keiser-Meyer-Olkin) e a sua aplicação em Análise Fatorial com decomposição em componentes principais

| Valores para KMO | Adequação para Análise Fatorial |
|------------------|---------------------------------|
| 1 – 0,9          | Muito boa                       |
| 0,8 – 0,9        | Boa                             |
| 0,7 – 0,8        | Média                           |
| 0,6 – 0,7        | Razoável                        |
| 0,5 – 0,6        | Má                              |
| <0,5             | Inaceitável                     |

Fonte: Fávero et al. (2009).

Deste modo, de acordo com os valores apresentados no Quadro 1, a estatística KMO igual ou inferior a 0,60 é um indicador de que a análise fatorial pode ser inadequada para realizar o estudo que se pretende.

#### c. Matriz Anti-imagem

A matriz de correlação anti-imagem contém os valores negativos das correlações parciais, e é uma forma de obter indícios acerca da necessidade de eliminação de determinada variável do modelo. Pode-se calcular uma Medida de Adequação da Amostra para cada variável, de forma similar à estatística KMO. Esta medida inclui apenas os coeficientes que se deseja analisar. Segundo Hair Jr. et al. (2005), o pesquisador deve analisar, primeiramente, os valores de medida de adequação da amostra para cada variável individualmente e excluir aquelas que se encontram no domínio inaceitável.

A diagonal principal da matriz anti-imagem gerada como output pelo *software* SPSS fornece os valores de medida de adequação da amostra. É de se esperar que, quanto maiores forem tais valores, melhor tende ser a utilização da análise fatorial. Entretanto, se alguma variável apresentar baixo valor na diagonal principal e alto valor fora dela, talvez haja necessidade de excluí-la do modelo. Cabe observar que, por vezes, a baixa correlação de determinada variável com as demais, não necessariamente implica na sua eliminação, uma vez que esta variável pode representar um fator isoladamente.

Se um conjunto de variáveis de uma análise genérica estiver altamente correlacionado, elas serão combinadas de modo a formar um fator que explicará a maior quantidade de variância na amos-

tra. O segundo componente terá a segunda maior quantidade de variância e não correlacionado com o primeiro e, assim, sucessivamente.

#### d. A variância explicada no modelo de análise fatorial

Outro indicador importante para ajudar na decisão de aceitar a análise fatorial como adequada para fazer a avaliação que se pretende é a variância explicada pelos fatores. Em geral, os fatores são hierarquizados pelo próprio procedimento em escala decrescente da capacidade de explicação ao fenômeno que se está estudando. Ao final, o modelo selecionará o número de fatores e agregará a variância explicada por eles. Quanto mais próxima de cem por cento, melhor será o ajustamento obtido.

Para atingir ao segundo objetivo da pesquisa, empregou-se um modelo simples de regressão de tendência. Neste trabalho utilizou-se o seguinte modelo.

$$IRES_{it} = \rho_0 + \rho_1 T + \xi_{it} \quad (9)$$

Na equação (9) a variável T (T = 0, 1, 2, ..., n) é o tempo;  $\rho_0$  é o coeficiente linear que será o valor médio do Índice de Resiliência se o coeficiente angular  $\rho_1$  for igual a zero. O coeficiente angular, que é dado pela derivada do Índice de Resiliência em relação à variável tempo, mostra o crescimento médio anual da variável IRES<sub>it</sub>, em decorrência do acréscimo de cada ano no tempo. O termo de erro aleatório  $\xi_{it}$ , por hipótese, atende aos pressupostos do modelo linear clássico de ser não autorregressivo e ter variância constante.

As estabilidades ou graus de homogeneidades dos IRES estimados nos estados serão avaliados pela estimativa do coeficiente de variação do índice. Por definição, uma variável aleatória X que tenha média  $\mu_x$  e desvio padrão  $\sigma_x$  terá o coeficiente de variação (CV) definido em percentagem da seguinte forma:

$$CV = (\sigma_x / \mu_x) \cdot 100$$

Quanto mais elevado o CV mais heterogênea consiste a distribuição dos valores de X em torno da sua média. Portanto, o coeficiente pode ser entendido como um indicador de instabilidade ou de estabilidade, dependendo da sua magnitude. Quanto maior o tamanho do CV mais instável, ou mais heterogênea, é a distribuição das observações em torno da média. Distribuições de variáveis aleatórias

podem ser hierarquizadas de acordo com as magnitudes dos respectivos coeficientes de variação.

## 4 Resultados e discussão

Por meio da decomposição em componentes principais, observou-se (Tabela 1) que foi extraído um único fator que explicou 51,9% da variância total das variáveis estudadas. Entre os coeficientes de comunalidades estimados, o Índice da Quantidade Agregada *per capita* (IPERCA) foi a variável que esteve mais relacionada no período em análise com o fator principal desenvolvido. Os outros coeficientes estimados de comunalidade medida, variaram de 0,515 para o Índice de Área Agregada (IAREAG); 0,500 para Índice da relação Valor Bruto da Produção dos itens alimentares estudados pelo PIB estadual (IVBPIB); e 0,335

para o Índice de Rendimento Agregado das quatro culturas estudadas (IRENDM).

Os testes de Kaiser-Meyer-Olkin, que medem a adequação da amostra, bem como o teste de qui-quadrado de Bartlett, matriz de correlações e a matriz anti-imagem, confirmaram que os resultados encontrados nesta etapa do estudo foram adequados para a utilização da análise fatorial. Os componentes do fator estimado bem como os respectivos escores fatoriais estão apresentados na Tabela 1.

Assim sendo, o peso associado ao valor bruto agregado da produção agrícola em relação ao PIB do estado foi de 0,25; o peso associado à produção agrícola agregada *per capita* é 0,30; o peso associado ao rendimento agregado é igual a 0,20; e o peso associado à área agregada com as quatro culturas foi de 0,25 (Tabela 1).

Tabela 1 – Resultados obtidos pela análise fatorial com a decomposição em componentes principais

| Variáveis (%)        | Comunalidade | Componentes (Fator 1) | Escores | Pesos |
|----------------------|--------------|-----------------------|---------|-------|
| IVBPIB <sub>it</sub> | 0,500        | 0,707                 | 0,341   | 0,25  |
| IPERCA <sub>it</sub> | 0,726        | 0,852                 | 0,410   | 0,30  |
| IRENDM <sub>it</sub> | 0,335        | 0,578                 | 0,279   | 0,20  |
| IAREAG <sub>it</sub> | 0,515        | 0,718                 | 0,346   | 0,25  |

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

Notas: Variância explicada pelo único componente estimado = 51,89%; Teste de KMO = 0,62; Teste de Bartlett para 6 graus de liberdade: Qui-quadrado = 167,29 significante a 0,0% de erro.

Com base nos pesos estimados e apresentados na Tabela 1 a equação (1) pode ser reescrita da seguinte forma:

$$IRES_{it} = 0,25.IVBPIB_{it} + 0,30.IPERCA_{it} + 0,20.IRENDM_{it} + 0,25.IAREAG_{it}$$

Com base nesta equação foram estimados os valores anuais dos IRES para cada estado do Nordeste entre os anos de 1990 e 2012. Estes valores estão apresentados na Tabela 2.

Na Tabela 2, o Índice de Resiliência da agricultura familiar dos estados do Nordeste, onde a sua amplitude de variação está contida no intervalo zero por cento (total incapacidade de resiliência) a cem por cento (perfeita capacidade de resiliência). Esses valores do índice expressam, em termos percentuais, a capacidade de recuperação das culturas alimentares mais cultivadas pela agricultura familiar no Nordeste brasileiro. Quanto menor o

valor do índice, menor a capacidade de recuperação dessas culturas e, conseqüentemente, aponta maior tendência de vulnerabilidade da agricultura familiar na Região, que depende em grande parte do sucesso da produção dessas culturas para permanecer no campo e para retirar fonte de sustento.

Ainda com relação à Tabela 2, assim como os resultados apresentados no Gráfico 1, é possível observar que todos os estados exibem tendência negativa de evolução dos respectivos IRES no período avaliado nesta pesquisa. Paraíba (TGC = -1,7% a.a.), Piauí (TGC = -1,6% a.a.) e Rio Grande Norte com TGC = -1,5% ao ano, foram os estados que apresentaram as maiores quedas médias anuais nas respectivas capacidades de recuperação das lavouras alimentares estudadas, de acordo com o instrumento utilizado nesta pesquisa (Tabela 2).

Resultado consistente com o que foi demonstrado anteriormente, haja vista que em 2012, ano

em que se encerra a sequência de informações utilizadas nesta pesquisa foi um ano de forte estresse hídrico de uma sequência que havia começado em 2010, portanto, três anos seguidos, impactando para menos a capacidade de recuperação das lavouras tal como captadas pelo instrumento utilizado no estudo - IRES (Tabela 2).

A pesquisa também mostra que o maior IRES médio ocorreu em Alagoas (75%). Em seguida aparecem os estados da Bahia (73,8%) e Maranhão (71,9%). Ademais, os estados que têm as maiores quantidades de municípios e áreas relativas no semiárido apresentaram os menores valores médios de capacidade de recuperação medidos pelo IRES. Destacaram-se o Piauí com 51,9%, Paraíba com 54,9% e Ceará com 57,6% como os estados do Nordeste que tiveram as menores capacidades médias de recuperação ao longo do período analisado (Tabela 2).

Em relação à estabilidade, ou à homogeneidade do IRES, que é avaliada pelo coeficiente de variação (CV), os estados mais homogêneos quanto à capacidade de recuperação entre 1990 e 2012 foram Bahia, com CV = 10,9%; Maranhão com CV = 13,9% e Alagoas com CV=14%. Os estados com maior instabilidade na capacidade de recuperação foram: Paraíba com CV = 36,1% e Piauí com CV = 35,6% (Tabela 2). Estas evidências mostram que os

estados com menores capacidades médias de recuperação, aferidas pelo IRES, são os que mostraram, também, as maiores instabilidades em relação a este indicador.

Todos os estados, com exceção de Alagoas, indicaram IRES mínimos nos anos em que as secas se manifestaram de forma mais intensa no Nordeste no período analisado nesta pesquisa: 1993, 1997, 1998, 2001 e 2012. Alagoas teve em 2003 o seu ano crítico (menor magnitude) para o IRES estimado (Tabela 2). No caso do Ceará, o ano mais crítico em termos de magnitude para o IRES estimado foi o de 1993. Este estado detém, proporcionalmente, as maiores áreas e populações inseridas no semiárido e, por isso, com maior sensibilidade à ocorrência de secas (MINTER, 2005). Acrescenta-se que, em 1994, quando a precipitação de chuvas no estado voltou à normalidade (1.156,10 milímetros), em uma situação cuja média histórica é de 872,5 mm, segundo a Fundação Cearense de Meteorologia e Recursos Hídricos (2015), o IRES alcançou o seu valor máximo, sinalizando uma capacidade de recuperação praticamente imediata, associada à produção agrícola familiar de arroz, feijão, mandioca e milho nesse estado, quando o fator externo que provocava estresse desaparece e a situação climática volta à normalidade (Tabela 2).

Tabela 2 – IRES de todos os estados do Nordeste

| ANO  | AL   | BA   | CE   | MA   | PB   | PE   | PI   | RN   | SE   |
|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|
| 1990 | 88,2 | 71,7 | 53,6 | 83,4 | 65,1 | 77,4 | 89,0 | 58,8 | 60,2 |
| 1991 | 84,4 | 82,4 | 73,3 | 93,4 | 88,0 | 86,4 | 96,7 | 89,0 | 73,4 |
| 1992 | 81,8 | 87,8 | 58,5 | 82,9 | 91,4 | 79,7 | 64,2 | 75,6 | 65,6 |
| 1993 | 68,5 | 71,2 | 28,1 | 79,3 | 46,7 | 51,6 | 53,8 | 47,3 | 65,2 |
| 1994 | 95,1 | 76,0 | 91,1 | 92,7 | 91,8 | 92,4 | 81,5 | 94,5 | 90,8 |
| 1995 | 89,6 | 66,3 | 81,7 | 88,9 | 78,5 | 77,6 | 85,0 | 85,7 | 77,4 |
| 1996 | 82,1 | 66,7 | 51,7 | 60,7 | 54,5 | 73,9 | 34,8 | 66,8 | 76,5 |
| 1997 | 88,2 | 74,9 | 48,0 | 57,7 | 66,6 | 70,5 | 40,4 | 58,5 | 72,9 |
| 1998 | 80,9 | 63,0 | 42,3 | 60,4 | 21,8 | 35,5 | 31,6 | 41,2 | 71,6 |
| 1999 | 81,8 | 68,5 | 55,2 | 64,2 | 33,9 | 36,2 | 44,0 | 38,7 | 57,1 |
| 2000 | 76,2 | 84,4 | 62,3 | 67,3 | 59,2 | 51,8 | 47,8 | 53,9 | 50,2 |
| 2001 | 74,7 | 67,9 | 49,9 | 68,6 | 29,2 | 40,3 | 42,1 | 40,7 | 46,1 |
| 2002 | 78,7 | 78,2 | 64,7 | 67,4 | 49,6 | 55,0 | 35,0 | 53,1 | 48,2 |
| 2003 | 56,3 | 79,9 | 67,2 | 69,2 | 58,7 | 51,1 | 44,0 | 60,8 | 55,7 |
| 2004 | 68,4 | 83,0 | 56,3 | 70,5 | 53,8 | 58,4 | 43,4 | 66,7 | 55,6 |
| 2005 | 71,0 | 82,4 | 53,0 | 67,6 | 49,8 | 58,3 | 41,5 | 62,4 | 58,9 |

| ANO          | AL     | BA     | CE     | MA     | PB     | PE     | PI     | RN     | SE     |
|--------------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|
| 2006         | 69,4   | 72,7   | 66,4   | 69,1   | 61,6   | 63,4   | 44,0   | 58,7   | 60,3   |
| 2007         | 67,6   | 78,9   | 52,8   | 69,2   | 50,8   | 60,5   | 41,6   | 56,7   | 64,1   |
| 2008         | 70,4   | 77,2   | 67,5   | 70,4   | 58,5   | 66,1   | 45,6   | 63,3   | 77,8   |
| 2009         | 68,7   | 73,0   | 54,2   | 64,5   | 52,1   | 64,3   | 48,9   | 61,8   | 79,0   |
| 2010         | 63,3   | 72,5   | 41,4   | 67,5   | 31,7   | 53,7   | 42,1   | 42,0   | 81,2   |
| 2011         | 62,9   | 65,2   | 69,1   | 71,1   | 45,0   | 56,3   | 55,8   | 51,8   | 65,7   |
| 2012         | 57,4   | 53,5   | 35,7   | 67,9   | 23,8   | 32,2   | 41,1   | 30,8   | 55,1   |
| TGC (% a.a.) | -1,2   | -0,3   | -0,4   | -0,8   | -1,7   | -1,2   | -1,6   | -1,5   | -0,2   |
| IRES Médio   | 75,0   | 73,8   | 57,6   | 71,9   | 54,9   | 60,5   | 51,9   | 59,1   | 65,6   |
| CV (%)       | 14,0   | 10,9   | 24,9   | 13,9   | 36,1   | 26,7   | 35,6   | 27,3   | 17,9   |
| IRES mínimo  | 56,3   | 53,5   | 28,1   | 57,7   | 21,8   | 32,2   | 31,6   | 30,8   | 46,1   |
| (Ano)        | (2003) | (2012) | (1993) | (1997) | (1998) | (2012) | (1998) | (2012) | (2001) |
| IRES máximo  | 95,1   | 87,8   | 91,1   | 93,4   | 91,8   | 92,4   | 96,7   | 94,5   | 90,8   |
| (Ano)        | (1994) | (1992) | (1994) | (1991) | (1994) | (1994) | (1991) | (1994) | (1994) |

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

Notas: (i) Taxa Geométrica de Crescimento; (ii) Coeficiente de Variação.

Comportamento parecido, embora em menor magnitude, foi observado nos outros estados do Nordeste, no que concerne ao IRES, captando uma recuperação da produção agrícola familiar nos anos seguidos aos de maiores estresses hídricos (Tabela 2).

Alagoas apresentou a maior capacidade média de recuperação (IRES) na produção das lavouras estudadas. Na Tabela 3 e no Gráfico 1, mostram, em números absolutos e relativos e em ordem decrescente, o total (e o percentual) de anos em que a capacidade de recuperação da produção agrícola familiar dos estados esteve abaixo da média estimada para Alagoas, tomada como referência por ser a maior quando mensurada pelo IRES. Esta informação é relevante no sentido de mostrar comparativamente, e em ordem decrescente, o comportamento dos nove estados do Nordeste em capacidade de recuperação das respectivas lavouras produtoras de alimentos entre os anos de 1990 e 2012.

Os resultados mostrados na Tabela 3 e no Gráfico 1 hierarquizados pelos estados com as maiores quantidades de anos com IRES acima da sua maior média (mais alta capacidade de recuperação) no período sob análise, destacam o Ceará, como aquele que apresentou o maior número de anos (91,3%), no período estudado, com valores do IRES abaixo da média estimada para Alagoas.

O Ceará é o estado que detém a maior área relativa, o maior número relativo e a maior população relativa de todos os estados que fazem parte do

semiárido. Embora esse estado tenha apresentado boa capacidade de recuperação, houve uma situação de grande estresse hídrico, como a que aconteceu em 1993, não se seguiu uma ocasião de confortável normalidade, como aconteceu em 1994, quando as chuvas apresentaram patamares acima da média histórica do estado. Observou-se que naqueles dois anos (1993 e 1994), o Ceará atingiu os dois extremos em termos da magnitude do IRES estimado. Ainda assim, os resultados encontrados no geral para esse estado mostraram ser o Ceará o de maior vulnerabilidade, ou menor capacidade de recuperação na produção agrícola familiar, no período sob investigação. Fatos que podem ser decorrências das características do estado, que o colocam na posição de líder em área relativa, população relativa e número relativo de municípios no semiárido brasileiro (Tabela 3; Gráfico 1).

