

Revista de Desenvolvimento e Políticas Públicas

Vol. 3 n. 1 | 2019

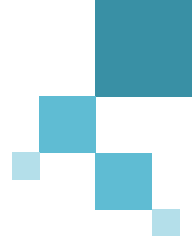
ISSN 2447-360X

A caracterização do desenvolvimento socioeconômico dos municípios da mesorregião mineira do Vale do Rio Doce | Geraldo Moreira Bittencourt e Luckas Sabioni Lopes

Análise da Curva Ambiental de Kuznets para um conjunto de países utilizando regressão quantílica | Valquíria Soares da Silva e Thiago Costa Soares

Impacto do Programa Bolsa Família sobre a incidência de trabalho infantil: uma análise para as regiões Nordeste e Sudeste do Brasil | Cinara Tatiana Simonino, Wiron José Saraiva Matos e Cristiana Tristão Rodrigues

Interdependência do Brasil e dos Estados Unidos no mercado da soja em grão: uma análise da situação e das perspectivas | Andressa Lemes Proque



EDITORIA

Elaine Aparecida Fernandes

CORPO EDITORIAL

Alexandre Nunes de Almeida (Esalq-USP)
André Luís da Silva Leite (UFSC)
Cleomar Gomes da Silva (UFU)
Jorge Cláudio Cavalcante de Oliveira Lima (BNDES)
José Gustavo Feres (IPEA)
Lia Hasenclever (UFRJ)
Luiz Carlos Delorme Prado (UFRJ)
Reinaldo Gonçalves (UFRJ)
Renata Lèbre La Rovere (UFRJ)
Wilson Suzigan (UNICAMP)

CONSELHO EDITORIAL

Eduardo Lopes Marques
Evandro Camargos Teixeira
Jader Fernandes Cirino

PRODUÇÃO

Departamento de Economia - Universidade Federal de Viçosa

Todos os trabalhos submetidos para publicação na REDEPP são avaliados, no seu mérito científico, por membros do Conselho Editorial e por consultores "ad hoc", sendo os critérios de: (I) pertinência do trabalho ao escopo do periódico; (II) qualidade linguística; (III) fundamentação teórica e contribuição para a produção do conhecimento; e (IV) obediência as normas para apresentação de trabalho definidas pelo Corpo Editorial. As afirmações e os conceitos emitidos nos artigos publicados são de inteira responsabilidade dos seus autores, não expressando a opinião dos membros do Comitê Editorial.

SUMÁRIO

A CARACTERIZAÇÃO DO DESENVOLVIMENTO SOCIOECONÔMICO DOS MUNICÍPIOS DA MESORREGIÃO MINEIRA DO VALE DO RIO DOCE <i>A characterization of the socio-economic development pattern in the Vale do Rio Doce mesoregion</i>	03
Geraldo Moreira Bittencourt Luckas Sabioni Lopes	
ANÁLISE DA CURVA AMBIENTAL DE KUZNETS PARA UM CONJUNTO DE PAÍSES UTILIZANDO REGRESSÃO QUANTÍLICA <i>Kuznets Environmental Curve analysis for a set of countries using quantile regression</i>	17
Valquíria Soares da Silva Thiago Costa Soares	
IMPACTO DO PROGRAMA BOLSA FAMÍLIA SOBRE A INCIDÊNCIA DE TRABALHO INFANTIL: UMA ANÁLISE PARA AS REGIÕES NORDESTE E SUDESTE DO BRASIL <i>Impact of the Bolsa Família Program on the incidence of child labor: an analysis for the Northeast and Southeastern of Brazil</i>	28
Cinara Tatiana Simonino Wiron José Saraiva Matos Cristiana Tristão Rodrigues	
INTERDEPENDÊNCIA DO BRASIL E DOS ESTADOS UNIDOS NO MERCADO DA SOJA EM GRÃO: UMA ANÁLISE DA SITUAÇÃO E DAS PERSPECTIVAS <i>Interdependence of Brazil and the United States in the soybeans market: an analysis of the situation and perspectives</i>	41
Andressa Lemes Proque	

Revista de Desenvolvimento e Políticas Públicas

A caracterização do desenvolvimento socioeconômico dos municípios da mesorregião mineira do Vale do Rio Doce

A characterization of the socio-economic development pattern in the Vale do Rio Doce mesoregion

Geraldo Moreira Bittencourt^a

Lucas Sabioni Lopes^b

RESUMO

O presente estudo tem como objetivo principal analisar o padrão espacial do desenvolvimento da mesorregião mineira do Vale do Rio Doce. Para tanto, este estudo aborda o tema dentro de uma perspectiva multivariada, abrangendo diversos indicadores econômicos e sociais. Desse modo, por meio das técnicas de análise estatística multivariada, denominadas análise fatorial e de *cluster*, foram construídos fatores e grupos de características comuns dos diversos municípios, os quais serviram para captar os diferentes padrões de desenvolvimento socioeconômico da região. Com base no agrupamento resultante, pôde-se evidenciar o desenvolvimento desequilibrado e heterogêneo entre os municípios que compõem a mesorregião do Vale do Rio Doce, principalmente quanto aos indicadores referentes ao dinamismo de cada economia e ao nível de industrialização.

Palavras-chave: Desenvolvimento socioeconômico; Análise fatorial; Análise de *cluster*; Municípios; Vale do Rio Doce.

JEL: O18.

ABSTRACT

In the present study, we analyze the spatial patterns of development in the Vale do Rio Doce mesoregion, Minas Gerais State, Brazil, within a multivariate perspective, which takes account to various economic and social indicators. In this sense, multivariate statistical tools were utilized, namely, factorial and cluster analysis, in order to find factors of variables and groups of municipalities that share common characteristics. Our results show a heterogeneous and unbalanced development in the Vale do Rio Doce mesoregion, especially when it comes to indicators of economic dynamism and industrialization level.

Keywords: Socio-economic development; Factor analysis; Cluster analysis; Municipalities; Vale do Rio Doce.

^aProfessor do Departamento de Economia da Universidade Federal de Juiz de Fora, *campus* Governador Valadares (UFJF/GV). E-mail: geraldo.bittencourt@ufjf.edu.br.

^bProfessor do Departamento de Economia da Universidade Federal de Juiz de Fora, *campus* Governador Valadares (UFJF/GV). E-mail: lucas.lopes@ufjf.edu.br.

1. Introdução

O desenvolvimento econômico se caracteriza pelo aumento sustentado da produtividade ou da renda *per capita*, seguido por sistemático processo de acumulação de capital e incorporação de progresso técnico. Nesse sentido, de acordo com o *United Nations Development Programme* (UNDP, 1999), esse fenômeno consiste em um processo de ampliação das escolhas das pessoas, representando, de modo geral, o objetivo básico perseguido por cada economia. No entanto, o desenvolvimento econômico é notadamente desigual entre países e mesmo internamente, onde determinadas regiões tendem a se destacar, tornando-se polos de atração, enquanto outras permanecem estagnadas.

Nos últimos anos, com a busca de novas estratégias de desenvolvimento local e de determinada região, as teorias sobre desenvolvimento regional vêm sendo modificadas. Segundo Amaral Filho (1996), uma das maiores contribuições para este processo foi a Teoria do Desenvolvimento Endógeno. Esta teoria procura mostrar que os fatores determinantes do desenvolvimento regional são aqueles existentes no interior de cada localidade e não fora dela, o que evidencia a importância de se analisar a heterogeneidade de características entre regiões. Portanto, a ideia do desenvolvimento endógeno postula a criação de políticas de fortalecimento e qualificação das estruturas internas, sempre visando a construção de um desenvolvimento originalmente local e a criação de condições sociais e econômicas para a geração e a atração de novas atividades produtivas (AMARAL FILHO, 1996).

No caso de Minas Gerais, particularmente, segundo Queiroz (2001), o estado apresenta um dos maiores níveis de desigualdade do país. No território mineiro coexistem áreas dinâmicas, modernas e com indicadores socioeconômicos de alto nível, ao lado de outras estagnadas, que proporcionam precárias condições de vida para suas populações. Este contraste se deve tanto a fatores socioeconômicos, como geográficos.

Este panorama geral do estado de Minas Gerais se repete internamente, dentro de suas próprias subdivisões. Nesse sentido, conforme Cirino e González (2011), a mesorregião do Vale do Rio Doce (VRD)¹ é uma das regiões mineiras que melhor representa a citada heterogeneidade socioeconômica. De acordo com os autores, nessa mesorregião coexistem municípios extremamente dinâmicos e com alto padrão de vida, ao lado de outros com economias estagnadas e condições de vida mais modestas.

Dentro deste contexto, torna-se interessante analisar e identificar a diversidade do padrão do desenvolvimento econômico e social entre os municípios da mesorregião mineira do Vale do Rio Doce; ou seja, a identificação dos municípios mais dinâmicos e daqueles com pior padrão de desenvolvimento. Portanto, considerando o fato de que os municípios que compõem a mesorregião do VRD possuem realidades socioeconômicas muito diferentes entre si, a começar pelo tamanho populacional, o presente estudo busca esclarecer as seguintes questões: quais são os fatores determinantes do nível de desenvolvimento socioeconômico dos municípios da mesorregião do Vale do Rio Doce? A análise dessas características relevantes possibilita o estabelecimento de agrupamentos municipais bem definidos?

A partir do problema de pesquisa proposto, tem-se como objetivo geral analisar o padrão espacial do desenvolvimento da mesorregião do Vale do Rio Doce. Desse modo, com a base de dados atualizada do último censo demográfico (ano de 2010), a presente pesquisa avança analisando as desigualdades do crescimento da mesorregião do VRD, além de abordar o tema dentro de uma perspectiva multivariada, abrangendo diversos indicadores econômicos e sociais. Para tanto, construíram-se fatores e grupos de características comuns dos diversos municípios, os quais serviram para captar os diversos padrões de desenvolvimento econômico da região.

A relevância deste estudo reside no fato de que um diagnóstico analítico e descritivo das características dos municípios e das populações de uma determinada região revela-se um passo fundamental para a criação de informações que possam ser úteis ao planejamento, implementação e avaliação de políticas públicas que visem promover o desenvolvimento de uma determinada região.

¹ A mesorregião do VRD localiza-se na região leste do estado de Minas Gerais, possui uma área de 41.810 km² e é composta por 102 municípios. Em 2010, a mesorregião possuía uma população aproximada de 1,62 milhões de habitantes, uma densidade demográfica de 38,8 hab/km² e um Produto Interno Bruto (PIB) *per capita* de R\$12.945,28 (IBGE, 2011).

O artigo está estruturado em outras três seções, além desta introdução. Na seção a seguir, descreve-se o método e os dados utilizados na análise proposta. Na terceira parte, expõem-se os resultados e, por fim, a última seção contém a conclusão do trabalho.

2. Metodologia e estratégias de ação

Para o presente estudo, o emprego da técnica de análise estatística multivariada foi adotado devido ao caráter multidimensional do conceito de desenvolvimento socioeconômico, em abordagem. Mais especificamente, a partir das variáveis selecionadas, o método de análise fatorial foi utilizado para identificar os fatores relacionados ao nível de desenvolvimento socioeconômico e, posteriormente, foi utilizada outra técnica de estatística multivariada, conhecida como análise de agrupamento ou de *cluster*, a fim de se identificar e classificar os municípios da mesorregião de acordo com suas características socioeconômicas comuns.

Segundo Mingoti (2007), a análise fatorial tem como objetivo principal descrever a variabilidade original do vetor de variáveis X , em termos de um número menor r de variáveis aleatórias, chamadas de fatores comuns e que estão relacionadas com o vetor original X , através de um modelo linear. Neste modelo, parte da variabilidade de X é atribuída aos fatores comuns, sendo o restante da variabilidade de X atribuído às variáveis que não foram incluídas no modelo, ou seja, ao erro aleatório. Quando se tem um número elevado de variáveis e estas são correlacionadas entre si, pela análise fatorial é possível identificar um número menor de variáveis alternativas (denominadas fatores), não correlacionadas, que resumem as principais informações das variáveis originais.

De acordo com Dillon e Goldstein (1984), o modelo de análise fatorial pode ser apresentado na forma matricial, como a seguir:

$$X = \alpha F + \varepsilon \quad (01)$$

em que X representa o p -dimensional vetor transposto das variáveis observáveis, denotado por $X = (x_1, x_2, \dots, x_p)'$; F é o q -dimensional vetor transposto de variáveis não observáveis, ou variáveis latentes chamadas de fatores comuns, denotado por $F = (f_1, f_2, \dots, f_q)'$, sendo que $q < p$; ε é o p -dimensional vetor transposto de variáveis aleatórias ou fatores únicos, $\varepsilon = (e_1, e_2, \dots, e_p)'$; α representa a matriz ($p \times q$) de constantes desconhecidas, chamadas de cargas fatoriais, estas indicam a intensidade das relações entre as variáveis observadas com os fatores comuns. Quanto maior uma carga fatorial, mais associada com o fator se encontra a variável. A variância comum h_i^2 , ou comunalidade, representa quanto da variância total de X_i é reproduzida pelos fatores comuns, sendo calculada a partir do somatório ao quadrado das cargas fatoriais.

Haddad et al. (1989) demonstrou que as etapas a serem seguidas para a aplicação da análise fatorial são: (i) a montagem da matriz de correlações²; (ii) a extração dos fatores iniciais; (iii) a rotação dos fatores; e (iv) o cálculo dos escores fatoriais. A estimação dos fatores iniciais pode ser realizada por meio dos métodos dos componentes principais (CPs), do fator principal e de Máxima Verossimilhança. Neste trabalho, adotou-se o método dos CPs. A operacionalização desse método requer o cálculo das raízes características e dos vetores característicos normalizados.

O próximo passo é a rotação dos fatores. Kaiser (1958) propôs o método de rotação ortogonal Varimax, o qual facilita a interpretação das cargas fatoriais, pois procura minimizar o número de variáveis que tem elevado peso em um fator; com isso, cada um dos subconjuntos de variáveis originais torna-se mais associado com um determinado fator, guardando uma associação fraca com os demais. A rotação não altera os valores das comunalidades e a proporção da variância explicada pelo conjunto de fatores é a mesma, antes e depois da rotação.

Após esse procedimento, realiza-se o cálculo do escore fatorial. Haddad et al. (1989) demonstrou que, semelhante a uma regressão, ao utilizar as cargas fatoriais das variáveis como

² Segundo Mingoti (2007), é aconselhável que se utilize variáveis padronizadas para contornar o problema de unidades de medidas diferentes e a influência que uma variável com variância grande pode ter na determinação das cargas fatoriais. Assim, a análise fatorial é, quase sempre, feita com a matriz de correlações.

parâmetros estimados da equação e multiplicando-as pelos valores das variáveis que compõem aquele fator, obtém-se o valor estimado para a variável dependente, neste caso o escore fatorial.

Como complemento da análise fatorial, foi utilizada a técnica de estatística multivariada conhecida como análise de *cluster*. Segundo Mingoti (2007), esta análise é constituída por um conjunto de técnicas estatísticas com o objetivo de formar grupos de elementos homogêneos. Nesse sentido, em um mesmo grupo, os elementos devem possuir um elevado grau de homogeneidade, ao passo que as diferenças intergrupos devem ser as maiores possíveis.

A análise de agrupamento (ou de *cluster*) utiliza o conceito de distância entre as unidades de classificação. Entre os métodos para mensuração dessa distância encontra-se o da distância euclidiana, expressa algebricamente por:

$$D_{AB} = \sqrt{\sum_{i=1}^m (X_{Aj} - X_{Bj})^2} \quad (02)$$

em que D_{AB} é a medida de distância euclidiana do objeto A ao B ; e j é o indexador das variáveis. Quanto mais próximo de zero for a distância, maior a similaridade entre os objetos em comparação. Para a combinação das unidades em grupos, pode-se utilizar de métodos hierárquicos ou não hierárquicos. Os métodos hierárquicos podem ser aglomerativos ou divisivos. No presente estudo, a análise de agrupamento utilizada foi o método de Ward. Esta é uma metodologia de agrupamento hierárquico aglomerativo que, baseando-se na distância euclidiana, busca minimizar a variabilidade intragrupos e aumentar a intergrupos. Ou seja, este método tende a formar grupos com maior homogeneidade interna.

Quanto à base de dados necessária para a realização da presente pesquisa, ela foi obtida por meio dos dados do Censo Demográfico de 2010, realizado pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Desse modo, a fim de se captar o nível de desenvolvimento socioeconômico dos 102 municípios que compõem a mesorregião mineira do Vale do Rio Doce, foram selecionadas 16 variáveis (indicadores), apresentados no Quadro 1.

Quadro 1: Descrição das variáveis utilizadas

Variáveis	Descrição das variáveis	Medida
X1	Densidade demográfica	Hab/Km ²
X2	Domicílios com coleta de lixo	Nº natural
X3	População Economicamente Ativa (PEA)	Nº natural
X4	Produto Interno Bruto (PIB)	Mil reais
X5	Proporção da população coberta por planos privados de saúde	%
X6	Alfabetizados (população residente com 5 anos ou mais)	%
X7	Domicílios com microcomputadores	%
X8	Domicílios com geladeira	%
X9	Domicílios com automóvel para uso particular	%
X10	Domicílios com rendimento nominal mensal até 1/8 do salário mínimo	%
X11	Participação do setor primário no valor adicionado do município	%
X12	Domicílios sem esgotamento sanitário e banheiro	Nº natural
X13	Domicílios sem energia elétrica	Nº natural
X14	Domicílios sem água canalizada	Nº natural
X15	Participação do setor secundário no valor adicionado do município	%
X16	Participação do setor terciário no valor adicionado do município	%

Fonte: Formulado pelos autores a partir de dados do Censo Demográfico de 2010.

As variáveis X1 a X4 e X12 a X14 são utilizadas em nível com o intuito de capturar efeitos de escala e aglomeração produtiva no desenvolvimento econômico da região. Teoricamente, localidades

maiores poderiam atrair atividades produtivas por proporcionarem acesso a mais bens e serviços com um menor custo. Essas reduções nos custos (de transporte, de procura, de comunicação, isto é, economia de escala) proporcionariam um maior crescimento das localidades que já são mais desenvolvidas. Nas palavras de Backus, Kehoe e Kehoe (1992), economias de escala sugerem que grandes economias crescem mais rápido do que economias menores. As evidências a respeito desse efeito são vastas na literatura. Os referidos autores, por exemplo, encontraram evidências de economias de escala no setor manufatureiro em nível internacional nos anos de 1970 a 1985. Brülhart e Torstensson (1996) encontraram economias de escala bastante concentradas nos países centrais (geograficamente) da União Europeia entre 1960 e 1990. Por sua vez, Piani e Kume (2000), analisando dados de 44 países no período de 1986-1997, verificaram que o tamanho das economias influencia positivamente o desempenho comercial.

As demais variáveis, quais sejam, X5 a X11, X15 e X16, medidas em termos relativos, procuram representar os diversos aspectos que o desenvolvimento econômico pode assumir, sendo influenciado, por exemplo, pelo padrão educacional, de saúde e sanitário e do acesso aos diversos bens e serviços que melhoram drasticamente o bem-estar populacional. Conforme Sen (2000), o desenvolvimento é um processo que envolve não somente progresso tecnológico e industrialização, mas outros determinantes como disposição social, a exemplo dos serviços de energia elétrica, saúde, tratamento de água e esgoto, educação e direitos civis. Boisier (1996) argumentou que o nível de desenvolvimento de um território organizado depende da existência, condição e articulação dos aspectos econômicos, sociais, culturais e institucionais. Neste contexto, vale destacar que o presente estudo fundamentou-se na literatura que considerava o desenvolvimento como multidimensional, podendo citar, adicionalmente, os trabalhos de Haddad (2004), Sachs (2004) e Veiga (2006).

3. Resultados e discussão

Com o intuito de sintetizar as informações sobre o desenvolvimento socioeconômico dos municípios da mesorregião do Vale do Rio Doce, em um número menor de fatores, procedeu-se a análise fatorial pelo método dos componentes principais para as variáveis selecionadas, em relação ao ano de 2010. Conforme demonstrado na Tabela 1, este procedimento possibilitou a extração de quatro fatores com raízes características (autovalores) maiores que a unidade, resumindo as informações contidas nos 16 indicadores (variáveis) analisados.

Adicionalmente, deve-se destacar que a contribuição dos quatro fatores para a explicação da variância total dos indicadores utilizados foi significativa, de modo que a contribuição acumulada dos mesmos correspondeu a 77,63% (Tabela 1). Segundo Stege e Parré (2011), nas ciências sociais aplicadas, deve-se reter uma quantidade de fatores capaz de explicar pelo menos 70% da variância total dos dados; isto porque se espera que os fatores sejam capazes de explicar e reproduzir uma grande parte das informações contidas nas variáveis originais.

Tabela 1: Raiz característica e percentual explicado por cada fator

Fator	Raiz característica	Variância explicada pelo fator (%)	Variância acumulada (%)
F1	4,83381	0,3021	0,3021
F2	3,70450	0,2315	0,5336
F3	2,23034	0,1394	0,6730
F4	1,65206	0,1033	0,7763

Nota: TEB = 3087,38 e KMO = 0,7053

Fonte: Resultados da pesquisa.

Uma das premissas básicas da análise fatorial é ter uma dependência bem definida entre as variáveis originais; isto porque, somente dessa forma, poder-se-á expressar um fator como um representante de um conjunto de variáveis altamente correlacionadas. Nesse sentido, no presente estudo, a adequabilidade da análise fatorial aos dados trabalhados foi mensurada por meio do Teste de Esfericidade de Bartlett (TEB) e do coeficiente de Kaiser-Meyer-Olkin (KMO).

O Teste de Esfericidade de Bartlett verifica se a matriz de correlações é estatisticamente igual à matriz identidade, ou seja, se a hipótese nula de que a matriz de correlação é uma matriz identidade for rejeitada, a análise pode ser realizada. Já o teste do coeficiente de Kaiser-Meyer-Olkin compara as correlações simples e parciais, isto é, dado que os valores deste teste variam de 0 a 1, pequenos valores de KMO ($< 0,50$) indicam a não adequabilidade da análise.

Desse modo, conforme nota da Tabela 1, o TEB mostrou-se significativo a 1%, rejeitando a hipótese nula de que a matriz de correlação é uma matriz identidade. Ademais, o teste do coeficiente KMO comparou a magnitude do coeficiente de correlação observado com a magnitude do coeficiente de correlação parcial e apresentou um valor de 0,7053, indicando que a amostra é passível de ser analisada pelas técnicas da análise fatorial.

A partir da rotação ortogonal pelo método Varimax obteve-se a matriz das cargas fatoriais, que são apresentadas na Tabela 2, juntamente com as comunalidades para os quatro fatores considerados. Para a melhor interpretação de cada um dos fatores, foram destacadas, em negrito, as cargas fatoriais com valores superiores a 0,50, evidenciando, desse modo, os indicadores mais fortemente associados a determinado fator.

A soma em linha das cargas fatoriais ao quadrado gera a comunalidade, o tamanho desta é um índice útil para avaliar o quanto da variância em uma dada variável é explicada, conjuntamente, pelos fatores escolhidos, ou seja, pela solução fatorial. Comunalidades grandes indicam que uma elevada parcela da variância de uma variável foi extraída pela solução fatorial. Já uma comunalidade pequena, inferior a 0,50, mostra que uma boa parte da variância contida em uma variável não é explicada pelos fatores. Os valores encontrados para as comunalidades, neste estudo, revelaram que todas as variáveis tiveram sua variabilidade captada e representada pelos quatro fatores.

Tabela 2: Cargas fatoriais após a rotação ortogonal e as comunalidades

Variáveis	Fator 1	Fator 2	Fator 3	Fator 4	Comunalidades
X1	0,8093	0,2259	-0,0496	0,2697	0,7812
X2	0,9144	0,1809	0,1421	-0,0785	0,8952
X3	0,9076	0,2339	0,1911	0,0202	0,9154
X4	0,9133	0,1753	0,0565	0,2243	0,9183
X5	0,7545	0,3180	0,0599	-0,0388	0,6755
X6	0,4173	0,7387	0,0295	0,0895	0,7287
X7	0,5740	0,7188	0,0824	-0,0026	0,8529
X8	0,0819	0,8053	-0,2718	-0,0019	0,7291
X9	0,4226	0,7176	0,0388	0,2101	0,7392
X10	-0,1565	-0,7241	0,0722	-0,0154	0,5543
X11	-0,2927	-0,6246	-0,2104	0,0575	0,5234
X12	0,1095	-0,0369	0,9473	-0,0197	0,9111
X13	0,0735	0,0350	0,9099	-0,0671	0,8390
X14	0,4777	-0,2873	0,5357	0,0692	0,6025
X15	0,2656	0,4442	0,0891	0,7470	0,8338
X16	-0,0186	0,1064	0,1078	-0,9474	0,9209

Fonte: Resultados da pesquisa.

Em relação às cargas fatoriais do fator 1 (Tabela 2), denominado “dinamismo econômico”, verifica-se que as variáveis X1, X2, X3, X4 e X5 apresentaram uma forte correlação com este fator. Essas variáveis, que expressam características como nível do PIB, densidade demográfica, população economicamente ativa, domicílios com coleta de lixo e a proporção da população coberta por planos privados de saúde mostram que quanto maior o vínculo de determinado município com o fator 1, maior é o dinamismo da economia deste município. Destaca-se ainda que a variável X4 revelou a segunda maior comunalidade, ou seja, 91,83% da variância de X4 foi explicada pelos quatro fatores.

O fator 2, por sua vez, relaciona-se com as variáveis X6, X7, X8, X9, X10 e X11. Um aspecto interessante deste fator é que as variáveis X10 e X11 possuem uma forte relação negativa com o mesmo, enquanto as variáveis X6, X7, X8 e X9 possuem um forte relacionamento positivo com o fator em questão. Ao analisar a relação entre estas variáveis, verifica-se que os valores das variáveis X10 e X11 movimentam-se em sentido contrário aos valores das demais variáveis que compõem o fator 2. Assim, quando em um determinado município houver um elevado índice de alfabetização e domicílios com microcomputadores, geladeiras e automóveis para uso particular, o mesmo município apresentará uma menor participação do setor primário no valor adicionado do município e uma menor quantidade de domicílios com rendimento nominal mensal até 1/8 do salário mínimo, o que evidencia o sinal negativo no modelo.

Portanto, pode-se afirmar que o fator 2 está relacionado ao “nível educacional e de bem-estar” da população dos municípios. Adicionalmente, este fator pode indicar aqueles municípios que apresentam uma relativa participação do setor primário no valor adicionado do município, porém com uma maior concentração de famílias vivendo com um rendimento mensal nominal de até 1/8 do salário mínimo e um baixo nível educacional e de bem-estar.

No caso do fator 3, as cargas fatoriais das variáveis X12, X13 e X14 apresentaram um forte relacionamento positivo com este fator (Tabela 2). Portanto, pode-se dizer que o fator 3 está associado à “falta de infraestrutura básica”, uma vez que tais variáveis expressam, em cada município, o número de domicílios sem esgotamento sanitário e banheiro, sem energia elétrica e sem água canalizada.

Por fim, o último fator considerado, fator 4, relaciona-se diretamente com a variável X15 e inversamente com a variável X16. Desse modo, semelhante ao que ocorre no fator 2, o fator 4 caracteriza-se por manter uma relação positiva com as cargas fatoriais de determinada variável e uma relação negativa com as cargas fatoriais de outra. Com isso, dado que as variáveis X15 e X16 representam, respectivamente, a participação do setor secundário e terciário no valor adicionado do município, o fator 4 pode ser denominado como “nível de participação do setor industrial e de serviços” na economia de cada município. Ou seja, aqueles municípios que apresentarem maior valor para o fator 4, revelam uma maior participação da indústria no valor adicionado do município, e o fato contrário revelará os municípios que apresentaram maior participação do setor de serviços. Adicionalmente, destaca-se que a variável X16 mostra a maior variância explicada pelos quatro fatores em conjunto, isto é, 92,09% da variância de X16 foi explicada pelos fatores.

Assim, as 16 variáveis utilizadas foram sintetizadas em quatro fatores, são eles: fator 1, dinamismo econômico; fator 2, nível educacional e de bem-estar; fator 3, falta de infraestrutura básica; e fator 4, nível de participação dos setores industrial e de serviços. De posse das cargas fatoriais e com o objetivo de hierarquizar os municípios da mesorregião do Vale do Rio Doce, em termos destes quatro fatores, o passo seguinte foi determinar os escores fatoriais, ou seja, determinar o valor dos fatores para cada município da mesorregião mineira em análise.

Os escores originais, quando considerados todos os municípios em conjunto, são variáveis com média zero e desvio padrão igual a 1. Dessa forma, escores com valores próximos de zero indicam nível de desenvolvimento médio e, quanto maior for o valor do fator, mais avançado será o município, no que se refere ao significado do fator em questão. Entretanto, de acordo com ressalva de Haddad et al. (1989), os escores calculados só podem ser utilizados para uma classificação ordinal das observações consideradas. Isto é, se para o fator 2, nível educacional e de bem-estar, um município apresentar um valor duas vezes maior do que o de outro, não significa que as condições de vida do primeiro sejam duas vezes melhores do que as do segundo, mas apenas que o primeiro possui melhores indicadores sociais do que o segundo. No Apêndice A, encontra-se a Tabela 1A com os resultados dos escores fatoriais por município.

Para o fator 1 (dinamismo econômico), 76 municípios apresentaram escores fatoriais negativos, dentre esses, os piores resultados foram para Santa Bárbara do Leste, Braúnas, Jaguarauçu e Periquito (Tabela 1A). Nesse fator, 26 municípios apresentaram escores fatoriais positivos, sendo mais representativo para os municípios de Ipatinga, Governador Valadares, Coronel Fabriciano, Caratinga e Timóteo. Ou seja, estes são os municípios com maior dinamismo econômico da mesorregião do VRD.

No caso do fator 2 (nível educacional e de bem-estar), foram 48 municípios com escores fatoriais negativos sendo os demais positivos. O destaque em termos negativos foi para Água Boa, Frei Lagonegro e São Sebastião do Maranhão, já em termos positivos vale ressaltar os municípios de Timóteo, Santana do Paraíso, Coronel Fabriciano, Belo Oriente e Jaguaráçu, o que sinaliza que estas cidades apresentaram um bom nível educacional e de bem-estar.

Em relação ao fator 3 (falta de infraestrutura básica), foram 33 escores fatoriais positivos, cabendo destaque aos municípios de Água Boa, Periquito, Itambacuri, Santa Bárbara do Leste e Governador Valadares, ou seja, estes municípios têm apresentado alguma deficiência em termos da infraestrutura de saneamento básico e energia. Em relação aos escores fatoriais negativos, os mais representativos foram encontrados em São Domingos das Dores, Córrego Novo e Nova Belém (Tabela 1A).

Relacionados ao fator 4 (nível de participação do setor industrial e de serviços), foram 59 escores fatoriais negativos, cabendo ressaltar as cidades de Ipaba, Caratinga, Coronel Fabriciano e Governador Valadares e, dentro dos escores fatoriais positivos, destacam-se os seguintes municípios: Belo Oriente, Timóteo, Ipatinga, Braúnas e Joanésia. Ou seja, os primeiros apresentam uma economia com maior participação do setor de serviços e os últimos demonstram maior participação da indústria.

Dessa forma, com os resultados dos escores fatoriais e em conformidade com o estudo de Cirino e González (2011), que analisou a heterogeneidade do desenvolvimento econômico do estado de Minas gerais, constata-se que a mesorregião do Vale do Rio Doce caracteriza-se pela heterogeneidade de desenvolvimento, apresentando uma menor quantidade de municípios com maior dinamismo econômico, a exemplo das cidades de Ipatinga, Governador Valadares, Coronel Fabriciano, Caratinga e Timóteo, e uma grande maioria de municípios com economias estagnadas.

Adicionalmente, é importante destacar que, apesar do município de Governador Valadares ter apresentado um elevado resultado para o fator 1, o que revela um alto dinamismo econômico, ele obteve um alto valor positivo para o fator 3, demonstrando que esta cidade ainda apresenta deficiências em termos de infraestrutura básica. Nesse sentido, de acordo com o trabalho de Rosado, Rossato e Lima (2005), que verificou o desenvolvimento socioeconômico das microrregiões de Minas Gerais, um número significativo de microrregiões mineiras tem apresentado boas colocações nos *rankings* referentes à industrialização e urbanização, embora elas mesmas se encontrem nas últimas posições quanto às condições de moradia da população.

De acordo com o fator 4, outra característica relevante da mesorregião mineira do Vale do Rio Doce é que poucos municípios apresentaram um setor secundário mais ativo, como é o caso das cidades de Belo Oriente, Ipatinga, Braúnas, Jaguaráçu, Joanésia e Timóteo. Por outro lado, a grande maioria dos municípios apresentou uma economia apoiada no setor de serviços e funcionalismo público.

Como complemento da análise fatorial, utilizou-se o método de Ward para agrupar os municípios mais semelhantes, tomando-se como base os escores dos quatro fatores encontrados. O resultado de tal agrupamento permitiu sintetizar os municípios da mesorregião do Vale do Rio Doce em quatro grupos, conforme indicado na Tabela 3. Esses grupos podem ser entendidos como uma classificação das condições socioeconômicas dos municípios da mesorregião mineira em análise, entretanto, convém lembrar que dentro de um mesmo grupo é possível encontrar diferenças entre os indivíduos (municípios), caso seja considerada uma única variável de forma isolada.

Tabela 3: Escores Fatoriais (EF) médios por grupo de municípios formados pelo método de Ward

Grupo	Número de municípios	EF1	EF2	EF3	EF4
1	4	3,99	1,02	0,53	-0,73
2	5	-0,35	1,50	0,15	3,14
3	6	-0,44	0,36	3,16	0,18
4	87	-0,13	-0,16	-0,25	-0,16

Fonte: Resultados da pesquisa.

O grupo 1 agrega os municípios de Ipatinga, Governador Valadares, Coronel Fabriciano e Caratinga. De acordo com os resultados da Tabela 3, este grupo apresentou a maior média de escores para o fator 1, sendo, portanto, classificado como o de maior dinamismo e desenvolvimento socioeconômico. De fato, estes municípios estão entre os de maiores densidade demográfica, população economicamente ativa e PIB da mesorregião, sendo, por isso, considerados polos regionais. A economia destas cidades apresenta importante participação do setor de serviços e comércio, ressaltando que Ipatinga é a única, dentre as quatro cidades do grupo, com alta participação do setor industrial no valor adicionado do município. Além disso, deve-se salientar que as cidades de Coronel Fabriciano e Ipatinga fazem parte da importante Região Metropolitana do Vale do Aço (RMVA).

Em conformidade com as características e resultados para os municípios do grupo 1, destaca-se o trabalho de Reis, Silveira e Costa (2013). Este estudo realizou uma caracterização socioeconômica dos municípios da Bacia do Rio Doce, identificando os municípios de Ipatinga e Governador Valadares como sendo polos econômicos para suas regiões, caracterizados pela elevada taxa de urbanização e desenvolvimento, elevado PIB e pelo destaque da alta contribuição do PIB do setor industrial de Ipatinga.

No grupo 2 estão inseridos os seguintes municípios: Timóteo, Belo Oriente, Braúnas, Jaguaráçu e Joanésia. Este grupo apresentou resultado negativo para a média dos escores do fator 1 (Tabela 3), sendo o segundo na classificação socioeconômica dos municípios da mesorregião. No entanto, deve-se ressaltar que os municípios deste grupo apresentaram bons resultados para os demais fatores, caracterizando-se, principalmente, pela elevada participação do setor secundário no valor adicionado dos municípios, o que justifica o alto valor positivo para a média dos escores do fator 4 e permite classificá-los como tendo um bom nível de desenvolvimento socioeconômico.

Nesse sentido, é importante salientar que a cidade de Timóteo é uma das cidades que compõem a RMVA e que as demais cidades pertencentes ao grupo 2 fazem parte do colar metropolitano da RMVA. Ademais, vale lembrar que a empresa siderúrgica *Aperam South America* (antiga Acesita "Aços Especiais Itabira" e ArcelorMittal Inox Brasil) se localiza no município de Timóteo e que no município de Belo Oriente localiza-se a indústria de celulose CENIBRA (Celulose Nipo-Brasileira S/A).

No grupo 3 encontram-se os municípios de Água Boa, Guanhães, Itambacuri, Periquito, Santa Bárbara do Leste e Santana do Paraíso. Conforme a Tabela 3, apesar do grupo 3 não ter apresentado bons resultados em relação às médias dos escores relacionados ao dinamismo econômico (fator 1) e à infraestrutura básica (fator 3), os valores relacionados ao nível de educação e bem-estar (fator 2) e ao nível de participação do setor industrial e de serviços (fator 4) foram razoáveis. Desse modo, pode-se dizer que esses municípios devem ser classificados como de pequeno e médio portes e que se caracterizam por um desempenho socioeconômico intermediário.

Por fim, no caso do grupo 4, este revelou resultados fracos para as médias dos escores fatoriais, sendo composto, em sua maioria, por municípios de pequeno porte, com baixo dinamismo econômico e com algumas deficiências na infraestrutura básica e educacional. Além disso, o resultado negativo para a média dos escores do fator 2 indica que os municípios deste grupo apresentam uma economia com relativa participação do setor primário, porém com um maior número de famílias vivendo com um rendimento mensal nominal baixo.

Portanto, dentro da mesorregião do Vale do Rio Doce, o grupo 4 foi considerado o grupo de municípios com baixo nível de desenvolvimento socioeconômico. Dentre as 87 cidades que compõem este grupo, têm-se como exemplo: Nacip Raydan, Senhora do Porto, Marilac, Carmésia, Frei Lagonegro, Água Boa e São José da Safira (Tabela 1A)³.

4. Conclusões

A análise detalhada do desenvolvimento econômico e social dos municípios da mesorregião mineira do Vale do Rio Doce permitiu a identificação de quatro fatores capazes de promover o

³ O resultado da distribuição dos municípios por grupos encontra-se na Tabela 1A do Apêndice.

agrupamento dos 102 municípios em quatro grupos principais. O primeiro e o segundo grupos, compostos, respectivamente, por quatro e cinco municípios, apresentaram um bom desempenho socioeconômico; porém, o primeiro revelou os municípios com maior dinamismo econômico e populacional. Já os grupos 3 e 4, que juntos totalizaram 93 municípios, revelaram um desenvolvimento socioeconômico de intermediário a fraco.

A partir deste agrupamento, pôde-se evidenciar o desenvolvimento desequilibrado e heterogêneo entre os municípios que compõem a mesorregião em estudo, principalmente quanto aos indicadores referentes ao dinamismo de cada economia e ao nível de industrialização. Ou seja, a mesorregião do VRD apresenta uma minoria de municípios com maior dinamismo, como é o caso dos municípios de Governador Valadares, Ipatinga, Coronel Fabriciano, Caratinga e Timóteo, e uma grande maioria de cidades com economias estagnadas e com problemas de infraestrutura em geral, caso dos municípios dos grupos 3 e 4, os quais totalizam 91,2% do total de municípios da mesorregião.

Por outro lado, é importante destacar que apesar do município de Governador Valadares ter apresentado um elevado dinamismo econômico, o mesmo apresentou um resultado ruim para o fator indicativo de infraestrutura básica e energética. Tal questão revela que o processo de desenvolvimento econômico desse município mostra-se mais dinâmico em termos econômicos, gerando e atraindo grande contingente populacional, porém não acompanhado por um eficiente planejamento de desenvolvimento da infraestrutura urbana. Dessa forma, é importante que as autoridades locais procurem melhorar o planejamento urbanístico e de infraestrutura da cidade, para que o crescimento demográfico do município não acabe deteriorando as condições de vida da população.

Portanto, dado o caráter heterogêneo da região do VRD, surge a necessidade de políticas públicas de maior efetividade no sentido de elevar e homogeneizar o nível de desenvolvimento socioeconômico entre as cidades que compõem a mesorregião. Um dos passos para se atingir essa homogeneização, dado que a mesorregião possui municípios com considerável participação do setor industrial, seria a dedicação das autoridades governamentais em promover a dinamização econômica, principalmente, por meio da difusão e maior participação do setor secundário da economia de cada município.

Outro ponto importante seria a maior atenção com os municípios do grupo 4, que, além de demandarem a criação de atividades econômicas que gerem maior renda para as famílias, necessitam de importantes investimentos na infraestrutura básica e educacional. Ademais, como muitos dos municípios que compõem este grupo apresentam uma significativa participação do setor primário em suas economias, seria interessante que, em curto prazo, as autoridades governamentais estimulassem a produção rural nestas localidades, através de políticas de crédito e assistência técnica.

Referências

- AMARAL FILHO, J. Desenvolvimento regional endógeno em um ambiente federalista. **Planejamento e Políticas Públicas**, v. 14, p. 35-74, 1996.
- BACKUS, D. K.; KEHOE, P. J.; KEHOE, T. J. In search of scale effects in trade and growth. **Journal of Economic Theory**, v. 58, n. 2, p. 377-409, 1992.
- BOISIER, S. Em busca do esquivo desenvolvimento regional: entre a caixa-preta e o projeto político. **Planejamento e Políticas Públicas**, n. 13, p. 111-143, 1996.
- BRÜLHART, M.; TORSTENSSON, J. Regional Integration, Scale Economies and Industry Location in the European Union. **CEPR Discussion Paper**, n. 1435, Centre for Economic Policy Research. London: CEPR, 1996.
- CIRINO, J. F.; GONZÁLEZ, A. M. G. O. A heterogeneidade do desenvolvimento econômico do estado de Minas Gerais. **Revista de Ciências Humanas**, v. 11, n. 1, p. 9-23, 2011.
- DILLON, W.R.; GOLDSTEIN, M. **Multivariate analysis: methods and applications**. New York: John Wiley & Sons, 1984.
- HADDAD, P. R.; FERREIRA, C. M. C.; BOISIER, S.; ANDRADE, T. A. **Economia Regional: Teorias e Métodos de Análise**. Fortaleza: BNB-ETENE, 1989. 694 p.
- HADDAD, P. R. Força e fraqueza dos municípios de Minas Gerais. **Cadernos BDMG**, v. 8, p. 05-82, 2004.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA (IBGE). **Censo Demográfico 2010**. 2011. Disponível em: <<https://sidra.ibge.gov.br/>>. Acesso em: 22 dez. 2018.

KAISER, H. F. The varimax criterion for analytic rotation in factor analysis. **Psychometrika**, v. 23, p. 187-200, 1958.

MINGOTI, S. A. **Análise de Dados através de método de estatística multivariada: uma abordagem aplicada**. Belo Horizonte: Editora UFMG, 2007.

PIANI, G.; KUME, H. Fluxos bilaterais de comércio e blocos regionais: uma aplicação do modelo gravitacional. **Texto para discussão**, n. 749, Instituto Econômico de Pesquisa Aplicada. Rio de Janeiro: IPEA, 2000.

QUEIROZ, B. L. **Diferenciais regionais de salários nas microrregiões mineiras, 1991**. Dissertação (Mestrado em Demografia) – Universidade Federal de Minas Gerais. Belo Horizonte: UFMG, 2001.

REIS, P. R. C.; SILVEIRA, S. R. F.; COSTA, I. S. Caracterização socioeconômica da bacia do Rio Doce: identificação de grupos estratégicos por meio de análise multivariada. In: IV Encontro Mineiro de Administração Pública, Economia Solidária e Gestão Social, Viçosa - MG, dezembro de 2013. **Anais**. Viçosa: UFV, 2013.

ROSADO, P. L.; ROSSATO, M. V.; LIMA, J. E. Hierarquização e desenvolvimento sócio-econômico das microrregiões de Minas Gerais: uma análise regional. In: 43º Congresso da Sociedade Brasileira de Economia, Administração e Sociologia Rural, Ribeirão Preto - SP, julho de 2005. **Anais**. Brasília: SOBER, 2005.

SACHS, I. **Desenvolvimento: includente, sustentável, sustentado**. Rio de Janeiro: Garamond, 2004.

SEN, A. **Desenvolvimento como liberdade**. São Paulo: Companhia das Letras, 2000.

STEGE, A. L., PARRÉ, J. L. Desenvolvimento rural nas microrregiões do Brasil: um estudo multidimensional In: 39º Encontro Nacional de Economia da Associação Nacional dos Centros de Pós-Graduação em Economia, Foz do Iguaçu - PR, dezembro de 2011. **Anais**. Niterói: ANPEC, 2011.

UNITED NATIONS DEVELOPMENT PROGRAMME (UNDP). **Human Development Report 1999**. New York/Oxford: Oxford University Press, 1999. 262 p.

VEIGA, J. E. **Desenvolvimento sustentável: o desafio do século XXI**. 2. ed. Rio de Janeiro: Garamond, 2006.

Apêndice

Tabela 1A: Escores fatoriais (EF) por município da mesorregião do Vale do Rio Doce e distribuição dos municípios por grupos (*clusters*)

Município	EF1	EF2	EF3	EF4	Grupos
Açucena	-0,13	-0,90	1,39	-0,15	4
Água Boa	-0,14	-2,22	4,84	1,03	3
Aimorés	-0,06	1,10	-0,05	0,50	4
Alpercata	-0,28	0,92	-0,51	-0,38	4
Alvarenga	-0,19	-0,86	-0,42	0,11	4
Antônio Dias	-0,18	0,33	0,08	0,04	4
Belo Oriente	-0,35	1,80	0,38	3,58	2
Bom Jesus do Galho	-0,17	-0,56	-0,03	0,27	4
Braúnas	-0,81	0,19	0,21	3,97	2
Bugre	-0,36	0,15	-0,72	-0,20	4
Campanário	-0,23	-0,05	-0,54	-0,42	4
Cantagalo	-0,24	-0,26	-0,25	-0,08	4
Capitão Andrade	-0,25	0,23	-0,63	-0,44	4
Caratinga	1,27	1,21	0,63	-1,41	1
Carmésia	-0,34	0,56	-0,18	-0,96	4
Central de Minas	-0,24	0,31	-0,52	-0,72	4
Coluna	0,03	-1,20	0,64	-0,19	4
Conceição de Ipanema	-0,36	0,09	-0,67	0,02	4
Conselheiro Pena	0,10	0,58	-0,34	-0,26	4
Coroaci	-0,10	-0,54	0,62	0,17	4
Coronel Fabriciano	2,52	1,95	0,01	-1,93	1
Córrego Novo	-0,32	-0,77	-0,94	0,49	4
Cuparaque	-0,30	0,27	-0,73	-0,61	4
Divino das Laranjeiras	-0,30	0,18	-0,66	-0,21	4
Divinolândia de Minas	-0,10	0,51	-0,16	-0,97	4
Dom Cavati	-0,23	1,59	-0,62	-0,95	4
Dores de Guanhões	-0,39	0,04	-0,02	0,45	4
Engenheiro Caldas	0,00	0,57	-0,56	-0,85	4
Entre Folhas	-0,24	0,45	-0,62	-0,74	4
Fernandes Tourinho	-0,37	0,54	-0,74	-0,35	4
Frei Inocêncio	-0,23	0,17	-0,25	-0,29	4
Frei Lagonegro	0,36	-2,72	-0,33	-0,03	4
Galiléia	-0,25	0,45	-0,71	-0,62	4
Goiabeira	-0,28	0,14	-0,78	-0,63	4
Gonzaga	0,21	-1,07	-0,01	-0,70	4
Governador Valadares	4,50	0,77	2,29	-2,14	1
Guanhões	0,34	1,08	2,09	-0,52	3
Iapu	-0,06	0,50	-0,49	-0,78	4
Imbé de Minas	-0,13	-0,96	-0,64	0,88	4
Inhapim	-0,13	0,41	0,53	-0,38	4
Ipaba	-0,04	1,86	0,06	-1,39	4
Ipanema	-0,23	0,95	0,04	-0,66	4
Ipatinga	7,67	0,14	-0,82	2,57	1
Itabirinha	-0,26	0,27	-0,20	-0,68	4
Itambacuri	-0,10	-0,55	3,04	-0,22	3

continua...

continuação...

Itanhomi	-0,08	0,46	-0,45	-0,65	4
Itueta	-0,36	0,40	-0,73	0,75	4
Jaguarapu	-0,84	2,26	-0,19	2,36	2
Jampruca	-0,30	-1,02	0,36	0,11	4
Joanésia	-0,69	0,44	0,10	2,43	2
José Raydan	-0,16	-1,12	-0,13	0,67	4
Mantena	-0,08	1,06	0,65	-0,94	4
Marilac	-0,24	-0,19	-0,77	-0,26	4
Marliéria	-0,39	1,36	-0,54	-0,86	4
Materlândia	0,07	-1,62	0,20	-0,22	4
Mathias Lobato	-0,24	-0,59	-0,71	0,28	4
Mendes Pimentel	-0,28	0,64	-0,11	-0,85	4
Mesquita	0,23	-0,12	-0,31	0,64	4
Mutum	-0,42	-0,51	0,77	-0,69	4
Nacip Raydan	-0,45	1,08	-0,36	-0,91	4
Naque	0,19	-1,43	-1,04	0,55	4
Nova Belém	-0,35	-0,84	-0,35	0,15	4
Nova Módica	0,12	-1,15	-0,21	-0,02	4
Paulistas	0,55	-1,87	0,40	0,64	4
Peçanha	-1,38	1,28	4,51	-0,81	4
Periquito	-0,10	-0,54	-0,65	0,04	3
Pescador	-0,27	-0,03	-0,52	0,49	4
Piedade de Caratinga	-0,37	0,32	-0,78	-0,48	4
Pingo-d'Água	-0,37	-0,17	-0,62	0,40	4
Pocrane	-0,59	1,30	0,20	0,85	4
Resplendor	0,74	-1,09	0,59	-0,10	4
Sabinópolis	-0,78	0,37	2,64	0,44	4
Santa Bárbara do Leste	0,09	-0,76	-0,37	-0,72	3
Santa E. de Minas	0,09	-0,91	-0,14	-0,35	4
Santa Maria do Suaçuí	-0,60	2,21	1,85	1,15	4
Santa Rita de Minas	-0,34	0,47	-0,51	1,35	4
Santa Rita do Itueto	-0,42	-0,39	-0,81	1,42	4
Santana do Paraíso	0,32	-0,01	-0,83	0,18	3
São Domingos das Dores	-0,10	-1,09	-0,74	0,26	4
São Félix de Minas	-0,25	-0,52	-0,64	-0,26	4
São Geraldo da Piedade	-0,34	0,13	-0,77	-0,10	4
São Geraldo do Baixio	-0,43	0,32	-0,68	-0,41	4
São João do Manteninha	-0,35	0,60	-0,60	0,00	4
São João do Oriente	0,15	-0,25	-0,20	-0,37	4
São João Evangelista	-0,12	-0,71	0,66	-0,70	4
São José da Safira	-0,29	-0,42	-0,42	0,01	4
São José do Divino	0,21	-1,56	-0,02	0,68	4
São José do Jacuri	-0,18	-0,70	0,36	0,24	4
São Pedro do Suaçuí	-0,13	-0,85	-0,03	0,34	4
São S. do Maranhão	0,71	-2,84	0,04	0,36	4
São Sebastião do Anta	-0,45	-0,69	1,33	0,33	4
Sardoá	-0,17	-0,54	-0,24	-0,41	4
Senhora do Porto	-0,34	0,31	-0,03	-0,45	4
Sobralia	-0,13	-0,51	-0,69	0,13	4
Taparuba	0,06	-0,18	-0,05	-0,18	4
Tarumirim	0,93	2,82	0,24	3,34	4

continua...

continuação...

Timóteo	1,09	-0,17	-0,53	-0,68	2
Tumiritinga	-0,23	0,18	-0,28	0,32	4
Ubaporanga	-0,21	0,32	-0,58	-0,68	4
Vargem Alegre	-0,18	-0,28	-0,58	-0,80	4
Virginópolis	0,02	0,53	0,26	-0,80	4
Virgolândia	-0,15	-0,89	0,33	-0,42	4

Fonte: Resultados da pesquisa.

Revista de Desenvolvimento e Políticas Públicas

Análise da Curva Ambiental de Kuznets para um conjunto de países utilizando regressão quantílica

Kuznets Environmental Curve analysis for a set of countries using quantile regression

Valquíria Soares da Silva^a

Thiago Costa Soares^b

RESUMO

Esse estudo tem como objetivo testar e analisar a validade da Curva Ambiental de Kuznets (CAK) para um conjunto de 113 países, entre 1990 e 2012, utilizando as variáveis emissões de gases causadores de efeito estufa (GEE), consumo de energia *per capita*, PIB *per capita* e o grau de abertura comercial. Para tanto, foi adotado o método de regressão quantílica em um painel de efeitos fixos. Os resultados da pesquisa corroboram com a hipótese central da CAK em todos os quantis analisados. Porém, foram encontrados diferentes pontos de inflexão nos quantis de emissão estimados, mostrando ser plausível a existência de diversas trajetórias para as emissões globais de GEE.

Palavras-chave: Curva Ambiental de Kuznets; Emissões de gases de efeito estufa; Regressão quantílica.

JEL: Q54; C31; C33.

ABSTRACT

This study aims to test and analyze the validity of Environmental Kuznets Curve (EKC) for 113 countries over the period 1990-2012, by using greenhouse gas (GHG) emission per capita, energy consumption per capita, GDP per capita and trade openness. For this, quantile regression method was adopted with a fixed effects panel. The results indicate the validity of EKC for all quantiles analyzed. Nevertheless, it was found different turning points in the sample. We conclude that it is possible to exist different GHG emission path globally.

Keywords: Environmental Kuznets Curve; Emissions of greenhouse gases; Quantile regression.

^a Bacharel em Ciências Econômicas pela Universidade Federal de Juiz de Fora, *campus* Governador Valadares (UFJF/GV). E-mail: valquiriasoares12@hotmail.com.

^b Professor do Departamento de Economia da Universidade Federal de Juiz de Fora, *campus* Governador Valadares (UFJF/GV). E-mail: thiago.costa@ufjf.edu.br.

1. Introdução

Os efeitos do crescimento econômico sobre o meio ambiente é tema de grande relevância na agenda internacional. Entre as questões mais debatidas, estão as emissões de gases causadores do efeito estufa (GEE), as mudanças do clima decorrentes de processos antrópicos e suas implicações nas mais variadas localidades e atividades produtivas (IPCC, 2014).

No intuito de investigar a relação entre desenvolvimento econômico e degradação ambiental, diversas pesquisas surgiram ao longo das últimas décadas. Entre as linhas de estudo de maior importância na literatura econômica, destaca-se a temática sobre a “Curva Ambiental de Kuznets (CAK)” (GROSSMAN e KRUEGER, 1991; SHAFIK e BANDYOPADHYAY, 1992; PANAYOTOU, 1993; SELDEN e SONG, 1994).