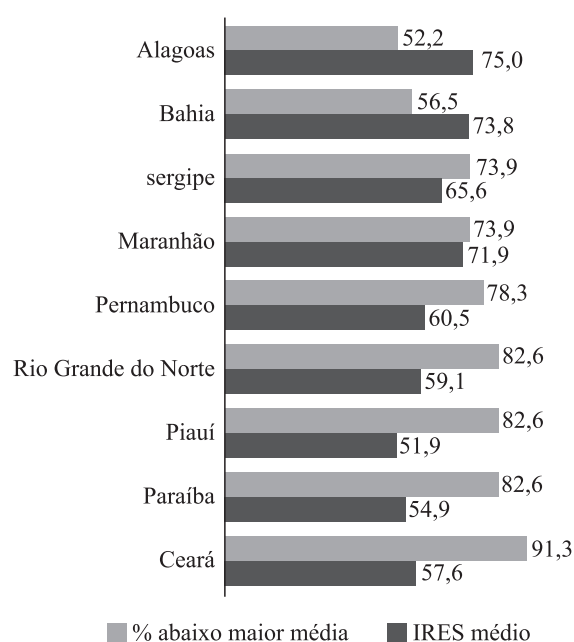
Tabela 3 – Ranking dos estados que apresentaram a maior quantidade de anos com IRES abaixo da maior média observada entre eles no período de 1990 a 2012

| Estados hierarquizados em ordem decrescente | Média do IRES | CV do IRES (%) | Anos com IRES abaixo da média de Alagoas, tomada como referência |   |
|---|---------------|----------------|--|---|
|   |               |                | Total de anos abaixo da maior média                              | Total de anos abaixo da maior média (%) |
| Ceará                                       | 57,6          | 24,9           | 21,0   | 91,3                                    |
| Paraíba                                     | 54,9          | 36,1           | 19,0   | 82,6                                    |
| Piauí                                       | 51,9          | 35,6           | 19,0   | 82,6                                    |
| Rio Grande do Norte                         | 59,1          | 27,3           | 19,0   | 82,6                                    |
| Pernambuco                                  | 60,5          | 26,7           | 18,0   | 78,3                                    |
| Maranhão                                    | 71,9          | 13,9           | 17,0   | 73,9                                    |
| Sergipe                                     | 65,6          | 17,9           | 17,0   | 73,9                                    |
| Bahia                                       | 73,8          | 10,9           | 13,0   | 56,5                                    |
| Alagoas                                     | 75,0          | 14,0           | 12,0   | 52,2                                    |

Fonte: Elaborada pelos autores com base nos dados da Tabela 2.

Paraíba, Piauí e Rio Grande do Norte com 19 dos 23 anos estudados (82,6%) aparecem em seguida como os estados que, de um ponto de vista hierárquico no Nordeste e no período analisado, apresentam as segundas maiores fragilidades na capacidade de recuperação das lavouras produtoras de alimentos (Tabela 3; Gráfico 1).

Gráfico 1 – Estados do Nordeste hierarquizados pelo percentual de anos em que a capacidade de recuperação da produção alimentar aferida pelo IRES esteve abaixo do valor médio estimado para Alagoas tomado como referência



Fonte: Elaborado pelos autores com base na Tabela 3.

## 5 Considerações finais

Os resultados encontrados na pesquisa evidenciam que os objetivos estipulados no estudo foram alcançados na íntegra. O primeiro desses objetivos de construir um instrumento analítico e sintético (com apenas quatro indicadores), o Índice de Resiliência (IRES), para medir a capacidade da produção familiar nordestina de recuperar-se tendo experimentado previamente um estresse hídrico parece ter sido alcançado.

No caso dos nove estados do Nordeste, o maior estresse refere-se à escassez ou má distribuição das chuvas, tanto de um ponto de vista temporal como de uma perspectiva espacial. Na avaliação que se fez na pesquisa, embora possa parecer uma tentativa reducionista de mensurar um conceito holístico (capacidade de recuperação da produção das lavouras alimentares arroz, feijão, mandioca e milho em cada um e em todos os estados do Nordeste), as características estatísticas que o IRES apresentou sinalizam que o índice tem robustez para estimar essa capacidade que foi a proposta no primeiro objetivo da pesquisa.

Além disso, como instrumento sintético, é possível vislumbrar em cada um dos seus indicadores qual tem maior impacto, de um ponto de vista quantitativo, sobre o fenômeno que se queria estudar, qual seja a capacidade de recuperação da produção agrícola familiar dos estados do Nordeste.

Os valores anuais do IRES evidenciam tendências em todos os estados do Nordeste, de queda do índice (vale dizer, da capacidade de recuperação

das lavouras estudadas), ao longo do período analisado, fortemente influenciadas pelas secas que aconteceram no período que foram identificadas e apresentadas no estudo. Consolidando este resultado de tendência de regressão do Índice, os nove estados do Nordeste apresentam taxas geométricas negativas de crescimento do IRES, sendo que a Paraíba e o Piauí detêm as maiores taxas de regressão do IRES entre os anos de 1990 e 2012. Portanto, o segundo objetivo da pesquisa foi atendido.

Os graus de homogeneidade dos IRES – que podem ser entendidos como uma boa aproximação dos padrões de estabilidade da capacidade de recuperação na produção das lavouras alimentares nos estados do Nordeste entre os anos de 1990 e 2012 – foram estimados utilizando-se como instrumentos os coeficientes de variação (CV) do índice em cada estado ao longo do período analisado. Os estados da Paraíba e do Piauí apresentaram as maiores heterogeneidades medidas pelo CV. Esta informação sugere que além de terem a maior tendência de queda no período analisado, ambos os estados foram os mais instáveis na evolução da sua capacidade de recuperação ao longo do período analisado. Assim, acredita-se que o terceiro objetivo da pesquisa foi plenamente atendido.

Relacionando os valores mínimos dos IRES estimados nos estados com as secas no período, verifica-se que, com exceção de Alagoas, os estados apresentam os menores valores dos índices nos anos mais críticos, em termos de ocorrência de secas na Região Nordeste. Também, nos anos que se seguem às secas, as magnitudes do índice de resiliência se elevam de forma diferenciada, sinalizando, portanto, as variadas capacidades de recuperação entre os estados do Nordeste. Chama a atenção o IRES encontrado para o Ceará no ano de 1993 (durante o qual se registrou uma das mais fortes secas no Estado), o mais baixo para todos os estados e anos analisados. No ano seguinte, de 1994, quando a precipitação de chuvas atingiu 1.156,10 mm (superior à média histórica do Estado de pouco mais 800 mm), segundo a FUNCEME (2015), o IRES estimado para o Ceará teve sua maior magnitude comparativamente aos demais estados da Região em todo o período analisado. Estas evidências, além de atestarem a capacidade do IRES de apreender a magnitude do fenômeno da seca, oferecem indicações consistentes da sua sensibilidade para captar a capacidade de recupe-

ração das lavouras alimentares nos estados nordestinos após um estresse hídrico.

Na hierarquização dos estados do Nordeste, tendo como referência o maior valor médio estimado, que se constituiu no quinto objetivo específico da pesquisa, empregou-se como referência o IRES médio estimado para o estado de Alagoas no período analisado. Neste caso, o Ceará foi o que apresentou o maior número de anos com valores médios do IRES abaixo da maior média de referência. Tal resultado indica que o Ceará – que possui, proporcionalmente, o maior número de municípios, a maior população e a maior área inserida no semiárido – é o de maior vulnerabilidade na produção de arroz, feijão, mandioca e milho, e também o de menor capacidade de recuperação na produção dessas lavouras. Paraíba, Piauí e Rio Grande do Norte, depois do Ceará, são os estados com menores capacidades de recuperação utilizando-se o instrumento desta pesquisa (índice de resiliência - IRES).

A conclusão geral da pesquisa é que os produtores das lavouras alimentares (arroz, feijão, mandioca e milho) nos estados do Nordeste, sem exceção, tiveram dificuldades na produção dessas lavouras entre os anos de 1990 e 2012. Por fim, os resultados mostram que o instrumento metodológico adotado na pesquisa, apesar do defeito de origem – ser uma tentativa reducionista de mensurar um conceito holístico – pode ser útil para outros estudos da mesma natureza. Trata-se, portanto, de uma contribuição ao debate sobre o tema e que pode ser aperfeiçoado em futuros trabalhos, inclusive por outros autores, com objetos semelhantes.

De um ponto de vista da aplicação das evidências encontradas, acredita-se que os níveis de resiliências dos agricultores produtores das lavouras alimentares estudadas podem ser incrementados, mediante o acesso às tecnologias adequadas e adaptadas às condições de produção com escassez hídrica. Para tanto, é necessária maior intervenção dos Governos dos Estados da região fomentando políticas de acesso à assistência técnica gratuita e ao crédito rural. O Pronaf apresenta linhas importantes de crédito que poderiam alcançar uma maior quantidade de agricultores, desde que devidamente acompanhados em todas as fases da produção: desde a escolha e preparo das áreas, até a colheita e venda dos eventuais excedentes.



## Agradecimentos

Os autores gostariam de agradecer aos dois pareceristas anônimos que proferiram sugestões, correções e críticas ao texto original. As intervenções de ambos foram fundamentais para o incremento da qualidade do texto final.

## Referências

BASILEVSKY, A. **Statistical factor analysis and related methods: theory and applications**. New York: John Wiley & Sons, 1994. p. 768.

CABELL, J. F., OELOFSE, M. An indicator framework for assessing agroecosystem resilience. **Ecology and Society**. v. 17, p. 13, 2012.

CENSO AGROPECUÁRIO/IBGE. **Brasil, grandes regiões e unidades da federação**, Rio de Janeiro, 2006. p. 778. ISSN 0103-6157.

CEPED. CENTRO UNIVERSITÁRIO DE ESTUDOS E PESQUISAS SOBRE DESASTRES. 1583/2012: **Histórico de secas no nordeste do Brasil**. Universidade de Santa Catarina. 2015. Disponível em: <<http://www.ceped.ufsc.br/historico-de-secas-no-nordeste-do-brasil/>>. Acesso em: 22 jun. 2016.

DUQUE, J. G. **Solo e água no polígono das secas**. Fortaleza. Banco do Nordeste do Brasil, 1962.

FAO. ORGANIZAÇÃO DAS NAÇÕES UNIDAS PARA ALIMENTAÇÃO E AGRICULTURA. 2014. **Strengthening the links between resilience and nutrition in food and agriculture**. Disponível em: <[file:///D:/Usuarios/USUARIO/Downloads/a-i3824e%20\(1\).pdf](file:///D:/Usuarios/USUARIO/Downloads/a-i3824e%20(1).pdf)>. Acesso em: 30 abr. 2016.

FÁVERO, L. P. et al. **Análise de dados: modelagem multivariada para tomada de decisões**. 2.ed. Rio de Janeiro. Elsevier Editora Ltda, 2009. p. 641.

FUNCEME. FUNDAÇÃO CEARENSE DE METEOROLOGIA E RECURSOS HÍDRICOS. **Evolução da precipitação de chuvas no Ceará**. Governo do Estado do Ceará, Fortaleza. 2015.

HAIR Jr. J. F.; ANDERSON, R. E.; TATHAM, R. L.; BLACK, W. C. **Análise multivariada de dados**. 5.ed. Porto Alegre: Bookman, 2005.

HOLLING, C. S. Engineering resilience versus ecological resilience. In: SHULTZE, P. (Ed.). **Engineering within ecological constraints**. Washington, DC: The National Academy of Sciences, 1996. p. 31-42.

IBGE. INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Pesquisa agrícola municipal**. Rio de Janeiro, 2013.

IPCC, INTERGOVERNMENTAL PANEL ON CLIMATE CHANGE. 2007. "summary for policymakers" In: PARRY, M.; CANZIANI, O. F.; PALUTIKOF, J.; VAN DER LINDEN, P. J.; HANSON, C. E., eds. **Climate Change 2007: Impacts, adaptation and vulnerability**. contribution of working group II to the fourth assessment report of the intergovernmental panel on climate change. Cambridge, UK; New York: Cambridge University Press, 2007.

JOHNSON, A.; WICHERN, D. **Applied multivariate statistical analysis**. New Jersey: Prentice Hall, 2001.

LEMOS, J. J. S. **Mapa da Exclusão Social no Brasil: radiografia de um país assimetricamente pobre**. 3.ed. Revisada e atualizada. Fortaleza. Banco do Nordeste do Brasil, 2012.

MINTER: MINISTÉRIO DA INTEGRAÇÃO REGIONAL. **Nova delimitação do semiárido brasileiro**. Brasília. 2005. Disponível em: <[http://www.asabrasil.org.br/UserFiles/File/cartilha\\_delimitacao\\_semi\\_arido.pdf](http://www.asabrasil.org.br/UserFiles/File/cartilha_delimitacao_semi_arido.pdf)>. Acesso em: 20 jun. 2016.

OBSERVATÓRIO HISTÓRICO GEOGRÁFICO. **A crise hídrica brasileira**. Os onze períodos de seca no Brasil. 2015. Disponível em: <<http://obshistoricogeo.blogspot.com.br/2015/01/a-crise-hidrica-brasileira-os-dez.html>>. Acesso em: 22 jun. 2016.

PIMM, S. I. **The balance of nature: ecological issues in the conservation of species and communities**. Chicago: University of Chicago, 1991.

PNUD. PROGRAMA DAS NAÇÕES UNIDAS PARA O DESENVOLVIMENTO. **Relatório do desenvolvimento humano**

**2014** - Sustentar o progresso humano: reduzir as vulnerabilidades e reforçar a resiliência. Plaza, New York, NY, USA, 2014.

SILVA, L. M. O.; SECRETO, M. V. Terras públicas, ocupação privada: elementos para a história comparada da apropriação territorial na Argentina e no Brasil. In: **Economia e Sociedade**, Campinas, v. 12, p. 109-141, jun. 1999.



## AS LEIS DE KALDOR NO ESPAÇO: UMA ANÁLISE PARA OS MUNICÍPIOS BRASILEIROS COM MODELOS DE REGRESSÕES GEOGRAFICAMENTE PONDERADAS

### The Kaldor's Law in the Space: an Analysis to the Brazilian Municipalities using Geographically Weighted Regression Models

**Hugo Carcanholo**

Economista. Doutorando em Economia. Universidade Federal de Minas Gerais - UFMG.  
hclpereira@cedeplar.ufmg.br

**Alexandre Porsse**

Economista. Doutor em Economia pela Universidade Federal do Rio Grande do Sul - UFRGS. Prof.  
Adjunto do Departamento de Economia da Universidade Federal do Paraná - UFPR.  
Bolsista de Produtividade em Pesquisa do CNPq - Nível II porsse@ufpr.br

---

**Resumo:** A hipótese de retornos crescentes de escala é fundamental na teoria Kaldoriana, que procura explicar o crescimento industrial e a dinâmica de uma economia capitalista, enquanto que a presença de economias de aglomeração espacial é uma condição necessária para a existência de retornos de escala. O objetivo deste trabalho é avaliar empiricamente as três leis de Kaldor para os municípios brasileiros utilizando modelos de regressão geograficamente ponderada. Os resultados mostraram que os coeficientes da primeira e da segunda leis são espacialmente heterogêneos. Embora relevantes para o dinamismo econômico, os efeitos da atividade industrial não são homogêneos no espaço. Além disso, devido à concentração espacial do coeficiente de Verdoorn, a distribuição espacial dos retornos crescentes de escala tende a reforçar o padrão de desigualdade territorial da produtividade no Brasil.

**Palavras-chave:** Produtividade; retornos de escala; heterogeneidade espacial; modelos geograficamente ponderados.

**Abstract:** The assumption of increasing returns to scale is crucial to Kaldorian theory explain industrial and economic growth while the presence of spatial agglomeration economies is a necessary condition for the existence of returns to scale. This study aims to evaluate empirically the three laws of Kaldor for the Brazilian municipalities using geographically weighted regression models. The results showed that the coefficients of the first and second laws are spatially heterogeneous. Although industrial activity is relevant to economic dynamism, its effects are not homogeneous in space. Also, due to the strong spatial concentration of the Verdoorn coefficient, the spatial distribution of increasing returns to scale tend to strengthen the pattern of territorial inequality in productivity in Brazil.

**Keywords:** Productivity; returns to scale; spatial heterogeneity; geographically weighted regression.

## 1 Introdução

O economista Nicholas Kaldor, durante a sua vasta vida acadêmica, argumentou que a indústria é o setor mais dinâmico das economias contemporâneas em termos de produto e renda, caracterizando-se, essencialmente, pela existência de retornos crescentes de escala. O desenvolvimento deste setor industrial é responsável por criar um processo cumulativo e circular da produtividade das economias industrializadas através do coeficiente estrutural de Verdoorn e da acumulação de capital. No longo prazo, as economias industrializadas obteriam maior taxa de crescimento de *steady state*, o que no modelo de Kaldor (1956, 1957, 1961) corresponderia à produtividade do sistema econômico advinda do progresso tecnológico.

Alguns estudos ressaltam a importância da aglomeração espacial da indústria como fonte de economias de escala (MCCOMBIE; RIDDER, 1984; BERNAT, 1996; CASSETTI; TANAKA, 1992; PONS-NOVELL; VILADECANS-MARSAL, 1999; WELLS; THIRLWALL, 2003; ALEXIADIS; TSAGDIS, 2006). Ademais, a não incorporação do espaço geraria o chamado *paradoxo estático-dinâmico da lei de Verdoorn*, que significa a evidência de retornos decrescentes somente quando as variáveis do modelo são expressas em taxas de crescimento (dinâmico), ou seja, não se verifica tal evidência quando as variáveis são expressas em nível (estático) (MCCOMBIE, 1982; MCCOMBIE; ROBERTS, 2007).

Contudo, é possível que o paradoxo estático-dinâmico seja um efeito relacionado ao procedimento de estimação usualmente adotado nos estudos com variáveis em nível, notadamente porque esses modelos são baseados em regressões à média e, ainda, desconsideram o efeito da dimensão espacial de forma explícita. Em outras palavras, é possível que a existência de retornos crescentes de escala seja um fenômeno espacialmente heterogêneo e não necessariamente um fenômeno global que se aplica, com a mesma intensidade, às atividades industriais em todas as localidades do sistema econômico.

Dessa forma, para a estimação da lei de Kaldor-Verdoorn se torna imperativo incorporar o vetor espaço (WELLS; THIRLWALL, 2003) e a contribuição do presente trabalho, no contexto da literatura Kaldoriana sobre crescimento econômi-

co, consiste em estimar as três leis de Kaldor, reconhecendo explicitamente o papel da dimensão espacial na estimação dos parâmetros subjacentes às leis de Kaldor. Para tanto, as equações dessas leis serão estimadas para uma base de dados dos municípios brasileiros com as variáveis na forma estática (nível) utilizando-se as técnicas dos chamados modelos de Regressão Geograficamente Ponderados (RPG).

A grande vantagem do método RPG é lidar explicitamente com a não estacionariedade espacial, de modo que é possível estimar os coeficientes de Verdoorn localmente, ao nível municipal, e não apenas globalmente, o que implicaria em admitir que os retornos crescentes de escala seriam válidos para a atividade industrial independente da sua localização no espaço. Os resultados aqui encontrados mostram evidências de efeito local nos parâmetros obtidos para a primeira e a segunda de lei de Kaldor, enquanto que para a terceira lei não foi encontrado evidência de efeito local. Os coeficientes obtidos para a primeira e segunda leis corroboraram que a dinâmica econômica é determinada pela atividade industrial e que há retornos crescentes de escala na maioria dos municípios brasileiros, porém com intensidades diferenciadas segundo a localização espacial.

O trabalho está organizado em quatro seções além desta introdução. Inicialmente nos atentamos em debater adequadamente a teoria do crescimento econômico segundo o substrato teórico Kaldoriano, enfatizando a importância da estimação dos coeficientes estruturais de Verdoorn para o crescimento econômico de longo prazo. A segunda seção foi dedicada à apresentação dos modelos RPG e dos dados estatísticos utilizados na pesquisa. Na terceira seção os resultados das estimações são apresentados e analisados. As considerações finais são expostas na quarta seção.

## 2 O crescimento econômico na literatura kaldoriana

Kaldor (1966, 1970) sugeriu que a industrialização é a característica que distingue as economias ricas e desenvolvidas, em que a população obtém alta qualidade de vida, das economias pobres e em desenvolvimento que apresentam níveis insatisfatórios de vida. O argumento elementar é que a evolução das atividades produtivas industriais

umentaria a produção dos setores não industriais e, por consequência, a economia cresceria a taxas mais elevadas. Esta proposição, denominada como a primeira lei de Kaldor, pode ser descrita conforme esta equação:

$$Q_{gdp} = B + B_1 Q_{ind}, B_1 > 0 \quad (1)$$

onde as variáveis  $Q_{gdp}$  e  $Q_{ind}$  são respectivamente o PIB *per capita* e o produto industrial. Contudo, existe um elemento de correlação espúria entre o crescimento do PIB per capita e do produto industrial já que contabilmente o produto industrial integra a identidade contábil do PIB. Thirlwall (1983) sugeriu outra especificação para corrigir este problema, pela qual a variável explicativa deve ser a diferença dos produtos industrial e o não industrial ( $Q_{nind}$ ):

$$Q_{gdp} = B + B_3 (Q_{ind} - Q_{nind}), B_3 > 0 \quad (2)$$

A segunda lei de Kaldor, também conhecida como lei de Verdoorn, sustenta a existência de uma relação de longo prazo positiva entre a produção industrial e a produtividade deste mesmo setor. O ponto central desta relação é a existência de retornos de escala crescentes e cumulativos das atividades industriais em concordância com Young (1928) e Verdoorn (1949), o que estaria relacionado positivamente à demanda agregada da economia.

A lei de Verdoorn expressa uma relação endógena entre a produtividade e o ciclo econômico, sugerindo que a dinâmica da produtividade industrial depende da taxa de crescimento do produto, ou seja, da demanda efetiva. Conforme Verdoorn (1949), esta relação pode ser expressa pela equação 3 a seguir, na qual  $P_{ind}$  é a produtividade do fator de produção trabalho empregado pela indústria,  $Q_{ind}$  é o produto industrial e  $\gamma$  é o coeficiente de Verdoorn:

$$P_{ind} = B + \gamma Q_{ind}, \gamma > 0 \quad (3)$$

Há a possibilidade de estimar a lei de Verdoorn utilizando a variável emprego industrial em função do produto industrial (MCCOMBIE, 1982). Assumindo que a variação da produtividade industrial é dada pela diferença da variação entre o produto e o emprego industrial ( $P_{ind} \equiv Q_{ind} - e_{ind}$ ), a lei de Verdoorn

orn pode ser estimada por meio da equação 4, em que o coeficiente linear  $\sigma$  é igual a  $1 - \gamma$ :

$$l_{ind} = -B + \sigma Q_{ind}, 0 \leq \sigma \leq 1 \quad (4)$$

McCombie (1982) argumenta que o coeficiente estimado de Verdoorn deveria ficar próximo de 0,5. Na prática, isto implicaria em grandes retornos de escala da produção industrial, pois o acréscimo de 1% do produto industrial estaria associado a um aumento de apenas 0,5% do emprego deste setor. A constante da equação 4 é a variação da produtividade exógena ao ciclo econômico.

McCombie e Roberts (2007) formalizaram a estimação do coeficiente de Verdoorn a partir da especificação de uma função Cobb Douglas no seguinte formato:

$$Q_{ij} = K_{ij}^\alpha (AL_{ij})^\beta \quad (5)$$

onde  $\alpha$  e  $\beta$  são respectivamente as elasticidades-produto dos fatores de produção capital e trabalho. McCombie e Roberts (2007) assumem que: (i) a condição de retornos crescentes de escala seja  $\alpha + \beta = v > 1$ ; (ii)  $A$  é o coeficiente de progresso técnico exógeno, sendo que  $\frac{d(\ln A)}{dt} = 0$ ; (iii) a relação capital-produto é constante ao longo do tempo e igual a um, indicando que no longo prazo o produto  $Q_{ij}$  é determinado pela demanda agregada da economia. Aplicando algumas operações algébricas, a equação 6 exprime a relação entre demanda por trabalho e produto do seguinte modo:

$$L_{ij} = B Q_{ij}^{(1-\gamma)} \quad (6)$$

onde  $B$  é coeficiente de Verdoorn e a relação entre o produto e emprego é dada por  $(1-\gamma) = \frac{1-\alpha}{\beta}$ .

Na versão logaritimizada, a equação 6 se torna:

$$l_{ij} = B + (1-\gamma) Q_{ij} \quad (7)$$

Esta equação também pode ser escrita em termos de produtividade da mão de obra, isto é:

$$P_{ij} = \frac{Q_{ij}^\gamma}{B} \quad (8)$$

ou em logaritmo:

$$p_{ij} = -B + \gamma Q_{ij} \quad (9)$$

A lei de Verdoorn exprime uma relação de longo prazo da produtividade do sistema econômico. Os elementos essenciais na determinação da taxa de crescimento de *steady state* seriam os retornos crescentes de escala do setor industrial e o processo de acumulação de capital, em parte ensejado pela lei de Verdoorn e pelo investimento empresarial na acumulação de capital, os quais aumentariam o progresso tecnológico e a produtividade dos fatores empregados<sup>1</sup>.

A transferência estrutural da mão de obra dos setores com retornos decrescentes de escala para o processo produtivo industrial aumenta a produtividade sistêmica das economias. Esta relação positiva entre o aumento da produtividade do setor industrial e do restante da economia é definida como a terceira lei de Kaldor. Segundo McCombie (1981), esta lei pode ser expressa como:

$$P_{gdp} = B + \Theta Q_{ind} - \zeta e_{ni}; \Theta > 0; \zeta < 0 \quad (10)$$

onde  $P_{gdp}$  e  $e_{ni}$  são, respectivamente, a produtividade da mão de obra da economia (ou o PIB *per capita*) e o nível de emprego não-industrial. Para endogeneizar o emprego industrial e o não-industrial, a especificação da terceira lei de Kaldor utilizada neste trabalho foi a equação 11 a seguir, em que  $e_{nind}$  é o emprego não-industrial:

$$P_{gdp} = B + \chi Q_{ind} + \lambda (e_{ind} - e_{nind}); \chi > 0; \lambda > 0 \quad (11)$$

A teoria do crescimento econômico kaldoriana sugere que o sinal dos coeficientes lineares estimados da equação 11 seja positivo. Assim, o aumento no emprego e produto industriais geram um impacto positivo na produtividade da economia como um todo.

1 Em termos geográficos, a economia brasileira apresenta uma dimensão continental. Existe um elemento de heterogeneidade estrutural, em que as diversas estruturas produtivas industriais ao longo do território brasileiro se sobressaem cada qual com suas características estruturais. Isto pode ser incorporado no modelo à medida que o coeficiente de Verdoorn se altere conforme o nível tecnológico da estrutura industrial. Neste sentido, por exemplo, Romero e McCombie (2016) investigam esta possibilidade para as economias europeias entre 1976 e 2006. Os resultados dos autores sugerem que setores com maior intensidade tecnológica possuem retornos de escala maiores. Isto não se constitui um objeto de estudo do presente trabalho, mas é uma possibilidade de estudo para a economia brasileira a ser investigada.

Muitos autores estimaram as leis de Kaldor com as mais diversas metodologias, encontrando evidências sobre a importância da indústria e dos retornos crescentes de escala deste setor para o processo de crescimento econômico (MCCOMBIE, 1981; MICHL, 1985; DRAKOPOULOS; THEODOSSIU, 1991; WELLS; THIRLWALL, 2003; ALEXIADIS; TSAGDIS, 2010; MCCAUSLAND; THEODOSSIOU, 2012). Contudo, McCombie (1982b) identificou um paradoxo na estimação econométrica da lei de Verdoorn, pois ao utilizar os dados em taxa de crescimento (dinâmica) os resultados apontaram a existência de retornos crescentes de escala enquanto que as estimações baseadas em dados na forma logarítmica (estático) indicaram retornos constantes de escala. Tal resultado foi denominado como o *Paradoxo estático-dinâmico da lei de Verdoorn*. Para McCombie e Roberts (2007), isto seria um resultado do viés gerado pela agregação espacial, reconhecendo então que os retornos crescentes de escala são condicionados pela escala espacial. Logo, para a estimação da lei de Verdoorn sem viés se torna imperativo reconhecer o vetor espaço (WELLS; THIRLWALL, 2003).

Alguns trabalhos encontraram evidências de efeitos de vizinhança espacial na estimação das leis de Kaldor para países ou regiões: McCombie e Ridder (1984) e Bernat (1996) para os Estados Unidos, Casetti e Tanaka (1992) para o Japão, Pons-Novell e Viladecans-Marsal (1999) para a Europa, Wells e Thirlwall (2003)<sup>2</sup> para a África e Alexiadis e Tsagdis (2006) para a Grécia. Entretanto, a maioria desses estudos adotou uma especificação geral das equações das leis de Kaldor para todas as regiões e apenas corrigiram o viés de especificação por meio do tratamento da dependência espacial no processo de estimação. Em outras palavras, os coeficientes estruturais das leis de Kaldor continuam sendo globais e não locais na maioria dos trabalhos citados. O presente trabalho se configura como uma inovação metodológica em relação a estes, pois não houve a constatação da utilização de modelos RPG na literatura kaldoriana de cunho empírico.

2 Neste caso, Wells e Thirlwall (2003) não corroboraram as leis de Kaldor sob a hipótese de que haveria correlação espacial. A conclusão foi que o crescimento e a produtividade das economias africanas não dependem da relação comercial ou de transferência de tecnológica com entre os países deste continente.

Em nosso estudo, a contribuição para a literatura kaldoriana sobre crescimento econômico consiste em avaliar as leis de Kaldor em uma perspectiva espacial explicitamente local por meio do uso de modelos de Regressão Geograficamente Ponderada, de modo que os coeficientes estruturais das leis de Kaldor são estimados ao nível de cada unidade espacial da amostra de municípios brasileiros. Essa abordagem metodológica de estimação admite a existência de heterogeneidade espacial nos coeficientes estruturais das leis de Kaldor. De um lado, essa abordagem metodológica fornece uma solução metodológica para o problema de viés de agregação associado com o paradoxo dinâmico-estático das leis de Kaldor. De outro lado, a implicação é que as discrepâncias e mesmo a persistência de diferenciais de desenvolvimento entre as regiões seriam explicados não apenas pelos diferentes estágios de desenvolvimento industrial como preconizado pela teoria kaldoriana, mas também pela diferenciação espacial na forma como a atividade industrial e os retornos crescentes de escala afetam o crescimento econômico.

### 3 Dados e métodos

A Tabela 1, a seguir, apresenta as variáveis utilizadas na estimação das três leis de Kaldor. A equação da primeira lei de Kaldor (equação 2) foi estimada utilizando o PIB *per capita* como variável dependente e a diferença entre o valor adicionado industrial e o não industrial como variável explicativa. A amostra compreende aos 5.564 municípios brasileiros e os dados referem-se ao ano 2010, sendo obtidos da base de dados denominada PIB Municipal publicada pelo IBGE. A equação da segunda lei de Kaldor (equação 9) foi estimada utilizando o emprego industrial como variável dependente e o valor adicionado da indústria como variável explicativa. Os dados de emprego foram obtidos do Censo Demográfico de 2010, também para todos os municípios brasileiros.

Assumindo que a produtividade marginal do trabalho da economia seja idêntica à remuneração real deste fator de produção<sup>3</sup>, a equação da terceira

<sup>3</sup> A distribuição funcional de renda é um elemento importante na determinação do progresso tecnológico nos modelos kaldorianos. Nos modelos de Kaldor (1956, 1957 e 1961), o autor parte da verificação empírica que há certa constância nas proporções da distribuição entre salários e lucros a despeito do aumento da relação capital-trabalho. A distribuição de renda é endógena na dinâmica

lei de Kaldor (equação 11) foi estimada considerando a renda média do trabalhador como a variável dependente. As duas variáveis explicativas desta equação são: a) o valor adicionado do setor industrial; e b) a diferença do emprego industrial e o não industrial. A amostra também compreende todos os municípios brasileiros e a fonte dos dados são a base do PIB Municipal e o Censo Demográfico de 2010 tal como no caso das equações anteriores.

Como já mencionado, as equações serão estimadas no nível local dos municípios por meio do método de estimação conhecido como modelos RPG. Esses modelos constituem uma metodologia econométrica relativamente recente e largamente utilizada por pesquisadores de outras áreas em estudos relacionados a ciências naturais (geógrafos, biólogos etc).

Atualmente, os modelos RPG passaram a ser utilizados em pesquisas socioeconômicas em que a dimensão espacial é um aspecto relevante. Nesta perspectiva, existem trabalhos como o de Brunsdon et al. (2001) que teve como objeto de estudo investigar a relação entre a altitude e a mensuração das chuvas para a Grã Bretanha. O estudo de Partridge et al. (2008) aplicou o método RPG para analisar dinâmica econômica das áreas periféricas da economia dos Estados Unidos. Já Páez et al. (2007) utilizaram este método para o caso de Toronto-Canadá em um modelo de preços hedônicos. Associado ao escopo do presente estudo, Almeida (2011) estimou o coeficiente de Verdoorn para as atividades agropecuárias da economia brasileira utilizando modelos RPG e Freitas e Almeida (2015) que analisaram a convergência de renda entre as economias do globo terrestre.

---

da economia capitalista. Nos modelos de Kaldor (1956, 1957 e 1961), existiriam dois estágios de desenvolvimento: a- na etapa inicial em que os aumentos da produtividade não seriam repassados para os salários reais e, assim, o investimento e logo a acumulação de capital acompanhariam a tendência crescente dos lucros na renda; b- a etapa posterior é aquela em que os aumentos de produtividade fossem repassados para os salários reais (os empresários já teriam atingido o nível de lucro desejado). Assumir que a produtividade municipal (de todos os setores, como defende a 3ª lei) é idêntica ao salário real, é assumir que todas as economias municipais estão no segundo estágio de desenvolvimento conforme Kaldor (1956, 1957 e 1961), o que possui certo teor irrealista, que, contudo, não permite ser contornável à medida que não há uma base de dados que represente a produtividade municipal.



Tabela 1 – Descrição das variáveis

| Lei            | Variáveis            | Descrição  | Unidade | Ano  | Fonte                  |
|----------------|----------------------|--|---------|------|------------------------|
| 1 <sup>a</sup> | PIBpc (dependente)   | PIB <i>per capita</i>  | Log     | 2010 | IBGE/PIB Municipal     |
|                | (VAind - VAnind)     | Diferença do valor adicionado do setor industrial e o não industrial | Log     | 2010 | IBGE/PIB Municipal     |
| 2 <sup>a</sup> | Eind (dependente)    | Emprego industrial   | Log     | 2010 | IBGE/Censo Demográfico |
|                | VAind                | Valor adicionado pela indústria                                      | Log     | 2010 | IBGE/PIB Municipal     |
| 3 <sup>a</sup> | Renda (dependente)   | Renda por trabalhador  | Log     | 2010 | IBGE/Censo Demográfico |
|                | VAind (Eind - Enind) | Valor adicionado pelo setor industrial e o não industrial            | Log     | 2010 | IBGE/PIB Municipal     |

Fonte: Elaboração dos autores.

O modelo RPG assume que as variáveis não são espacialmente estacionárias, ao contrário, por exemplo, da regressão clássica em que a média global é um bom estimador para todas as localidades espaciais (FOTHERINGHAM et al., 1996). Enquanto a regressão clássica apresenta uma estimação global dos parâmetros para todos os pontos espaciais da amostra, o modelo RPG regride uma equação para cada ponto, considerando as suas coordenadas geográficas, latitude e longitude. A especificação do modelo considera que os parâmetros de regressão são locais e pode ser representada pela equação abaixo:

$$y_i = B_0(u_i, v_i) + \sum_k \beta_k(u_i, v_i) x_{ik} + \varepsilon_i \quad (12)$$

Ao contrário da regressão clássica global, cuja regressão à média implica em similaridades no plano espacial, a contribuição metodológica do modelo RPG é ressaltar as diferenças estruturais que o espaço impõe às estimações econométricas (Fotheringham et al., 2002). O termo  $\beta_k(u_i, v_i)$  da equação 12 é estimado especificamente para cada  $i$ -ésima latitude e longitude dos pontos geográficos da amostra uma a partir de uma função contínua e decrescente em torno da localização  $i$ , mais especificamente usando uma distribuição Kernel espacial. Matricialmente, a estimação dos coeficientes lineares do modelo RPG é dada por:

$$B(u_i, v_i) = (X^T W(u_i, v_i) X)^{-1} X^T W(u_i, v_i) Y \quad (13)$$

onde representa uma matriz diagonal,  $n \times n$ , em que os elementos são os pesos geográficos que variam em relação ao ponto  $i$ , isto é:

$$\begin{bmatrix} w_{ii} & \dots & 0 \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & \dots & w_{nn} \end{bmatrix} \quad (14)$$

Conforme Almeida (2012), os pesos dessa matriz são normalizados na escala  $[0,1]$  e podem ser definidos a partir de uma função Kernel espacial com banda fixa ou com parâmetros de suavização adaptável. A banda da função expressa a amplitude da distribuição Kernel espacial, sendo que essa amplitude pode ser fixa (igual para todos os pontos geográficos) ou adaptável (diferente para todos os pontos geográficos). Como as unidades espaciais da amostra geralmente possuem áreas diferentes, a distância geográfica entre os pontos é influenciada pela área dos polígonos e, assim, um parâmetro de suavização adaptável é mais apropriado para a estimação. A função Kernel espacial adaptativa utilizada neste estudo foi a seguinte:

$$w_{ij} = \exp\left(-\frac{R_{ij}}{b}\right) \quad (15)$$

onde  $R_{ij}$  refere-se à distância  $d_{ij}$  entre os pontos geográficos  $i$  e  $j$  até o  $n$ -ésimo vizinho, e  $b$  é o tamanho da banda (amplitude) da distribuição Kernel. Dessa forma, os pesos utilizados na estimação de são maiores quanto mais próximo do ponto geográfico associado às latitude  $i$  e longitude  $j$ , decaindo exponencialmente a partir desse ponto.

A escolha da banda ótima pode ser obtida minimizando algum indicador de qualidade de ajust-

te do modelo, tal como o escore *cross-validation* (CV) (CLEVELAND, 1979; BOWMAN, 1984) ou o Critério de Informação de Akaike (AIC) (AKAIKE, 1973)<sup>4</sup>. A escolha da banda ótima será baseada na minimização do AIC.