A CAK preconiza que as emissões crescem quando as economias migram de modelos produtivos menos intensivos (agrícolas) para padrões mais intensivos em emissões (industriais). No estágio pós-industrial, a renda torna-se mais elevada e as sociedades aumentam a demanda pela conservação ambiental. Com efeito, a degradação do meio ambiente declina.

O objetivo deste estudo foi testar e analisar a validade da CAK para uma amostra ampla de países¹, entre 1990 e 2012. Grossman e Krueger (1991) foram os primeiros a avaliar a hipótese da CAK. Além destes, destacam-se também as pesquisas pioneiras de Shafik e Bandyopadhyay (1992), Panayotou (1993), Selden e Song (1994), as quais confirmaram a relação de *U*-invertido das emissões em diferentes contextos.

É importante ressaltar que os trabalhos anteriores assumem implicitamente a existência de uma única fronteira tecnológica pela qual países desenvolvidos e em desenvolvimento teriam acesso. Em outras palavras, aceita-se que todos os países irão desenvolver modelos produtivos e tecnológicos semelhantes ao longo do tempo.

Não obstante, essa hipótese pode não ser realista. Primeiro, os países possuem diferentes capacidades de absorção de novas tecnologias e tendem a se especializar na produção de bens que apresentam vantagens comparativas (GROSSMAN e HELPMAN, 1990). Além disso, questões culturais, políticas e as limitações energéticas podem determinar a trajetória de crescimento que os países irão percorrer (GOLDEMBERG e LUCON, 2007). Desse modo, é possível que existam diferentes relações entre degradação ambiental e desenvolvimento econômico, culminando em diversas curvas CAK mundialmente.

Este trabalho busca avançar especificamente neste ponto. Por meio de um método estatístico que permite estimar curvas CAK em diferentes quantis de emissões, busca-se analisar a relação entre emissões de GEE e renda *per capita* em uma amostra variada de países.

Esse trabalho subdivide-se em outras cinco seções, além desta introdução. Na segunda seção, descreve-se o modelo teórico que embasa a existência da CAK. Na Seção 3 reportam-se pesquisas empíricas sobre a CAK. A quarta seção apresenta o modelo empírico e a base de dados. Os resultados e discussão são reproduzidos na quinta seção. Na sexta, e última seção, são tecidas as considerações finais.

2. Modelo teórico

A CAK postula que a relação entre crescimento econômico e degradação ambiental é crescente até determinado nível de renda *per capita*. Isto se dá porque economias no estágio de transição entre os setores agrícola e industrial adotam quantidades progressivas de recursos intensivos em poluentes, a exemplo dos combustíveis fósseis. Com a expansão da renda *per capita*, as sociedades se conscientizam sobre a importância da conservação ambiental e passam a buscar formas mais limpas de produção. Com isso, a relação entre degradação ambiental e renda torna-se decrescente (SHAFIK e BANDYOPADHYAY, 1992).

¹ Os países analisados estão elencados nos quadros A1 e A2 do Apêndice.

Em cada estágio produtivo, as sociedades determinam o nível de conservação ambiental por meio de uma análise dos benefícios e custos da preservação do meio ambiente (benefício líquido). Para Munasinghe (1999), essas funções dependem da renda e do estado de depreciação do meio ambiente. Formalmente:

$$BL = B(E, Y) - C(E, Y) \quad (01)$$

em que o benefício líquido é representado por BL , B são os benefícios e C , os custos, os quais estão em função do PIB *per capita* (Y) e da degradação ambiental (E). Supõe-se que as funções de benefício e custo marginais variem conforme mudanças na renda e na depreciação ambiental:

$$(BM_Y - CM_Y)dY + (BM_E - CM_E)dE = 0 \quad (02)$$

$$dE = (\alpha)dY$$

sendo $\alpha = \frac{(BM_Y - CM_Y)}{(CM_E - BM_E)}$. O parâmetro α indica a relação entre o crescimento econômico e os problemas ambientais postuladas na CAK.

O sinal do coeficiente α é definido pelas funções de benefícios e custos marginais. Quando $\alpha > 0$, a degradação ambiental se eleva com o crescimento econômico. Já quando $\alpha < 0$, o meio ambiente passa a se beneficiar do desenvolvimento. O entendimento da CAK passa, portanto, pela análise das referidas funções.

Inicialmente, denominam-se BM e CM a disposição social a pagar pela conservação ambiental e o custo marginal de abatimento, respectivamente. Considera-se também que essas funções tenham relação estreita com as condições ambientais e a renda *per capita*.

Supõe-se agora que a sociedade estará mais disposta a arcar com a conservação ambiental na medida em que o processo de degradação se intensifica, isto é, $BM_E > 0$, visto que a utilidade dos serviços ambientais crescerá com sua escassez. Por outro lado, assume-se que o custo marginal de reversão (abatimento) é uma função decrescente ($CM_E < 0$). Este raciocínio vem do entendimento de que, para localidades que adotam o mesmo modelo produtivo, seria menos oneroso recuperar marginalmente o meio ambiente onde os níveis de degradação são mais elevados (MUNASINGHE, 1999). Com isso, chega-se à conclusão de que o denominador ($CM_E - BM_E$) será negativo e que o sinal de α estará sujeito aos termos BM_Y e CM_Y .

Conforme Arrow et al. (1995), o crescimento da renda influencia de forma positiva e direta na preferência pela conservação do meio ambiente, ou seja, a sociedade estará cada vez mais disposta a arcar com os custos monetários e de oportunidade ao adotar medidas de proteção ambiental com o aumento da renda. Sendo assim, BM_Y tende a ser crescente com a renda. Por outro lado, os custos de abatimento são proporcionalmente maiores em estágios mais avançados de desenvolvimento, como o industrial. Por essa razão, CM_Y é pequeno no início do desenvolvimento, mas cresce com a renda ($CM_Y > 0$).

De modo geral, no início do desenvolvimento $CM_Y > BM_Y$, então α será positivo e a degradação aumentará com a renda. Ao longo do processo, o benefício marginal da conservação ambiental se torna maior que o custo marginal de abatimento, de modo que $BM_Y > CM_Y$; assim, as emissões declinam. O aumento da demanda pela preservação ambiental e a conscientização são fatores que explicam a reversão do processo. A relação entre os custos e benefícios marginais, conforme o argumento exposto, pode ser verificada na Figura 1.

A Figura 1 mostra como se comportam as curvas de CM e BM . Em cada fase, o nível de degradação ambiental é escolhido no ponto em que as curvas de custos e benefícios marginais se interceptam. Os níveis mais elevados de deterioração caracterizam o estágio industrial, enquanto os mais baixos indicam a fase agrícola. Na etapa industrial, os deslocamentos das curvas de custo marginal são maiores, pois nessa fase os custos para reverter a degradação ambiental são progressivamente elevados. Já as curvas de benefício marginal se deslocam mais rapidamente a cada nível da renda, indicando que a sociedade estará cada vez mais disposta a preservar o meio ambiente quando a renda se eleva.

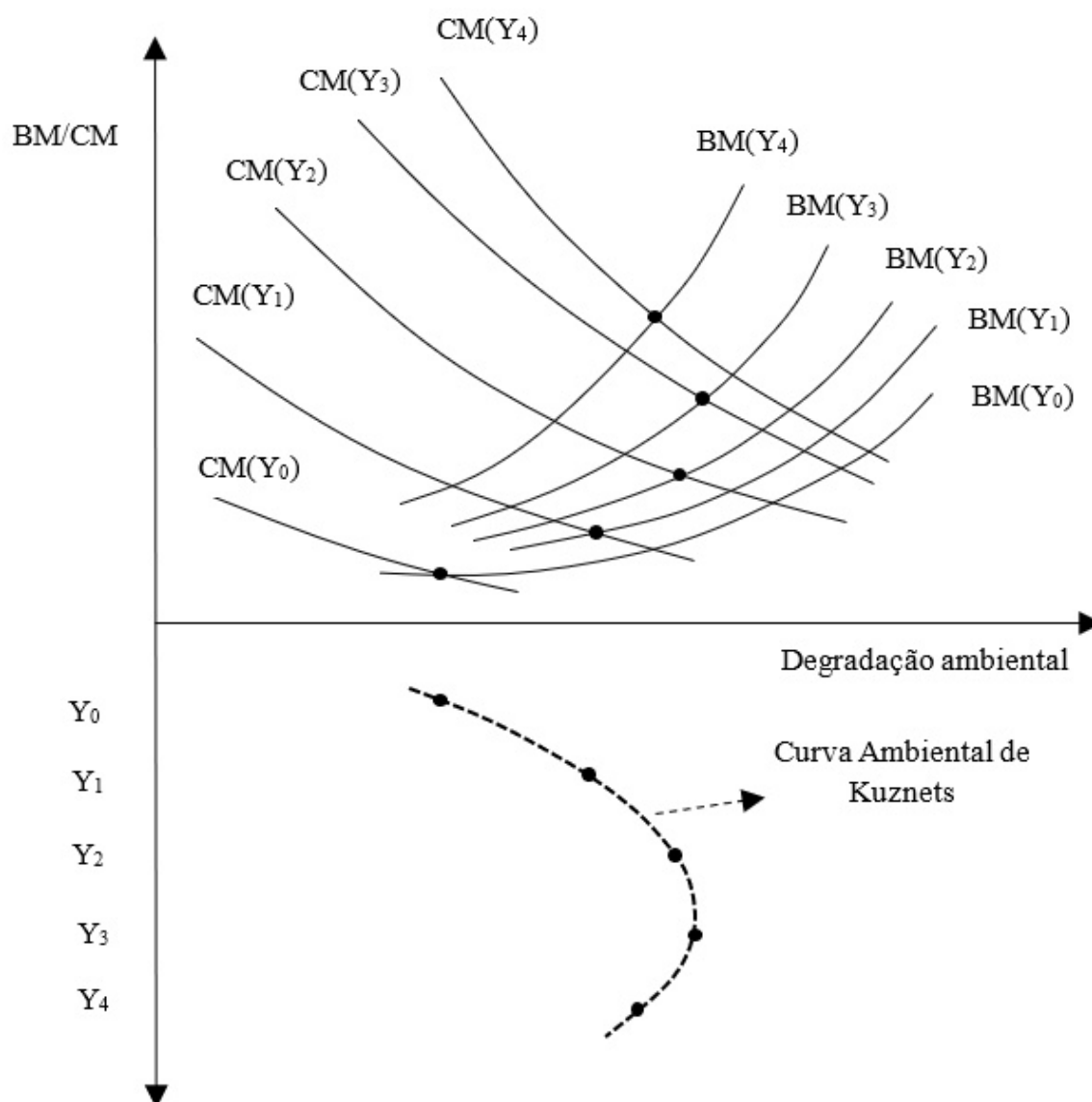


Figura 1: Deslocamento das funções de benefícios e custos marginais e a CAK

Fonte: Adaptado de Munasinghe (1999).

A forma funcional da CAK descrita na Figura 1 para emissões de GEE é dada por:

$$geepc_{i,t} = \alpha_{0[+]} + \beta_{1[+]}pibpc_{i,t} + \beta_{2[-]}pibpc_{i,t}^2 + u_{i,t} \quad (03)$$

em que *geepc* são as emissões de GEE *per capita*, α é a constante do modelo, *pibpc* representa o Produto Interno Bruto *per capita*. Já β_1 é o coeficiente a ser estimado para a variável independente *pibpc* e β_2 é o parâmetro estimado do *pibpc* ao quadrado. Os sinais esperados dos coeficientes que reproduzem a CAK estão nos colchetes que acompanham os parâmetros.

Portanto, o comportamento esperado da CAK é de que nos estágios iniciais de desenvolvimento se apresente uma curva com comportamento crescente, em virtude de os custos da conservação ambiental serem maiores que os benefícios, tornando-se decrescente a partir do ponto em que os benefícios da conservação ambiental se tornam maiores que os custos, apresentando assim o formato de *U*-invertido.

3. Revisão da literatura empírica

As primeiras evidências da CAK foram encontradas por Grossman e Kruger (1991). Os autores compararam os níveis de emissões de três poluentes atmosféricos à renda de cidades representativas de 42 países, entre os anos de 1977 e 1988, e verificaram a existência de relacionamento quadrático com ponto de inflexão em US\$ 10.800. Esses resultados deram surgimento à hipótese da CAK.

Com o intuito de testar essas relações, Shafik e Bandyopadhyay (1992) buscaram relacionar os níveis de qualidade ambiental e a renda dos países. Para tanto, foram utilizados dados de 149 países entre os anos de 1960 e 1990 (o PIB correspondeu ao nível de preços do ano de 1987). Como medida de degradação ambiental, foram utilizados diversos poluentes, sendo o mais relevante as emissões de dióxido de carbono (CO_2), que mostraram que o ponto de inflexão pode ser alcançado a partir de US\$ 8.600 *per capita*.

Para testar a referida relação, Panayotou (1993) utilizou dados de 41 países desenvolvidos e em desenvolvimento, selecionando como indicadores de degradação ambiental o desmatamento e as emissões de dióxido de enxofre (SO_2) e óxido de azoto (NO_x). O autor obteve pontos de inflexão de US\$ 2.600 *per capita* para desmatamento e US\$ 6.500 e US\$ 11.900 para o SO_2 e o NO_x , respectivamente. Os resultados confirmaram o formato de U-invertido das variáveis ambientais em relação à renda, porém, para o autor, os países poderiam apresentar curvas distintas e condicionadas à demanda individual pela qualidade ambiental.

Selden e Song (1994) fizeram projeções simulando as emissões globais sob diversos cenários para a renda e a população. Para tanto, foram utilizados dados de SO_2 , NO_x , CO_2 e as médias dos anos de 1973-1975, 1979-1981 e 1982-1984. Os autores encontraram um ponto de inflexão próximo a US\$ 13.400 *per capita*. Além disso, viu-se que as emissões de CO_2 e SO_2 mundiais crescerão até 2025 e, para NO_x , até 2050.

Grossman e Krueger (1995) revisitaram a análise desta problemática utilizando dados em painel para 42 países nos anos 1977, 1982 e 1988. Nesse estudo, foi encontrado um ponto de inflexão de US\$ 16.000 *per capita*. Os resultados para a qualidade da água mostraram que esse indicador melhoraria a partir de US\$ 7.500 *per capita*. Os autores destacaram que o crescimento da demanda pela proteção ambiental, o surgimento de políticas ambientais mais rígidas e de tecnologias são os principais fatores que fazem as emissões declinarem.

Ao comparar os resultados desses estudos, percebe-se que os pontos de inflexão podem variar com os dados utilizados. Stern, Common e Barbier (1996) argumentaram que a CAK é sensível às variáveis e aos métodos escolhidos. Os autores ressaltaram que os modelos da CAK empregados na década de 1990 desconsideraram variáveis e problemas econométricos relevantes. Por exemplo, a não inclusão na modelagem das variáveis que representam o comércio internacional e o consumo de energia poderia causar viés e inconsistência nas estimativas.

Poudel, Paudel e Bhattacharai (2009) relacionaram renda *per capita*, dados florestais, analfabetismo e emissões de CO_2 para 15 países da América Latina nos anos de 1980 e 2000. Nesse estudo foi encontrada uma curva no formato de N, em que a degradação ambiental começa a cair a partir de uma renda de US\$ 3.500, voltando a aumentar a partir de US\$ 4.500.

Em uma pesquisa realizada por Iwata, Okada e Samreth (2010) foram relacionadas as variáveis consumo de energia nuclear e emissões de CO_2 na França entre os anos de 1960 a 2003. Para tal, foi aplicada a técnica de cointegração, com a abordagem *autoregressive distributed lag* (ARDL). Nesse estudo, foi identificada uma relação de causalidade unilateral da renda para as emissões de CO_2 , o que mostra que o crescimento econômico impacta sobre as emissões de poluentes. Por outro lado, não foram encontradas evidências de que as emissões afetam a economia.

O estudo realizado por Carvalho e Almeida (2010) abordou a temática utilizando econometria espacial com dados de renda *per capita* e emissões de CO_2 para 187 países no ano de 2004, além de uma variável *dummy* para países participantes do Protocolo de Kyoto. Os autores identificaram que os países que assinaram o protocolo conseguiram reduzir 1,81 toneladas de carbono. Ademais, os autores encontraram evidências de uma curva em formato de N para países desenvolvidos.

Youssef, Hammoudeh e Omri (2016) utilizaram o *generalized method of moments* (GMM) com dados de 56 países entre 1990 e 2012. Os países foram divididos com base nas categorias de baixa, média e alta renda. Os autores verificaram que o consumo de energia afeta as emissões de poluentes. Os resultados econométricos mostraram que um aumento de 1% no consumo de energia expande as emissões de poluentes em cerca de 0,23%, 0,20%, 0,18% e 0,24% nos painéis de baixa, média, alta rendas e no global, respectivamente. Em outra perspectiva, os autores mostraram evidências de que a abertura comercial é prejudicial ao meio ambiente para países de baixa renda e benéfica para os de alta renda.

No entanto, na literatura consultada, não foram encontradas pesquisas que tenham se atentado ao fato de que somente uma CAK pode não representar adequadamente a realidade dos grupos de países. Diante disso, a contribuição do presente trabalho está em estimar e analisar a CAK considerando diferentes trajetórias por meio do método de regressão quantílica.

4. Metodologia

4.1 Estimativa da CAK pelo método quantílico

A CAK postula que os níveis de emissões de gases poluentes se intensificam com a elevação da produção, porém, declinam quando determinado nível de renda *per capita* é alcançado. Em razão das diferentes fronteiras de produção, argumenta-se que os pontos de inflexão das emissões podem não ser os mesmos para todas as nações. Em outras palavras, é provável que o crescimento econômico tenha impactos diferentes sobre a degradação ambiental em diferentes países, visto que as estruturas produtivas são diferentes.

Diante do exposto, regressões de MQO (Mínimos Quadrados Ordinários) podem não ser adequadas, pois os diferentes coeficientes entre degradação e renda não são considerados. Alternativamente, adota-se nesta pesquisa a regressão quantílica (RQ) para dados em painel.

O método de RQ permite a obtenção de resultados comparáveis para o impacto da renda em cada quantil das emissões, pois há a possibilidade de identificar toda a distribuição condicional de uma variável dependente a partir das variáveis explicativas. Além disso, o método de RQ é mais robusto a observações discrepantes (*outliers*), visto que permite analisar as relações na mediana e em cada quantil separadamente, além de reproduzir parâmetros mais eficientes ao não considerar os erros como distribuídos normalmente.

Esse método, introduzido por Koenker e Basset (1978), permite que os coeficientes das variáveis regressoras variem em cada quantil (MARIONI et al., 2016). Os efeitos das características específicas dos países, constantes no tempo, são capturados por meio de *dummies* de efeito fixo. Formalmente, na RQ os efeitos das covariáveis econômicas sobre os quantis das emissões podem ser representados da seguinte forma:

$$Q_{\tau}(Y) = f[Y|F_Y(Y) \leq \tau] \quad (04)$$

em que $F_Y(Y)$ é a distribuição total de *geepc*, τ representa o i -ésimo quantil das emissões, e o valor limite é representado por $Q_{\tau}(Y)$. A equação empírica é dada por:

$$geepc_{i,t} = \alpha_{0[+]} + \beta_{1[+]}pibpc_{i,t} + \beta_{2[-]}pibpc_{i,t}^2 + \beta_{3[+]}energiapc_{i,t} + \beta_{4[+]}aber_{i,t} + u_{i,t} \quad (05)$$

em que *pibpc* e *pibpc*² representam a renda *per capita*, *energiapc* denota o consumo de energia em kWh (quilowatt-hora) *per capita* e *aber* representa o grau de abertura comercial, em percentual. A estimativa foi realizada nos quantis 25, 50, 75 e 90. O quantil 25 corresponde a amostra de países que emitem até 25% do máximo verificado na variável GEE *per capita*; o quantil 50 representa a mediana da amostra; e assim sucessivamente.

4.2 Descrição dos dados

Nesse estudo foram utilizados dados em painel para os anos de 1990 a 2012, escolhidos conforme a disponibilidade de dados das séries históricas de 113 países. Como medida de degradação ao meio ambiente, foram utilizadas as emissões de GEE (em toneladas de CO₂ equivalente). Essa variável é composta pelo total emitido de GEE, excluindo a queima de biomassa de ciclo curto (como queima de resíduos agrícolas e savanas), mas incluindo outras queimadas, como incêndios florestais, deterioração pós-queimada e decaimento de turfeiras drenadas. Os dados foram retirados da plataforma de dados do Banco Mundial (2018).

Para tal estudo também foram utilizados o consumo de energia *per capita* em kWh como indicador da demanda por energias fósseis. Para representar a renda, foram empregados dados do PIB *per capita*, em dólares americanos, nivelados aos preços de 2011. E, como indicador de comércio internacional, foi utilizado o grau de abertura comercial, obtido através da soma das exportações e importações em dólares americanos, dividido pelo PIB deflacionado ao nível de preços de 2011. Os dados utilizados para a construção do indicador, assim como os dados relacionados ao consumo de energia, foram obtidos no banco de dados Banco Mundial (2018).

5. Resultados e discussão

Inicialmente, verificou-se a hipótese nula de efeitos aleatórios contra a hipótese alternativa de efeitos fixos pelo teste de Hausman na média condicional. Os resultados do teste indicaram a rejeição do modelo de efeitos aleatórios a 1% de significância. Esse teste é importante para apontar a estrutura do modelo RQ para painel.

Em seguida, foram realizadas estimações pelo método RQ com *dummies* de efeitos fixos que, ao considerar as particularidades de cada quantil, produzem resultados mais robustos que os de MQO. Todas as regressões foram realizadas utilizando como variável dependente o logaritmo das emissões de GEE, contra as seguintes variáveis explanatórias, em logaritmo: consumo de energia *per capita*, PIB *per capita*, PIB *per capita* ao quadrado e grau de abertura comercial, para os anos de 1990 a 2012. A Tabela 1 reporta os resultados das estimações.

Tabela 1: Estimações da CAK em diferentes quantis

Variável	Q25 (%)	Q50 (%)	Q75 (%)	Q90 (%)
Consumo energia <i>per capita</i>	0,6130*** (0,0397)	0,6354*** (0,0336)	0,7185*** (0,0283)	0,7167*** (0,0344)
PIB <i>per capita</i>	0,8999*** (0,1646)	0,9426*** (0,1141)	0,9929*** (0,1241)	1,1151*** (0,1483)
(PIB <i>per capita</i>) ²	-0,0513*** (0,0095)	-0,0559*** (0,0068)	-0,0604*** (0,0075)	0,0669*** (0,0087)
Abertura comercial	-0,0029 ^{NS} (0,0094)	-0,0013 ^{NS} (0,0300)	-0,0111 ^{NS} (0,0314)	0,0156 ^{NS} (0,0175)
Constante	-9,2554*** (0,6045)	-9,4079*** (0,4600)	-9,9235*** (0,5523)	10,435*** (0,6687)
Pontos de Inflexão	6.478,85	4.583,64	3.716,55	4.158,76
Teste de Hausman = 37,774***				

Nota: *** significância a 1%; NS = Não significativo

Fonte: Elaboração própria.

É possível verificar que a maioria das variáveis foi significativa e apresentou sinais esperados. Especificamente, o consumo de energia *per capita* e o crescimento do PIB *per capita* afetam positivamente as emissões; o sinal do PIB *per capita* ao quadrado revelou-se negativo e significativo,

o que atesta para a existência da CAK. Por seu turno, abertura comercial apresentou relação inversa com as emissões, porém não significativa.

Os resultados das estimações indicam que a elasticidade das emissões de GEE em relação ao consumo energético aumenta ao longo dos quantis. Pode-se verificar pela Tabela 1 que uma variação positiva de 1% no consumo de energia expande as emissões em 0,61% e 0,72% nos quantis 25 e 90, respectivamente. Em outras palavras, as emissões são mais sensíveis ao consumo energético nas faixas mais elevadas da poluição. Vale ressaltar que o quantil 90 é composto, em sua maioria, por países desenvolvidos, como Estados Unidos, Canadá e Luxemburgo, os quais são intensivos em energias fósseis (BANCO MUNDIAL, 2018).

Em relação à renda, observou-se que os pontos de inflexão das emissões foram distintos nos quantis. No primeiro quantil (25), a inflexão se deu no nível de renda de US\$ 6.478,85. Em geral, fazem parte desse quantil economias com estrutura econômica primária e intensiva em mão de obra agrícola, como Nepal e Indonésia. Além disso, são países com alto índice de desigualdade, o que pode afetar a demanda por proteção ambiental (MAGNANI, 2000).

No quantil 50, o ponto de inflexão foi estimado em US\$ 4.583,64. Nesse quantil, encontram-se países em estágio inicial de desenvolvimento, como Jamaica. Mesmo com poucas indústrias, possuem uma base energética pautada no consumo de combustíveis fósseis (BANCO MUNDIAL, 2018). No quantil posterior (Q75) se encontra o menor ponto de inflexão, US\$ 3.716,54. Esse grupo é composto por países de diversas características, dentre eles o Brasil e a China, economias emergentes e com dimensões territoriais consideráveis, o que favorece a produção de energia renovável. Também se encontram nesse quantil países desenvolvidos como França, Alemanha e Reino Unido.

No quantil mais elevado de emissões (Q90) estão países desenvolvidos, como EUA e Canadá. Apesar de serem países que emitem proporcionalmente mais poluentes, observou-se que o ponto de inflexão das emissões foi de aproximadamente US\$ 4.158,76, isto é, inferior aos primeiros dois quantis.

Os resultados obtidos se justificam através das diferentes estruturas produtivas de cada país. Economias especializadas em manufaturas tendem poluir relativamente mais do que aquelas economias com vantagens no segmento agropecuário. Por outro lado, é importante ressaltar que países com base produtiva baseada em produtos manufaturados têm maior capacidade de absorção de novas tecnologias, o que poderia explicar os pontos de inflexão mais baixos.

Por sua vez, economias com atividades primárias possuem práticas que podem aumentar o uso da terra e o desmatamento, o que impactaria nas emissões de GEE. Além disso, tendem a possuir menor capacidade de absorção de tecnologias. Esses fatores podem determinar trajetórias diferentes da CAK em relação aos países mais desenvolvidos. Diante disso, não é plausível supor que economias desenvolvidas e em desenvolvimento percorrem o mesmo caminho proposto pela CAK.

Para melhor compreensão dos resultados, na Figura 2 ilustram-se os coeficientes obtidos através do método de RQ.

Os painéis apresentados na Figura 2 mostram os parâmetros obtidos para cada variável explicativa nos quantis. O eixo horizontal representa os quantis e o eixo vertical denota o valor estimado dos parâmetros para cada variável. A linha contínua ilustra os parâmetros da regressão quantílica e as linhas tracejadas, os intervalos de confiança dos parâmetros.

Ao observar os gráficos, pode-se verificar que a variável PIB *per capita* possui trajetória ascendente, ao passo que sua componente ao quadrado mostrou trajetória declinante. O comportamento dessas variáveis reforça a hipótese da CAK encontrada inicialmente nos estudos de Grossman e Kruger (1991) e confirmada nesta pesquisa.

O parâmetro consumo de energia *per capita* apresenta uma leve trajetória descendente entre os quantis 25 e 50. Na sequência, observou-se que a magnitude do parâmetro se eleva. Esse comportamento é esperado, pois economias em fase inicial de desenvolvimento são geralmente primárias e demandam menos energia. Nas fases mais avançadas de desenvolvimento, os países passam a demandar mais energia para a atividade produtiva, explicando a elevação do parâmetro no quantil mais alto das emissões. Por seu turno, o comportamento da curva dos parâmetros da variável “abertura comercial” oscilou próximo a zero, não sendo significativo.

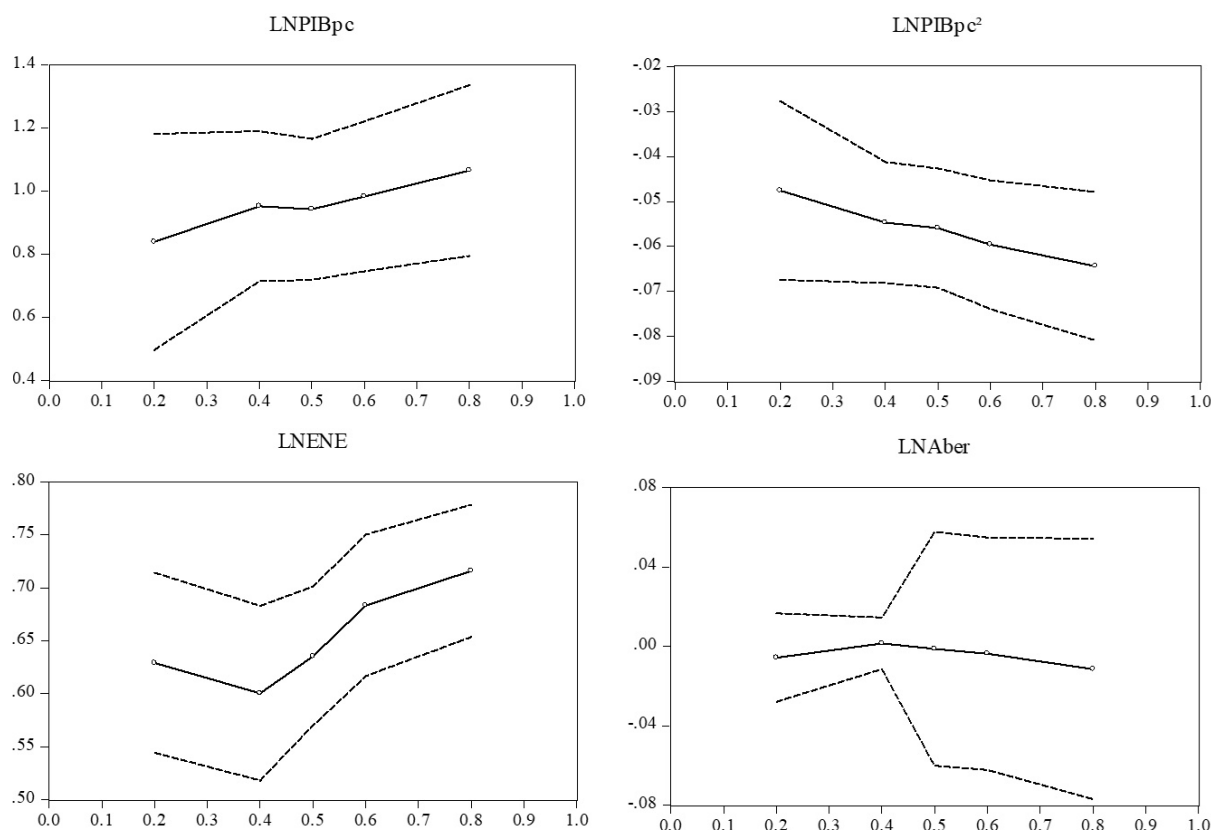


Figura 2: Coeficientes estimados dentro dos quantis

Fonte: Elaboração própria.

6. Considerações finais

Adentrando na temática que discute a CAK, esse estudo teve como objetivo principal estimar e analisar as relações existentes entre emissões de GEE contra a renda, o consumo de energias fósseis e o grau de abertura comercial. Para tanto, adotaram-se dados de países desenvolvidos e em desenvolvimento, entre 1990 e 2012, e métodos que flexibilizam os percursos da CAK para diferentes grupos de países.

Os resultados encontrados corroboram com a hipótese da CAK, porém, foi possível verificar que podem existir diferentes trajetórias da função para um conjunto diverso de países. Em todos os quantis analisados, foram encontrados diferentes pontos de inflexão da CAK. Argumentou-se que as estruturas produtivas e tecnológicas impõem restrições para que os países percorram o mesmo caminho projetado pela CAK. Nesse sentido, este trabalho traz uma importante contribuição ao adotar uma forma metodológica que permite considerar essas questões explicitamente.

Além disso, pode-se concluir que o consumo de energias primárias tem relação direta com o nível de poluição e tende a se intensificar nas economias que emitem mais poluentes, como é o caso dos países mais desenvolvidos. Por outro lado, não foram encontradas evidências sólidas que permitam atestar para algum efeito do grau de abertura comercial nas emissões.

Em resumo, o aumento da renda pode influenciar positivamente as emissões no longo prazo, visto que as sociedades estariam mais conscientizadas e dispostas a conservar o meio ambiente. Não obstante, são necessárias políticas públicas que acelerem o processo de conscientização e incentivem a adoção de fontes de energia mais limpas, assim como o acesso a novas tecnologias. Essas ações poderiam diminuir a pressão que as atividades econômicas exercem sobre o meio ambiente ao longo das trajetórias da CAK.

Referências

- ARROW, K.; BOLIN, B.; COSTANZA, R.; DASGUPTA, P.; FLOKE, C.; HOLLING, C. S.; JANSSON, B. O.; LEVIN, S.; MALER, K. G.; PERRINGS, C.; PIMENTEL, D. Economic growth, carrying capacity, and the environment. **Ecological Economics**, v. 15, n. 2, p. 91-95, 1995.
- BANCO MUNDIAL. **World Bank Open Data**. Disponível em: <<https://data.worldbank.org/indicator>>. Acesso em: 01 dez. 2018.
- CARVALHO, T. S.; ALMEIDA, E. A hipótese da curva de Kuznets ambiental global: uma perspectiva econométrico-espacial. **Estudos Econômicos**, v. 40, n. 3, p. 587-615, 2010.
- GOLDEMBERG, J.; LUCON, O. Energia e meio ambiente no Brasil. **Estudos Avançados**, v. 21, n. 59, p. 7-20, 2007.
- GROSSMAN, G. M.; HELPMAN, E. Trade, innovation, and growth. **The American Economic Review**, v. 80, n. 2, p. 86-91, 1990.
- GROSSMAN, G. M.; KRUEGER, A. B. Environmental impacts of a North American free trade agreement. **NBER Working Paper**, n. 3914. National Bureau of Economic Research. Cambridge: MIT Press, 1991.
- GROSSMAN, G. M.; KRUEGER, A. B. Economic growth and the environment. **The Quarterly Journal of Economics**, v. 110, n. 2, p. 353-377, 1995.
- INTERGOVERNMENTAL PANEL ON CLIMATE CHANGE (IPCC). **Climate change 2013: the physical science basis**. Working Group I contribution to the Fifth assessment report of the Intergovernmental Panel on Climate Change [Stocker, T.F., D. Qin, G.-K. Plattner, M. Tignor, S.K. Allen, J. Boschung, A. Nauels, Y. Xia, V. Bex and P.M. Midgley (eds.)]. Cambridge/New York: Cambridge University Press, 2014.
- IWATA, H.; OKADA, K.; SAMRETH, S. Empirical study on the environmental Kuznets curve for CO₂ in France: the role of nuclear energy. **Energy Policy**, v. 38, n. 8, p. 4057-4063, 2010.
- KOENKER, R.; BASSET, G. Regression quantiles. **Econometrica**, v. 46, n. 1, p. 33-50, 1978.
- KUZNETS, S. Economic growth and income inequality. **The American Economic Review**, v. 45, n. 1, p. 1-28, 1955.
- MAGNANI, E. The Environmental Kuznets Curve, environmental protection policy and income distribution. **Ecological Economics**, v. 32, n. 3, p. 431-443, 2000.
- MARIONI, L. S.; VALE, V. A.; PEROBELLI, F. S.; FREGUGLIA, R. S. Uma aplicação de regressão quantílica para dados em painel do PIB e do Pronaf. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v. 54, n. 2, p. 221-242, 2016.
- MUNASINGHE, M. Is environmental degradation an inevitable consequence of economic growth: tunneling through the environmental Kuznets curve. **Ecological Economics**, v. 29, n. 1, p. 89-109, 1999.
- PANAYOTOU, T. Empirical tests and policy analysis of environmental degradation at different stages of economic development. **ILO Working Papers**. International Labour Organization. Geneva: ILO, 1993.
- POUDEL, B. N.; PAUDEL, K. P.; BHATTARAI, K. Searching for an environmental Kuznets curve in carbon dioxide pollutant in Latin American countries. **Journal of Agricultural and Applied Economics**, v. 41, n. 1, p. 13-27, 2009.
- SELDEN, T. M.; SONG, D. Environmental quality and development: is there a Kuznets curve for air pollution emissions? **Journal of Environmental Economics and management**, v. 27, n. 2, p. 147-162, 1994.
- SHAFIK, N.; BANDYOPADHYAY, S. Economic growth and environmental quality: time-series and cross-country evidence. **World Development Report**, WPS904. World Bank Publications. Washington: World Bank, 1992.
- STERN, D. I.; COMMON, M. S.; BARBIER, E. B. Economic growth and environmental degradation: the environmental Kuznets curve and sustainable development. **World Development**, v. 24, n. 7, p. 1151-1160, 1996.
- YOUSSEF, A. B.; HAMMOUDEH, S.; OMRI, A. Simultaneity modeling analysis of the environmental Kuznets curve hypothesis. **Energy Economics**, v. 60, p. 266-274, 2016.

Apêndice

Quadro A1: Países desenvolvidos

País	País
Alemanha	Irlanda
Austrália	Islândia
Áustria	Israel
Bélgica	Itália
Canadá	Japão
Coreia do Sul	Letônia
Dinamarca	Lituânia
Eslováquia	Luxemburgo
Eslovênia	Nova Zelândia
Espanha	Noruega
Estônia	Países Baixos
Estados Unidos	Portugal
Finlândia	Reino Unido
França	República Tcheca
Grécia	Suécia
Hong Kong	Suíça

Quadro A2: Países em desenvolvimento

País	País	País	País
Albânia	Costa Rica	Jordânia	Rep. Dominicana
Angola	Croácia	Líbia	Romênia
Argélia	Cuba	Malásia	Rússia
Argentina	Egito	Marrocos	Senegal
Armênia	El Salvador	México	Sri Lanka
Bangladesh	Emirados A. Unidos	Moçambique	Sudão
Belarus	Equador	Moldávia	Tailândia
Benin	Filipinas	Myanmar	Tajiquistão
Bolívia	Gabão	Nepal	Tanzânia
Bósnia	Gana	Nicarágua	Togo
Botsuana	Geórgia	Nigéria	Tunísia
Brasil	Guatemala	Omã	Turcomenistão
Brunei	Haiti	Panamá	Turquia
Bulgária	Honduras	Paquistão	Ucrânia
Camarões	Hungria	Paraguai	Uruguai
Cazaquistão	Iêmen	Peru	Uzbequistão
Chile	Índia	Polônia	Venezuela
China	Indonésia	Quênia	Vietnã
Colômbia	Iraque	Rep. do Congo	Zâmbia
Costa do Marfim	Jamaica	Quirguistão	Zimbábue

Impacto do Programa Bolsa Família sobre a incidência de trabalho infantil: uma análise para as regiões Nordeste e Sudeste do Brasil

Impact of the Bolsa Família Program on the incidence of child labor: an analysis for the Northeast and Southeastern of Brazil

Cinara Tatiana Simonino^a

Wiron José Saraiva Matos^b

Cristiana Tristão Rodrigues^c

RESUMO

O objetivo do presente trabalho foi analisar o impacto do Programa Bolsa Família (PBF) sobre a incidência de trabalho infantil no Nordeste e Sudeste do Brasil, em 2015. Para tanto, a partir de dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD), utilizou-se a metodologia que consiste na técnica de pareamento e probabilidade, denominada Efeito de Tratamento com Pareamento por Escore de Propensão. A partir de amostras de ambos os grupos regionais, estimou-se regressões probit a fim de calcular os escores de propensão. Feito isso, prosseguiu-se com o cálculo do Efeito Médio do Tratamento sobre os Tratados para cada região. As estimativas foram estatisticamente não significativas para ambas. Esses resultados podem ser explicados, possivelmente, pelo fato de ter-se analisado apenas o impacto do PBF sobre o trabalho infantil, sem levar em consideração as horas trabalhadas pelas crianças e porque a renda não é o único determinante importante para explicar a incidência de trabalho infantil.

Palavras-chave: Programa Bolsa Família; Trabalho infantil; Brasil; Nordeste; Sudeste.

ABSTRACT

The objective of the present work is to analyze the impact of the Bolsa Família Program (PBF) on the incidence of child labor in the Northeast and Southeast of Brazil, in 2015. To do so, using data from the National Household Sample Survey, we used the methodology that consists of the matching and probability technique called Treatment Effect with Matching by Propensity Score. From samples from both regionals' groups, probit regressions were estimated in order to calculate propensity scores. That done, we proceeded with the calculation of the Average Treatment Effect on the Treaties for each region. The estimates were not statistically significant for both. These results can be explained, possibly, by the fact that only the impact of the PBF on child labor was analyzed, without taking into account the hours worked by children and because income is not the only important determinant to explain the incidence of child labor.

Keywords: Bolsa Família Program; Child labor; Brazil; Northeast; Southeast.

JEL: J01; J18; J47.

^aBacharela em Ciências Econômicas pela Universidade Federal de Viçosa (UFV). E-mail: cinara.simonino@ufv.br.

^bMestrando em Economia pela Universidade Federal de Viçosa (UFV). E-mail: wironmatoss@hotmail.com.

^cProfessora do Departamento de Economia da Universidade Federal de Viçosa (UFV). E-mail: cristiana.rodrigues@ufv.br.

1. Introdução

O trabalho infantil é um grande problema enfrentado por países de todo o mundo, e sua erradicação parece ser algo distante e que exige muitos esforços por parte de governos, sociedade e organizações. De acordo com dados divulgados pela Organização Internacional do Trabalho (OIT), 168 milhões de crianças e adolescentes entre 5 e 17 anos foram submetidas ao trabalho infantil, em 2015, no mundo (ILO, 2015). Para o ano de 2016, dados da OIT indicaram que esse número reduziu para 152 milhões (ILO, 2017). Para o Brasil, a Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD 2015), do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), apontou que haviam 2,7 milhões de crianças e adolescentes de 5 a 17 anos trabalhando em 2015. Para o ano seguinte, os dados da PNAD Contínua 2016 apontaram que 1,8 milhão de crianças de 5 a 17 anos trabalhavam em atividades proibidas pela legislação no Brasil.

Outra consideração importante a ser feita, no que tange aos objetivos do presente trabalho, se refere à diferença quanto à incidência do trabalho infantil nas grandes regiões brasileiras. De acordo com a PNAD 2015, as proporções de trabalho infantil na população entre 5 e 17 anos (relativas) nas regiões Sul, Centro-Oeste e Norte foram de 8,3%, 7,2% e 7,1%, respectivamente. Já as regiões Nordeste e Sudeste apresentaram incidência relativa do trabalho infantil em, respectivamente, 6,7% e 5,6%. Apesar das menores proporções, estas regiões, por serem as mais populosas, apresentaram maiores quantitativos absolutos de crianças e adolescentes na mesma faixa etária em atividades laborais (852.000 e 854.000, respectivamente).

A literatura existente sobre o trabalho infantil no Brasil é ampla. Kassouf (2007) apresentou, de forma resumida, o que se conhece na literatura econômica sobre trabalho infantil. A autora concluiu que os determinantes mais importantes para explicar o trabalho infantil são a pobreza, a escolaridade dos pais, o tamanho e a estrutura da família, o sexo do chefe da família, a idade em que os pais começaram a trabalhar e o local de residência. Já as principais consequências do trabalho infantil são sobre a educação, o salário e a saúde dos indivíduos.

Outros autores optaram por fazer análises mais específicas sobre os determinantes do trabalho infantil, investigando diferentes dimensões geográficas (KASSOUF e SANTOS, 2010; MESQUITA e RAMALHO, 2015), estruturas familiares (CACCIAMALI e TATEI, 2008; AQUINO et al., 2010; BATISTA e CACCIAMALI, 2012) e o impacto de políticas públicas (CACCIAMALI, TATEI e BATISTA, 2010; ARAÚJO, GOMES e LIMA, 2014; FERRO e KASSOUF, 2015).

De acordo com Kassouf (2007), o trabalho infantil mantém o jovem que trabalhou durante a infância num ciclo repetitivo de pobreza já experimentado pelos pais. Isso se dá em função da baixa escolaridade e do pior desempenho escolar, que limitam as oportunidades de trabalho a postos que exigem pouca qualificação e remuneram mal. Os danos do trabalho infantil sobre a saúde dos indivíduos também são apontados pelo trabalho de Kassouf (2007), visto que o trabalho realizado na infância piora o estado de saúde da pessoa na fase infantil e na fase adulta.

Tendo em vista a dimensão do problema aqui tratado, várias resoluções, leis e políticas públicas foram criadas e implementadas por governos e organizações nas últimas décadas, com o objetivo de amenizar ou erradicar o trabalho infantil no mundo. Um exemplo são as resoluções estabelecidas pela OIT, que tentam coibir o trabalho infantil no mundo, visando sua erradicação (ARAÚJO, GOMES e LIMA, 2014).

No Brasil, o extinto Ministério do Trabalho e Emprego (MTE) também se comprometeu a contribuir para a erradicação do trabalho infantil. Segundo Mesquita e Ramalho (2015), em razão do compromisso firmado pelo MTE com a OIT, reafirmado em 2014, a inserção de crianças no mercado de trabalho tem sido foco de discussões políticas recentemente. Diante deste acordo, o governo federal se comprometeu a erradicar as piores formas de trabalho infantil até 2016 e alcançar a total erradicação até 2020.

As leis também cumprem um papel muito importante no combate ao trabalho infantil. Para Kassouf (2007), a legislação brasileira se configura como uma das mais rígidas em relação à idade mínima de ingresso no mercado de trabalho, equiparando-se a países como os Estados Unidos e a

França. Tal legislação proíbe o trabalho de crianças e adolescentes até os 16 anos, salvo na condição de aprendiz entre 14 e 16 anos de idade. Além disso, a idade mínima para exercer trabalhos que possam causar danos à saúde, trabalhos noturnos e comércio nas ruas é de 18 anos.

Outra medida que tem mostrado bons resultados para o combate ao problema é a implementação de políticas públicas e programas sociais focados na redução da pobreza, na erradicação do trabalho infantil e em incentivos à frequência escolar, por meio da transferência de renda. Segundo Cacciamali, Tatei e Batista (2010):

Sob a ótica da teoria econômica, os programas de transferência de renda provocam um efeito renda puro na tomada de decisão da família sobre uso do tempo das crianças entre trabalho, educação e lazer. Considerando que estes últimos podem ser considerados como bens de luxo, a teoria econômica afirma que o seu consumo aumenta mais que proporcionalmente com a elevação da renda familiar. Ou seja, à medida que os ganhos da família se elevam, os seus membros poderão alocar maior tempo para o lazer ou estudo, sem prejuízo ao mínimo necessário para sua subsistência. Essas considerações implicariam diminuição do trabalho infantil das famílias pobres (CACCIAMALI, TATEI e BATISTA, 2010, p. 272).

Kassouf (2007) também ressalta a relevância das políticas de transferência de renda. Segundo a autora, tais políticas, que 'premiam' as famílias pobres por colocarem seus filhos na escola, têm sido bastante analisadas e elogiadas por sua eficiência em atingir o objetivo de reduzir o trabalho infantil e aumentar a frequência escolar.

O Programa Bolsa Escola foi um destes programas de transferência de renda condicionada à frequência escolar, que teve por objetivo a redução do trabalho infantil. Criado em 1994 pelo governo do Distrito Federal, e já extinto atualmente, tal programa distribuía um benefício mensal no valor de um salário mínimo para as famílias que mantivessem as crianças na escola e contava com baixo custo de implementação e manutenção. O Programa foi replicado em vários municípios do país. No entanto, de acordo com Cacciamali, Tatei e Batista (2010), os objetivos propostos não foram plenamente atingidos devido a ineficácia na implantação, execução e monitoramento. Os programas aplicados em outros municípios, em geral, atendiam uma pequena parcela da população pobre, transferiam valores insuficientes e apresentavam descontinuidade.

Outro programa com o mesmo objetivo, mas com alcance e popularidade maiores é o Programa de Erradicação do Trabalho Infantil (PETI). O PETI é o exemplo mais conhecido de programa social implementado com o objetivo direto de solucionar o problema do trabalho infantil. Instituído em 1996 como primeiro programa de transferência de renda em nível nacional, o objetivo do PETI é retirar crianças e adolescentes entre 7 e 15 anos do trabalho perigoso, penoso, insalubre e degradante, além de sua manutenção na escola e na Jornada Ampliada¹. Em razão do seu objetivo, foi implementado inicialmente nas carvoarias do Mato Grosso do Sul, compreendendo a realização de ações socioeducativas e de cidadania (CACCIAMALI, TATEI e BATISTA, 2010).

Já em 2001, o governo federal implementou o Programa Bolsa Escola Federal, que como o próprio nome diz, contou com uma maior abrangência. O Programa agregava as famílias com crianças de 6 a 15 anos, matriculadas em estabelecimentos de ensino que apresentassem frequência escolar de 85% ou mais.

Em 2003, vários programas de transferência de renda foram unificados sob um só, inclusive o Programa Bolsa Escola, dando surgimento ao Programa Bolsa Família (PBF). De acordo com Cacciamali, Tatei e Batista (2010), o PBF é o maior programa de transferência de renda atualmente no Brasil, sendo destinado a famílias de baixa renda, prevendo contrapartidas de acompanhamento da saúde de gestantes e crianças, matrícula e 85% de frequência escolar de crianças entre 7 e 15 anos e participação em programas de educação alimentar.

O PBF conta com crescentes investimentos desde a sua criação. A respeito disso, Rocha, Mattos e Coelho (2018) ressaltaram que o PBF vem recebendo um montante de recursos crescente desde a sua implementação. Para o ano de 2014, a Lei Orçamentária Anual (LOA) previa um gasto de

¹ Programa que compreende ações socioeducativas e de convivência.

cerca de R\$25 bilhões com o Programa. Ainda de acordo com os autores, o número de beneficiados alcançou 14 milhões de famílias em 2014, o que equivale a cerca de 50 milhões de pessoas. Dada a sua importância, e pelo entendimento de que o programa é uma grande ferramenta de combate à pobreza e ao trabalho infantil, o PBF foi escolhido como tema do presente trabalho.

A forma como os beneficiários do PBF estão distribuídos pelas regiões também mostra discrepâncias, assim como a incidência de trabalho infantil, discutida anteriormente. Segundo dados e informações do Ministério do Desenvolvimento Social (MDS, 2017), o Nordeste é a região que possui maior número de famílias cadastradas, contando com 6,98 milhões, seguida pelo Sudeste com 3,55 milhões. Por esses dados, é possível perceber que mesmo comparando as duas regiões com os maiores números de beneficiários, a primeira possui quase o dobro de famílias cadastradas que a segunda.

Portanto, a escolha das regiões Nordeste e Sudeste para comparação no presente trabalho se deu pela semelhança quanto às incidências relativa e absoluta de trabalho infantil e pela diferença quantitativa em relação à distribuição dos beneficiários do PBF.

Ressalta-se que, apesar da literatura ser vasta sobre o tema, ainda faltam trabalhos que analisam os impactos do PBF sobre a incidência de trabalho infantil para diferentes regiões. Nesse sentido, o presente trabalho se difere ao analisar se existem impactos do PBF sobre o trabalho infantil em duas regiões que, apesar de serem tão heterogêneas, se assemelham quanto aos quantitativos de trabalho infantil. Especificamente pretende-se: a) determinar grupos de beneficiários e não beneficiários do PBF o mais semelhante possível, de acordo com características observáveis; b) analisar o efeito das variáveis observáveis sobre a probabilidade de as famílias participarem do programa; e b) verificar o efeito do PBF sobre a variável de impacto, incidência de trabalho infantil, nas regiões Nordeste e Sudeste.

Diante dessas considerações, o presente trabalho busca responder a seguinte questão: qual o impacto do Programa Bolsa Família sobre a incidência de trabalho infantil nas regiões Nordeste e Sudeste do Brasil?

Além desta introdução, o trabalho contém mais quatro seções. A próxima faz uma revisão de literatura sobre o tema; a terceira ilustra a metodologia utilizada; a quarta mostra os resultados e discussão; e, a última, trata das conclusões obtidas.

2. Revisão de literatura

Diante da persistência do trabalho infantil e dos problemas que a sua incidência acarreta na vida do indivíduo e em uma região ou país, estudos procuraram descobrir quais são as principais causas, consequências e políticas públicas que possam amenizar ou erradicar tal fenômeno. São inúmeros trabalhos que abordam o tema do trabalho infantil. Segundo Kassouf e Santos (2010), a disponibilidade de microdados de pesquisas domiciliares levantadas em diversos países e de análises econométricas voltadas ao tema, nos últimos anos, contribuíram para o melhor entendimento, por parte dos economistas, dos determinantes do trabalho infantil.

Kassouf (2007) apresentou os determinantes e consequências do trabalho infantil mais analisados na literatura especializada sobre o tema. Diferentemente de Kassouf (2007), outros autores optaram por fazer análises mais específicas. Cacciamali e Tatei (2008) consideraram que o *status* ocupacional do pai ou mãe da família altera o uso do trabalho dos membros da família, incluindo as crianças. Dito isso, procuraram gerar evidências sobre a utilização de trabalho infantil de acordo com o *status* ocupacional da pessoa responsável pela família. O principal resultado mostrou que tal *status* influencia na probabilidade de ocorrência do trabalho infantil, pois nas famílias sob a responsabilidade de um trabalhador por conta própria a probabilidade é maior. Outro resultado importante mostrou que nas famílias onde as pessoas de referência estão no setor agrícola é mais comum o trabalho de crianças.

Também versando sobre a influência das condições familiares sobre a incidência de trabalho infantil, Mesquita e Ramalho (2015) investigaram a importância da estrutura familiar na

determinação do trabalho infantil no meio urbano do Brasil. Para isso, utilizaram dados do Censo Demográfico de 2010 e um modelo probit para a decisão de oferta de trabalho infantil. Os resultados mostraram que meninos, com 14 anos de idade e cujo pai (mãe) não tem instrução, são mais propensos à entrada precoce no mercado de trabalho. Além disso, foram encontradas evidências de que crianças de lares monoparentais com mãe solteira têm maior chance de trabalharem quando comparadas com crianças oriundas de domicílios biparentais sob responsabilidade do pai e com padrão de renda similar.

Kassouf e Santos (2010) voltaram a análise para o meio rural, onde a riqueza familiar pode apresentar efeitos contrários sobre a incidência de trabalho infantil quando comparado com o meio urbano. Nesse sentido, os autores investigaram os efeitos da riqueza familiar no meio rural, mensurada pelo tamanho da propriedade agrícola, sobre a probabilidade de ocorrência do trabalho infantil agrícola. Os resultados indicaram que, controlando idade, gênero, raça, efeitos regionais, características da mãe e da família, há diferença na probabilidade de um indivíduo trabalhar precocemente devido às diferenças na riqueza familiar. Com o aumento da propriedade agrícola, aumenta a probabilidade de crianças trabalharem em atividades agrícolas e pecuárias até atingir certo ponto a partir do qual ocorre redução do trabalho infantil nessas atividades.