Quanto à inferência estatística, utilizar-se-á o procedimento desenvolvido por Silva e Fotheringham (2016). A ideia dos autores é corrigir o valor do teste-t dos parâmetros do modelo RPG em um determinado nível de significância para reduzir a probabilidade de incorrer no erro tipo I, isto é, diminuir a probabilidade de se rejeitar a hipótese nula quando, na verdade, ela é verdadeira. O procedimento consiste em multiplicar o valor do teste-t ao nível de significância  $\alpha$  por um coeficiente que reflete a razão entre o número efetivo de parâmetros estimados pelo modelo local e o número de parâmetros do modelo global, o que gera um novo valor para o teste-t. Especificamente, este coeficiente é obtido pela razão entre  $\alpha$  (0,05 neste caso) e a razão entre a soma do traço da matriz (S) e do traço de (S'S) e o número de parâmetros do modelo global.

A não estacionariedade espacial do modelo RPG é imposta diretamente no mecanismo de estimação na medida em que os parâmetros são estimados localmente. Contudo, Fotheringham et al. (2002) mostram que é possível avaliar a hipótese de variabilidade (não estacionariedade) espacial dos coeficientes por meio de um teste de significância de Monte Carlo. Além disso, após a estimação do modelo RPG convém ainda avaliar se a especificação adotada eliminou completamente a dependência espacial nos resíduos, o que pode ser feito calculando-se a estatística de autocorrelação espacial conhecida como I-Moran (ANSELIN, 1988). Caso persista algum grau de dependência espacial, esse problema pode ser corrigido estendendo a especificação do modelo RPG para as formas autorregressiva espacial (modelo SAR local) ou erro espacial (modelo SEM local) (ALMEIDA, 2012).

## 4 Resultados

Inicialmente, apresentamos os resultados para as equações das três leis de Kaldor estimados pelo modelo de regressão global (Tabela 2). Neste caso, os coeficientes foram estimados utilizando o usual procedimento OLS, de modo que os coeficientes estruturais das leis de Kaldor são globais, ou seja, representam um efeito médio para todos os municípios da amostra. Todos os coeficientes estimados para as três leis foram significativos e possuem valores consistentes com as hipóteses da teoria kaldoriana. Contudo, a estatística I-Moran calculada para os resíduos das regressões globais indica a presença de autocorrelação espacial positiva estatisticamente significativa. Isto sugere que há indícios de que os modelos espaciais podem ser os mais adequados para estimar as leis de Kaldor para a economia brasileira a nível municipal.

4 As regressões do modelo RPG foram obtidas pelo programa GWR4, ao passo que as regressões SAR e SEM foram estimadas pelo Geoda. Cada programa utiliza uma fórmula diferente para o cálculo do critério de informação AIC. Para padronizar o cálculo deste critério utilizamos a formulação clássica na qual o AIC é dado por  $2k - 2 \log\text{-likelihood}$ , onde  $k$  é o número de parâmetros estimados.

Tabela 2 – Resultados das regressões globais

| Regressores               | Primeira Lei | Segunda Lei | Terceira Lei |
|---------------------------|--------------|-------------|--------------|
| Intercepto                | 10,4225*     | 0,9849*     | 6,0255*      |
|                           | (0,0255)     | (0,1026)    | (0,0274)     |
| VAind –<br>VANind         | 0,7287*      | ----        | ----         |
|                           | (0,0142)     |             |              |
| VAind                     | ----         | 0,5118*     | 0,0930*      |
|                           |              | (0,0104)    | (0,0022)     |
| Eind – Enind              | ----         | ----        | 0,0923*      |
|                           |              |             | (0,0039)     |
| R <sup>2</sup> (ajustado) | 0,3195       | 0,3003      | 0,3837       |
| <i>log-likelihood</i>     | -4.811       | -9.776      | 1.583        |
| AIC                       | 9.627        | 19.556      | 1.589        |
| Observações               | 5.564        | 5.564       | 5.564        |
| I-Moran                   | 0,4785*      | 0,0423*     | 0,5331*      |

Fonte: Elaborado pelos autores com base nos resultados econométricos obtidos pelo *software* GWR4.

Notas: Os valores entre parênteses representam o desvio-padrão. \* indica significante a 1%. Para o cálculo da estatística I-Moran foi utilizada uma matriz de vizinhança do tipo *Queen* de primeira ordem.

Os resultados das regressões locais, estimadas pelo método RPG, são reportados na Tabela 3. Para que o modelo local seja superior ao modelo global, espera-se que a qualidade do ajuste da regressão local seja maior do que aquela obtida na regressão global e que o teste de variabilidade geográfica dos coeficientes aferido pelo critério *diff* do teste de Monte Carlo seja significativo<sup>5</sup>. Os resultados das estatísticas AIC e do Teste F indicam que o modelo local é melhor que o global para as equações da primeira e da segunda leis de Kaldor, enquanto para a terceira lei de Kaldor essas estatísticas indicam que o modelo global é melhor.

O teste de Monte Carlo corroborou que os coeficientes possuem variabilidade geográfica estatisticamente significativa para as duas primeiras leis. Destaca-se ainda que a regressão local simples para a primeira lei de Kaldor apresentou autocorrelação espacial significativa. Para corrigir esse problema, estimou-se nova regressão dessa equação adotando-se a especificação com termo autorregressivo espacial (modelo RPG SAR).

Considerando que o modelo RPG mostrou-se adequado somente para as duas primeiras leis de

Kaldor, enfatizaremos na análise a seguir os resultados dos coeficientes estimados para esses dois casos: modelo RPG-SAR para a primeira lei e modelo RPG simples para a segunda lei. Como o modelo RPG gera coeficientes com valores específicos para ponto geográfico, na Tabela 3 são reportados os valores médios, máximos e mínimos obtidos na regressão RPG.

Para a primeira lei, o valor médio do coeficiente na regressão local foi de 0,78 ao passo que na regressão global foi de 0,65. Para a segunda lei, o valor o valor médio do coeficiente na regressão local foi de 0,49 ao passo que na regressão global foi de 0,51, sendo estatisticamente iguais. Estes resultados corroboram as duas primeiras leis de Kaldor, evidenciando que o setor industrial impulsiona o crescimento econômico e que a indústria apresenta retornos crescentes de escala. Contudo, o valor médio é apenas referencial e convém avaliar a variabilidade dos coeficientes e sua distribuição espacial.

<sup>5</sup> Para ser estatisticamente significativa, o valor do critério *diff* do teste Monte Carlo deve situar-se fora do intervalo entre -2 e 2 (FOTHERINGHAM et al., 2002).

Tabela 3 – Resultados das regressões RPG

| Regressores                          | Primeira Lei   |            | Segunda Lei | Terceira Lei |         |
|--------------------------------------|----------------|------------|-------------|--------------|---------|
|                                      | Modelo Simples | Modelo SAR |             |              |         |
| Intercepto                           | Média          | 9,9059*    | 5,7110*     | 1,3282*      | 5,9437* |
|                                      | Máximo         | 11,6360    | 28,8773     | 10,1181      | 7,4987  |
|                                      | Mínimo         | 3,1775     | -3,2853     | -7,7091      | 4,3873  |
| VAind – VANind                       | Média          | 0,4423*    | 0,3788*     | ----         | ----    |
|                                      | Máximo         | 1,5497     | 1,2797      | ----         | ----    |
|                                      | Mínimo         | -2,5604    | -1,5439     | ----         | ----    |
| VAind                                | Média          | ----       | ----        | 0,4863*      | 0,0832* |
|                                      | Máximo         | ----       | ----        | 1,4351       | 0,1851  |
|                                      | Mínimo         | ----       | ----        | -0,3425      | -0,0509 |
| Eind – Enind                         | Média          | ----       | ----        | ----         | 0,0188  |
|                                      | Máximo         | ----       | ----        | ----         | 0,2286  |
|                                      | Mínimo         | ----       | ----        | ----         | -0,1488 |
| Coeficiente Espacial (SAR)           | Média          | ----       | 0,4467*     | ----         | ----    |
|                                      | Máximo         | ----       | 1,4056      | ----         | ----    |
|                                      | Mínimo         | ----       | -1,9019     | ----         | ----    |
| R <sup>2</sup> (ajustado)            |                | 0,7453     | 0,7854      | 0,4146       | 0,7635  |
| log-likelihood                       |                | -4.811,65  | -1.178,36   | -9.085       | -2.289  |
| AIC                                  |                | 9.627      | 6.742       | 18.174       | 4.584   |
| Observações                          |                | 5.564      | 5.564       | 5.564        | 5.564   |
| Parâmetro de suavização <sup>1</sup> |                | 44         | 70          | 108          | 76      |
| F-ANOVA                              |                | 11,43      | 5,23        | 3,90         | 12,57   |
| Critério <i>diff</i> (Monte Carlo)   |                | -509*      | -489*       | -402*        | -238*   |
| I-Moran                              |                | 0,0976*    | 0           | 0            | 0,11    |

Fonte: Elaborado pelos autores com base nos resultados econométricos obtidos pelo *software* GWR4.

Notas: \* Significante a 1%. O critério *diff* do teste de variabilidade de Monte Carlo é reportado somente para os coeficientes angulares principais de cada equação das leis de Kaldor. Para o cálculo da estatística I-Moran foi utilizada uma matriz de vizinhança do tipo *Queen* de primeira ordem.

Na Figura 1, os coeficientes da primeira lei foram classificados em quatro tipologias que expressam o nível de importância da atividade industrial para o crescimento econômico: I- não significativo (3.283 municípios), II- não industrial, II- dinâmica industrial baixa, III- dinâmica industrial média e IV- dinâmica industrial alta.

A Figura 1 não permite uma análise de fato conclusiva em relação à concentração dos diferentes níveis de atividade industrial. No entanto, podemos perceber que para grande parte das economias municipais localizadas nas regiões Norte, Centro-Oeste e Sul (exceto para o Estado do Paraná) é indiferente possuir uma estrutura produtiva não industrial ou industrial para explicar a performance econômica, pois os coeficientes são não estatisticamente significantes. Por outro lado, para

2.281 municípios o coeficiente da primeira lei foi significativo, dos quais para apenas nove pequenas economias municipais localizadas na região Sudeste o setor não industrial é o mais dinâmico. As áreas com maior dinamismo econômico ligadas à indústria concentram-se, principalmente, nas vizinhanças das regiões metropolitanas, mas também há evidências de espraiamento fora do eixo metropolitano em diversos Estados<sup>6</sup>.

6 Cabe notar que os resultados do GWR4 consideram todos os parâmetros significativos ou não. Cabe ao economista fazer a inferência estatística. Em um primeiro instante, a inferência estatística foi feita considerando um teste-t usual para as duas primeiras leis de Kaldor, o que gerou uma distribuição espacial específica dos coeficientes significativos. Não obstante, uma sugestão de um dos pareceristas anônimos foi realizar a inferência estatística conforme o procedimento de Silva e Fotheringham (2016), o que implica em outra distribuição espacial dos coeficientes significativos. Ao realizar tal procedimento reduziu-

No caso da segunda lei, o coeficiente de Verdoorn  $\gamma$  varia de 0,23 a 1,00 para 3.769 municípios (67,7% do total), sendo que para 1.125 (20,2% do total) municípios o coeficiente está entre 0,4 e 0,6, isto é, próximo do valor esperado de 0,5, mas para 83 municípios o coeficiente varia entre 1,00 e 1,435 (1,49% do total). A variabilidade deste coeficiente e sua distribuição espacial revelam aspectos importantes sobre o mecanismo de funcionamento da lei de Kaldor-Verdoorn no espaço e o chamado paradoxo estático-dinâmico. Embora os retornos crescentes sejam significativos, o seu nível de intensidade medido pelo valor do coeficiente da segunda lei é espacialmente heterogêneo. Para facilitar a análise, na Figura 2 o coeficiente de Verdoorn foi classificado em 5 tipologias: I- retornos constantes (parâmetros estatisticamente não significantes), II- retornos decrescentes (maior que a unidade), III- retornos crescentes I (entre 0 e 0,35), IV- retornos crescentes II (entre 0,35 e 0,70), V- retornos crescentes III (entre 0,70 e 1).

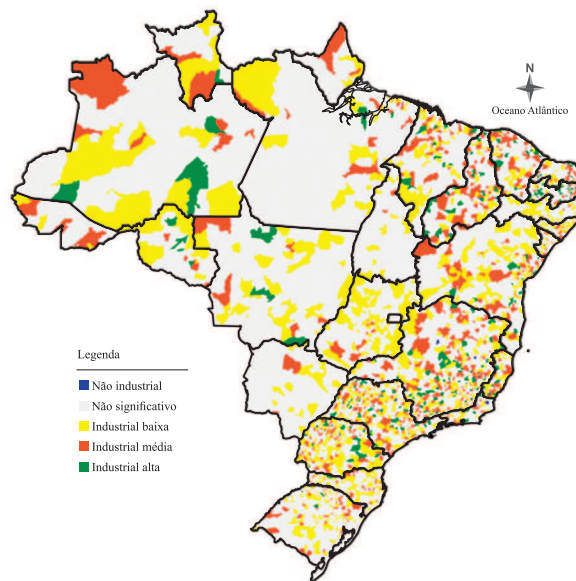
Conforme a Figura 2, os níveis mais elevados de retornos crescentes são concentrados no espaço geográfico, indicando que um conjunto relativamente menor de regiões percebem os benefícios desses retornos em termos de elevação de produtividade. Dentre as regiões com maiores retornos de escala industrial (retornos crescentes I) tem-se a seguinte distribuição entre as regiões: Norte (3,27%), Nordeste (12%), Sudeste (44,6%), Sul (27%), Centro-oeste (12%). Nota-se, portanto, que as economias industriais com maiores retornos de escala se concentram majoritariamente nas regiões Sul e Sudeste (juntas com 71,6%). Contudo, reforçando o argumento de concentração espacial do coeficiente de Verdoorn, todas as economias com retornos decrescentes de escala estão na região Nordeste.

Dessa forma, no contexto do paradoxo estático-dinâmico, pode-se afirmar que tanto o nível de agregação espacial como a escolha do recorte territorial da análise empírica influenciam a evidência do paradoxo. De um lado, se a agregação espacial da amostra for muito alta (por exemplo, Estados *versus* municípios) e muitas unidades espaciais dentro dessa agregação possuem retornos de escala em níveis mais baixos, então a análise

empírica em nível agregado pode não encontrar evidências de retornos crescentes de escala.

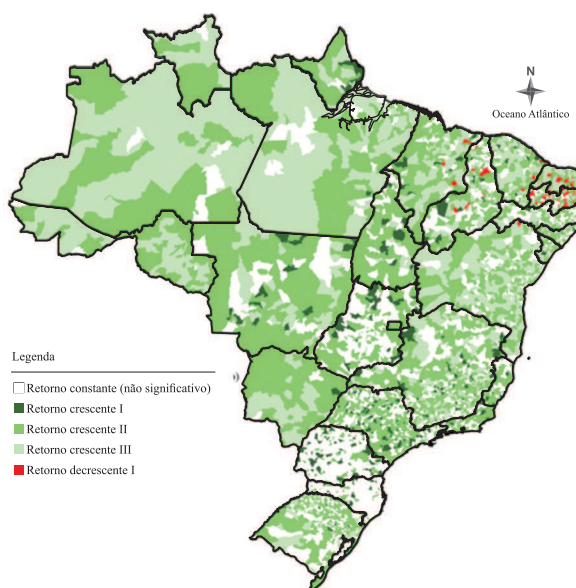
De outro lado, ainda que as unidades espaciais sejam mais fragmentadas (desagregadas), se o recorte territorial escolhido envolve regiões em que os retornos de escala possuem níveis mais baixos, também pode-se não encontrar evidência significativa de retornos crescentes de escala.

Figura 1 – Distribuição espacial do coeficiente da primeira lei de Kaldor



Fonte: Elaborado pelos autores.

Figura 2 – Distribuição espacial do coeficiente da segunda lei de Kaldor



Fonte: Elaborado pelos autores.

se a probabilidade de se ocorrer no erro tipo 1, porém notou-se um espalhamento dos parâmetros estimados e significantes para as duas leis ao longo do território brasileiro nas Figuras 1 e 2.

Em suma, os resultados mostraram que o espaço é um fator importante para as leis de Kaldor, notadamente, no caso de análises empíricas com variáveis estáticas. Dessa forma, os modelos RPG podem ser uma solução metodológica para o chamado paradoxo estático-dinâmico na medida em que permite estimar os coeficientes das leis de Kaldor localmente, mesmo utilizando-se variáveis estáticas.

Nesse estudo para os municípios brasileiros, as evidências empíricas atestam a relevância das leis de Kaldor na explicação do desenvolvimento em nível territorial. Confirmou-se que a atividade industrial é uma importante fonte de dinamismo econômico, sendo que os retornos crescentes de escala associado a essa atividade pode impulsionar o desenvolvimento municipal. Contudo, a heterogeneidade espacial desses efeitos sugere que as disparidades espaciais na produtividade e no desenvolvimento econômico podem ser persistentes.

A distribuição espacial dos coeficientes das duas primeiras leis de Kaldor observada nas Figuras 1 e 2 reforçam este argumento. Embora seja amplamente conhecido que os níveis de industrialização e produtividade das regiões Norte e Nordeste são relativamente mais baixos do que observado nas regiões Sul e Sudeste, a Figura 1 sugere que o setor industrial é uma importante fonte de dinamismo em potencial para as regiões Norte e Nordeste. Entretanto, mesmo com retornos crescentes no setor industrial, o nível de intensidade desses retornos é mais baixo nas regiões Norte e Nordeste, o que está de acordo com referencial teórico kaldoriano. Neste sentido, os retornos crescentes de escala são mais elevados em aglomerações de municípios da região Sudeste e Sul.

Na investigação da terceira lei de Kaldor, o modelo RPG não se mostrou adequado em comparação com o modelo global, embora os resíduos da regressão global tenham apresentado dependência espacial. Neste caso, o tratamento da dependência espacial pode ser feito adotando-se a especificação de modelos econométricos espaciais do tipo SAR (autoregressivo espacial) ou SEM (erro espacial)<sup>7</sup>. O procedimento consiste em corrigir o problema adicionando termos de autocorrelação espacial na

equação de estimação e usar o método de máxima verossimilhança para estimar os parâmetros.

Comparativamente aos modelos RPG, a diferença é que os parâmetros não são estimados localmente mas ainda existe efeitos espaciais no mecanismo da terceira lei de Kaldor. Na especificação SAR, os efeitos espaciais refletem interações de vizinhança entre a produtividade de cada município enquanto no modelo SEM os efeitos espaciais refletem choques estocásticos no espaço.

A Tabela 4 apresenta os resultados dos modelos espaciais estimados para a terceira lei de Kaldor, SAR e SEM. Os resultados das estimações sugerem que as atividades do setor industrial, em termos de produto e em emprego, aumentam a produtividade da economia como um todo. Os modelos SAR e SEM se mostraram satisfatórios para eliminar a autocorrelação espacial dos resíduos, como mostra o I-Moran.