Aquino et al. (2010) decompuseram a variação do trabalho infantil entre 1992 e 2004 para investigarem os fatores determinantes na queda do trabalho infantil no período. Além disso, utilizando modelos probit para as regiões rurais e urbanas do Brasil, investigaram a existência da transmissão intergeracional do trabalho infantil. Os resultados da pesquisa mostraram que o aumento da escolaridade dos pais e mães é um dos fatores principais para a queda da incidência do trabalho infantil no período. Além disso, o fato de os pais terem sido trabalhadores infantis tem um efeito positivo e significativo sobre a probabilidade de seus filhos trabalharem, tanto nas áreas urbanas quanto rurais do Brasil. Porém, a magnitude desse impacto é muito mais acentuada na zona rural.

Já Batista e Cacciamali (2012) analisaram o impacto da condição de migração dos pais sobre a probabilidade de trabalhar/estudar dos filhos entre 10 e 14 anos no estado de São Paulo. Os resultados mostraram que os filhos de casais migrantes recentes possuem maior probabilidade de trabalhar, devido à desvantagem de seus pais no mercado de trabalho. No caso das crianças de famílias monoparentais, os filhos de mães migrantes têm maiores chances de trabalhar que os filhos de mães não-migrantes.

Diferentemente dos artigos até aqui citados, que focam em identificar e analisar os determinantes do trabalho infantil, alguns outros artigos analisaram os impactos de políticas públicas sobre o problema. Ferro e Kassouf (2015) avaliaram o impacto do Programa Bolsa Escola sobre o trabalho infantil no Brasil. Utilizando os microdados da PNAD 2001, combinados com a estimação de um modelo probit ponderado e uma regressão por mínimos quadrados ponderados, as autoras concluíram que o Programa é eficiente na redução do número de horas semanais de trabalho das crianças. No entanto, os resultados não foram conclusivos em relação à decisão da família de inserir suas crianças no mercado de trabalho.

Cacciamali, Tatei e Batista (2010) analisaram os impactos do PBF sobre o trabalho infantil e sobre a frequência escolar de famílias pobres no Brasil em 2004. Para isso, utilizaram um modelo probit bivariado, que estima conjuntamente as opções trabalhar e estudar dos jovens. Os resultados mostraram a eficiência do PBF em elevar a frequência escolar das crianças; contudo, o Programa apresentou efeitos negativos sobre a incidência de trabalho infantil, elevando a probabilidade de sua ocorrência.

Já Araújo, Gomes e Lima (2014) fizeram uma análise voltada para a região Nordeste. Os autores buscaram verificar a redução no trabalho infantil entre as crianças pertencentes a famílias beneficiárias do PBF, para o ano de 2006, utilizando o método de pareamento com base no escore de propensão e dados da PNAD 2006. Diferente dos resultados encontrados por Cacciamali, Tatei e Batista (2010), os resultados estimados indicaram que o PBF foi eficaz para reduzir o trabalho infantil no Nordeste, de uma maneira geral. No entanto, quando verificada a eficácia do Programa sobre a incidência de trabalho infantil doméstico, notou-se que não houve redução deste tipo de trabalho.

A literatura citada acima evidencia que nem sempre há um consenso quanto à eficácia das políticas públicas de transferência de renda, especialmente do PBF, em reduzir a incidência do trabalho infantil.

3. Metodologia

O presente trabalho analisa o impacto do PBF sobre a incidência de trabalho infantil no Nordeste e Sudeste do Brasil no ano de 2015. Para cumprir tal objetivo, são utilizados dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD)², do IBGE, de 2015.

Vale ressaltar que o ano de 2015 foi escolhido para análise por ser o último ano de realização da PNAD. A partir de 2016, a PNAD foi substituída pela Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua (PNAD-C), que conta com uma cobertura territorial mais abrangente, mas com aspectos metodológicos diferentes.

A metodologia consiste na técnica de pareamento e probabilidade denominada Efeito de Tratamento com Pareamento por Escore de Propensão (*Propensity Score Matching* - PSM), desenvolvida por Rosenbaum e Rubin (1983). Os métodos de pareamento objetivam construir um grupo de controle (não beneficiários do programa) o mais semelhante possível ao grupo de tratamento (beneficiários do programa) em termos de características observáveis.

Segundo Moreno e Monte (2013), o *Propensity Score Matching* é bastante utilizado pela literatura de avaliação de impacto de programas sociais e políticas públicas, além de ser considerado um dos mais eficientes métodos utilizados para comparar dois grupos de indivíduos com características observáveis comuns. Por esses dois motivos, optou-se por empregar tal método neste trabalho.

Pelo fato de a participação no PBF pelas famílias não ser aleatória, uma simples comparação entre os beneficiários e os não beneficiários não seria correta, pois os resultados poderiam refletir diferenças pré-programa. Além disso, o efeito do programa pode ser uma função de variáveis observáveis que explicam a participação das famílias e que podem ser diferentes para os dois grupos. Tais problemas podem ser solucionados através da utilização do método do escore de propensão. Segundo Resende e Oliveira (2008), o escore de propensão $P(x)$ é a probabilidade condicional de um indivíduo receber o tratamento dado suas características observáveis X :

$$P(x) = \text{Probabilidade}(D = 1|X) \quad (01)$$

Geralmente, o escore de propensão não é conhecido, portanto é necessário fazer a sua estimação. A partir de amostras dos grupos de controle e de tratamento, a estimação pode ser feita utilizando qualquer modelo de probabilidade. No presente trabalho, optou-se por uma regressão probit, por ser um modelo bastante utilizado pela literatura que aplica o método de pareamento por escore de propensão. Nessa regressão, as variáveis independentes são os principais determinantes da participação ou não da família no PBF. Já a variável dependente do modelo é a *dummy* “bolsa família”, que assume valor 1 para o caso do grupo de tratamento (beneficiários) e 0 para o grupo de controle (não beneficiários). No Quadro 1 estão descritas todas as variáveis utilizadas no modelo probit, assim como os trabalhos que também usaram tais variáveis.

² De acordo com definição do IBGE, a PNAD é uma pesquisa planejada para produzir resultados para Brasil, grandes regiões, unidades da federação e nove regiões metropolitanas. Desde seu início em 1967 até 2015, seu último ano de realização, ela pesquisava, de forma permanente, características gerais da população, educação, trabalho, rendimento e habitação, e, com periodicidade variável, outros temas, de acordo com as necessidades de informação para o país. Por se tratar de uma importante fonte de informação sobre condições de trabalho, escolheu-se a PNAD como fonte de dados para a elaboração do presente artigo.

Quadro 1: Variáveis utilizadas para estimação do modelo probit

Variável dependente	
Bolsa família	<i>dummy</i> que indica se a família é ou não beneficiária (1 = beneficiária)
Variáveis independentes	
Idade	indica idade do beneficiário (em anos) / Nascimento e Kassouf (2014)
Sexo	<i>dummy</i> que indica o sexo (1 = feminino; 0 = masculino) / Araújo (2009)
Cor	<i>dummy</i> que indica cor (1 = branca e amarela; 0 = preta, parda e indígena) / Araújo, Ribeiro e Neder (2010)
Escolaridade do chefe	indica a escolaridade do chefe da família / Araújo (2009); Araújo (2010)
Número de filhos	indica a quantidade de filhos na família / Araújo (2010)
Região censitária	<i>dummy</i> que indica a situação censitária da família (1 = urbana) / Araújo (2010); Araújo, Gomes e Lima (2014)
Adulto ocupado	<i>dummy</i> (= 1) que indica se existe adulto ocupado no domicílio / Araújo (2010); Araújo, Gomes e Lima (2014)
Condição do domicílio	<i>dummy</i> que indica a condição do domicílio (1 = próprio) / Araújo (2010); Araújo, Gomes e Lima (2014)
Fornecimento de água	<i>dummy</i> que indica a forma de abastecimento de água do domicílio (1 = água encanada) / Araújo (2010); Araújo, Gomes e Lima (2014)
Coleta de lixo	<i>dummy</i> (= 1) que indica se há coleta de lixo no domicílio / Araújo (2010); Araújo, Gomes e Lima (2014)
Esgoto tratado	<i>dummy</i> (= 1) que indica se há serviço de esgoto no domicílio / Araújo, Ribeiro e Neder (2010); Araújo, Gomes e Lima (2014)
Energia elétrica	<i>dummy</i> (= 1) que indica se o domicílio possui energia elétrica / Araújo, Ribeiro e Neder (2010); Araújo, Gomes e Lima (2014)

Fonte: Elaboração própria.

Ao adicionar variáveis a um modelo probit, uma hipótese importante do pareamento por escore de propensão deve ser satisfeita, a hipótese do balanceamento. Segundo essa hipótese, é necessário a existência de equilíbrio entre as variáveis que compõem o vetor X , o vetor de características observáveis, dado o escore de propensão. Tal hipótese garante que observações com o mesmo escore de propensão tenham a mesma distribuição das características observáveis, independentemente de serem tratadas ou não. Ou seja, a distribuição dos observáveis precisa ser a mesma em ambos os grupos. Se a hipótese for satisfeita, significa que houve balanceamento das distribuições das variáveis relevantes entre o grupo de controle e o grupo de tratados.

Após a estimação do modelo probit para a determinação do escore de propensão $P(x)$, é possível comparar os dois grupos, de controle e de tratamento. Esses grupos são muito semelhantes entre si de acordo com características observáveis, mas se diferem pelo fato de o grupo de controle não ser beneficiário do programa e o grupo de tratamento ser beneficiário.

Feito isso, prossegue-se com o cálculo do Efeito Médio do Tratamento sobre os Tratados (ATT) que, de acordo com Araújo, Ribeiro e Neder (2010), pode ser obtido pela diferença entre o resultado médio dos grupos de tratamento e de controle. A variável independente para o cálculo do ATT é a *dummy* “bolsa família”. Enquanto a variável dependente é a *dummy* “trabalho infantil”, que assume valor 1 para crianças que trabalham e 0 para crianças que não trabalham. O Quadro 2 mostra as variáveis utilizadas para o cálculo do ATT.

Quadro 2: Variáveis utilizadas para o cálculo do ATT

Variável dependente	
Bolsa família	<i>dummy</i> que indica se a família é ou não beneficiária (1 = beneficiária)
Variável independente	
Trabalho infantil	<i>dummy</i> que indica se a criança trabalha ou não (1 = trabalha)

Fonte: Elaboração própria.

Para o cálculo do ATT é necessário definir um algoritmo de pareamento, dentre os diversos existentes na literatura sobre avaliações de impacto. Os principais e mais utilizados são: estratificação, ponderação, radial, caliper e vizinho mais próximo.³

O algoritmo escolhido para o cálculo do ATT neste trabalho é o vizinho mais próximo por se tratar do método de pareamento mais conhecido e utilizado pela literatura. Araújo (2009) salientou que, por esse método, estabelecem-se pares de observações selecionando os indivíduos do grupo de tratamento e do grupo de controle que possuem escores de propensão mais próximos entre si. Pelo algoritmo do vizinho mais próximo é possível estabelecer pares com reposição, ou seja, um indivíduo do grupo de controle pode ser utilizado para estabelecer mais de um par com indivíduos diferentes do grupo de tratamento.

4. Resultados e discussão

Os resultados estão divididos em duas seções. Na seção 4.1 são apresentadas as considerações feitas sobre os modelos probit estimados para as regiões Nordeste e Sudeste, com o objetivo de obter os escores de propensão. Já na seção 4.2 são apresentados e discutidos os resultados obtidos para as estimativas do Efeito Médio de Tratamento sobre os Tratados (ATT) para ambas as regiões.

4.1 Resultados dos modelos probit

Na Tabela 1 são apresentados os resultados da estimação do modelo probit para a região Nordeste. Algumas das variáveis, apresentadas no Quadro 1, foram omitidas do modelo estimado para tal região por não satisfazerem a hipótese do balanceamento. Portanto, as variáveis sexo, região censitária, condição do domicílio e adulto ocupado foram excluídas do modelo.

Além disso, é importante salientar que Nordeste e Sudeste são regiões muito diferentes entre si, logo é de se esperar que variáveis observáveis relevantes para explicar a participação das famílias no PBF para uma não sejam relevantes para a outra.

Tabela 1: Estimativas do modelo probit para a região Nordeste

Variável	Coefficiente	Erro-padrão	$P > z $
Escolaridade do chefe	-0,022*	0,0050949	0,000
Idade	-0,008*	0,0017003	0,000
Cor	-0,020	0,0466222	0,662
Número de filhos	0,004	0,0122519	0,716
Fornecimento de água	-0,222	0,0478737	0,642
Esgoto tratado	-0,140*	0,0455355	0,002
Energia elétrica	0,534*	0,1843821	0,004
Coleta de lixo	-0,257*	0,0491762	0,000
Constante	0,145	0,2024850	0,474

Nota: *significativo a 1%

Fonte: Resultados da pesquisa.

³De acordo com Araújo (2009), o pareamento por estratificação consiste em dividir a amostra em intervalos onde em cada um deles as unidades tratadas e as de controle possuam o mesmo escore de propensão na média. Já o cálculo dos efeitos de tratamento por ponderação, consiste em fazer a estimação do ATT diretamente a partir da diferença média entre os resultados observados e ponderados para ambos os grupos, de controle e de tratados. O uso do algoritmo caliper consiste em estabelecer limites de tolerância para a diferença nos escores de propensão estimados para os indivíduos tratados e não tratados. Por fim, o algoritmo radial permite estabelecer pares entre um indivíduo tratado e todos os indivíduos não tratados cujo escore de propensão esteja dentro do limite de tolerância observado.

Ao analisar a Tabela 1, é possível notar que apenas as variáveis cor, número de filhos e fornecimento de água não se mostraram estatisticamente significativas, não exercendo, dessa forma, impacto sobre a probabilidade de a família ser beneficiária do PBF. As variáveis não significativas não foram excluídas do modelo pois, de acordo com Caliendo e Kopeinig (2005), só se deve retirar uma variável da estimação ao se constatar que a variável, de fato, não é necessária.

Todas as outras variáveis do modelo foram estatisticamente significativas ao nível de 1% e, em geral, apresentaram os sinais esperados. A variável escolaridade do chefe indica que quanto maior a escolaridade do chefe do domicílio, menor a probabilidade de a família ser beneficiária. Esse resultado está de acordo com o esperado, pois chefes de domicílios mais escolarizados tendem a acessar empregos com melhores remunerações, propiciando melhores condições de vida e independência de programas de transferência de renda. Araújo (2009) e Araújo, Gomes e Lima (2014) encontraram resultados parecidos para essa variável.

A variável idade também apresentou resultado negativo, ou seja, quanto menores forem as idades dos membros da família, maior a probabilidade de a família ser beneficiária do PBF. A interpretação do resultado também aponta para o esperado, visto que famílias com membros mais novos, no agregado, geralmente possuem mais dependentes, visto que esses membros mais jovens podem ser crianças e adolescentes. Nascimento e Kassouf (2014) também encontraram sinal negativo para essa variável.

As variáveis referentes às condições do domicílio, esgoto tratado e coleta de lixo, indicam que famílias que moram em domicílios que contam com serviços de esgotamento sanitário e de recolhimento do lixo possuem menores chances de serem beneficiárias do programa. Esse resultado pode ser explicado pelo fato de que regiões que contam com esses tipos de serviços são mais desenvolvidas, e sua população, no geral, possui rendas maiores. Araújo (2010) também encontrou sinal negativo para ambas as variáveis, corroborando o resultado encontrado. A variável energia elétrica foi a única entre as variáveis significativas que não apresentou resultado esperado. Tal variável indica que as chances de participação no PBF são maiores nos domicílios onde há energia elétrica. Uma possível explicação para esse resultado é que talvez as famílias, dos grupos de tratados e controle, não sejam muito diferentes nesse quesito. De acordo com a Resenha Energética Brasileira (MME, 2016), estimativas do Núcleo de Estudos Estratégicos de Energia e do Ministério de Minas e Energia indicaram que 99,3% dos domicílios particulares permanentes tinham acesso à eletricidade ao final de 2015. As estimativas, baseadas no número de domicílios da PNAD, indicaram um total de domicílios de 68 milhões, estando, aproximadamente, 500 mil domicílios sem energia elétrica. Além disso, pode ser que as famílias mais miseráveis, que não possuem sequer acesso à energia elétrica, não tenham também acesso ao PBF, o que pode ser configurado como falha do Programa.

Já os resultados da estimação do modelo probit para a região Sudeste são apresentados na Tabela 2. Para esse modelo, foram utilizadas todas as variáveis listadas e descritas no Quadro 1, o que significa que todas as variáveis satisfizeram a hipótese do balanceamento.

Neste caso, a maioria das variáveis também se mostraram estatisticamente significativas, com exceção das variáveis região censitária, condição do domicílio, fornecimento de água, energia elétrica e coleta de lixo.

A variável esgoto tratado foi a única variável referente às características do domicílio que se mostrou significativa apenas ao nível de 10%. Seu sinal negativo indica que famílias residentes em domicílios que contam com serviço de esgoto são menos propensas a receberem o benefício do PBF. Resultado parecido com o obtido com a estimação para a região Nordeste.

Todas as outras variáveis do modelo foram significativas ao nível de 1% e, em geral, também apresentaram os sinais esperados, assim como os resultados para o Nordeste. O sinal positivo da variável sexo indica que domicílios chefiados por mulheres possuem maiores chances de serem beneficiários do PBF. Esse resultado se dá, provavelmente, porque a preferência da titularidade do benefício é das mulheres. Tal resultado está de acordo com o resultado encontrado por Araújo (2009).

O resultado da variável escolaridade do chefe foi parecido com o obtido para o Nordeste: quanto maior a escolaridade do chefe do domicílio, menor a chance de a família ser enquadrada como beneficiária.

Tabela 2: Estimativas do modelo probit para a região Sudeste

Variável	Coeficiente	Erro-padrão	$P > z $
Sexo	0,316*	0,0732934	0,000
Escolaridade do chefe	-0,038*	0,0101012	0,000
Região censitária	0,072	0,1528333	0,637
Idade	-0,017*	0,0032611	0,000
Cor	-0,257*	0,0769640	0,001
Número de filhos	0,089*	0,0239061	0,000
Adulto ocupado	-0,338*	0,0860492	0,000
Condição do domicílio	-0,079	0,0770898	0,306
Fornecimento de água	-0,056	0,1300930	0,664
Esgoto tratado	-0,172***	0,0996225	0,083
Energia elétrica	0,549	0,5084241	0,280
Coleta de lixo	-0,167	0,1561184	0,284
Constante	0,141	0,5297321	0,790

Nota: *significativo a 1%; ***significativo a 10%

Fonte: Resultados da pesquisa.

De acordo com o sinal negativo da variável idade, é possível afirmar que residências compostas por pessoas com idades menores, no agregado, apresentam maiores chances de participarem do Programa, resultado encontrado também para a região Nordeste.

Ao analisar o sinal da variável cor, é possível perceber que pessoas brancas e amarelas possuem menores chances de se enquadrarem como beneficiárias do Programa. Esse resultado pode ser explicado pela composição racial da população mais pobre, que é majoritariamente negra (pretos e pardos). De acordo com dados do IBGE (2016), entre os mais pobres, 75% eram pessoas negras, em 2015. Araújo, Ribeiro e Neder (2010) corroboram este resultado.

Em relação ao número de filhos na família, percebe-se que famílias maiores apresentam maior probabilidade de serem beneficiárias. Isso pode ser explicado pelo fato de que o maior número de filhos reduz a renda *per capita*. Já a presença de adulto ocupado no domicílio reduz as chances de a família receber o benefício do Programa. A possível explicação para este resultado também tem a ver com a renda *per capita*, pois adultos ocupados aumentam a renda da família e a torna menos propensa a ser beneficiária do PBF. Araújo (2010) também chegou a esses resultados para as variáveis que indicam o número de filhos e a existência de adulto ocupado nas famílias.

4.2 Resultados das estimativas do efeito médio do tratamento sobre os tratados (ATT)

De acordo com os resultados, apresentados nas tabelas 3 e 4, o Efeito Médio do Tratamento sobre os Tratados (ATT) foi não significativo para ambas as regiões, em 2015. Uma possível explicação para esse resultado é o fato de, neste trabalho, ter-se analisado apenas o impacto do PBF sobre o trabalho infantil, sem levar em consideração as horas trabalhadas; ou seja, a variável de impacto, trabalho infantil, indica apenas se existe ou não criança ocupada no domicílio, porém, não leva em consideração o número de horas dedicadas ao trabalho.

Tabela 3: Resultado da estimação do ATT para o Nordeste

Tratamento	Controle	ATT	Erro-padrão	t
2599	1551	0,010	0,009	1,115

Fonte: Resultados da pesquisa.

Tabela 4: Resultado da estimação do ATT para o Sudeste

Tratamento	Controle	ATT	Erro-padrão	<i>t</i>
460	345	-0,002	0,016	-0,132

Fonte: Resultados da pesquisa.

Estes resultados podem ser explicados também pelo fato de a renda (ou a pobreza, dado que o PBF é destinado a famílias mais pobres) não ser o único determinante importante da incidência de trabalho infantil. De acordo com Kassouf (2007), juntamente com a pobreza, a escolaridade dos pais, o local de residência, o tamanho e a estrutura da família, o sexo do chefe e a idade em que os pais começaram a trabalhar são os determinantes mais importantes para explicar o trabalho infantil.

A escolaridade dos pais, assim como a idade em que os pais começaram a trabalhar, e a probabilidade de ocorrência de trabalho infantil apresentam relação negativa. Pais com baixa escolaridade e/ou que começaram a trabalhar na infância, geralmente, enxergam com mais naturalidade o trabalho infantil. Assim sendo, não veem problema caso os filhos estudem e trabalhem, ou mesmo se deixam de estudar para trabalhar. Kassouf (2007) e Mesquita e Ramalho (2005) também encontraram o mesmo resultado.

O local de residência também é outro fator que influencia a incidência de trabalho infantil. Em áreas rurais a probabilidade de ocorrência de trabalho infantil é maior que em áreas urbanas. Uma explicação plausível é a precariedade de acesso às escolas rurais. Além disso, empreendimentos familiares e de terceiros frequentemente demandam mão de obra infantil, fazendo com as oportunidades de trabalho sejam maiores que no meio urbano. Kassouf e Santos (2010) corroboram este resultado.

Outro importante determinante do trabalho infantil é o tamanho e a estrutura da família. Famílias numerosas, com mais crianças, assim como famílias monoparentais chefiadas pela mãe, são mais propensas ao trabalho infantil. Isso pode ser explicado pelo fato de que a renda das famílias desse tipo geralmente é menor, então as crianças trabalham para complementar a renda. Kassouf (2007) e Mesquita e Ramalho (2015) analisaram a influência do tamanho e da estrutura familiar na probabilidade de incidência de trabalho e também encontraram esses resultados.

Portanto, o resultado não significativo para o impacto do PBF sobre a incidência de trabalho infantil para as regiões Nordeste e Sudeste, no ano de 2015, pode ser explicado pelo fato de ter-se analisado apenas o impacto do PBF sobre o trabalho infantil, sem levar em consideração as horas trabalhadas pelas crianças. Outra explicação se dá pelo fato de o trabalho infantil ser um fenômeno multicausal, o que torna difícil ter controle sobre todos os outros fatores determinantes do mesmo. Assim, a incidência de trabalho infantil não pôde ser explicada, apenas, pelo aumento de renda do PBF.

5. Considerações finais

O trabalho infantil é uma problemática que atinge crianças no mundo todo. Apesar de sua incidência mostrar queda nas últimas décadas, tanto mundialmente quanto no Brasil, os números ainda são preocupantes. A erradicação do trabalho infantil ainda parece ser algo distante e exige esforços de governos, organizações e da sociedade em geral. Visto que um dos principais e mais analisados determinantes do trabalho infantil é a pobreza, uma das medidas adotadas pelo Brasil para combater o problema, de forma indireta, têm sido os programas sociais de transferência de renda com condicionalidades. Assim, o Programa Bolsa Família (PBF), atualmente o mais conhecido e mais abrangente programa de transferência de renda brasileiro, foi implementado em 2003, unificando outros programas menores. Uma das condicionalidades do PBF é a manutenção das crianças na escola; portanto, espera-se que sobre menos tempo para a criança se dedicar ao trabalho.

Dito isso, o objetivo do presente estudo foi analisar, para as regiões Nordeste e Sudeste, o impacto do PBF sobre a incidência de trabalho infantil, sob a hipótese de que o impacto é positivo para ambas as regiões. A escolha destas regiões se deu por suas semelhanças quanto à incidência de trabalho infantil e suas diferenças em relação à distribuição dos beneficiários do PBF.

Para cumprir o objetivo, utilizou-se o método de pareamento por escore de propensão. Os resultados dos modelos probit, calculados para obter os escores de propensão, indicaram que as variáveis que se mostraram significativas estatisticamente para explicar a participação das famílias no PBF em ambas as regiões foram idade, escolaridade do chefe e esgoto tratado. Com isso tem-se que famílias com membros mais velhos no agregado, com chefes mais escolarizados e residentes em domicílios que contam com sistema de esgotamento sanitário possuem menores chances de serem enquadradas como beneficiárias do programa.

No Nordeste, famílias que moram em domicílios com energia elétrica possuem maiores chances de serem beneficiárias e famílias que contam com serviço de coleta de lixo são menos propensas a receberem o benefício. Já no Sudeste, ser mulher e ser preto, pardo ou indígena aumenta as chances de participação no PBF. Além disso, famílias com menor número de filhos e que possuem adulto ocupado têm menor probabilidade de serem beneficiárias. Os resultados mostraram que, no geral, as variáveis apresentaram os sinais esperados.

Na análise do impacto do PBF sobre a incidência de trabalho infantil, para ambas as regiões, percebe-se que as estimativas do ATT foram estatisticamente não significativas. Esses resultados podem ser explicados, possivelmente, por dois motivos. Primeiro, pelo fato de ter-se analisado apenas o impacto do PBF sobre o trabalho infantil, sem levar em consideração as horas trabalhadas pelas crianças. E segundo, pelo fato de que a renda (ou pobreza) não é o único determinante importante para explicar a incidência de trabalho infantil, sendo este, um fenômeno multicausal.

O presente trabalho é limitado por não levar em consideração as horas trabalhadas pelas crianças. Se esse fator tivesse sido adicionado à análise, é provável que os resultados fossem diferentes dos resultados aqui encontrados. Sendo assim, incluir as horas trabalhadas pelas crianças ao se investigar o impacto do PBF sobre a incidência de trabalho infantil é uma sugestão para trabalhos futuros.

Uma sugestão de política pública que emerge do presente trabalho é o aperfeiçoamento do Programa Bolsa Família, para que este capte as multicausalidades do fenômeno trabalho infantil. Para isso o programa poderia focar em combater os principais determinantes do trabalho infantil, se tornando assim, um programa que, para além de combater a pobreza, defina a erradicação do trabalho infantil como um dos objetivos principais. Atualmente, o combate ao trabalho infantil não é um dos objetivos diretos do programa, mas sua abrangência e eficiência podem ser aproveitadas para obter um maior êxito no combate ao problema.

Referências

AQUINO, J. M.; FERNANDES, M. M.; PAZELLO, E. T.; SCORZAFAVE, L. G. Trabalho infantil: Persistência intergeracional e decomposição da incidência entre 1992 e 2004 no Brasil rural e urbano. **Revista de Economia Contemporânea**, v. 14, n. 1, p. 61-84, 2010.