Tabela 4 – Resultados das regressões espaciais para a terceira lei

| Regressores                     | Modelo SAR          | Modelo SEM          |
|---------------------------------|---------------------|---------------------|
| <b>Intercepto</b>               | 3,1834*<br>(0,0776) | 5,9727*<br>(0,0229) |
| <b>VAind</b>                    | 0,0771*<br>(0,0021) | 0,0799*<br>(0,0018) |
| <b>Eind – Enind</b>             | 0,0395*<br>(0,0021) | 0,0213*<br>(0,0020) |
|                                 | 0,4278*<br>(0,0112) | 0,6657*<br>(0,0128) |
| <b>R<sup>2</sup> (ajustado)</b> | 0,568723            | 0,627063            |
| <b>log-likelihood</b>           | 328,12              | 99,74               |
| <b>AIC</b>                      | -650,25             | -193,48             |
| <b>Observações</b>              | 5.564               | 5.564               |
| <b>I-Moran</b>                  | 0                   | 0                   |

Fonte: Elaborado pelos autores utilizando os resultados econométricos por meio do *software* GEODA.

Notas: Os valores entre parênteses representam o desvio-padrão. \* indica significante a 1%. Para a estimação foi utilizada uma matriz de vizinhança do tipo *Queen* de primeira ordem.

## 5 Considerações finais

As leis de Kaldor têm sido amplamente avaliadas na literatura empírica, buscando-se evidenciar a importância da atividade industrial e dos retornos crescentes para o dinamismo econômico de regiões e

7 O modelo SAR é representado por  $W$  e o modelo SEM é representado por  $\epsilon$ , onde  $W$  é a matriz de pesos espaciais,  $\rho$  representa o coeficiente de autocorrelação espacial autorregressivo e  $\sigma^2$  representa o coeficiente de autocorrelação espacial no erro. Para mais detalhes, ver Anselin (1988) e Almeida (2012).

países. No contexto destas investigações, McCombie (1982) e McCombie e Roberts (2007) identificaram o chamado *paradoxo estático-dinâmico da lei de Verdoorn*, segundo o qual a hipótese de retornos crescentes de escala é usualmente verificada em modelos com variáveis dinâmicas, mas não em modelos com variáveis estáticas.

Embora as aglomerações espaciais sejam um elemento importante para as evidências sobre retornos crescentes de escala, poucos estudos têm explorado o papel do espaço na literatura empírica kaldoriana. Assim, a proposta do presente estudo foi investigar a validade empírica das três leis de Kaldor por meio de modelos de regressão geograficamente ponderada, nos quais a dimensão espacial é tratada explicitamente e possibilita estimar os coeficientes das leis localmente. A análise foi realizada para uma amostra contendo os 5.564 municípios brasileiros. A hipótese é que os modelos RPG podem ser uma solução metodológica mais adequada para resolver o problema do *paradoxo estático-dinâmico da lei de Verdoorn*, como também para estimar as demais leis de Kaldor no contexto de modelos com variáveis estáticas.

Os resultados mostraram que os modelos de regressão globais aplicados às três leis de Kaldor apresentaram efeitos de dependência espacial significativos, cujo não tratamento pode gerar problemas de viés e ineficiência nas estimações. Os modelos RPG mostram-se mais adequados para a primeira e a segunda leis de Kaldor, evidenciando que os coeficientes estruturais dessas leis possuem expressiva variabilidade no espaço. Para a terceira, os modelos RPG não foram superiores, mas ainda assim a dependência espacial foi tratada mediante estimação de modelos econométricos espaciais SAR e SEM, indicando que a produção industrial, em termos de emprego e renda, na média aumenta a produtividade da economia como um todo.

Em geral, as evidências mostram que as três leis de Kaldor são válidas ao nível global ou local, mas negligenciar os efeitos espaciais pode levar a viés não desprezível na estimação. Assim, conclusões baseadas em regressões à média escondem importantes aspectos espaciais sobre o mecanismo de funcionamento das leis. A análise da primeira lei evidenciou que a indústria é relevante para o dinamismo econômico da de relevante parte dos municípios brasileiros, embora com intensidades diferentes conforme a heterogeneidade espacial.

Entretanto, a análise da segunda lei revelou que o coeficiente de Verdoorn também possui grande variabilidade geográfica, sendo que os retornos crescentes de escala são mais concentrados nos municípios das regiões Sudeste e Sul.

Ao estimar localmente os coeficientes das leis de Kaldor, constatou-se que a dimensão espacial de fato é um aspecto importante na análise da teoria kaldoriana e que os modelos RPG possibilitam resolver o problema do *paradoxo estático-dinâmico da lei de Verdoorn*.

À luz da teoria kaldoriana, as evidências empíricas do presente estudo representam um desafio mais complexo para o desenho de políticas de desenvolvimento territorial no Brasil. Isso porque o estímulo ao desenvolvimento de atividades industriais em regiões economicamente defasadas aparentemente não são suficientes para superar as condições de baixo crescimento da produtividade devido à evidência de forte concentração espacial nos retornos crescentes de escala. Em síntese, o padrão espacial do coeficiente de Verdoorn tende a reforçar as disparidades territoriais da produtividade no espaço brasileiro.

## Referências

- AKAIKE, H. Information theory and an extension of the maximum likelihood principle. In: INTERNATIONAL SYMPOSIUM ON INFORMATION THEORY, 2., 1973, Tsahkadsor, Armenian SSR. **Abstract**. Budapest: Akademiai Kiado, 1973, p. 267-281.
- ALEXIADIS, S.; TSAGDIS, D. Reassessing the validity of Verdoorn's law under conditions of spatial dependence: a case study of the Greek regions. **Journal of Post Keynesian Economics**, v. 29, n. 1, p. 149-170, 2006.
- \_\_\_\_\_.; TSAGDIS, D. Is cumulative growth in manufacturing productivity slowing down in the EU12 regions? **Cambridge Journal of Economics**, v. 34, n. 6, p. 1001-1017, 2010.
- ALMEIDA, E. S. Lei de Verdoorn local para a agricultura. **Revista Econômica do Nordeste**, v. 42, n. 1, p. 87-104, 2011.
- \_\_\_\_\_. **Econometria espacial aplicada**. Editora Alinea, 498 p., 2012.

ANSELIN, L. **Spatial econometrics: methods and models**. Dordrecht-Boston-London: Kluwer Academic Publishers, 1988.

BERNAT, A. Does manufacturing matter? A spatial econometric view of Kaldor's laws. **Journal of Regional Science**, v. 36, n. 3, p. 463-477, 1996.

Bowman, A.W. An alternative method of cross-validation for the smoothing of density estimates. **Biometrika**, v. 71, n. 2, p. 353-360, 1984.

BRUNSDON, C.; MCCLATCHEY, J.; UNWINC, D. J. Spatial variations in the average rainfall-altitude relationship in Great Britain: an approach using geographically weighted regression. **International Journal of Climatology**, v. 21, p. 455-566, 2001.

CASETTI, E.; TANAKA, K. The spatial dynamics of Japanese manufacturing productivity: an empirical analysis by expanded Verdoorn equations. **Papers in Regional Science: The Journal of the RSAI**, n. July 1989, p. 1-13, 1992.

CLEVELAND, W. S. Robust locally weighted regression and smoothing scatterplots. **Journal of the American Statistical Association**, v. 74, n. 368, p. 829-836, 1979.

DRAKOPOULOS, S.; THEODOSIOU, I. Kaldorian approach to Greek economic growth. **Applied Economics**, v. 23, n. 10, p. 1683-1689, 1991.

FOTHERINGHAM, A. S.; BRUNSDON, C.; CHARLTON, M. Geographically weighted regression: a method for exploring spatial nonstationarity. **Geographical Analysis**, v. 28, n. 4, p. 281-299, 1996.

\_\_\_\_\_.; BRUNSDON, C.; CHARLTON, M. **Geographically weighted regression: the analysis of spatially varying relationships**. 1<sup>o</sup>. ed. West Sussex En: University of Newcastle, UK, 2002.

FREITAS, M. V. DE; ALMEIDA, E. Existe realmente convergência de renda entre países? **Estudos Econômicos**, v. 45, n. 2, p. 287-316, 2015.

KALDOR, N. Alternative theories of distribution. **The Review of Economic Studies**, v. 23, n. 2, p. 83-100, 1956.

\_\_\_\_\_. A model of economic growth. **The Economic Journal**, v. 67, p. 591, 1957.

\_\_\_\_\_. Capital accumulation and economic growth. In: **The Theory of Capital**. 1<sup>o</sup>. ed. Paris: Macmillan & CO LTD, 1961. p. 177-222.

\_\_\_\_\_. Causes of the Slow Rate of Economic Growth in the United Kingdom. In: Thirlwall T. **The essential of Kaldor** (p. 282-310). New York: Holmes & Meier Publishers, Inc., 1966.

\_\_\_\_\_. The case for regional policies. **Scottish Journal of Political Economy**, v. 17, n. 3, p. 337-348, 1970.

MCCAUSLAND, W. D.; THEODOSIOU, I. Is manufacturing still the engine of growth? **Journal of Post Keynesian Economics**, v. 35, n. 1, p. 79-92, 2012.

MCCOMBIE, J. S. L. What Still Remains of Kaldor's Laws? **The Economic Journal**, v. 91, n. 361, p. 206-216, 1981.

\_\_\_\_\_. Economic growth, Kaldor's laws and the static-dynamic Verdoorn law paradox. **Applied Economics**, v. 14, n. 3, p. 279-294, 1982.

\_\_\_\_\_.; J.R.RIDDER, D. "The Verdoorn Law Controversy": some new empirical evidence using U. S. State Data. **Oxford Economic Papers**, v. 36, n. 2, p. 268-284, 1984.

\_\_\_\_\_.; ROBERTS, M. Returns to scale and regional growth: The static-dynamic Verdoorn law paradox revisited. **Journal of Regional Science**, v. 47, n. 2, p. 179-208, 2007.

MICHL, T. R. International comparisons of productivity growth: Verdoorn's Law revisited. **Journal of Post Keynesian Economics**, v. 7, n. 4, p. 474-492, 1985.

PÁEZ, A.; LONG, F.; FARBER, S. Moving window approaches for hedonic price estimation: an empirical comparison of modelling techniques. **Urban Studies**, v. 45, n. 8, p. 1565-1582, 2007.

PARTRIDGE, M. D. et al. The geographic diversity of U.S. Nonmetropolitan growth dynamics: a geographically weighted regression approach. **Land Economics**, v. 84, n. 2, p. 241-266, 2008.

PONS-NOVELL, J.; VILADECANS-MARSAL, E. Kaldor's laws and spatial dependence:



evidence for the european regions. **Regional Studies**, v. 33, n. 5, p. 443-451, 1999.

ROMERO, J. P.; MCCOMBIE, J. S. L. Differences in increasing returns between technological sector A panel data investigation using the EU KLEMS database. **Journal of Economics Studies**, v. 43, n. 5, p. 863-878, 2016.

SILVA, A. R. FOTHERINGHAM, A. S. The Multiple Testing Issue in Geographically Weighted Regression. **Geographical Analysis**. v.48, p.233-247, 2016.

THIRLWALL, A. P. A plain man's guide to Kaldor's growth laws. **Journal of Post Keynesian Economics**, v. 5, n. 3, p. 345-358, 1983.

VERDOORN, P. J. Fattori che regolano lo sviluppo della produttività del lavoro. **L'industria**, v. 1, p. 3-10, 1949.

WELLS, H.; THIRLWALL, A. P. Testing Kaldor's growth laws across the countries of Africa. **African Development Review**, v. 15, n. 2-3, p. 89-105, 2003.

YOUNG, A. A. Increasing returns and economic progress. **The Economic Journal**, v. 38, n. 152, p. 527-542, 1928.

## PODER DE MERCADO E TRANSMISSÃO ASSIMÉTRICA NOS PREÇOS DA GASOLINA EM SALVADOR/BA

### Market power and asymmetric gasoline price responses in Salvador/BA

**Carlos Frederico A. Uchôa**

Economista. Doutor em Economia (UFPE). Professor do Departamento de  
Economia da Universidade Federal da Bahia - UFBA. [uchoa@ufba.br](mailto:uchoa@ufba.br)

---

**Resumo:** O objetivo deste artigo é investigar a transmissão de preços no mercado de gasolina de Salvador/BA. A análise do comportamento da margem de ganho dos postos revendedores é importante porque evidencia o grau de competitividade desse mercado, informação valiosa para o desenvolvimento de políticas de defesa da concorrência e de regulação econômica. Para a consecução do objetivo proposto foram conduzidos testes de raiz unitária não linear em um conjunto de 638 observações semanais da margem de ganho. Os resultados mostram que, no período que vai de 15 de maio de 2004 a 30 de junho de 2016, a série exibe um comportamento assimétrico, compatível com um processo de raiz unitária parcial. Por conseguinte, pode-se concluir que o mercado de gasolina nessa localidade é imperfeitamente competitivo, os revendedores têm poder de mercado e isso se traduz em perda de eficiência e bem-estar.

**Palavras-chave:** Competição imperfeita; transmissão assimétrica; preço da gasolina; modelos não lineares; séries temporais.

**Abstract:** The main goal of this paper is to investigate the asymmetric price transmission in the Salvador/BA gasoline market. An analysis of retailer's gross margin is important because it makes possible to distinguish between a perfect and the imperfect competition. On the other hand, this distinction is an important element to support the development of antitrust laws. In order to achieve the proposed objective, non-linear stationarity tests performed with a 638 weekly observations dataset for period from May 15, 2004 to June 30, 2016. The results show that the series exhibits an asymmetric pattern, indicating the existence of a partial unit root process. As a consequence, one can conclude that the local gasoline market is imperfectly competitive so that retailers have market power, which translates into loss of efficiency and wellness.

**Keywords:** Imperfect competition; asymmetrical transmission; gasoline price; nonlinear models; time series.

## 1 Introdução

O preço dos combustíveis, além de importante componente na formação dos índices de inflação, pesa muito no orçamento das famílias. Muito por isso, a população acompanha de perto alterações dos preços praticados pelos postos revendedores. E a percepção geral é que diante do anúncio de uma redução nos preços cobrados pelas distribuidoras não há qualquer mudança visível nos preços nas bombas. Contudo, quando as refinarias aumentam seus preços o impacto é imediatamente sentido.

A literatura investiga esse fenômeno sob a ótica da Transmissão Assimétrica de Preços (TAP). A TAP ocorre quando há velocidades distintas de ajustamento nos preços de revenda que decorrem de mudanças nos preços a jusante. Quando há TAP os preços de revenda aumentam rapidamente sempre que as distribuidoras aumentam seus preços. No entanto, uma redução nos preços a montante é percebida com uma demora muito maior ou, não raro, parece não ocorrer. Um dos casos mais investigados, em que o fenômeno da TAP foi muitas vezes constatado, é justamente o dos preços da gasolina (MEYER; VON CRAMON-TAUBADEL, 2004).

A TAP nos preços da gasolina tem sido investigada em diversos países, mas os resultados variam de acordo com o método e o mercado analisado. Uma revisão mais ampla da TAP no plano internacional é oferecida por Meyer e Von Cramon-Taubadel (2004) que tratam, inclusive, dos preços da gasolina. No Brasil, a investigação seminal foi empreendida por Uchôa (2008) que empregou modelos de cointegração assimétrica com o intuito de mostrar que os preços da gasolina no mercado nacional mantém uma relação de longo prazo não linear com os preços do petróleo no mercado internacional e com a taxa de câmbio. Seus resultados indicam que, de um período para outro, os preços da gasolina recuperam, em média, 90% das discrepâncias negativas contra apenas 5% das positivas.

Investigações sobre a existência de transmissão assimétrica nos preços de outros combustíveis também não são muito recorrentes no Brasil. A TAP no mercado brasileiro de óleo diesel foi investigada por Canedo-Pinheiro (2012). Em resumo, suas conclusões apontam que, na presença de choques da ordem de 1% nos preços praticados pelas distribuidoras, os consumidores transferem para os varejistas, ao menos, R\$ 2,1 bilhões por ano.

Já Santos, Aguiar e Figueiredo (2015) dedicaram seu estudo à investigação da presença de poder de mercado no varejo de combustíveis de etanol no estado de São Paulo, averiguando se variações nos preços são assimetricamente transmitidas aos consumidores. Como resultado adicional, os autores sugerem que a TAP pode ser um meio útil de investigação da presença de poder de mercado.

Silva et al. (2014) empreenderam um amplo estudo sobre a existência de transmissão assimétrica de preços nos mercados regionais de gasolina no Brasil. Sua abordagem diferenciou-se dos trabalhos anteriores ao analisar a existência de TAP localmente. Com o uso de dados desagregados o estudo mostrou que a assimetria não é um problema nacional, mas específico e que difere de cidade para cidade e entre as regiões brasileiras. No geral, os autores encontraram evidências de transmissão simétrica de preços no mercado de gasolina no varejo, originada de mudanças nos preços praticados pelos distribuidores.

Pesquisas com essa temática são ainda relativamente escassas no Brasil, o que, por si só, justifica a realização deste estudo. Neste sentido, o objetivo do artigo é investigar se há TAP no mercado de gasolina de Salvador/BA, evidenciando o grau de competitividade desse mercado. Por exemplo, se a transmissão é assimétrica e variações positivas nos preços das distribuidoras são repassadas com maior velocidade do que variações negativas, há um indício suficientemente forte de que os revendedores têm poder de mercado. Nesse caso, pode-se deduzir que esse mercado não se caracteriza como uma concorrência perfeita o que implica perda de eficiência e bem-estar. Com relação ao mercado escolhido e ao nível de agregação a ideia é a mesma de Silva et al. (2014), isto é, a análise de um mercado local visa reduzir os problemas decorrentes da agregação.

A principal contribuição, contudo, é o método de investigação. Aqui, ao invés dos modelos de cointegração com correção assimétrica de erros, optou-se pelo uso de testes capazes de identificar a presença de raiz unitária, inclusive parcial, conjuntamente com a hipótese de ajustamento assimétrico. E não há notícia, até onde se possa perceber, de um estudo sobre TAP com essa metodologia. No geral, a contribuição oferecida por esse artigo é ampliar a discussão sobre a TAP no mercado de

gasolina de Salvador/BA e fornecer mais subsídios para a formulação de políticas públicas.

Para a consecução do objetivo proposto, a próxima seção faz uma discussão sobre as teorias que tratam da assimetria na transmissão de preços e sua relação com a existência de competição imperfeita no mercado varejo. A terceira seção traz uma apresentação dos dados utilizados para investigação da existência de TAP nos preços da gasolina. A seguir, na quarta seção, o modelo proposto é estimado e faz-se uma discussão sobre os resultados obtidos. Por fim, a última seção, tece algumas considerações finais.

## 2 Assimetria na transmissão de preços e competição imperfeita no mercado varejo de gasolina

O alinhamento dos preços praticados pelos postos de gasolina em Salvador/BA é constantemente criticado. Consumidores reclamam por não haver muita opção pois, na busca por preços menores, a diferença observada entre o preço praticado por um revendedor e os demais é insignificante. A explicação mais comum, eleita por grande parte da população local como causa do problema, é a existência de um cartel formado pelos proprietários dos postos de gasolina na cidade (GALVÃO, 2017).

Essa explicação, apesar de recorrentemente invocada pelos consumidores, não se sustenta se baseada exclusivamente na observação dos preços praticados pelos postos revendedores. Por exemplo, em um ambiente perfeitamente competitivo o preço praticado por cada um dos vendedores também será o mesmo, já que cada uma das empresas será tomadora de preços e, portanto, a única opção possível para toda e qualquer firma é vender a quantidade desejada ao preço de mercado. Pode-se perceber, por isso, que o alinhamento dos preços não pode ser usado como prova da existência de um cartel (VARIAN, 2010).

De acordo com a teoria econômica, um cartel é um acordo estabelecido pelos integrantes de um mercado oligopolizado com o intuito de produzir, conjuntamente, uma quantidade que possibilita a obtenção de lucros de monopolista. A ideia, portanto, é estabelecer um preço superior ao custo marginal, através da redução artificial da quantidade produzida, o que acaba aumentando arbitrariamente os lucros. A investigação e, por consequin-

te, a prova da formação de cartel, amparada na teoria econômica, deve ser feita analisando-se os custos e a quantidade produzida, mas não os preços praticados pelos ofertantes (SAMUELSON; NORDHAUS, 2012).

O Conselho Administrativo de Defesa Econômica (CADE) adota um critério mais abrangente para definir a existência de cartel e que engloba o que a teoria econômica trata como um caso de conluio. A atuação do CADE visa coibir a formação de cartéis porque sua existência implica aumento desnecessário de preços, o que causa perda de eficiência e bem-estar. Para o órgão haverá formação de cartel todas as vezes que os ofertantes acordarem a fixação de preços, divisão de mercados, estabelecimento de quotas de produção, restrição de quotas de produção, pré-combinar a adoção de posturas em licitações públicas ou agir para influenciar qualquer variável concorrencialmente sensível (CADE, 2016).

Ambas as definições, a adotada pela teoria econômica e pelo CADE, requerem, para provar a existência de cartel, evidências adicionais que não o simples alinhamento dos preços. A mera constatação de homogeneidade dos preços não é, isoladamente, evidência suficientemente robusta para sustentar a existência de um cartel. E, mesmo pelo critério adotado pelo CADE, são necessários indícios de um conluio entre os empresários do setor com o objetivo de aumentar ou combinar o preço praticado. Até porque, como já dito, a homogeneidade dos preços, alvo das constantes reclamações por parte dos consumidores, também ocorre, por exemplo, na concorrência perfeita (CADE, 2016).

Além do cartel, outras teorias procuram aclarar as razões para a existência de TAP nos preços da gasolina. Borenstein et al. (1997), por exemplo, argumentam que os custos com os quais o consumidor deve arcar para procurar preços mais baratos criam vantagens de localização para alguns postos, o que pode resultar em TAP. Nesse caso, a análise do ajustamento dos preços tenta identificar a existência de poder de mercado dos postos revendedores. Diante da existência de poder de mercado, que pode ser definido como a capacidade de manter lucro econômico positivo no longo prazo, o resultado é o aumento arbitrário dos lucros, redução da quantidade produzida e do bem-estar social.

Por outro lado, se um mercado puder ser caracterizado como uma concorrência perfeita, os

preços de revenda devem responder com a mesma velocidade a variações positivas e negativas nos preços da distribuição. O mesmo não acontece quando ofertantes têm poder de mercado. Nesse caso, aumentos e reduções nos preços a montante são repassadas com velocidades distintas para os consumidores. Não se pode concluir pela formação de um cartel, mas é possível afirmar que os ofertantes têm, em algum grau, a possibilidade aumentar arbitrariamente as suas margens de lucro. Por conseguinte, haveria espaço para uma melhoria no nível de eficiência e bem-estar se o grau de competitividade aumentasse.

Tappata (2009) desenvolveu um modelo para explicar a existência de TAP em mercados competitivos (mas não perfeitamente competitivos) do tipo *price-searcher*. Esses mercados são caracterizados por barreiras à entrada e empresas que enfrentam uma curva de demanda negativamente inclinada. Contrariamente à opinião pública, o autor mostra que a TAP pode surgir, não apenas em cartéis, mas também em mercados imperfeitamente competitivos e que a dispersão nos preços observados é consistente com o custo de pesquisa do consumidor. Assim, postos de revenda próximos uns dos outros apresentam dispersão de preços mais estável ao longo do tempo que postos mais isolados geograficamente.

Outra explicação para existência de poder de mercado e, por conseguinte, da TAP é que pode ser mais vantajoso para o consumidor pagar mais caro pela gasolina que está perto de sua residência, ou do trajeto por onde passa com frequência, do que empreender uma custosa pesquisa pelo menor preço. O tempo e o combustível gastos poderiam facilmente resultar em um custo final muito maior do que o da aquisição, ainda que por um preço maior, do combustível no posto mais próximo. Neste caso, a localização de cada posto de gasolina criaria pequeno monopólio local que é limitado pela capacidade de procura do consumidor (PELTZMAN, 2000).

Borenstein et al. (1997) argumentam também que, diante do aumento de preços nas distribuidoras, os donos dos postos de combustível tendem a manter suas margens de lucro, repassando rapidamente o aumento para os preços de revenda. Por outro lado, a queda dos preços no atacado aumenta temporariamente as margens de lucro e a redução tende a ser repassada lentamente aos clientes. A

ideia é que os concorrentes podem manter o nível de preços quando os custos estão caindo, resultando no ajustamento assimétrico. O ajuste completo só ocorreria após uma nova pesquisa dos clientes para encontrar preços menores. Apenas nesse estágio os postos seriam forçados a praticar preços em um nível competitivo, com o que as margens de lucro em cada posto estariam de volta ao nível normal.

A diferenciação de produto sob a hipótese de competição monopolística é também uma hipótese a ser aventada. Nesse caso, a competição se dá entre várias empresas cada uma vendendo produtos que são diferenciados, mas substitutos próximos entre si. Não é um monopólio, mas também não prevalece a situação de concorrência perfeita. Os vendedores procuram apelar para critérios subjetivos como a qualidade, a aparência ou a reputação do produto que oferecem. Logo, consumidores dispostos a pagar mais pela gasolina por acreditar que estão consumindo um produto diferenciado viabilizam a obtenção de lucros extraordinários por parte dos vendedores (SAMUELSON; NORDHAUS, 2012).

O nível dos estoques também deve ser mencionado como um possível fator de degeneração de alguma assimetria. Essa hipótese só pode ser pensada em um ambiente de competição imperfeita. Considere, por exemplo, um posto de revenda que compra e estoca combustível a um determinado preço. Considere ainda a variação nos preços praticados pelas distribuidoras durante o período de tempo de vigência desse estoque. Diante dessa situação o revendedor pode adotar, basicamente, duas posições diferentes. Se o preço no atacado cai, é possível manter o preço cobrado de modo a aumentar a margem de lucro ou reduzir o preço de revenda para atrair mais clientes. Se o preço a montante aumenta, o revendedor tenderá a aumentar mais rapidamente o preço cobrado como forma de evitar perdas na próxima aquisição do produto (MEYER; VON CRAMON-TAUBADEL, 2004).

Por último, a existência de ajustamento assimétrico no mercado varejo de gasolina pode ter origem na resposta do consumidor a variações anunciadas nos preços. Se, por exemplo, os consumidores aumentarem suas compras tentando se antecipar a novos aumentos quando o preço da gasolina está subindo, pode haver um aumento da demanda que fará com que o preço suba ainda mais rapidamente. De outro lado, se os consumidores

não retardam suas compras, tanto quanto aceleraram quando os preços estavam aumentando, quando o preço da gasolina está caindo, então a tendência é de queda mais lenta (UCHÔA, 2008).

As diferentes teorias citadas pretendem fornecer uma explicação para a existência de assimetrias nos preços do mercado de gasolina. Comum a todas essas teorias é o fato de que a TAP implica perda de bem-estar e transferência de renda para os postos revendedores. Se os vendedores têm poder de mercado pode-se concluir que não se trata de um mercado perfeitamente competitivo, já que há a possibilidade para os revendedores de se aproveitarem das alterações nos preços praticados pelas distribuidoras para manterem lucros acima do normal no longo prazo (OWYANG; VERMANN, 2014).

Por isso, um ajustamento assimétrico dos preços da gasolina é indício suficiente para a presença de poder de mercado e, portanto, evidência suficiente sobre a perda de bem-estar dos consumidores. A ausência de TAP é, por sua vez, evidência de uma estrutura de mercado mais próxima da concorrência perfeita. O foco desse artigo é então analisar o tipo de ajustamento exibido pela margem de ganho dos postos revendedores e, com isso, evidenciar a estrutura de mercado subjacente. A conclusão dessa análise permitirá dizer se os postos de revenda estão envolvidos em competição mais próxima da perfeita ou imperfeita o que, por sua vez, é um elemento importante para o desenvolvimento de políticas públicas que visam melhorar o nível de bem-estar.

### 3 Breve exposição do método de investigação

De acordo com Perdiguero-García (2013), os métodos econométricos de investigação da TAP podem ser divididos, basicamente, em cinco grupos: modelos autorregressivos de defasagem distribuída; modelos de ajustamento parcial; modelos de correção de erros; modelos de regimes de transição ou comutação, estocásticos ou determinísticos, e; modelos de autorregressão vetorial com correção de erros assimétricos. Em razão da variedade de métodos, a escolha do método de investigação da TAP no mercado de gasolina é, ainda hoje, bastante divergente. Os resultados também variam mostrando, ora a existência de um ajustamento simétrico, ora assimétrico, mas, de todo modo, há maioria considerável de trabalhos em diferentes países fornecendo

sólidas evidências de que os preços de revenda de gasolina sobem mais rapidamente, e assim tendem a se manter, do que caem.

O interesse aqui é avaliar se o mercado de gasolina tipo C de Salvador/BA está mais próximo de uma estrutura perfeita ou imperfeitamente competitiva. Para tanto, utiliza-se um modelo econométrico capaz de identificar um comportamento assimétrico da variável de interesse e, depois, o ajustamento em cada um dos regimes isoladamente. Nesse sentido, processos autorregressivos não lineares permitem, por exemplo, assumir que existem diferentes tipos ou velocidades de ajustamento a depender do estado de um parâmetro, que divide o comportamento da série em diferentes estados.

Antes de prosseguir, contudo, convém esclarecer alguns pontos relevantes. Modelos de séries temporais não lineares têm limitações que devem ser respeitadas, sob pena de levar a conclusões desprovidas de sentido. Em primeiro lugar, a aplicação desses modelos é normalmente, por si só, complicada. Por exemplo, é comum que o algoritmo de otimização encontre um ótimo local. Segundo, a maioria dos modelos não lineares é projetada para descrever certos padrões e muitas vezes não pode ser aplicada a qualquer conjunto de dados. Muito por isso, o sucesso de um modelo não linear depende em grande parte do conjunto de dados no qual o procedimento é aplicado. Uma discussão mais profunda sobre esse e outros condicionantes é feita por Granger e Teräsvirta (1993).

Dentre as várias especificações não lineares existentes, um modelo que descreve bem o comportamento assimétrico dos preços da gasolina é o *Threshold Autoregressive Model* (TAR). Este modelo, introduzido por Tong (1978), assume que uma série temporal pode ser dividida em dois regimes distintos e que possuem velocidades de ajustamento distintas a depender do estado em que o sistema se encontra em um determinado momento. Assim, o comportamento da série muda em função de um determinado parâmetro tido como valor limite.

Por exemplo, suponha um determinado parâmetro  $\tau$  que divide o comportamento de uma série  $y_t$  em, digamos, dois regimes. Então, se a série observada está acima deste valor, de forma que no período anterior observou-se  $y_t \geq \tau$ , os desvios assumem um comportamento diverso daquele observado nos períodos em que as observações estavam

abaixo desse limiar. Generalizando, tal modelo pode assumir a seguinte especificação:

$$y_t = [\phi_{(1,0)} + \phi_{(1,1)} y_{t-1} + \dots + \phi_{(1,p)} y_{t-p}] \cdot I_{\{z_{t-r} < \tau\}} + [\phi_{(2,0)} + \phi_{(2,1)} y_{t-1} + \dots + \phi_{(2,q)} y_{t-q}] \cdot I_{\{z_{t-r} \geq \tau\}} + u_t \quad (3.1)$$

sendo  $\phi$  o conjunto de estimativas dos parâmetros; e as ordens de defasagem do modelo autorregressivo em cada um dos distintos regimes;  $I_{\{\cdot\}}$  uma função indicadora tal que  $I=1$  se  $z_{t-r} < \tau$  e 0 caso contrário;  $\tau$  o parâmetro limiar divisor do comportamento da série;  $r$  a defasagem em que ocorre a alternância de comportamento da série; e  $u_t$  um ruído branco. Note que os dois regimes distintos são determinados pelo estado da variável  $z_t$  no momento anterior pelo valor de  $\tau$ .

A variável  $z_t$  pode ser tomada como qualquer variável estacionária e, portanto, uma escolha adequada é usar a própria variável de interesse,  $z_t = y_{t-r}$ . Uma opção igualmente válida é tomar a diferença  $z_t = y_t - y_{t-r}$ . Nesse caso, o modelo é chamado de *Momentum Threshold Autoregression* (MTAR) e a especificação permite que a série exiba trajetórias mais prolongadas em determinadas direções do que em outras (ENDERS; GRANGER, 1998).

Observe ainda que a Equação (3.1) pode ser formulada dos mais diferentes modos, por exemplo, incluindo uma tendência linear, variando a ordem de defasagens em cada regime, o número de regimes etc. Neste artigo, por questões de parcimônia e interesse prático, optou-se por uma especificação mais simples e que não compromete os resultados. A adequação dessa escolha é analisada mais à frente.

Ambos os modelos, TAR e MTAR, permitem captar a presença de assimetrias que dependem do estado da variável  $z_{t-r}$ . O modelo TAR assume que a trajetória para o ajustamento tem comportamentos distintos que dependem do estado de  $z_{t-r}$ . Isto é, quando  $z_{t-r} \geq \tau$  a série se comporta de modo diverso do observado quando  $z_{t-r} < \tau$ . Com o modelo MTAR, a suposição é que a série se divide em comportamentos distintos e que dependem da discrepância entre o equilíbrio e valor observado. Se a diferença está aumentando, a série assume um comportamento, mas, se está caindo, outro. Esses dois tipos de comportamento assimétrico foram classificados por Frey e Manera (2007), respectivamente, como trajetória assimétrica de ajuste

para o equilíbrio e *momentum* da trajetória assimétrica de ajuste para o equilíbrio.

Escolhido o modelo, o primeiro problema que se coloca é a definição adequada do parâmetro  $\tau$ . Em muitos casos, é possível obter informação suficiente para definir seu valor a priori. Por exemplo, o valor pode ser tomado como zero ou como a média amostral da série. No entanto, um engano nesta etapa pode levar a uma estimativa enviesada dos parâmetros. Por outro lado, estimar a Equação (3.1) via MQO requer conhecer o valor de  $\tau$ .

Uma solução para esse problema foi proposta por Chan (1993). A ideia é tomar o valor de  $\tau$  como função da Soma dos Quadrados dos Resíduos (SQR). Assim, quanto mais próximo se estiver do verdadeiro valor de  $\tau$ , mais a SQR diminui. Logo, o valor de  $\tau$  a ser escolhido é aquele que retorna a menor SQR. Adicionalmente, deve-se pesquisar os valores de  $\tau$  num intervalo de modo que em nenhum dos regimes reste observações insuficientes à estimação. O critério de pesquisa pode ser definido como:

$$\hat{\tau} = \underset{\tau \in [\tau_1, \tau_2]}{\operatorname{argmin}} \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \hat{u}_t(\tau)^2,$$

tal que para cada  $\tau$ , a Equação (3.1) é estimada com a estimativa  $\hat{\tau}$ . O valor definitivo será aquele cuja regressão minimiza a variância dos resíduos. Assim procedendo, ou seja, determinando consistentemente a estimativa do parâmetro  $\tau$ , é possível obter, assintoticamente, propriedades de uma distribuição normal (CHAN, 1993).

Uma suposição sempre presente na estimação desses modelos é que a série é estacionária, ergódica e não têm raízes unitárias, o que torna impossível distinguir a não estacionariedade de não linearidade. Tal suposição é muitas vezes irreal e, não raro, resulta em conclusões equivocadas. Essa dificuldade é enfrentada nesse artigo com o auxílio da metodologia desenvolvida por Caner e Hansen (2001). O teste desenvolvido pelos autores permite testar, ao mesmo tempo, ambas as hipóteses de raiz unitária e não linearidade. Além disso, em uma série não linear é possível avaliar a estacionariedade da série em apenas um dos regimes.

Resumidamente, o teste de assimetria é uma variação de um teste do tipo Wald com a forma de:

$$W(\hat{\tau}) = T \left( \frac{\sigma_0^2}{\sigma^2(\hat{\tau})} - 1 \right),$$

em que  $\sigma^2(\hat{\tau})$  é a SQR obtida da estimativa do teste ADF sob o formato de um modelo TAR ou MTAR com  $\hat{\tau}$  consistentemente estimado e  $\sigma_0^2$  a SQR obtida da estimativa do modelo linear. Adicionalmente, a hipótese nula de raiz unitária é testada através da estatística de teste proposta pelos autores e que é uma generalização do teste de Dickey-Fuller.

Para compreender como isso é feito considere o teste ADF escrito sob a forma de um modelo TAR ou MTAR, isto é,

$$\Delta y_t = [\rho_{(1,0)} + \rho_{(1,1)} y_{t-1} + \rho_{(1,2)} \Delta y_{t-1} + \dots + \rho_{(1,p)} \Delta y_{t-p}] I_{\{z_{t-r} < \tau\}} + [\rho_{(2,0)} + \rho_{(2,1)} y_{t-1} + \rho_{(2,2)} \Delta y_{t-1} + \dots + \rho_{(2,q)} \Delta y_{t-q}] I_{\{z_{t-r} \geq \tau\}} + u_t$$

com  $p, q, r, I_{\{z_t\}}, z_t, u_t$  e  $\tau$  já definidos anteriormente. A hipótese alternativa é  $H_1: \rho_{(1,1)} < 0$  e  $H_1: \rho_{(2,1)} < 0$ . Contudo, a série pode conter uma raiz unitária parcial o que leva à terceira hipótese que assume a forma  $H_2: \rho_{(1,1)} < 0$  e  $\rho_{(2,1)} = 0$  ou  $\rho_{(1,1)} = 0$  e  $\rho_{(2,1)} < 0$ . Então, se  $H_2$  se verifica o processo se comporta como processo de raiz unitária em um dos regimes e como um processo estacionário no outro, ou seja, o processo é não estacionário, mas não é um processo clássico raiz unitária. Para testar  $H_0: \rho_{(1,1)} = \rho_{(2,1)} = 0$  utiliza-se a estatística  $R_{2T} = t_1^2 + t_2^2$ , em que  $t_1$  e  $t_2$  são os t-valores reportados para os coeficientes de interesse  $\rho_{(1,1)}$  e  $\rho_{(2,1)}$ . Mas ainda é preciso distinguir qual das hipóteses deve prevalecer. Outra estatística de teste, na forma de  $R_{1T} = t_1^2 I_{\{\hat{\rho}_{(1,1)} < 0\}} + t_2^2 I_{\{\hat{\rho}_{(2,1)} < 0\}}$ , confronta unilateralmente  $H_0$  contra  $\rho_{(1,1)} < 0$  ou  $\rho_{(2,1)} < 0$ .