ARAÚJO, A. A. **O Programa Bolsa Família e o Trabalho Infantil no Brasil**. Tese (Doutorado em Economia) – Universidade Federal de Viçosa. Viçosa: UFV, 2010.

ARAÚJO, A. A.; GOMES, M. F. M.; LIMA, J. E. Influência do Programa Bolsa Família na redução do trabalho infantil: evidências para o Nordeste brasileiro. **Revista Econômica do Nordeste**, v. 45, n. 3, p. 33-45, 2014.

ARAÚJO, G. S. **Programa Bolsa Família e o trabalho de crianças e adolescentes: limites e alcances**. Dissertação (Mestrado em Economia) –

Universidade Federal de Uberlândia. Uberlândia: UFU, 2009.

ARAÚJO, G. S.; RIBEIRO, R.; NEDER, H. D. Impactos do Programa Bolsa Família sobre o Trabalho de Crianças e Adolescentes Residentes na Área Urbana em 2006. **EconomiA**, v. 11, n. 4, p. 57-102, 2010.

BATISTA, N. F.; CACCIAMALI, M. C. Migração familiar, trabalho infantil e ciclo intergeracional da pobreza no estado de São Paulo. **Nova Economia**, v. 22, n. 3, p. 515-554, 2012.

CACCIAMALI, M. C.; TATEI, F.; BATISTA, N. F. Impactos do Programa Bolsa Família Federal sobre o trabalho infantil e a frequência escolar. **Revista de Economia Contemporânea**, v. 14, n. 2, p. 269-301, 2010.

CACCIAMALI, M. C.; TATEI, F. Trabalho infantil

e o status ocupacional dos pais. **Revista de Economia Política**, v. 28, n. 2 (110), p. 269-290, 2008.

CALIENDO, M.; KOPEINIG, S. Some Practical Guidance for the Implementation of Propensity Score Matching. **Working Paper**, n. 485, German Institute for Economic Research. Berlin: DIW, 2005.

FERRO, A. R.; KASSOUF, A. L. Avaliação do impacto dos Programas Bolsa-Escola sobre o trabalho infantil no Brasil. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 35, n. 3, p. 417-444, 2005.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA (IBGE). **Microdados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios – PNAD 2015**. 2016. Disponível em: <<https://bit.ly/2ACXuf7>>. Acesso em: 22 mai. 2019.

INTERNATIONAL LABOUR OFFICE (ILO). **Global estimates of child labour: Results and trends, 2012-2016**. Geneva: ILO, 2017.

INTERNATIONAL LABOUR OFFICE (ILO). **World Report on child labour 2015: Paving the way to decent work for young people**. Geneva: ILO, 2015.

KASSOUF, A. L. O que conhecemos sobre o trabalho infantil? **Nova Economia**, v. 17, n. 2, p. 323-350, 2007.

KASSOUF, A. L.; SANTOS, M. J. Trabalho infantil no meio rural brasileiro: evidências sobre o “paradoxo da riqueza”. **Economia Aplicada**, v. 14, n. 3, p. 339-353, 2010.

MESQUITA, S. P.; RAMALHO, H. M. B. Trabalho infantil no Brasil urbano: qual a importância da estrutura familiar? **Revista de Economia Contemporânea**, v. 19, n. 1, p. 97-134, 2015.

MINISTÉRIO DE MINAS E ENERGIA (MME). **Resenha Energética Brasileira**, exercício de 2015. Brasília: MME, 2016.

MINISTÉRIO DO DESENVOLVIMENTO SOCIAL E COMBATE À FOME (MDS). **Dados**. 2017. Disponível em: <http://mds.gov.br/area-de-imprensa/dados>. Acesso em: 16 abr. de 2019.

MORENO, V. T.; MONTE, P. A. Avaliando o impacto dos rendimentos de aposentadoria no mercado de trabalho brasileiro. **Revista de Economia**, v. 39, n. 3 (37), p. 59-76, 2013.

NASCIMENTO, A. R.; KASSOUF, A. L. Trabalho Infantil: Impacto do Programa Bolsa Família. In: XLII Encontro Nacional de Economia, Natal – RN, dezembro de 2014. **Anais**. Niterói: ANPEC, 2014.

RESENDE, A. C. C.; OLIVEIRA, A. M. H. C. Avaliando Resultados de um Programa de Transferência de Renda: o Impacto do Bolsa-Escola sobre os Gastos das Famílias Brasileiras. **Estudos Econômicos**, v. 38, n. 2, p. 235-265, 2008.

ROCHA, M. A.; MATTOS, L. B.; COELHO, A. B. Influência do Programa Bolsa Família na alocação de recursos: uma análise considerando a presença de mulheres no domicílio. **Economia e Sociedade**, v. 27, n. 3 (64), p. 997-1028, 2018.

ROSENBAUM, P. R.; RUBIN, D. B. The central role of the propensity score in observational studies for causal effects. **Biometrika**, v. 70, n. 1, p. 41-55, 1983.

Revista de Desenvolvimento e Políticas Públicas

Interdependência do Brasil e dos Estados Unidos no mercado da soja em grão: uma análise da situação e das perspectivas

Interdependence of Brazil and the United States in the soybeans market: an analysis of the situation and perspectives

Andressa Lemes Proque^a

RESUMO

O artigo teve como objetivo analisar as interações entre os grandes exportadores mundiais da soja em grão: Brasil e Estados Unidos (EUA). A principal *commodity* de exportação brasileira é a soja, sendo o Brasil o segundo país individual em termos de volume produzido mundialmente, ficando atrás apenas dos EUA. Diante disso, buscou-se examinar como as exportações de um dos países eram afetadas pelas exportações de seu adversário. A fundamentação teórica está baseada no modelo de Duopólio de Cournot. A partir dos dados da FAOSTAT, no período 1961-2012, utilizaram-se as medidas de concentração a fim de verificar o grau de concentração do mercado e, a metodologia de Vetores Autorregressivos (VAR) para captar as relações entre as exportações de ambos os países. Os resultados indicaram uma forte concentração do mercado e que as exportações de ambos os países seriam negativamente relacionadas, o que significa que o Brasil estaria deslocando os EUA no mercado.

Palavras-chave: Soja em grão; Brasil; Estados Unidos; Duopólio de Cournot; Vetores autorregressivos.

JEL: C32; D43; Q17.

ABSTRACT

The objective of this paper is to analyze the interactions between the two major world exporters of soybeans: Brazil and the United States of America (USA). The main Brazilian export commodity is soybeans, Brazil being the second individual country in terms of volume produced worldwide, second only to the USA. Therefore, it sought to examine how exports from one of the countries were affected by the exports of your adversary. The theoretical background is based on the Cournot duopoly model. Based on the FAOSTAT data for the period 1961-2012, concentration measures were used to verify the degree of market concentration and the methodology Vectors Autoregressive (VAR) to capture the relationships between both countries. The results indicated a strong market concentration and that exports from both countries would be negatively related, which means that Brazil would be displacing the USA in the market.

Keywords: Soybeans; Brazil; United States of America; Cournot duopoly; Vector autoregression.

^aDoutora em Economia pela Universidade Federal de Juiz de Fora (UFJF). E-mail: alesmesproque@gmail.com.

1. Introdução

A soja é o maior e mais concentrado segmento do comércio agrícola mundial, sendo o quarto grão mais consumido e produzido no mundo, atrás de milho, trigo e arroz (HIRAKURI e LAZZAROTTO, 2014). Dois países com abundância de terras, Brasil e Estados Unidos (EUA), fornecem a maioria das exportações de soja em grão, e a China responde por mais de 60% das importações globais da oleaginosa. Essa concentração geográfica incentivou o crescimento do comércio internacional, facilitando a compra, o processamento e o transporte de soja nas regiões (GALE, VALDES e ASH, 2019). Contudo, o comércio agrícola pode enfrentar obstáculos, tais como as barreiras sanitárias e fitossanitárias e outras barreiras técnicas, que podem restringir o crescimento futuro (BECKMAN, DYCK e HEERMAN, 2017).

Na década de 1970, a soja já era a principal cultura do agronegócio brasileiro. A produção havia passado de 1,5 milhão de toneladas, em 1970, para mais de 10 milhões em 1979. Três décadas depois, a produção aumentou dramaticamente, passando de 32,8 milhões de toneladas durante 2000 para 57,3 milhões de toneladas em 2009, conforme a *Food and Agriculture Organization of the United Nations* (FAO, 2019). No ano-safra 2017/2018, a produção brasileira de soja atingiu 114,5 milhões de toneladas (FAO, 2019), sendo liderada pelos estados de Mato Grosso (27,3%), Paraná (16,3%), Rio Grande do Sul (14,5%), Goiás (9,9%), Mato Grosso do Sul (8,2%), Minas Gerais e Bahia, com igual participação (4,4%) (BRASIL, 2018). Dentre os grandes produtores mundiais (EUA, Brasil e Argentina), o Brasil é o que tem maior potencial de expansão da área cultivada. Em um estudo sobre projeções do agronegócio brasileiro, estimou-se um acréscimo de 10 milhões de hectares da área de soja nos próximos oito anos, chegando a 45,1 milhões de hectares. Logo, é o cultivo de soja que mais deve expandir a área na próxima década, seguida pela cana-de-açúcar com 1,6 milhão de hectares adicionais (BRASIL, 2018). O uso de novas tecnologias combinado às condições climáticas favoráveis colocou o Brasil na posição de maior exportador mundial. Isso fortaleceu a posição do país como um dos *players* mais importantes do comércio agrícola global, com pretensões geopolíticas e geoeconômicas (HIRAKURI e LAZZAROTTO, 2014), podendo o Brasil constituir-se, no curto prazo, o maior produtor global de soja.

Ainda na década de 1970, Brasil e EUA representavam a maior parte das exportações de soja e os países europeus eram os principais importadores. Juntos, estes países representavam 96% das exportações de soja em grão, com elevada concentração do mercado. No ano-agrícola 2016/2017, este percentual atingiu 82,3%, ainda com características de concentração das exportações e ditando o ritmo de crescimento do setor. No período de 2011 a 2016, o comércio global se expandiu em ritmo mais acelerado do que a produção, com taxa de crescimento de 10,6% nas exportações, em oposição a 8,3% na produção (LEMOS et al., 2017). Em relação aos EUA, destaca-se que a *commodity* é a maior exportação agrícola, a grande maioria destinada a um mercado único – a China.

O comércio internacional começou a crescer quando a China liberalizou as importações para atender à demanda por proteínas em alimentos para animais e óleos comestíveis, tendo em vista sua grande estrutura de esmagamento e necessidade crescente de farelo e óleo de soja (LEMOS et al., 2017). As importações cresceram mais fortemente na China, saltando de 1,7 milhão de toneladas, em 1979, para 44,9 milhões em 2009. Já em 2002, o volume de importações de soja da China superou o da União Europeia (UE), sendo cerca de seis vezes maior do que da UE em 2017 (GALE, VALDES e ASH, 2019). As importações do país asiático cresceram 71% entre o período 2010 a 2017, de modo que o país se tornou dependente da terceirização da produção para outros produtores, como Brasil e EUA (FAO, 2019; HIRAKURI e LAZZAROTTO, 2014).

É nesse mote de pesquisa que se originam as principais motivações de estudo deste trabalho. O principal objetivo é analisar o mercado mundial da soja em grão no período 1961-2012 a partir das interações entre os dois grandes exportadores da soja: Brasil e EUA. O período até 2012 foi selecionado por se tratar do último ano em que as exportações americanas dominaram o topo do volume total exportado. Especificamente, pretende-se verificar o grau de influência entre as exportações brasileiras e americanas da *commodity*. Uma vez que a produção e a exportação são bastante concentradas pelos dois países, espera-se que a quantidade exportada por um influencia a do adversário, e vice-versa. Ou seja, espera-se que o mercado tenha características oligopolistas.

Desse modo, o problema de pesquisa que se coloca é: o mercado internacional de soja em grão pode ser caracterizado como um duopólio de Cournot? Para alcançar o objetivo foram utilizadas as medidas de concentração, usualmente empregadas para verificar o grau de concentração do mercado. Além disso, foram estimadas as funções de resposta ao impulso (FIRs), através da metodologia de vetores autorregressivos (VAR). Os resultados obtidos permitem evidenciar como as quantidades exportadas de soja são afetadas pelo adversário e se o mercado se classifica como duopolista.

Além desta breve introdução, o artigo é composto de mais cinco seções. A segunda trata do panorama mundial da soja em grão. A terceira seção apresenta o referencial teórico sobre o tema proposto, centrado no modelo de Duopólio de Cournot. A seção seguinte descreve a metodologia do trabalho, expondo as medidas de concentração, os processos autorregressivos vetoriais e a base de dados, utilizada para obtenção dos resultados. A quinta seção discute os principais resultados e, por fim, a última traz as considerações finais.

2. Panorama do mercado da soja em grão

A produção de soja se insere entre os setores econômicos que apresentaram um crescimento significativo ao longo do tempo, em razão da consolidação da *commodity* como fonte de proteína vegetal, especialmente para atender demandas crescentes de setores ligados a produtos de origem animal, e a oferta de tecnologias que permite viabilizar a sua exploração em diversas partes do mundo. Acompanhada da expansão da oferta, veio a necessidade de absorvê-la, criando-se políticas de estímulo ao setor, como a adoção de novas variedades de sementes, a aplicação de fertilizantes e pesticidas e novas práticas de manejo. Ao mesmo tempo, a melhoria dos padrões de vida em economias emergentes, como a China, intensificou a demanda pelo seu complexo produtivo, que engloba, além do processamento do grão, os seus derivados (óleo e farelo de soja) (LEMOS et al., 2017; LAZZAROTTO e HIRAKURI, 2010).

Em um período curto, de apenas cinco anos, a produção mundial da soja cresceu 35% (1961 a 1966). O mesmo percentual de crescimento foi observado 30 anos mais tarde. Na década de 2010, segundo o Departamento de Agricultura Americano (USDA), a produção mundial atingiu 264,94 milhões de toneladas. Nesta safra, Estados Unidos e Brasil responderam por 61% da produção mundial da soja em grão, sendo o Brasil responsável por 25% do total. Atualmente (safra 2017/2018), o Brasil passou a ser o maior produtor de soja do mundo, seguido pelos Estados Unidos e pela Argentina. Este sucesso e incremento na produção pode ser atribuído, segundo Hirakuri e Lazzarotto (2014), ao teor de proteínas de qualidade (40%) e de óleo (20%), ao cultivo mecanizado, além da oferta de tecnologias de produção que permitiram ampliar a área e a produtividade da oleaginosa, sobretudo a partir dos anos 2000.

Os dados recentes para o Brasil mostram que a produção de soja em grão cresceu cerca de 1% entre as safras de 2017/2018 e 2018/2019 como sinaliza a Figura 1. Conforme a FAO (2019), no ano agrícola 2018/2019, o Brasil produziu mais de 120 mil toneladas de soja em grão, totalizando 33,52% da produção mundial, à frente dos Estados Unidos (32,63%) e da Argentina (15,86%). Juntos, estes três países são responsáveis por 82,01% da safra mundial. Percebe-se que o Brasil vem, ao longo dos últimos anos, ampliando sua participação na produção total. Para os próximos anos, a produção brasileira tem ainda uma perspectiva de crescimento. De acordo com Brasil (2018), em estudo sobre projeções do agronegócio no Brasil, a produção é projetada em 155,9 milhões de toneladas de soja até 2027/2028. Esse número representa um acréscimo de 30,5% em relação à produção de 2017/2018. Quanto ao consumo doméstico, projeta-se um recorde de 68,5 milhões de toneladas nos próximos nove anos.

Com relação às exportações da soja em grão, houve um aumento significativo entre as safras 2000/2001 e 2013/2014, com ênfase para o mercado brasileiro cujo comércio exterior apresentou um crescimento anual de 8,20%. Na safra 2012/2013, o Brasil atingiu o posto de maior exportador mundial da *commodity* como indicado pela Figura 2, estimulado em grande parte pela Lei Kandir, de setembro de 1996. A referida Lei desonerou de impostos a exportação de produtos do complexo, sobretudo ao isentar os produtos primários da cobrança de Imposto sobre Circulação de Mercadorias e Serviços (ICMS). Desse modo, as exportações de *commodities* agrícolas *in natura* foram

beneficiadas em relação aos produtos com valor agregado (farelo e óleo). Atualmente, Brasil e Estados Unidos dominam o mercado externo, com elevada concentração das exportações (82,3% do total). Dados da FAO (2019) apontam uma quantidade brasileira exportada de 68,15 milhões de toneladas em 2017, frente a quantidade americana de 55,38 milhões. A Argentina, terceira colocada, exportou nesse período 7,40 milhões de toneladas. Quanto as projeções para a economia brasileira no período 2027/2028, espera-se um aumento de 26,5 milhões de toneladas em relação a quantidade exportada em 2017/2018. Nesse sentido, o Brasil vem ampliando sua participação no mercado exportador e, com isso, o país está deslocando os EUA no mercado mundial de soja em grão (UNITED STATES, 2014; LEMOS et al., 2017; HIRAKURI e LAZZAROTTO, 2014; BRASIL, 2018).

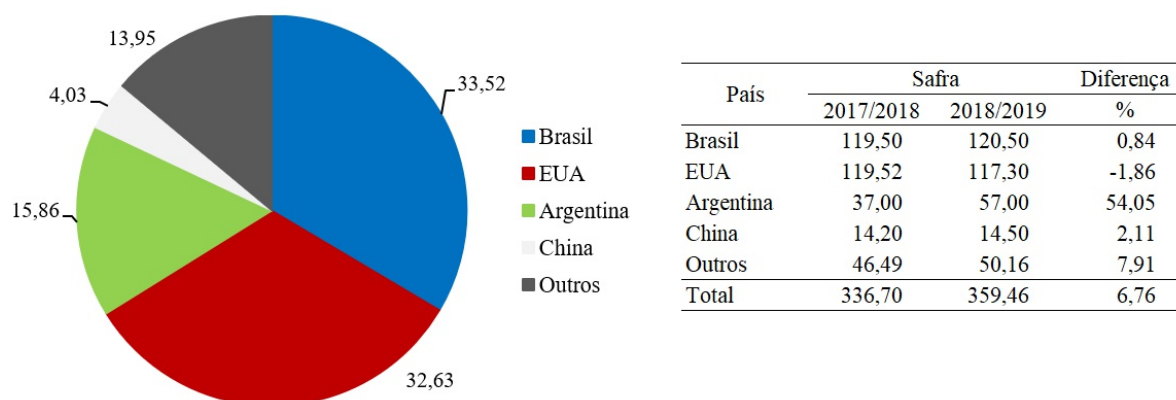


Figura 1: Produção mundial de soja em grão – safra 2018/2019

Fonte: Elaboração própria a partir de FAO (2019).

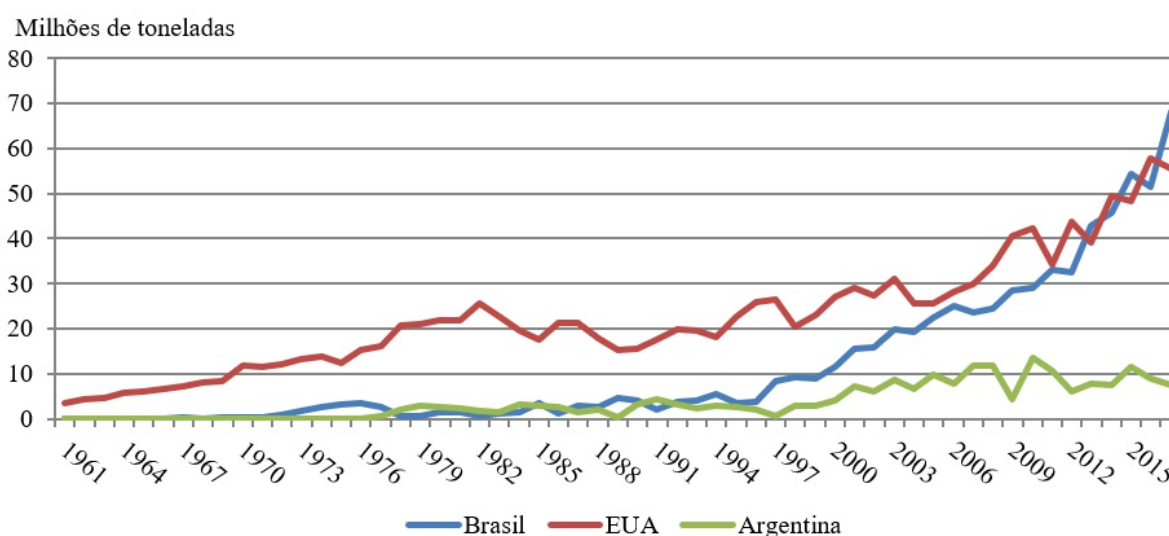


Figura 2: Principais exportadores de soja em grão

Fonte: Elaboração própria a partir de FAO (2019).

Ademais, de acordo com o *United States Department of Agriculture* (USDA, 2019), o Brasil exportou um recorde de 10,3 milhões de toneladas de soja somente nos dois meses encerrados em novembro de 2019, superando os 10 milhões de 2018. Já o consumo da soja em grão e seus derivados têm crescido em todo o mundo, especialmente na China e União Europeia, em razão do acréscimo no consumo de rações para animais e da intensificação no uso de biocombustíveis (SOUZA et al., 2010). Entre 2000/2001 e 2013/2014, China, Estados Unidos, Brasil, Argentina e União Europeia foram responsáveis por 81,81% do consumo mundial do grão (UNITED STATES, 2014). Vale destacar, ainda, que o principal destino da soja é o setor industrial, para o processo de esmagamento (88,73%), enquanto a alimentação humana configura somente 5,79% (HIRAKURI e LAZZAROTTO, 2014). A

China também é o principal país de destino das exportações de soja, como reporta a Figura 3, liderando a importação da oleaginosa em todo o período. Na safra 2016/2017, por exemplo, a China respondeu por cerca de dois terços do total comercializado mundialmente, o que representou 86,1% do seu consumo (LEMOS et al., 2017).



Figura 3: Exportações de soja em grão por destino

Fonte: Elaboração própria a partir de FAO (2019).

3. Curvas de reação e modelo de Duopólio de Cournot

Como o objetivo deste trabalho é analisar as interações entre os dois grandes exportadores mundiais da soja em grão, torna-se necessário conhecer o referencial teórico que dará suporte a tal estudo. Desse modo, a presente seção tem como propósito explicitar o modelo de duopólio de Cournot¹, visto que a presença de poucos países na dominação do mercado pode o caracterizar como oligopolista. A justificativa para o modelo proposto é que este se aplica melhor para produtos homogêneos (não há diferenciação de produtos), como parece ser o caso da soja em grão, em que os países exportam e conhecem a curva de demanda do mercado em questão.

De acordo com Krugman e Wells (2007), o cerne do modelo é que, quando os países têm restrições em relação à quantidade que podem exportar, é mais fácil que evitem competição excessiva e dividam entre si o mercado, fixando assim um preço acima do custo marginal e obtendo lucros. Ou melhor, os países escolhem simultaneamente quantidades em vez de preços (NICHOLSON e SNYDER, 2008). Assim sendo, cada país decidirá quanto deve exportar e os dois países deverão tomar suas decisões simultaneamente. Ao tomar sua decisão de exportação, cada um levará em conta a do adversário, mesmo agindo individualmente. O país sabe que o concorrente também tomará decisão sobre a quantidade que exportará, e o preço de mercado dependerá, pois, da quantidade total exportada por ambos os países. No equilíbrio de Cournot, cada um dos duopolistas maximizará seu lucro dado às decisões da quantidade exportada por seu adversário e, nenhum deles se afastará desse equilíbrio. Isso significa que os países agem estrategicamente. Na literatura, esse equilíbrio é conhecido como Equilíbrio de Cournot-Nash, em que ambos os países jogam estratégias de Nash em quantidades. Portanto, de acordo com este modelo, os países competem em produto (PINDYCK e RUBINFELD, 2013).

Uma característica dos modelos oligopolistas é a interdependência das suas ações e as de seus adversários. Os países não tomam decisões como países completamente independentes. Com isso, pode-se deduzir que as decisões ligadas a políticas de exportação americana afetaram diretamente o Brasil, e vice-versa. Em outras palavras, há a possibilidade de um exportador deslocar seu adversário no mercado, com base nas suas decisões de quanto exportar. Assim, as políticas de comércio exterior nos mercados de *commodities* agrícolas tem se mostrado decisivas no que se refere ao deslocamento dos concorrentes frente ao cenário internacional. Ademais, essa interdependência citada permite a

¹ Modelo de duopólio do economista francês Augustin Cournot de 1838.

construção de curvas de reação, isto é, relação entre o nível de exportação que maximiza os lucros de um país e a quantidade que ele imagina que o adversário exportará (HERDERSON e QUANDT, 1976; KON, 1999; PINDYCK e RUBINFELD, 2013). A Figura 4 ilustra as curvas de reação do Brasil e dos EUA, que se cruzam em um ponto de interseção, mostrando os níveis de exportação e o equilíbrio de Cournot-Nash.

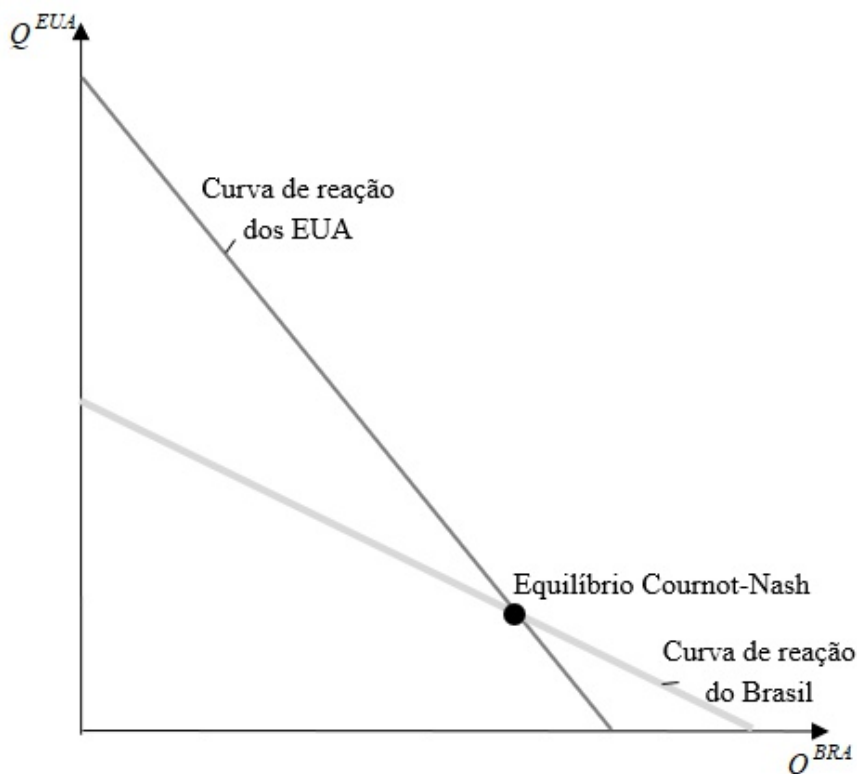


Figura 4: Curvas de reação do Brasil e dos EUA

Fonte: Elaboração própria.