O problema é que uma estatística de teste significativa pode justificar a rejeição da hipótese de raiz unitária, mas não pode discriminar entre os casos de estacionariedade ( $H_1$ ) ou de raiz unitária parcial ( $H_2$ ), o que exigiria um teste focado na alternativa estacionária  $H_1$ . Diante disso, os autores sugerem examinar a estatísticas  $t$  individuais  $t_1$  e  $t_2$  como maneira de decidir se o teste rejeita a hipótese nula. Se apenas  $t_1$  ou  $t_2$  é estatisticamente significativo, então é possível concluir que se trata de um de caso raiz unitária parcial ( $H_2$ ), o que permite distinguir entre ( $H_0$ ), ( $H_1$ ) ou ( $H_2$ ) (CANER; HANSEN, 2001).

Para computar os valores assintóticos da distribuição do teste os autores propõem uma aproximação da distribuição  $\chi^2$  através do método proposto por Hansen (1997) enquanto os valores críticos,

que podem apresentar distorções em pequenas amostras, devem ser obtidos por *bootstrap*.

O procedimento para testar a presença de raiz unitária, simultaneamente à existência de não linearidade, pode ser resumido da seguinte maneira: a) inicialmente deve-se estimar uma autorregressão linear com a especificação do teste ADF para determinar o número de defasagens a serem incluídas; b) determina-se em seguida o valor do *threshold* como aquele que, dentro do conjunto de candidatos minimiza a SQR; c) a existência de raiz unitária é averiguada através do teste de Wald de Caner Hansen (2001), e; d) se for possível concluir pela existência de assimetria, então aceita-se os resultados obtidos. Mas, se não for possível confirmar a presença de assimetria, então deve-se acreditar nos resultados do teste ADF que, neste caso, têm maior potência e menor distorção.

Resta ainda definir se o modelo linear é o mais adequado para descrever o comportamento da série. Um teste destinado a averiguar a hipótese de linearidade contra um modelo TAR foi criado por Hansen (1999) e, basicamente, compara a SQR de cada modelo computando  $F_{ij} = T[(S_i - S_j) / S_j]$ , em que  $S_i$  é a SQR do modelo com 2 ou 3 regimes. Os valores críticos do teste são obtidos via *bootstrap*, a partir da reamostragem dos resíduos do modelo sob a hipótese nula. É possível empregar o teste como um teste de linearidade, destinado a verificar se um modelo com *threshold* é preferível ao linear ou ainda como um teste especificação, que visa definir se um modelo comum *threshold* é preferível a um com 3 regimes.

Usando essa metodologia, a série histórica da margem de ganho dos postos revendedores em Salvador/BA será analisada e avaliar-se-á existência de regimes distintos de ajustamento. Adicionalmente, a distinção entre um processo estacionário ou de raiz unitária permitirá identificar se choques advindos dos preços das distribuidoras se propagam indefinidamente em cada um dos distintos regimes ou pela série. Com isso será possível avaliar se nesse mercado há evidências de TAP e evidenciar a existência de poder de mercado dos postos revendedores o que, por conseguinte, mostraria que uma melhora no nível de competitividade e do bem-estar é desejável.



## 4 Descrição dos dados

Uma escolha adequada para a variável de interesse é a margem média de ganho dos postos revendedores na comercialização da gasolina tipo C. Essa variável permite acompanhar a evolução do ganho médio obtido pelos revendedores de modo que, se for possível concluir que essa série exibe regimes distintos de ajustamento, pode-se afirmar, com algum grau de certeza, que o mercado não é perfeitamente competitivo.

Além disso, a definição de um escopo local para a dimensão espacial da base de dados mostra-se desejável. Afora os argumentos apresentados por Silva et al. (2014), é de se esperar que, sob a hipótese de existência de poder de mercado, tal fenômeno se manifeste com mais clareza em determinada região geográfica do que no agregado nacional. Por exemplo, seria mais aceitável presumir e identificar a existência de um conluio entre os postos revendedores de combustível em Salvador/BA do que em todo o mercado brasileiro.

O Gráfico 1 mostra a evolução dos preços médios semanais da gasolina comprada dos distribuidores e do preço cobrado na revenda. O Gráfico 2 mostra a variável de interesse, isto é, a evolução da margem média de ganho obtida pelos postos revendedores, definida como a diferença entre as duas séries de preços mostradas no Gráfico 1. Ambas as séries cobrem o período que vai de 15 de maio de 2004 a 30 de junho de 2016 e as observações foram deflacionadas pelo Índice Geral de Preços - Disponibilidade Interna (IGP-DI). Os dados foram obtidos no website da Agência Nacional de Petróleo (ANP) (ANP, 2016).

A variável de interesse ( $y_t$ ) é a margem média semanal de ganho dos postos revendedores, definida como a diferença entre o preço de revenda e o preço cobrado pelas distribuidoras. A série tem 638 observações, cobrindo o período que vai de 15 de maio de 2004 a 30 de junho de 2016, e foi linearizada, de modo que as estimativas são conduzidas com a variável de interesse transformada no seu logaritmo natural.

Gráfico 1 – Preços médios da gasolina praticados pelas revendedoras e pelos distribuidores em Salvador BA (em R\$ de agosto de 2016).

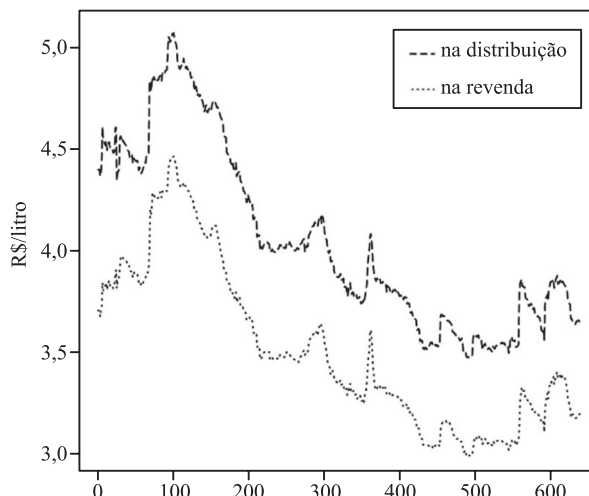
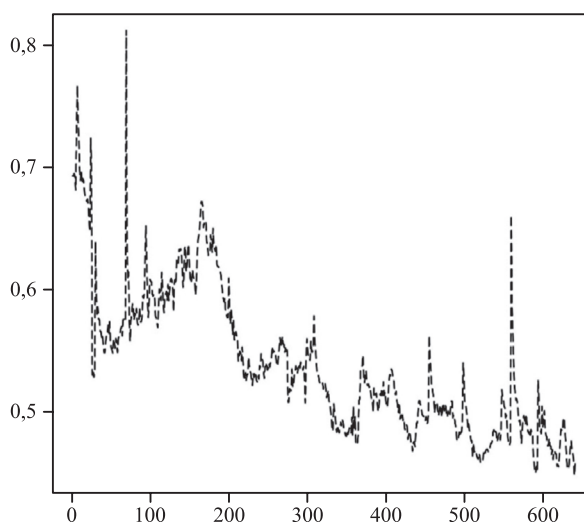


Gráfico 2 – Margem média de ganho com a comercialização de gasolina tipo C em Salvador BA (em R\$ de agosto de 2016)



## 5 Estimação do modelo

Inicialmente, como é de praxe, deve-se proceder à verificação da ordem de integração a fim de determinar a maneira adequada de tratar a série. A condução do teste de raiz unitária visa avaliar se choques têm efeitos transitórios ou permanentes. Nesse sentido, o teste Dickey-Fuller Aumentado (ADF), conduzido 5 defasagens selecionadas pelo Critério de Informação de Akaike (AIC), reporta a seguinte equação como resultado:

$$y = -0,022 - 0,033y_{t-1} - 0,242 \Delta y_{t-1} - 0,207 \Delta y_{t-2} - 0,111 \Delta y_{t-3} - 0,179 \Delta y_{t-4} - 0,111 \Delta y_{t-5} + \hat{u}_t \quad (5.1)$$

$(0,01) \quad (0,01) \quad (0,00) \quad (0,00)$   
 $(0,01) \quad (0,00) \quad (0,01)$

em que os p-valores são apresentados entre parênteses e o valor estimado para o coeficiente de interesse é de -0,033. Comparando-se esse resultado com o p-valor associado, que é de 0,008, pode-se, certamente, rejeitar a hipótese nula de raiz unitária. Aqui, a conclusão a que se chega é que a margem de ganho dos postos revendedores é um processo estacionário e, portanto, choques têm efeitos transitórios, ou seja, a série retornará à sua média após a dissipação dos efeitos desses choques.

Dado que o processo é estacionário a série pode ser tratada em nível. O próximo passo é estimar o modelo linear que servirá, inclusive, de ponto de partida para a definição do número adequado de defasagens a serem incluídas no modelo não linear. Sendo assim, considere a seguinte estimativa:

$$y = -0,021 + 0,735y_{t-1} + 0,027 y_{t-2} + 0,095y_{t-3} - 0,069y_{t-4} + 0,073 y_{t-5} + 0,108y_{t-6} + \hat{u}_t \quad (5.2)$$

$(0,01) \quad (0,00) \quad (0,59) \quad (0,05)$   
 $(0,16) \quad (0,14) \quad (0,01)$

em que os valores-p são apresentados entre parênteses e valor para o critério AIC é de -4,452. Vale ressaltar que se o modelo é estimado com 7 defasagens o critério de informação atinge o menor valor dentre todas as 48 alternativas testadas (-4,457).

Entretanto, dado o conhecido problema da sobreparametrização do critério, que a sétima defasagem não é estatisticamente significativa e a irrisória diferença entre as duas especificações optou-se, de acordo com o critério da parcimônia, pelo modelo com seis defasagens. Além disso, obviamente a Equação 5.2 poderia ser reestimada, excluindo-se as defasagens 2, 4 e 5, mas trata-se apenas de um ponto de partida.

Em seguida, deve-se verificar se o modelo linear é adequado à descrição do comportamento da margem de ganho. Para tanto, o resultado do teste de linearidade indica se a série pode ser adequadamente tratada através de um modelo linear ou não. No primeiro caso, os revendedores não têm poder de mercado, qualquer alteração nos preços pratica-

dos pelas distribuidoras será imediatamente repassada aos consumidores. Na segunda hipótese, os revendedores têm poder de mercado e podem, em alguma medida, determinar quando e quanto dessa alteração será repassada para os consumidores.

O resultado da aplicação do teste de definição do número de regimes conduz às seguintes conclusões: a) testando-se a hipótese de linearidade ( $H_0$ ) contra um modelo TAR com dois regimes, o valor do teste é de 44,1 e p-valor associado de 0,02; b) o teste de um modelo linear contra um modelo TAR de três regimes reporta um valor de teste de 68,8 e p-valor de 0,03, e; c) quando o teste é empregado para determinar se hipótese nula de dois regimes contra a alternativa de três regimes ( $H_0$ ) não deve ser rejeitada, pois o valor da estatística de teste é de 23,1 e o p-valor de 0,18.

Infere-se, portanto, que, com base nos dois primeiros resultados, é possível rejeitar a hipótese nula de linearidade. E o terceiro resultado mostra que um modelo não linear com dois regimes é preferível ao de três regimes. De maneira geral, os resultados permitem concluir que uma especificação não linear com dois regimes é mais adequada à descrição do comportamento da margem de ganho dos postos revendedores. É interessante observar também que esse resultado se contrapõem ao encontrado por Silva et al. (2014) que concluíram pela existência de assimetrias apenas quando empregado um modelo de correção de erros MTAR.

Em seguida são estimados os modelos não lineares descritos na Seção 3. Considere, a esse propósito, a seguinte especificação cujo resultado, obtidos com o um de modelo TAR e 6 defasagens, é o seguinte:

$$y = \left[ \begin{aligned} & -0,024 + 0,902y_{t-1} + 0,007y_{t-2} \\ & \quad (0,12) \quad (0,00) \quad (0,94) \\ & -0,037 y_{t-3} + 0,105 y_{t-4} + 0,063y_{t-5} \\ & \quad (0,60) \quad (0,10) \quad (0,26) \\ & + 0,138 y_{t-6} \end{aligned} \right] \cdot I_{\{y_t < -0,556\}} + \left[ \begin{aligned} & -0,077 + 0,512y_{t-1} - 0,006y_{t-2} \\ & \quad (0,00) \quad (0,00) \quad (0,92) \\ & + 0,197y_{t-3} - 0,043y_{t-4} + 0,126y_{t-5} \\ & \quad (0,00) \quad (0,18) \\ & + 0,058y_{t-6} \end{aligned} \right] \cdot I_{\{y_t \geq -0,556\}} + \hat{u}_t \quad (5.3)$$

$(0,43)$

A defasagem da variável *threshold* foi definida minimizando-se o AIC, que é de , e o valor estimado do *threshold* é de -0,556. Logo, o limiar da margem de ganho que divide o comportamento da série é de, aproximadamente,  $e^{-0,556}=0,57$ . As velocidades de ajustamento diferem consideravelmente de um regime para outro. De acordo com as estimativas obtidas, essas velocidades são de  $\phi_{(1,1)}=0,90$ , no regime de baixa, e de  $\phi_{(2,1)}=0,51$ , no regime de alta. Isso significa que quando a diferença entre o preço de revenda e o preço na bomba é inferior a R\$ 0,57, isto é,  $y_t < -0,556$ , cerca de 90% da discrepância é corrigida até o período seguinte. No entanto, quando a margem de ganho é igual ou maior que R\$ 0,57 apenas metade da discrepância é corrigida até o período seguinte.

A estimação do modelo MTAR, com a variável de estado assumindo a forma de  $\Delta y_t = y_t - y_{t-1}$ , reporta os seguintes resultados:

$$\begin{aligned}
 y_t = & \left[ \begin{array}{l} -0,012 + 0,986y_{t-1} - 0,173y_{t-2} \\ (0,17) \quad (0,00) \quad (0,01) \end{array} \right. \\
 & + \left. \begin{array}{l} 0,059y_{t-6} \\ (0,17) \end{array} \right] \cdot I_{\{\Delta y_t < -0,007\}} \\
 & + \left[ \begin{array}{l} -0,009 + 0,482y_{t-1} + 0,388y_{t-2} \\ (0,57) \quad (0,00) \quad (0,00) \end{array} \right. \\
 & - \left. \begin{array}{l} 0,082y_{t-3} - 171y_{t-4} + 0,202y_{t-5} \\ (0,56) \quad (0,06) \quad (0,07) \end{array} \right. \\
 & + \left. \begin{array}{l} 0,151y_{t-6} \\ (0,08) \end{array} \right] \cdot I_{\{\Delta y_t \geq -0,007\}} + \hat{u}_t
 \end{aligned} \tag{5.4}$$

em que o valor limite para a mudança do estado do sistema é  $\tau = -0,007$ . O valor do AIC para essa especificação é de o que sugere, adicionalmente, que esse modelo é preferível ao da Equação 5.3.

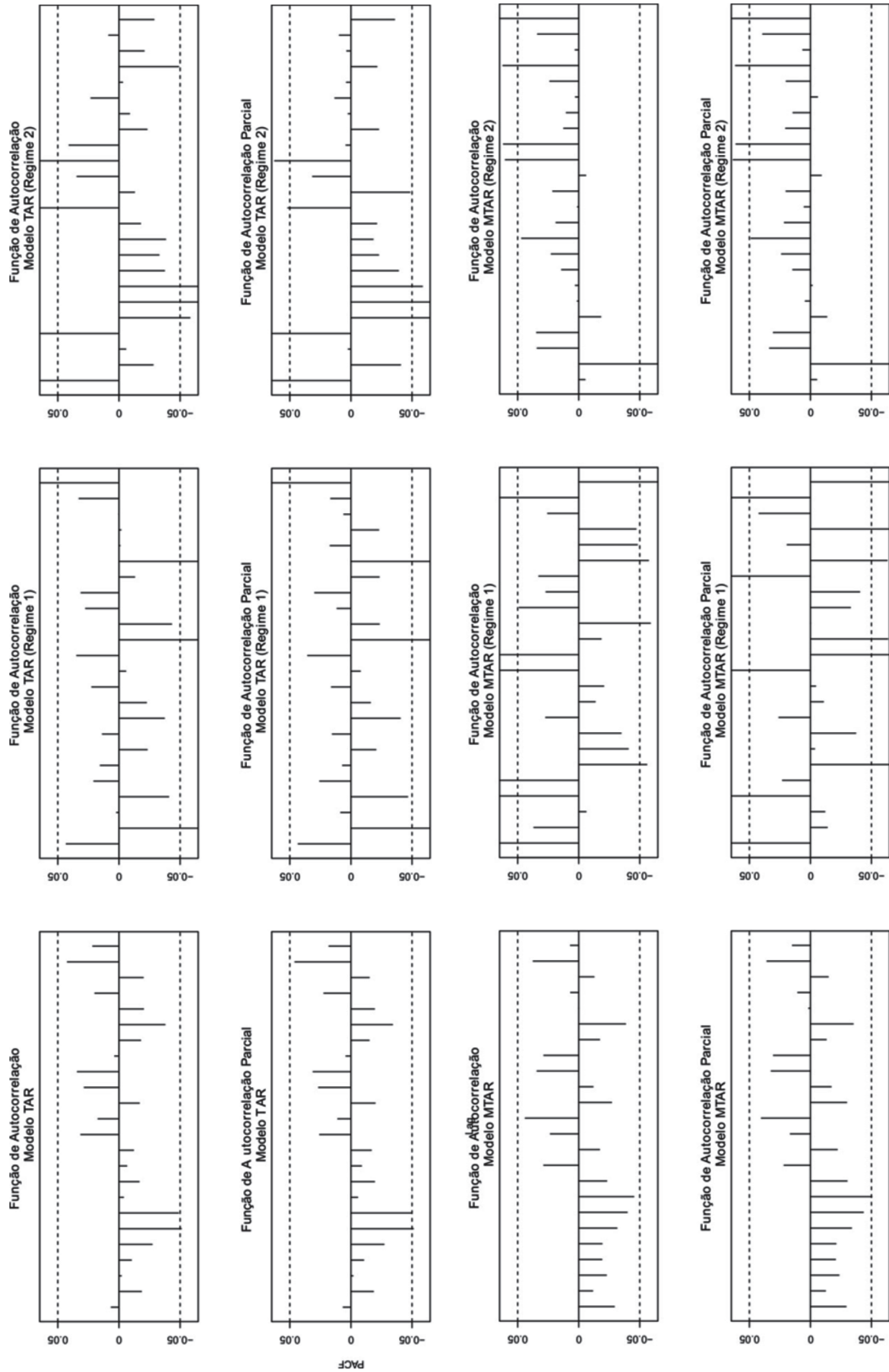
Os resultados obtidos com a Equação 5.4 mostram que quase toda a discrepância é recuperada de um período para o outro quando  $y_t - y_{t-1} < 0,007$ . Recuperar o valor dessa diferença não é tão direto e quanto no modelo TAR porque envolve a diferença de valores linearizados. Mas uma olhada na base de dados ajuda a entender o que está acontecendo. Por exemplo, em 26 de julho de 2015 o preço médio nas bombas de gasolina era de R\$ 3,75 e nas distribuidoras de R\$ 3,27, o que gerava uma margem média de R\$ 0,485.