A formalização do modelo segue a estruturação apresentada por Nicholson e Snyder (2008), bem como em Proque, Cassuce e Silva (2014). Como os países analisados competem na oferta de exportação da soja em grão, considera-se q_1 e q_2 como as quantidades exportadas, em toneladas, por EUA e Brasil, respectivamente. A demanda é função da quantidade total exportada, $Q = q_1 + q_2$. Os *payoffs* são os custos de exportar dados por $C_i = cq_i$ para $i = 1, 2$ e $c > 0$. Admite-se que a demanda inversa de exportação da oleaginosa seja dada por:

$$P(Q) = a - bQ \quad (01)$$

em que P é o preço da soja em grão; a e b são constantes positivas. O problema de maximização do lucro é orientado via maximização da receita, visto que o custo marginal de produção da soja em grão é nulo. Logo, o lucro dos EUA ao esperar que seu concorrente exporte q_2 se define como:

$$\pi_1^{esperado} = P(Q)q_1 = aq_1 - bq_1^2 - bq_1q_2 \quad (02)$$

Para encontrar o equilíbrio de Cournot-Nash, precisa-se da função melhor resposta para os jogadores. Em consequência, como a única variável de controle dos EUA na equação (02) é q_1 , a maximização do lucro pode ser definida como:

$$\frac{\delta \pi_1^{esperado}}{\delta q_1} = a - 2bq_1 - bq_2 = 0 \quad (03)$$

Tais abordagens permitem apresentar a curva de reação dos EUA (mostra como o país reage a uma ação do Brasil) mediante modificações esperadas na quantidade exportada de soja em grão pelo Brasil, ou seja, as funções melhor resposta:

$$q_1 = \frac{a - bq_2^e}{2b} \quad (04)$$

em que o sobrescrito 'e' indica a fixação da quantidade exportada dos EUA com base na esperada pelo rival. Por conseguinte, o mesmo pode ser desenvolvido na tentativa do Brasil de maximizar seu lucro esperado. A curva de reação do Brasil é então apresentada por:

$$q_2 = \frac{a - bq_1^e}{2b} \quad (05)$$

O resultado (05) revela a quantidade ótima a ser exportada pelo Brasil, dado a estratégia de exportação americana. Em seguida, para obtenção do equilíbrio no mercado oligopolizado de soja em grão, toma-se $q_1 = q_1^e$ e $q_2 = q_2^e$, de modo que se tem o seguinte sistema de equações:

$$\begin{cases} q_1 = \frac{a - bq_2}{2b} \\ q_2 = \frac{a - bq_1}{2b} \end{cases} \quad (06)$$

A solução do sistema (06) ocorre quando $q_1 = q_2 = a/3b$. A exportação conjunta dos países é dada por $2a/3b$, a um preço oligopolizado de $a/3$. No ponto de equilíbrio de Cournot-Nash cada país obtém 1/3 do mercado. Destarte, o duopólio gera um resultado entre o monopólio e a competição perfeita sendo que o fator que diferencia esses mercados é o número de países.

Diante do contexto sobre os principais produtores e exportadores mundiais da soja em grão apresentados na segunda seção e o modelo discutido acima, é possível dizer que existe sustentação teórica do presente trabalho para resolver o problema proposto. Para cumprir o objetivo de analisar as interações entre os dois grandes exportadores mundiais da *commodity*, a próxima seção descreve a metodologia e o banco de dados utilizados neste artigo.

4. Procedimento metodológico

A fundamentação teórica deste trabalho está baseada no modelo de Duopólio de Cournot. Por isso, a Razão de Concentração (CR_k) e o Índice de Hirschman-Herfindahl (HH) foram aplicados a fim de verificar o grau de concentração do mercado para as exportações mundiais da soja em grão. Tratam-se, pois, de medidas de concentração usualmente utilizadas e bem definidas pelas abordagens teóricas, com o intuito de captar de que modo os agentes econômicos apresentam um comportamento dominante em determinado mercado. Os diversos índices pretendem fornecer um indicador da concorrência existente, ou seja, quanto maior o valor dos índices calculados, menor o grau de concorrência entre os países e mais concentrado será o mercado (KUPFER e HASENCLEVER, 2013). Para também dar suporte ao modelo de Cournot, estima-se a magnitude com a qual as quantidades exportadas de soja em grão são afetadas pelo concorrente, por meio da autorregressão vetorial (VAR).

4.1 Medidas de concentração

A razão de concentração de ordem k é um índice positivo que fornece a parcela do valor total exportado de soja em grão dos k maiores países. Nessa formalização, considera-se: X_i o valor da

exportação mundial da soja em grão do i -ésimo país; μ o valor médio dessa variável para os η países analisados (HOFFMANN, 2006; KUPFER e HASENCLEVER, 2013). Com base nesses elementos, a participação do i -ésimo país no valor da exportação é dada por:

$$Y_i = \frac{X_i}{\eta\mu} \quad (07)$$

A partir de (07) e considerando a seguinte ordenação dos países $X_1 \geq X_2 \geq X_3 \geq \dots \geq X_\eta$, o CR_k é dado por (com $k < \eta$):

$$CR_k = \sum_{i=1}^k Y_i \quad (08)$$

A especificação (08) permite concluir que quanto maior o valor do índice, maior é o poder de mercado exercido pelos k maiores países, indicando que o mercado é mais concentrado. Os países que compõem o universo da pesquisa consistem nos dois principais exportadores da soja em grão, a saber, Brasil e EUA (CR_2). Nos trabalhos aplicados, considera-se comumente a participação das 4 ou 8 maiores empresas (HOFFMANN, 2006; KUPFER e HASENCLEVER, 2013). Por exemplo, um CR_4 de 0,40 aponta que os quatro maiores países detêm mais de 40% do mercado, ou seja, o comércio apresenta a característica de oligopólio (SCHERER e ROSS, 1990). Por outro lado, um CR_4 de 34,39% pode ser considerado de baixa concentração de mercado (SEDIYAMA et al., 2013). É possível também medir o grau de concentração do mercado pelo Índice de Hirschman-Herfindahl (HH), sendo definido por:

$$HH = \sum_{i=1}^{\eta} Y_i^2 \quad (09)$$

em que Y_i é a parcela decimal do mercado da soja em grão do i -ésimo país e η o número total de países. O índice HH varia de $1/\eta$ a 1 e serve para comparar períodos distintos. O valor máximo de 1 representa uma situação de monopólio como reporta a Tabela 1. De acordo com Sedyama et al. (2013), um índice de ordem 0,014 é de baixa concentração de mercado. Elevar cada parcela do mercado da *commodity* ao quadrado envolve atribuir um peso maior as empresas relativamente maiores. Desse modo, quanto maior o índice, mais elevada será a concentração (menor a concorrência entre os produtores). Conforme o grau de concentração aumenta, verifica-se uma situação de desigualdade entre os participantes do mercado internacional (HOFFMANN, 2006; KUPFER e HASENCLEVER, 2013).

Tabela 1: Classificação do Índice de Hirschman-Herfindahl

Hirschman-Herfindahl	Estrutura de mercado
HH tende a 0	Mercado tende a concorrência perfeita
$HH = 1,00$	Monopólio
$HH < 0,10$	Mercado altamente competitivo
$HH > 0,18$	Mercado altamente concentrado

Fonte: Adaptado de Heimann et al. (2015).

4.2 Vetores autorregressivos (VAR)²

Durante os últimos 39 anos, modelos autorregressivos vetoriais (VAR) têm se tornado uma ferramenta de auxílio para avaliação quantitativa de políticas econômicas, fornecendo resultados empíricos principalmente na área da macroeconomia. O trabalho de Marques Junior (2015), por exemplo, estudou os efeitos da política fiscal na economia brasileira no período de 1995 a 2009. Já Braatz e Moraes (2016) discutiram as políticas cambiais e seus efeitos assimétricos em termos

² A estrutura teórica da modelagem VAR segue a especificação de Enders (2004), Lutkepohl (2005) e Bueno (2008).

regionais para o Brasil. Por sua vez, Sachsida, Schettini e Gouvêa (2017) estimaram um modelo VAR representando a curva de Phillips Novo Keynesiana com choques na taxa de câmbio no período de 2002 a 2011. Recentemente, Santos et al. (2019) analisaram o desempenho da condução da política monetária nos regimes de câmbio administrado e de metas para inflação no período pós-Plano Real.

A modelagem autorregressiva foi desenvolvida por Sims (1980) e assemelha-se aos modelos de equações simultâneas, que captam a existência de relações de interdependência entre variáveis. Mais que examinar as inter-relações entre múltiplas variáveis, o referido modelo possibilita a análise do impacto de choques estocásticos sobre determinada variável do sistema. Ou seja, após o trabalho seminal de Sims (1980), a análise dinâmica de modelos VAR é rotineiramente realizada usando funções de resposta ao impulso (FIRs), em que os choques subjacentes ao modelo são ortogonalizados utilizando a decomposição de Cholesky. De forma simplificada, as equações primitivas de um modelo VAR podem ser apresentadas como:

$$\begin{aligned} y_t &= b_{10} - a_{12}z_t - b_{11}y_{t-1} + b_{12}z_{t-1} + \sigma_y e_{yt} \\ z_t &= b_{20} - a_{21}y_t - b_{21}y_{t-1} + b_{22}z_{t-1} + \sigma_z e_{zt} \end{aligned} \quad (10)$$

O sistema de equações (10) mostra a existência de relações de simultaneidade entre as variáveis y_t e z_t , sendo estas mutuamente influenciadas uma pela outra, tanto contemporaneamente como pelos seus valores defasados. Desse modo, os choques estão relacionados com as variáveis explicativas, e, portanto, a estimação padrão pelo método usual de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) incorre em violação do pressuposto de exogeneidade. Em outras palavras, as variáveis do sistema são individualmente correlacionadas com os termos de erro e_{yt} e e_{zt} . O objetivo é então desenvolver técnicas para evitar esse problema. A modelagem VAR pode ser transformada para que, nas equações, os valores do presente deixam de constar como variáveis explicativas. Logo, para encontrar o VAR primitivo, é necessário estimar a sua forma reduzida via manipulação algébrica:

$$\begin{bmatrix} 1 & a_{12} \\ a_{21} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_t \\ z_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} b_{10} \\ b_{20} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} b_{11} & b_{12} \\ b_{21} & b_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{t-1} \\ z_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \sigma_y & 0 \\ 0 & \sigma_z \end{bmatrix} \begin{bmatrix} e_{yt} \\ e_{zt} \end{bmatrix} \quad (11)$$

ou

$$X_t = \Phi_0 + \Phi_1 X_{t-1} + e_t \quad (12)$$

Neste trabalho, o modelo empírico pode ser escrito como segue:

$$Q_t^M = \beta_0 + \sum_{i=1}^n \beta_1 Q_{t-i}^M + \varepsilon_{it} \quad (13)$$

O sistema a ser estimado visa relacionar o volume exportado da soja em grão para os principais exportadores mundiais (Brasil e EUA). Nesse caso, foram gerados parâmetros que captam a intensidade de influência das exportações do Brasil sobre as exportações dos EUA, e vice-versa:

$$\begin{aligned} Q_t^{EUA} &= \beta_0 + \sum_{i=1}^n \beta_{1\rho} Q_{t-i}^M + \varepsilon_{1t} \\ Q_t^{BRA} &= \beta_0 + \sum_{i=1}^n \beta_{2\rho} Q_{t-i}^M + \varepsilon_{2t} \end{aligned} \quad (14)$$

em que os β 's são os parâmetros a serem estimados; Q_t^{EUA} e Q_t^{BRA} são as quantidades exportadas de EUA e Brasil, respectivamente; Q_{t-i}^M são as quantidades defasadas em i períodos para os respectivos países; ε_{1t} e ε_{2t} são os termos de erro estocástico. Para a análise econométrica, as variáveis foram utilizadas em logaritmos naturais.

Existem alguns trabalhos empíricos que empreenderam estudos semelhantes para o Brasil, utilizando-se de tal modelagem. Por exemplo, Cassuce e Santos (2005) investigaram a influência da desvalorização cambial no valor das exportações brasileiras de soja em grão. O preço de exportação foi a variável que mais exerceu peso no valor exportado. Por seu turno, Silva Filho, Frascaroli e Maia (2005) estimaram um VAR para avaliar a transmissão do preço da *commodity* americana para a soja em grão doméstica e seus derivados (óleo e farelo). De forma geral, os preços da soja e do farelo domésticos se alinharam muito bem ao preço da soja em grão americana. O trabalho de Besarria e Maia (2010) estudou o impacto do subsídio americano sobre o complexo de soja brasileiro, utilizando estratégias baseadas na Teoria dos Jogos e a modelagem VAR para estimar os *payoffs* do jogo entre Brasil e Estados Unidos. As estimativas apontaram que o Brasil está em uma melhor situação sem a intervenção americana. Proque, Cassuce e Silva (2014) aplicaram a metodologia VAR a fim de captar as relações entre as exportações mundiais de soja em grão. Os autores também traçaram a trajetória estocástica das exportações dos Estados Unidos e do Brasil e encontraram oscilação entre os dois países no topo do mercado.

Já Abbade da Silva, Coronel e Silva (2015) analisaram as relações entre taxa de câmbio, preços (externos e internos) e a dinâmica das exportações brasileiras de soja em grão no período de 1999 a 2011. Os resultados indicaram que a taxa de câmbio, os preços e as exportações passadas são determinantes da competitividade da *commodity*, visto que grande parte das exportações passadas explicam as exportações futuras. Do mesmo modo, Bento, Tabosa e Araujo (2016) avaliaram os fatores determinantes do preço da soja em grão no Mato Grosso. As evidências encontradas por esse trabalho sinalizam que as variações no preço dos Estados Unidos têm influência na formação dos preços da soja do Mato Grosso, assim como a taxa de câmbio. Para Moraes et al. (2016), os preços da soja brasileira sofrem influência tanto dos preços do mercado dos Estados Unidos quanto da Argentina, enquanto os preços da *commodity* norte-americana mostraram relação de precedência dos preços argentinos.

Destarte, o modelo VAR apresenta três formas de interpretação: (i) análise de causalidades; (ii) funções de resposta ao impulso (FIRs); e (iii) análise de decomposição de variância do erro de previsão. Na primeira, examina-se se uma variável é capaz de prever outra e em que condições, dado por exemplo um sistema bivariado. As FIRs analisam como uma variação em uma das variáveis do sistema reflete nas demais em um dado intervalo de tempo. Por seu turno, a decomposição de variância trata da proporção da variância do erro de previsão, para cada variável de interesse, que é originada dela mesmo, e das demais variáveis do sistema de equações. É uma maneira de dizer que a porcentagem da variância do erro de previsão decorre de cada variável endógena ao longo do horizonte de previsão. No presente trabalho, utilizam-se as análises de impulso resposta e de decomposição de variância. Através dessas abordagens, é possível analisar como as exportações de um país afetam as do outro país, assim como avaliar a importância das exportações de cada país na composição da variância dos demais. Adicionalmente, a técnica aponta à confirmação (ou não) de que as decisões de um país exportador afetam as decisões dos seus principais adversários, isto é, se o mercado exibe características de oligopólio de Cournot.

Uma condição para a aplicação da modelagem autorregressiva é que a série temporal seja estacionária, não apresentando tendência ou sazonalidade. Caso uma série temporal não seja estacionária, as inferências sobre os parâmetros estimados não são confiáveis e não se pode estimá-la trivialmente. De acordo com Gujarati e Porter (2011), as séries estacionárias possuem média e variância constantes no tempo e covariância que depende apenas do período entre as observações defasadas e não do tempo real. Considerando-se a necessidade da investigação de estacionariedade das séries a serem utilizadas no modelo empírico, efetuou-se a verificação da estacionariedade ou presença de raiz unitária nas séries de quantidades exportadas da oleaginosa. A fim de identificar a condição de estacionariedade, optou-se por uma análise conjunta utilizando-se os testes: Dickey-Fuller Aumentado (ADF), Dickey-Fuller GLS (DF-GLS), Phillips-Perron (PP), Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS) e os testes MZ_{α}^{GLS} e MZ_t^{GLS} , sugeridos por Perron e Ng (1996) e Ng e Perron (2001).

Os testes acima possuem como hipótese nula que as séries em questão possuem raízes unitárias (ou seja, não são estacionárias) contra a hipótese alternativa que as séries são estacionárias. Já o teste KPSS tem como hipótese nula que as séries não têm raízes unitárias (são estacionárias) e hipótese

alternativa que existe a presença de raiz unitária nas séries (são não estacionárias). Maddala e Kim (1998) ressaltam que a utilização de testes com hipótese nula diferente, como o ADF e KPSS, é ainda preferível para o cruzamento dos resultados a utilizar apenas um tipo de teste. Ademais, também foi investigada a presença de quebras estruturais pelo teste de Zivot-Andrews (1992). Esses autores desenvolveram o modelo proposto por Perron (1989) para verificar dados estacionários na presença de uma quebra estrutural. Zivot-Andrews (1992) acreditavam que considerar quebras estruturais como exógenas poderia levar a resultados incorretos.

O número de defasagens (k) incluído nos testes de estacionariedade foi determinado baseando-se no critério de informação Akaike Modificado (MAIC), conforme indicado por Ng e Perron (2001). O número máximo de defasagens de k é dado por $k_{max} = \text{int} (12 (T/100)^{1/4}) = 10$. Na especificação do modelo VAR “a regra é usar tantas defasagens quantas forem necessárias para obter resíduos brancos em todas as variáveis endógenas” (BUENO, 2008, p. 167). Os critérios de informação de AIC (*Akaike Information Criterion*), SC (*Schwarz Information Criterion*) e HQ (*Hannan-Quinn Information Criterion*) foram empregados para testar diferentes defasagens, optando-se pelo número que minimiza tais critérios.

A seguir, foi realizado o teste de estabilidade do modelo VAR, pois é necessário que o modelo seja estável. Na análise de vetores autorregressivos o conceito de estabilidade é importante. Se o VAR não é estável, resultados como as funções de resposta ao impulso e a decomposição de variância não apresentam resultados confiáveis. Ademais, os modelos de séries temporais devem apresentar erros não correlacionados. Para tanto, foi feito o teste do Multiplicador de Lagrange com o intuito de verificar a autocorrelação nos resíduos do modelo estimado. Esse teste tem como hipótese nula a ausência de autocorrelação serial (ENDERS, 2004; LÜTKEPOHL, 2005).

4.3 Base de dados

A base de dados utilizada para o estudo foi extraída da *Food and Agriculture Organization of the United Nations* (FAOSTAT) para o período de 1961 a 2012. Os dados são referentes a quantidade exportada da soja em grão, em toneladas, pelo Brasil e EUA. Os resultados foram implementados computacionalmente utilizando o *software EViews*, versão 8.0. A Tabela 2 apresenta as estatísticas descritivas das variáveis utilizadas neste estudo. Percebe-se que a média para a quantidade americana exportada da *commodity* é maior que a brasileira. Contudo, nos últimos anos, especificamente em 2013, 2015 e 2017, o Brasil tem registrado o maior crescimento na exportação de soja em grão. Na safra 2016-2017, o Brasil respondeu por 43,2% do total das exportações mundiais, enquanto os EUA responderam por 39,1%, o que permite observar a elevada concentração das exportações por apenas dois países (FAO, 2019).

Tabela 2: Estatísticas descritivas das variáveis

Estatística	Obs.	Q ^{BRA}	Q ^{EUA}
Média	52	14,41651	16,66171
Mediana	52	14,97073	16,81792
Máximo	52	17,31158	17,59648
Mínimo	52	0,00000	15,10590
Desvio padrão	52	2,75380	0,59468
Assimetria	52	- 2,85495	- 0,87984
Curtose	52	15,48461	3,16466
Jarque-Bera	52	408,34830	6,76781
P-valor	52	0,00000	0,03392

Fonte: Elaboração própria (2019).

A produção de soja no Brasil em 1964 foi de 304,9 mil toneladas, não tendo exportado naquele ano como pode ser visto na Tabela 2 (mínimo = 0,00 da quantidade brasileira exportada). Nesse período, o país vivenciava o auge do modelo preconizado por Prebisch de substituição de importações e, por isso, existia pouca diversificação da pauta exportadora brasileira, com concentração em

algumas *commodities*, tais como café, cacau e açúcar. Tais produtos respondiam por 60% do total exportado (WATSON, 2016). O Brasil saiu de um volume baixo de exportações para chegar recentemente na safra 2016-2017, ocupando o primeiro lugar nas exportações mundiais. Segundo Soccoloski e Montoya (2018), a expansão de soja em grão deve-se à implantação da Lei Kandir, de 13 de setembro de 1996, que concedeu isenção da cobrança do ICMS nas operações e produções destinadas à exportação de produtos primários e semielaborados.

5. Resultados e discussão

Esta seção reporta os principais resultados das análises empreendidas, estando dividida em duas partes: medidas de concentração e trajetória das relações entre as exportações brasileiras e americanas.

5.1 O mercado brasileiro e americano da soja em grão

O artigo teve como objetivo investigar as interações entre os dois grandes produtores e exportadores mundiais da soja em grão: Brasil e EUA. Para isso, foi utilizada a metodologia de vetores autorregressivos (VAR) e as medidas de concentração. Por essa razão, inicialmente, explorou-se a análise do grau de concentração do mercado para as exportações mundiais, conforme Tabela 3. A razão de concentração dos dois maiores exportadores mundiais de soja em grão foi de $CR_2 = 0,79$ em ambos os anos agrícolas (2000/2001 e 2011/2012), isto é, Brasil e EUA controlavam 79% do valor total exportado mundialmente. Esse resultado é semelhante ao encontrado em Proque, Cassuce e Silva (2014). Com base na Tabela 3, pode-se também observar a elevada concentração das exportações mundiais: os quatro países exportadores (EUA, Brasil, Argentina e Paraguai) respondem por 91% do total (ano-safra 2011/2012). Segundo Scherer e Ross (1990), um CR_4 superior a 40% já seria suficiente para caracterizar um mercado oligopolizado. Nesse caso, apenas dois países detêm mais de 70% do mercado implicando em forte concentração do mercado, sendo estes considerados como agentes exportadores oligopolistas. Portanto, há desigualdade de ambos em relação aos demais países exportadores da *commodity*.

Tabela 3: Exportação mundial da soja em grão (mil toneladas)

Países	Ano agrícola 2000/2001		Ano agrícola 2011/2012	
	X_i	Y_i	X_i	Y_i
EUA	27103	0,50	37150	0,40
Brasil	15469	0,29	36257	0,39
Argentina	7304	0,13	7368	0,08
Paraguai	2510	0,05	3574	0,04
Outros	1431	0,03	7806	0,09
Total	53817	1,00	92155	1,00
CR_2		0,79		0,79
CR_4		0,97		0,91
HH		0,3341		0,3121

Fonte: Elaboração própria a partir de United States (2014).

Já com relação ao índice de Hirschman-Herfindahl, a mesma Tabela 3 mostra, para Brasil e EUA, um $HH_2 = 0,3341$ no período 2000/2001 e um $HH_2 = 0,3121$ no ano agrícola 2011/2012, indicando que os dois países concentram as exportações em relação ao volume total mundial (mercado altamente concentrado). No período analisado, observou-se uma queda do índice de Hirschman-Herfindahl, possivelmente devido ao crescente número de barreiras enfrentadas pelos produtos do complexo soja brasileiro, que inclui a soja em grão, pelos principais importadores (CALDARELLI, CAMARA e SEREIA, 2006). A Figura 5 confirma o nível altamente concentrado das exportações mundiais pelos dois países, CR_2 .

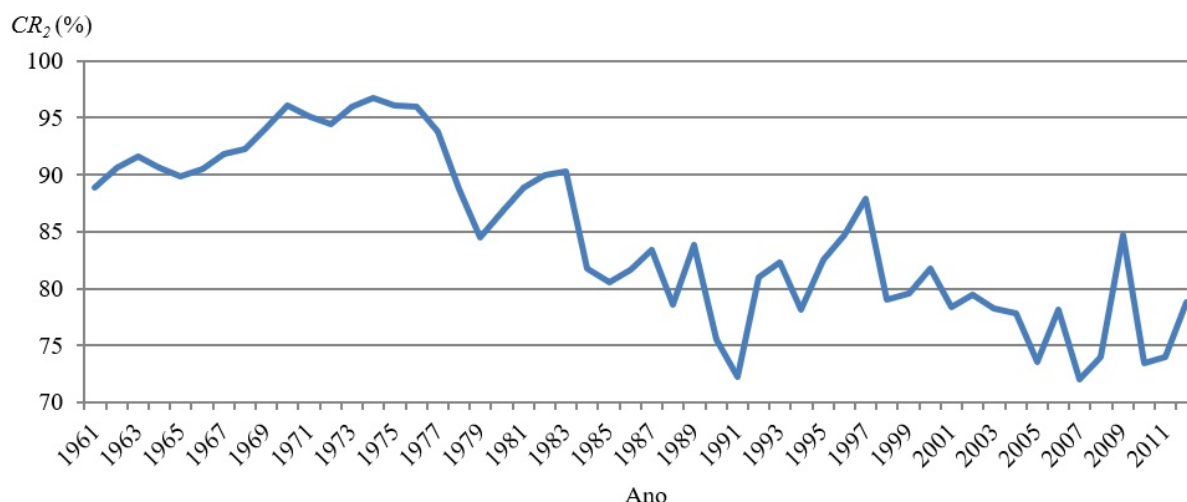


Figura 5: Evolução da razão de concentração CR_2

Nota: CR_2 = Brasil e EUA

Fonte: Elaboração própria, 2019 a partir de United States (2014).

Contudo, Brasil e EUA apresentam variação no índice, com tendência à diminuição das concentrações no período analisado, tendo saído de um CR_2 de 89% em 1961 para 79% em 2012. Nos últimos anos, a Argentina e o Paraguai vêm ampliando a participação no comércio mundial da soja em grão, alcançando a terceira e quarta colocação, respectivamente, do volume total exportado, o que explica essa queda da razão de concentração em posse do Brasil e EUA.

A próxima subseção apresenta os resultados do VAR estimado que relaciona a quantidade exportada da soja em grão para os países analisados.

5.2 Determinação da grandeza das relações entre as exportações brasileiras e americanas

Dado que as séries da quantidade exportada (em *log*), de soja em grão, pelo Brasil e EUA em nível apresentam características de não estacionariedade, foram efetuados os testes de raiz unitária nas séries. Nesse sentido, primeiramente, realizaram-se os testes de raiz unitária ADF, GLS, PP, KPSS e NG-Perron e suas respectivas ordens de integração. A quantidade de *lags* (defasagens) a serem considerados seria um número suficiente de termos para que o erro não apresente correlação serial. Existe a possibilidade de fixar um p máximo para o teste ADF como a sugerida por Schwert (1989). Conforme a equação $[12 * (N/100)^{1/4}]$, tem-se que $[12 * (52/100)^{1/4}] = 10,19$ é o número máximo a ser utilizado neste trabalho³. Destarte, uma justificativa para iniciar o teste de raiz unitária com a variável em nível, e não diferenciada, é que algumas séries podem ser estacionárias em nível. Esse é o caso da série da quantidade exportada de soja em grão pelo Brasil. Desse modo, ao aplicar o operador da primeira diferença em uma série estacionária isso implicaria sobrediferenciá-la e, consequentemente, os resultados seriam viesados.

Os testes realizados com a finalidade de verificar a estacionariedade ou não das séries das quantidades exportadas da soja em grão pelo Brasil e pelos EUA estão apresentados na Tabela 4. Os testes foram exaustivos no que tange a inclusão somente de constante. Os coeficientes de tendência e intercepto das regressões foram significativos a 1%. Pode-se verificar que a série da quantidade exportada pelo Brasil é integrada de ordem 0 ($I(0)$), enquanto a série de quantidade exportada pelos EUA é integrada de ordem um ($I(1)$). A série Q^{BRA} é estacionária em nível e a série Q^{EUA} é estacionária em primeira diferença.

³ A seleção do *lag* para os testes de Phillips-Perron e KPSS foi dada de acordo com o critério de Newey-West Bandwidth.

Tabela 4: Testes de Raiz Unitária

Teste	$Q_{nível}^{BRA}$	$Q_{nível}^{EUA}$	Q_{1dif}^{EUA}
Dickey Fuller Aumentado (ADF)	-5,67979***	-2,85550	-7,05269***
Dickey Fuller (GLS)	-5,77529***	-1,78387	-6,87316***
Phillips-Perron (PP)	-5,67979***	-2,83373	-7,09797***
KPSS	0,12927*	0,16785**	0,14608***
Ng-Perron Mz_a^{GLS}	-24,48640	-4,32448***	-24,85300***
Ng-Perron Mz_t^{GLS}	-3,49616	-1,46199***	-3,43042***

Nota: Seja H_0 a hipótese de existência de raiz unitária, entende-se: ***Rejeita-se H_0 a 1% de significância; **Rejeita-se H_0 a 5% de significância; *Rejeita-se H_0 a 10% de significância. Os testes consideram a proposta de processo gerador com intercepto e com tendência. Para KPSS, H_0 é: variável estacionária em nível; e H_1 a hipótese é de raiz unitária

Fonte: Elaboração própria a partir dos resultados gerados.

A existência de quebra estrutural na função de tendência das séries pode provocar a não rejeição da hipótese nula de raiz unitária para a série analisada. Assim, foi adotado o teste de Zivot-Andrews, desenvolvido por Zivot e Andrews (1992), para verificar a presença de quebras. A hipótese nula é de um *random walk* sem *drift* e sem quebra. As quebras estruturais podem deixar os testes viesados na direção de não rejeição da hipótese nula de raiz unitária. Mesmo as séries sendo estacionárias em nível (Q^{BRA}) e em primeira diferença (Q^{EUA}), o teste de Zivot foi implementado. Assim, as estatísticas calculadas para os testes de Zivot-Andrews (com tendência e constante) rejeitaram a hipótese nula de presença de raiz unitária a 1% de significância. A Tabela 5 reporta o teste de Zivot-Andrews.

Tabela 5: Estatísticas do teste de estacionariedade incorporando quebra estrutural endógena

Zivot-Andrews ^Δ	$Q_{nível}^{BRA}$	$Q_{nível}^{EUA}$	Q_{1dif}^{EUA}
Tendência e constante	-7,55949***	-4,35849	-7,78790***
Constante	-4,64237	-3,91905	-4,43848
Tendência	-3,89133	-3,19586	-4,10865

^Δ H_0 : Série com raiz unitária considerando quebra 1ª diferença estrutural endógena

Nota: Entende-se: ***Rejeita-se H_0 a 1% de significância; **Rejeita-se H_0 a 5% de significância; *Rejeita-se H_0 a 10% de significância

Fonte: Elaboração própria a partir dos resultados gerados.

Para se obter estimativas consistentes dos parâmetros com a modelagem VAR, estimou-se o número ótimo de defasagens pelos critérios de informação de Akaike (AIC), Schwarz (SBC) e Hannan-Quinn (HQ). Os resultados indicam que uma defasagem apresentaria a ordem que minimizaria os critérios acima citados, sendo assim, a escolha adequada para o processo VAR, conforme Tabela 6. Esse resultado está de acordo com o trabalho de Proque, Cassuce e Silva (2014). A especificação ocorre pelo valor mais baixo do critério AIC (VOGELVANG, 2005), pois, em amostras pequenas e grandes, os modelos baseados no AIC podem produzir previsões superiores (LÜTKEPOHL, 2005).

Tabela 6: Definição do número de defasagens

Defasagens	AIC	SBC	HQ
0	100,534691	103,912513	101,689065
1	24,062018*	33,565928*	26,895584*
2	29,090536	43,769204	32,651964
3	35,832531	54,573840	39,009705
4	41,714824	63,207470	43,199644
5	53,667440	76,350351	51,892424
6	62,458416	84,453009	55,548186
7	72,677432	91,695254	58,343535
8	82,582151	95,796288	57,997674

Nota: * Mostra a ordem selecionada segundo o critério

Fonte: Elaboração própria a partir dos resultados gerados.

Abbade da Silva, Coronel e Silva (2015) também encontraram um *lag* como o número apropriado de defasagens a ser utilizado nas regressões, a fim de examinar a dinâmica das exportações brasileiras de soja em grão no período de 1999 a 2011. Após encontrar o número apropriado de *lags*, e já ter detectado a estacionariedade, estimou-se um processo VAR (1). Posteriormente, verifica-se a adequação do modelo aos dados com base no teste de autocorrelação residual e estabilidade estrutural.

Em seguida, foi feito o teste de estabilidade do modelo. Esse conceito é muito importante, como coloca Lütkepohl (2005). A Tabela 7, por conseguinte, reporta as raízes do processo estimado. “A condição de estabilidade é ter os autovalores de $(I - \Phi_1 L)$ fora do círculo unitário” (BUENO, 2008, p. 162). Formalmente, o processo é estável se: $\det(I_k - A_1 z - \dots - A_p z^p) \neq 0$ para $|z| \leq 1$. De outro modo, o teste consiste em avaliar se todas as raízes são em módulo menores que 1, estando dentro do círculo unitário. Pode-se concluir que o VAR (1) não tem raízes sobre ou fora do círculo unitário, atestando-se pela estabilidade do modelo estimado.

Tabela 7: Teste de estabilidade do modelo VAR (1)

Valor absoluto e em módulo das raízes do VAR (1) estimado	Resultado
0,649431	O VAR (1) estimado não possui raízes fora do círculo unitário, satisfazendo as condições de estabilidade
0,061170	

Fonte: Elaboração própria a partir dos resultados gerados.

Para verificar a existência de autocorrelação residual, foi executado o teste de Breusch-Godfrey (BG), que pertence à classe dos testes do multiplicador de Lagrange (LM). Os resultados do teste indicaram a não rejeição da hipótese nula de que não existe autocorrelação serial nos resíduos estimados (a 1% de significância), conforme Tabela 8. Em outras palavras, tal teste trabalha com a hipótese nula de ausência de autocorrelação serial.

Por fim, para testar a normalidade dos resíduos, utilizou-se o teste de normalidade dos resíduos de Jarque-Bera. A normalidade é confirmada pela estatística de Jarque-Bera, que não rejeita a hipótese nula de normalidade dos resíduos. Observa-se que a distribuição não se apresentou como leptocúrtica, pois não apresentou uma curtose maior que três em ambos os componentes residuais. Um dos componentes teve uma curtose de 2,692321, sendo $k < 3$.

Tabela 8: Teste do Multiplicador de Lagrange

<i>Lags</i>	Estatística LM	Probabilidade
1	5,392769	0,2493
2	2,083060	0,7205
3	1,431507	0,8387
4	5,862965	0,2096
5	0,924896	0,9210
6	3,060784	0,5477
7	3,479179	0,4811
8	0,472455	0,9761
9	2,024410	0,7313
10	0,806697	0,9375
11	7,274097	0,1221
12	3,091241	0,5427

Fonte: Elaboração própria a partir dos resultados gerados.

Como colocado, foi estimado um processo VAR (1) para as quantidades exportadas brasileiras e americanas, da soja em grão. Assim, na Figura 6 são apresentados os resultados das funções de resposta ao impulso para as quantidades exportadas da *commodity*. As FIRs partem da hipótese de que um choque na *i*-ésima variável afeta diretamente seus valores e todas as outras variáveis endógenas por meio de uma estrutura dinâmica defasada dentro da modelagem VAR (BRAATZ e MORAES, 2016). Nesse sentido, a finalidade do presente trabalho foi analisar a reação das exportações de um país por meio de um choque nas exportações do concorrente. Uma vez que a série temporal é estacionária, o efeito de tal choque se dissipa com o tempo e a FIR tende a zero como ilustra a Figura 6. “A função de resposta ao impulso é calculada mediante coeficientes estimados. Logo, é claro que há um intervalo de confiança a ser considerado nessas estimativas” (BUENO, 2008, p. 185). Para a obtenção das FIRs e da decomposição da variância, empregou-se a matriz de decomposição de Cholesky. Os desvios padrões foram calculados por meio do método de Monte Carlo, com 1.000 repetições.

Um choque positivo na quantidade exportada de soja em grão brasileira nos primeiros períodos tem impacto sobre os EUA; esse país após o choque reduz a quantidade exportada. Isso significa dizer que o Brasil estaria deslocando os EUA no mercado mundial de tal *commodity*. A fim de recuperar sua parcela de mercado, os EUA aumentariam a quantidade exportada num segundo momento. As exportações de ambos os países estariam positivamente relacionadas. Entretanto, os americanos têm uma maior capacidade de deslocar o Brasil no horizonte de curto prazo. Como mostra a Figura 6, o Brasil sentiria mais os efeitos do choque nas exportações dos EUA. É possível que nos anos mais recentes esse processo se reverta, já que o Brasil nas safras 2016-2017, exportou 56,5% de sua produção de soja em grão, enquanto os EUA exportaram 47% (FAO, 2019). De um modo geral, Brasil e EUA se alternam na liderança do mercado ao longo do tempo. Este resultado é compatível com o modelo de duopólio de Cournot, tendo em vista a competição por quantidade da *commodity* homogênea.

Ademais, os resultados evidenciam um aumento conjunto das exportações. Um fator importante que pode explicar esse incremento é o crescimento histórico na demanda por soja em grão. Principalmente, o acréscimo no consumo de soja pela China. Resultado semelhante foi obtido por Cassuce e Santos (2005), que encontraram evidências empíricas nesse sentido. Segundo os autores, o aumento da renda da China afetou positivamente a demanda por soja em grão, refletindo em aumento do valor das exportações brasileiras. A melhoria nos padrões de vida intensificou a demanda por proteínas de origem animal (ex. carnes, ovos) com seus sistemas de produção dependentes do farelo de soja. Por exemplo, no ano agrícola 2009/2010, a China importou 50,5 milhões de toneladas de soja. Desse total, 22,6 milhões foram importados dos EUA e 18,1 milhões do Brasil. Isso corresponde a 55% e 65% do volume total exportado pelos EUA e pelo Brasil, respectivamente. Ou seja, enquanto EUA e Brasil lideram as estatísticas de produção e exportação, as importações crescem fortemente na China, país que tem grande estrutura de esmagamento e uma

necessidade de farelo e óleo de soja. Em anos mais recentes (2016-2017), a China respondeu por quase dois terços do total comercializado internacionalmente (86,1% do seu consumo) (UNITED STATES, 2014; LEMOS et al., 2017).

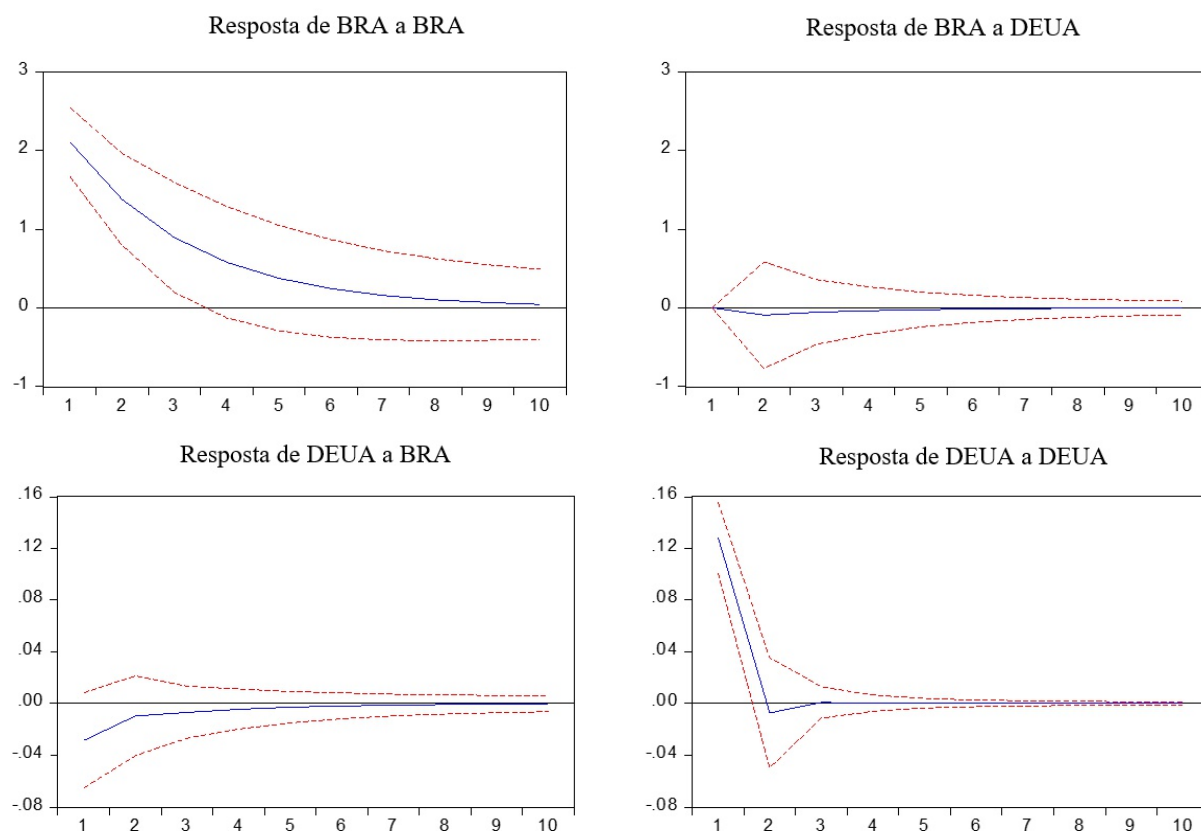


Figura 6: Funções de resposta ao impulso

Fonte: Resultados a partir do *software* estatístico *EViews*, versão 8.0.

Para se obter mais indicativos de que os EUA têm poder de afetar a quantidade exportada brasileira, apresenta-se a decomposição da variância do erro de previsão das quantidades exportadas brasileiras e americanas nos 10 meses posteriores ao choque, na Tabela 9. “Trata-se de uma forma de dizer que porcentagem da variância do erro de previsão decorre de cada variável endógena ao longo do horizonte de previsão” (BUENO, 2008, p. 186). A decomposição da variância fornece informações sobre a importância relativa de cada inovação (choque) em afetar as variáveis no VAR, nesse caso, as quantidades exportadas de soja em grão. Mais uma vez, foi utilizada a decomposição de Cholesky neste passo. Percebe-se que a quantidade exportada americana afeta diretamente a quantidade de seu adversário, ou seja, do Brasil, no mercado mundial da soja em grão. Tendo em vista a exportação americana, o Brasil sofre pouco deslocamento, afetando apenas 4,71% no período 1 (curto prazo).

Vale destacar que tanto no curto quanto no longo prazo, uma parcela significativa da variabilidade da exportação brasileira é explicada por choques na própria exportação do país, sendo que essa proporção diminui de 99,87% no período 2 para 99,83% no período 10. Tal resultado alcançado vai ao encontro aos obtidos por Abbade da Silva, Coronel e Silva (2015), cujas exportações de soja foram mais impactadas por si mesmas do que por outras variáveis, como os preços (internos e externos).

Tabela 9: Decomposição da variância das quantidades exportadas brasileiras e americanas

Período	Decomposição da variação de Q^{BRA}		Decomposição da variação de Q^{EUA}	
	Q^{BRA}	Q^{EUA}	Q^{BRA}	Q^{EUA}
1	100,00000	0,00000	4,70664	95,29336
2	99,86866	0,13134	5,18778	94,81222
3	99,84305	0,15695	5,43332	94,56668
4	99,83358	0,16642	5,53500	94,46500
5	99,82985	0,17015	5,57788	94,42212
6	99,82832	0,17169	5,59595	94,40405
7	99,82768	0,17232	5,60356	94,39644
8	99,82741	0,17259	5,60678	94,39322
9	99,82729	0,17271	5,60813	94,39187
10	99,82725	0,17275	5,60870	94,39130

Fonte: Elaboração própria a partir dos resultados gerados.

6. Considerações Finais

O artigo teve o objetivo de examinar o mercado mundial da soja em grão a partir das interações entre os dois maiores países exportadores agrícolas: Brasil e EUA, uma vez que os dois juntos controlam uma parcela significativa de todo o mercado. Para atingir o objetivo, foram utilizadas as medidas de concentração e a autorregressão vetorial (VAR). Esses métodos permitiram estudar a relação entre as quantidades exportadas de soja em grão dos países e, ainda, classificar o mercado como duopolista.

Os principais resultados alcançados indicam dois tipos de análises. A primeira é que o mercado agrícola da soja em grão apresentou características de Duopólio de Cournot, através da razão de concentração dos principais exportadores do grão e do índice de Hirschman-Herfindahl. A segunda análise mostrou o deslocamento do mercado. As exportações de EUA e Brasil foram negativamente relacionadas em um primeiro momento, o que significa que um país atua deslocando o outro do mercado global da *commodity*. No segundo momento, o país deslocado agiria de modo a recuperar a sua parcela de mercado. Isso leva ao seguinte fato: as exportações de ambos estão positivamente relacionadas. Todavia, EUA teria maior capacidade de deslocar o Brasil no horizonte de curto prazo. As funções resposta ao impulso entre os desvios-padrão mostraram que as decisões de exportar soja em grão do Brasil sofrem mais influência das exportações americanas do que o contrário. A variabilidade da exportação brasileira foi explicada pelas variações nas exportações da *commodity* americana com o passar dos períodos. Contudo, a variância das exportações americanas depende mais de variações na própria exportação do que da variabilidade da exportação brasileira.

A principal contribuição do artigo reside em uma análise realizada que tem foco nos dois principais exportadores da soja em grão, distinta de grande parte dos estudos observados na literatura empírica para o Brasil. O estudo inova ao confirmar a presença da estrutura de mercado de Duopólio de Cournot e reafirmar essa importância da concentração do mercado na análise econométrica. Tal comprovação pode permitir aos formuladores de políticas públicas adotarem estratégias mais assertivas quanto ao comércio global agrícola, diante de um cenário de previsão de expansão produtiva. Ademais, por se tratar de uma oleaginosa voltada principalmente para exportação, deve-se ressaltar que outras variáveis como taxa de câmbio, fatores climáticos, barreiras fitossanitárias, dentre outras, também seriam essenciais na determinação da quantidade exportada de seus principais *players*, o que configura em avanços futuros e na extensão daqueles trabalhos já observados na literatura empírica brasileira.

Referências

- ABBADE DA SILVA, R.; CORONEL, D. A.; SILVA, M. L. Determinantes das exportações brasileiras de soja em grão (1999-2011). **Reflexões Econômicas**, v. 1, n. 1, p. 275-294, 2015.
- BECKMAN, J.; DYCK, J.; HEERMAN, K. E. R. **The global landscape of agricultural trade, 1995-2014**. Economic Research Service, EIB-181, U. S. Department of Agriculture, 2017.
- BENTO, J. A. N.; TABOSA, F. J. S.; ARAUJO, J. A. Fatores determinantes do preço da soja no Mato Grosso. **Revista Espacios**, v. 37, n. 31, p. 29, 2016.
- BESARRIA, C. N.; MAIA, S. F. Restrições comerciais ao complexo de soja brasileiro: estudo dos impactos dos subsídios dos Estados Unidos. **Revista de Economia e Agronegócio**, v. 8, n. 2, p. 149-176, 2010.
- BRAATZ, J.; MORAES, G. I. Impactos regionais assimétricos da política cambial no Brasil: uma abordagem com o método VAR. **Análise Econômica**, v. 34, n. 65, p. 47-73, 2016.
- BRASIL. Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento. **Projeções do Agronegócio: Brasil 2017/18 a 2027/28 projeções de longo prazo**. Secretaria de Política Agrícola. Brasília: MAPA/ACE, 2018. 112p.
- BUENO, R. L. S. **Econometria de Séries Temporais**. São Paulo: Cengage Learning, 2008.
- CALDARELLI, C. E.; CAMARA, M. R. G.; SEREIA, V. J. A evolução das exportações e da competitividade do complexo soja no Brasil e no Paraná: 1990-2004. In: XLIV Congresso da Sociedade Brasileira de Economia, Administração e Sociologia Rural, Fortaleza - CE, julho de 2006. **Anais**. Brasília: SOBER, 2006.
- CASSUCE, F. C. C.; SANTOS, M. L. Desvalorizações cambiais e captação de divisas: o caso brasileiro de soja em grão. **Organizações Rurais e Agroindustriais**, v. 7, n. 3, p. 298-311, 2005.
- ENDERS, W. **Applied econometric time series**. Hoboken: John Wiley & Sons, 2004.
- FOOD AND AGRICULTURE ORGANIZATION OF THE UNITED NATIONS – FAO. **FAOSTAT**. Disponível em: <<http://www.fao.org/faostat/>>. Acesso em: 07 jul. 2019.
- GALE, F.; VALDES, C.; ASH, M. **Interdependence of China, United States, and Brazil in soybean trade**. Economic Research Service, OCS-19F-01, U. S. Department of Agriculture, 2019.
- GUJARATI, D. N.; PORTER, D. C. **Econometria básica**. 5 ed. Porto Alegre: AMGH, 2011. 924 p.
- HEIMANN, J. P.; GONÇALVES, K.; DRESCH, A. R.; SILVA, J. C. G. L. Concentração de mercado de molduras (frame) importadas pelos Estados Unidos, período de 2005 a 2009. **Cerne**, v. 21, n. 1, p. 59-65, 2015.
- HENDERSON, J. M.; QUANDT, R. E. **Teoria Microeconômica**. São Paulo: Biblioteca Pioneira de Ciências Sociais, 1976. 417p.
- HIRAKURI, M. H.; LAZZAROTTO, J. J. **O agronegócio da soja nos contextos mundial e brasileiro**. Documentos Embrapa, 349. Londrina: Embrapa Soja, 2014.
- HOFFMANN, R. **Estatística para Economistas**. 4 ed. São Paulo: Pioneira Thomson Learning, 2006.
- KON, A. **Economia Industrial**. São Paulo: Nobel, 1999. 215p.
- KRUGMAN, P.; WELLS, R. **Introdução à Economia**. Rio de Janeiro: Elsevier, 2007.
- KUPFER, D.; HASENCLEVER, L. **Economia industrial: fundamentos teóricos e práticas no Brasil**. Rio de Janeiro: Elsevier, 2013.
- LEMOES, M. L. F.; GUIMARÃES, D. D.; MAIA, G. B. S.; AMARAL, G. F. Agregação de valor na cadeia da soja. **BNDES Setorial**, v. 46, p. 167-217, 2017.
- LÜTKEPOHL, H. **New introduction to multiple time series analysis**. Heidelberg: Springer-Verlag, 2005. 764p.
- MADDALA, G. S.; KIM, I. M. **Unit roots, cointegration, and structural change**. Cambridge: Cambridge University Press, 1998.
- MARQUES JUNIOR, L. S. Equivalência ricardiana e os efeitos da política fiscal na economia brasileira. **Análise Econômica**, v. 33, n. 64, p. 215-241, 2015.
- MORAES, B. M. M.; BENDER FILHO, R.; VIEIRA, K. M.; CERETTA, P. S. Análise de causalidade de preços no mercado internacional da soja. **Desenvolvimento em Questão**, v. 14, n. 34, p. 301-319, 2016.
- NG, S.; PERRON, P. Lag length selection and the construction of unit root tests with good size and

power. **Econometrica**, v. 69, n. 6, p. 1519-1554, 2001.

NICHOLSON, W.; SNYDER, C. **Microeconomic Theory: Basic principles and extensions**. Mason, Ohio: Thomson/South-Western, 2008.

PERRON, P. The great crash, the oil price shock, and the unit root hypothesis. **Econometrica**, v. 57, n. 6, p. 1361-1401, 1989.

PERRON, P.; NG, S. Useful modifications to some unit roots tests with dependent errors and their local asymptotic properties. **The Review of Economic Studies**, v. 63, n. 3, p. 435-463, 1996.

PINDYCK, R. S.; RUBINFELD, D. L. **Microeconomia**. 8 ed. São Paulo: Pearson Education, 2013.

PROQUE, A. L.; CASSUCE, F. C. C.; SILVA, E. H. Interações de Estados Unidos e Brasil no mercado mundial de soja em grão: uma análise dinâmica baseada nas trajetórias estocásticas das exportações. **Organizações Rurais e Agroindustriais**, v. 16, n. 4 (edição especial), p. 518-531, 2014.

SACHSIDA, A.; SCHETTINI, B. P.; GOUVÊA, R. R. Inflação, desemprego e choques cambiais: estimativas VAR para a economia brasileira. **Análise Econômica**, v. 35, n. 67, p. 297-322, 2017.

SANTOS, F. R.; LOPES, L. S.; SOARES, T. C.; LIMA JÚNIOR, L. A. Uma avaliação da política monetária nos regimes de metas cambiais e de metas para inflação. **Análise Econômica**, v. 37, n. 73, p. 25-52, 2019.

SCHERER, F. M.; ROSS, D. **Industrial market structure and economic performance**. 3 ed. Boston: Houghton Mifflin, 1990.

SCHWERT, G. W. Tests for unit roots: a Monte Carlo investigation. **Journal of Business and Economic Statistics**, v. 7, n. 2, p. 147-159, 1989.

SEDIYAMA, A. F.; CASTRO JÚNIOR, L. G.; CALEGARIO, C. L. L.; SIQUEIRA, P. H. L. Análise da estrutura, conduta e desempenho da indústria processadora de soja no Brasil no período de 2003 a 2010. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v. 51, n. 1, p. 161-182, 2013.

SILVA FILHO, O. C.; FRASCAROLI, B. F.; MAIA, S. F. Transmissão de preços no mercado internacional da soja: uma abordagem pelos modelos ARMAX e VAR. In: XXXIII Encontro Nacional de Economia, Natal - RN, dezembro de 2005. **Anais**. Niterói: ANPEC, 2005.

SIMS, C. Macroeconomics and reality. **Econometrica**, v. 48, n. 1, p. 1-48, 1980.

SOCCELOSKI, V.; MONTTOYA, M. A. Estimativa de perdas de arrecadação de ICMS promovida pela lei Kandir no Corede produção - RS: uma análise sobre as exportações de soja, de 1997 a 2014. **Teoria e Evidência Econômica**, v. 24, n. 50, p. 51-88, 2018.

SOUZA, M. O.; MARQUES, D. V.; SOUZA, G. S.; MARRA, R. O complexo de soja: aspectos descritivos e previsões. **Pesquisa Operacional para o Desenvolvimento**, v. 2, n. 1, p. 1-86, 2010.

UNITED STATES. Department of Agriculture. **Market and trade data**. 2014. Disponível em: <<http://apps.fas.usda.gov/psdonline/psdquery.aspx>>. Acesso em: 15 ago. 2019.

VOGELVANG, B. **Econometrics: theory and applications with EViews**. London: Prentice Hall, 2005.

WATSON, A. S. G. **O Brasil e as restrições às exportações**. Brasília: Fundação Alexandre de Gusmão, 2016. 286p.

ZIVOT, E.; ANDREWS, D. W. K. Further evidence on the great crash, the oil-price shock, and the unit-root hypothesis. **Journal of Business & Economic Statistics**, v. 10, n. 3, p. 251-270, 1992.