Na semana seguinte, em 02 de agosto de 2015, o preço médio praticado pelas distribuidoras havia caído para R\$ 3,19 e nas bombas para 3,67, o que resultava numa margem de ganho de R\$ 0,482. Tomando-se a diferença entre as duas observações, tem-se que o valor correspondente a  $\tau = -0,007$  é R\$ -0,003. Pode-se dizer, portanto, que quando a diferença entre um período é outro, é menor que R\$ -0,003, quase toda a discrepância na margem de ganho é recuperada entre a data atual e período imediatamente anterior. Por outro lado, quando a diferença é maior ou igual a R\$ -0,003 cerca de metade da discrepância é recuperada até o período seguinte.

Da análise dos valores estimados para os coeficientes em ambos os modelos surge uma preocupação. O valor de  $\phi_{(1,1)}$  é de 0,902 com a Equação (5.3) e de 0,986 com a Equação 5.4. E isso levanta suspeitas sobre as estacionariedade do sistema no regime em que o sistema está acima do *threshold*. De fato, analisando as funções de autocorrelação e autocorrelação parcial, mostradas na Figura 1, é possível perceber que não são significativas as autocorrelações dos resíduos obtidos com ambos os modelos e considerando ambos os regimes indistintamente.

No entanto, considerando separadamente os resíduos dos modelos das Equações (5.3) e (5.4) em cada um dos regimes é possível perceber que não é possível rejeitar a presença de autocorrelação e autocorrelação parcial. Há autocorrelação significativa mesmo em defasagens bastante elevadas. Por isso, a visualização das funções de autocorrelação e autocorrelação parcial reforçam a suspeita da existência de um processo não estacionário. Ademais, os resultados do teste ADF sugerem a estacionariedade da série em torno de uma média única, mas nada impede que uns dos regimes seja estacionário e o outro não. Para dirimir essa dúvida a série foi submetida ao teste de raiz unitária parcial de Caner e Hansen (2001) cujos resultados são mostrados nas Tabela 1 e Tabela 2.

Figura 1 – Funções de autocorrelação e autocorrelação parcial dos resíduos de (5.3) e (5.4).



O número de defasagens é mais uma vez selecionado, minimizando-se o AIC. O valor de  $r$  é selecionado endogenamente maximizando o valor de  $W_T$ , o que equivale a minimizar a variância residual. Na Tabela 1, observa-se que  $W_T$  é maximiza-

do com  $r=1$ . Isso significa que a variância residual é minimizada com  $W_T=47,92$  e que, portanto, deve-se escolher essa defasagem para determinação do valor de *threshold*. A partir da definição desses parâmetros, o valor encontrado para  $\tau$  é de  $-0,557$ .

Tabela 1 – Testes de raiz unitária para os modelos assimétricos com limiar de transição entre os regimes. Modelo TAR, equação (5.3)

| Teste bootstrap para presença de threshold |        |         |         | p-valores |         |       |         |       |         |       |         |
|--|--------|---------|---------|-----------|---------|-------|---------|-------|---------|-------|---------|
| r  | $W_T$  | 5% V.C. | p-valor | R1T       |         | R1T   |         | t1    |         | t2    |         |
|  |        |         |         | Boot.     | Assint. | Boot. | Assint. | Boot. | Assint. | Boot. | Assint. |
| 1  | 47,920 | 33,890  | 0,033   | 0,020     | 0,002   | 0,021 | 0,003   | 0,407 | 0,723   | 0,005 | 0,002   |
| 2  | 37,160 | 33,210  | 0,062   | 0,034     | 0,005   | 0,036 | 0,007   | 0,280 | 0,479   | 0,014 | 0,012   |
| 3  | 21,570 | 33,520  | 0,199   | 0,296     | 0,288   | 0,315 | 0,328   | 0,387 | 0,701   | 0,138 | 0,324   |
| 4  | 26,610 | 32,430  | 0,113   | 0,269     | 0,245   | 0,288 | 0,280   | 0,452 | 0,798   | 0,098 | 0,220   |
| 5  | 31,370 | 32,530  | 0,071   | 0,367     | 0,394   | 0,394 | 0,443   | 0,384 | 0,656   | 0,210 | 0,486   |
| 6  | 46,370 | 32,480  | 0,028   | 0,489     | 0,645   | 0,546 | 0,708   | 0,431 | 0,753   | 0,327 | 0,681   |

Fonte: Elaboração própria.

Tabela 2 - Testes de raiz unitária para os modelos assimétricos com limiar de transição entre os regimes. Modelo TAR, equação (5.4)

| Teste bootstrap para presença de threshold |        |         |         | p-valores |         |          |         |       |         |       |         |
|--|--------|---------|---------|-----------|---------|----------|---------|-------|---------|-------|---------|
| r  | $W_T$  | 5% V.C. | p-valor | $R_{1T}$  |         | $R_{1T}$ |         | $t_1$ |         | $t_2$ |         |
|  |        |         |         | Boot.     | Assint. | Boot.    | Assint. | Boot. | Assint. | Boot. | Assint. |
| 1  | 58,530 | 31,460  | 0,013   | 0,399     | 0,530   | 0,427    | 0,588   | 0,403 | 0,759   | 0,274 | 0,543   |
| 2  | 41,490 | 31,170  | 0,029   | 0,112     | 0,094   | 0,101    | 0,086   | 0,943 | 0,896   | 0,046 | 0,044   |
| 3  | 25,200 | 32,840  | 0,108   | 0,317     | 0,416   | 0,338    | 0,467   | 0,137 | 0,240   | 0,805 | 0,961   |
| 4  | 60,140 | 33,130  | 0,012   | 0,034     | 0,011   | 0,036    | 0,014   | 0,020 | 0,008   | 0,477 | 0,828   |
| 5  | 30,420 | 34,150  | 0,076   | 0,307     | 0,403   | 0,328    | 0,453   | 0,130 | 0,231   | 0,802 | 0,961   |
| 6  | 35,090 | 35,970  | 0,055   | 0,220     | 0,268   | 0,235    | 0,305   | 0,148 | 0,273   | 0,393 | 0,742   |

Fonte: Elaboração própria.

O teste  $W_T$  rejeita, para um valor crítico de 5%, a hipótese nula de não haver comportamento assimétrico, o implica, mais uma vez, rejeitar o modelo linear em favor do modelo TAR. A mesma conclusão pode ser alcançada com  $r = 6$ . Com a especificação MTAR (Tabela 2) chega-se a mesma conclusão, mas a ordem de defasagem da variável *threshold* é  $r=4$ , de maneira que,  $z_t = y_{t-3} - y_{t-4}$ , e  $\tau = -0,017$ , a especificação que maximiza  $W_T$ . E, nesse caso, com um p-valor de 0,012 a hipótese nula de linearidade é também rejeitada. Em resumo, a conclusão a que se chega, mais uma vez, é que a margem de ganho dos postos de venda não pode ser tratada como uma série linear.

A atenção se volta agora para a estacionariedade da série. As estatísticas do teste de raiz unitária

com os modelos TAR e MTAR são  $R_{1T}$ ,  $R_{2T}$ ,  $t_1$  e  $t_2$  e estão apresentadas para cada ordem de defasagem de  $r=1, \dots, 6$ . Ambos os p-valores, assintóticos e de *bootstrap* são igualmente apresentados. Observe que, os valores de  $R_{1T}$  e  $R_{2T}$  são bastante semelhantes e que no modelo TAR, com  $r=1$  e  $r=2$ , pode-se rejeitar a hipótese nula em favor da alternativa  $\rho_1 < 0$  ou  $\rho_2 < 0$ . Uma conclusão semelhante é obtida analisando-se os resultados para o modelo MTAR com  $r=4$ . Contudo, ainda que uma estatística de teste significativa a 5% implique rejeição da hipótese de raiz unitária, permanece a incerteza sobre se se trata de um processo estacionário ou de raiz unitária parcial.

Para concluir se o caso em tela é de um processo estacionário ou de raiz unitária parcial é

preciso analisar as estatísticas  $t_1$  e  $t_2$ . Assim procedendo, percebe-se que, no modelo TAR, com  $r=1$  os valores-p de  $t_1$  são 0,407 e 0,723, obtidos, respectivamente, por *bootstrap* e assintoticamente. Já os valores de  $t_2$  são de 0,005 e 0,002. Conclui-se, portanto, diante das evidências, que não é possível rejeitar a hipótese de raiz unitária em um dos regimes, mas deve-se rejeitar no outro. À mesma conclusão é obtida a partir dos resultados do modelo MTAR, dado que, para  $r=4$ , obtém-se  $t_1=0,020$  e 0,008 e  $t_2=0,477$  e 0,828, respectivamente, por *bootstrap* e assintoticamente. É importante notar ainda que os regimes estacionário e de raiz unitária invertem-se de um modelo para outro.

Com esses resultados, a conclusão a que se chega é que a margem de ganho dos postos de revenda de gasolina em Salvador/BA se comporta como um caso particular de estacionariedade em apenas um dos regimes. Esse resultado vai ao encontro das conclusões de Uchoa (2008) que estimou modelo de correção de erros na forma de TAR em que um dos regimes mostrava-se estatisticamente não significativo, isto é, o sistema retornava ao equilíbrio de longo prazo apenas em um dos regimes. O mesmo pode-se dizer aqui. A raiz unitária parcial indica que a margem de ganho só retorna à sua média em um dos regimes, mas, no outro, choques se propagam indefinidamente. Logo, se a série estiver no regime com raiz unitária não haverá retorno da margem de ganho à sua média e isso significa que os postos de revenda podem não repassar variações nos preços praticados pelas distribuidoras para os consumidores.

Aqui a série empregada na análise é a diferença entre o preço de revenda e o da distribuidora, que se traduz na margem de ganho dos postos revendedores. Se o mercado de gasolina fosse caracterizado como uma estrutura competitiva em que as empresas não tivessem poder de mercado, então a série deveria se ajustar diante de variações positivas e negativas na mesma velocidade. Não é o que acontece. Os resultados indicam que existem dois regimes distintos, um de alta e outro de baixa, bem caracterizados e que, um desses, é não estacionário. Diante disso, é forçoso concluir que os postos revendedores de gasolina podem postergar, ou mesmo não ajustar, a sua margem de ganho, por exemplo, quando ela estiver caindo. Isso evidencia que há poder de mercado e, portanto, que há perda de bem-estar e eficiência.

## 6 Considerações finais

Os resultados das estimativas e dos testes econométricos mostram que a margem de ganho dos postos revendedores se comporta como um processo de raiz unitária parcial, o que pôde ser constatado com aplicação de testes específicos para detecção desse tipo peculiar de não estacionariedade. Nesse sentido, em um dos regimes a série retorna à sua média amostral após o decurso de certo período de tempo, mas no outro, a série não absorve os choques que se propagam indefinidamente ao longo do tempo. Isso significa que há um regime em que os revendedores podem, por exemplo, aumentar sua margem de ganho e assim mantê-la indefinidamente.

No geral, os resultados contribuem para a discussão sobre a TAP no mercado de gasolina. A principal contribuição desse artigo é quanto ao método de análise que, até onde se pode perceber, ainda não havia sido empregado na investigação da TAP. Com isso, foi possível tratar aspectos específicos do comportamento da série, o que não seria possível com os métodos tradicionalmente empregados. Em resumo, pode-se dizer que, no mercado de gasolina de Salvador/BA, a margem de ganho dos revendedores só se ajusta a mudanças nos preços das distribuidoras em um dos regimes, o que mostra que os revendedores podem auferir lucros extraordinário no longo prazo.

Adicionalmente, a estimação de dois modelos autorregressivos com *threshold* mostrou resultados que permitem concluir que a margem de ganho tem comportamento não linear, o que é incompatível com uma estrutura de mercado caracterizada como uma concorrência perfeita. Por conseguinte, pode-se afirmar que os postos de revenda de gasolina tipo C no município de Salvador/BA têm poder de mercado, dado que a análise do comportamento da margem de ganho dos revendedores evidenciou um padrão de comportamento assimétrico da variável de interesse. Nesse sentido, essa conclusão traz consigo a necessidade de estudos adicionais, que possibilitem identificar quais as razões para essa imperfeição e que tipo de política pública poderia aumentar a competitividade nesse mercado.

Conclui-se, portanto, que o mercado de gasolina de Salvador/BA pode ser caracterizado mais adequadamente como uma competição imperfeita, dado que as firmas têm algum poder de mercado

pois, com ambos os modelos de transição determinística, pode-se afirmar que a margem de ganho dos postos revendedores se comporta de maneiras distintas a depender do estado do sistema. Isso não permite concluir pela existência de um cartel, mas é possível dizer, certamente, que há TAP e que, portanto, os preços não se ajustam com a mesma velocidade diante de quedas ou aumentos nos preços praticados pelas distribuidoras.

## Referências

ANP. AGÊNCIA NACIONAL DO PETRÓLEO, GÁS NATURAL E BIOCOMBUSTÍVEIS.

**Sistema de levantamento de preços**, Brasília, DF, 2016. Disponível em: <<http://www.anp.gov.br/preco/>>. Acesso em: 25 set. 2016.

BACON, R. W. Rockets and feathers: the asymmetric speed of adjustment of UK retail gasoline prices to cost changes. **Energy Economics**, v. 13, p. 211-218, 1991.

BORENSTEIN, S.; CAMERON, A. C.; GILBERT, R. Do gasoline prices respond asymmetrically to crude oil price changes? **The Quarterly Journal of Economics**, v. 112, p. 305-339, 1997.

CANEDO-PINHEIRO, M. Assimetrias na transmissão dos preços dos combustíveis: o caso do óleo diesel no Brasil. **Revista Brasileira de Economia**, v. 66, p. 557-578, Out-Dez., 2012.

CANER, M.; HANSEN, B. E. Threshold autoregression with a near unit root. **Econometrica**, v. 69, p. 1555-1596, Nov 2001.

CHAN, K.-S. Consistency and limiting distribution of the least squares estimator of a threshold autoregressive model. **Annals of Statistics**, v. 35, p. 520-533, 1993.

CADE. CONSELHO ADMINISTRATIVO DE DEFESA ECONÔMICA. **Cartilha do CADE**. Brasília, DF: [s.n.], 2016. Disponível em: <<http://www.cade.gov.br/aceso-a-informacao/publicacoes-institucionais/cartilha-do-cade.pdf>>. Acesso em: 17 fev. 2017.

ENDERS, W.; GRANGER, C. W. J. Unit-root tests and asymmetric adjustment with an example using the term structure of inter-

est rates. **Journal of Business & Economic Statistics**, v. 16, p. 304-311, Jul 1998.

ENDERS, W.; SIKLOS, P. L. Cointegration and threshold adjustment. **Journal of Business & Economic Statistics**, v. 19, p. 166-176, Abr 2001.

FREY, G.; MANERA, M. Econometric models of asymmetric price transmission. **Journal of Economic Surveys**, v. 21, p. 349-415, 2007.

GALVÃO, G. Preço da gasolina dispara em Salvador. **Tribuna da Bahia - Cidade**, Salvador, 01 fev. 2017. Disponível em: <<http://www.tribuna-dabahia.com.br/2017/02/01/preco-da-gasolina-dispara-em-salvador>>. Acesso em: 17 fev. 2017.

GRANGER, C. W. J.; TERÄSVIRTA, T. **Modelling Nonlinear Economic Relationships**. New: Oxford University Press, 1993.

HAMILTON, J. D. **Time Series Analysis**. Princeton: Princeton University Press, 1994.

HANSEN, B. Inference in TAR models. **Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics**, v. 2, p. 1-14, 1997.

HANSEN, B. Testing for linearity. **Journal of Economic Surveys**, v. 13, p. 551-576, Dec 1999.

MEYER, J.; VON CRAMON-TAUBADEL, S. Asymmetric price transmission: a survey. **Journal of Agricultural Economics**, v. 55, p. 3, 2004.

OWYANG, M. T.; VERMANN, E. K. Rockets and feathers: why don't gasoline prices always move in sync with oil prices? **The Regional Economist, Federal Reserve Bank of St. Louis**, St. Louis, n. October, 2014. Disponível em: <[https://www.stlouisfed.org/~media/Files/PDFs/publications/pub\\_assets/pdf/re/2014/d/oil\\_prices.pdf](https://www.stlouisfed.org/~media/Files/PDFs/publications/pub_assets/pdf/re/2014/d/oil_prices.pdf)>. Acesso em: 18 fev. 2017.

PELTZMAN, S. Prices rise faster than they fall. **Journal of Political Economy**, v. 108, p. 466-502, 2000.

PERDIGUERO-GARCÍA, J. Symmetric or asymmetric oil prices? A meta-analysis approach. **Energy Policy**, v. 57, p. 389-397, 2013.

SAMUELSON, P. A.; NORDHAUS, W. D. **Economia**. 19.ed. São Paulo, SP: McGrawHill, 2012.

SANTOS, J. Z.; AGUIAR, D. R. D.; FIGUEIREDO, A. M. Assimetria na transmissão de preços e poder de mercado: o caso do mercado varejista de etanol no estado de São Paulo. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v. 53, p. Abr-Jun, 2015.

SILVA, A. S. et al. Symmetric transmission of prices in the retail gasoline market in Brazil. **Energy Economics**, v. 43, p. 11-21, 2014.

TAPPATA, M. Rockets and Feathers: Understanding Asymmetric Pricing. **The RAND Journal of Economics**, v. 40, n. 4, p. 673-687, Winter 2009. ISSN 4.

TONG, H. On a threshold model. In: \_\_\_\_\_ **Pattern recognition and signal processing**. Netherlands: Sijthoff & Noordhoff, 1978. p. 575-586.

UCHÔA, C. F. A. Testando a assimetria nos preços da gasolina brasileira. **Revista Brasileira de Economia**, v. 62, p. 103-117, Jan-Mar 2008.

VARIAN, H. R. **Microeconomic Analysis**. 3.ed. New: W. W. Norton & Company, 2010.



