

- MATRIZ INTERESTADUAL DE INSUMO-PRODUTO PARA O BRASIL: UMA APLICAÇÃO DO MÉTODO IIOAS** 424-446
Eduardo Amaral Haddad, Carlos Alberto Gonçalves Júnior, Thiago Oliveira Nascimento
- CONDICIONANTES DO EMPREENDEDORISMO NO BRASIL: UMA ANÁLISE REGIONAL** 447-466
Roque P. de Camargo Neto, Márcio N. Barbosa, Vivian dos S. Q. Orellana, Gabrielito R. Menezes
- ECONOMIAS DE AGLOMERAÇÃO E O CRESCIMENTO DAS INDÚSTRIAS INTENSIVAS EM TECNOLOGIA: EVIDÊNCIAS PARA O NORDESTE NO PERÍODO 2002-2014** 467-494
Edilberto Tiago de Almeida, Roberta de Moraes Rocha, Sônia Maria Fonseca Pereira Oliveira Gomes
- PROGRAMA SAÚDE TODA VIDA DO ESTADO DE SERGIPE: UMA ANÁLISE CONTRAFATUAL (2007-2012)** 495-514
Hélio Wanderley Sobral Carvalho Neto, Marco Antonio Jorge, Fernanda Esperidião
- PUBLISH OR PERISH: UM RANKING DE REVISTAS DA SUBÁREA DE ECONOMIA REGIONAL E URBANA PARA OS PESQUISADORES BRASILEIROS** 515-536
André Luis Squarize Chagas
- ANÁLISE DA EFICIÊNCIA DA GESTÃO DO PROGRAMA BOLSA FAMÍLIA NOS MUNICÍPIOS DO PARANÁ** 537-556
Marcos Aurélio Brambilla, Sergio Carlos de Carvalho
- DIMENSÃO ECONÔMICA E AMBIENTAL DO AGRONEGÓCIO BRASILEIRO NA DÉCADA DE 2000: UMA ANÁLISE INSUMO-PRODUTO DA RENDA, DO CONSUMO DE ENERGIA E DAS EMISSÕES DE CO₂ POR FONTE DE ENERGIA** 557-577
Marco Antonio Montoya, Cássia Aparecida Pasqual, Ricardo Luis Lopes, Joaquim José Martins Guilhoto

REVISTA BRASILEIRA DE ESTUDOS REGIONAIS E URBANOS

ISSN 2447-7990

A **Revista Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos (RBERU)** é uma publicação oficial da **Associação Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos (ABER)**. A revista tem por objetivo divulgar trabalhos que representam contribuição científica para o campo do conhecimento sobre os fenômenos regionais e urbanos com ênfase para a realidade brasileira. A perspectiva multidisciplinar é valorizada pela revista e os artigos publicados podem representar contribuições teóricas, aplicadas ou de política.

Os temas de interesse da revista incluem, de forma não necessariamente exclusiva: teoria e metodologia em economia regional e urbana, localização e concentração das atividades econômicas, análise estatística espacial, desenvolvimento regional e crescimento econômico, competitividade regional, infraestrutura regional e urbana, estudos urbanos e metropolitanos, meio ambiente e recursos naturais, turismo e indústrias culturais, desenvolvimento urbano e uso da terra, empreendedorismo e inovação, políticas sociais, pobreza, migração e mercado de trabalho regional e finanças públicas locais.

A revista é publicada pela Associação Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos (ABER) com objetivo de divulgar estudos socioeconômicos com destaque para as temáticas regional e urbana.

EDITORES

[Fernando Salgueiro Perobelli](#), UFJF.
[Pery Francisco Assis Shikida](#), UNIOESTE.

EDITOR ASSISTENTE

[Vinicius de Almeida Vale](#), UFJF.

CONSELHO EDITORIAL

[Alexandre Rands](#), UFPE.
[Carlos Roberto Azzoni](#), USP.
[Cássio Rolim](#), UFPR.
[Eduardo Haddad](#), USP.
[Fernando Salgueiro Perobelli](#), UFJF.
[Geoffrey J. D. Hewings](#), UIUC.
[Jan Oosterhaven](#), University of Groningen.
[João Francisco de Abreu](#), PUC-MG.
[Joaquim José Martins Guilhoto](#), USP.
[Juan R. Cuadrado-Roura](#), Universidad de Alcalá.
[Marcos Holanda](#), UFCE.
[Mauro Borges](#), UFMG.
[Michael L. Lahr](#), Rutgers.
[Patricio Aroca](#), Universidad Adolfo Ibáñez.
[Raul da Mota Silveira Neto](#), UFPE.
[Roberta Capello](#), Politecnico di Milano.
[Sabino da Silva Porto Júnior](#), UFRGS.
[Tatiane Almeida de Menezes](#), UFPE.
[Werner Baer](#) - *In memoriam*.

**MATRIZ INTERESTADUAL DE INSUMO-PRODUTO PARA O BRASIL: UMA
APLICAÇÃO DO MÉTODO IIOAS***

Eduardo Amaral Haddad

Professor titular no Departamento de Economia da Faculdade de
Economia e Administração da Universidade de São Paulo (USP)

Bolsista do CNPq

E-mail: ehaddad@usp.br

Carlos Alberto Gonçalves Júnior

Professor no Departamento de Economia da Universidade
Estadual do Oeste do Paraná (UNIOESTE)

Doutorando do Programa de Pós-Graduação em Economia da USP

E-mail: carlosalbertojr@hotmail.com

Thiago Oliveira Nascimento

Mestre em Teoria Econômica pela Universidade de São Paulo (USP)

E-mail: t.nascimento@hotmail.com

RESUMO: O presente artigo apresenta o processo de estimação de um sistema inter-regional de insumo-produto para os 26 estados brasileiros e o Distrito Federal em condições de informação limitada, utilizando o método IIOAS. O IIOAS é consistente com a matriz de insumo-produto nacional e pode ser construído para qualquer país que publique suas TRUs e possua um sistema de informações setoriais regionalizadas. Posteriormente, analisaram-se as relações comerciais e as estruturas produtivas de cada UF. São Paulo e Rio de Janeiro mostraram-se os estados mais autossuficientes. Já Roraima e Tocantins foram os que apresentaram os níveis de autossuficiência mais baixos. No que diz respeito à interdependência regional, Roraima e Acre foram os estados cuja produção apresentou menor dependência em relação à demanda final de outros estados, já Amazonas, Espírito Santo e Mato Grosso foram os estados em que a demanda final de outras UFs e do exterior mais influencia a produção local.

Palavras-Chave: Insumo-produto; Inter-regional; Informação limitada.

Classificação JEL: C67; D57; R15.

ABSTRACT: This paper presents the process of estimation of an interregional input-output system for the 26 Brazilian states and the Federal District, in conditions of limited information, using the IIOAS method. IIOAS is consistent with the national input-output matrix and can be built for any country that publishes its SUTs, and has a regionalized sectoral information system. Subsequently, the commercial relations and productive structures of each state were analyzed. São Paulo and Rio de Janeiro were the most self-sufficient states. Roraima and Tocantins were the ones that presented the lowest levels of self-sufficiency. Regarding regional interdependence, Roraima and Acre were the states whose production showed less dependence on the final demand of other states, whereas Amazonas, Espírito Santo and Mato Grosso were the states in which the final demand of other states and exports exert most influence in the local production.

Keywords: Input-output; Interregional; Limited information.

JEL Code: C67; D57; R15.

1. Introdução

Muito se avançou desde as primeiras incursões de Isard (1951) e Leontief et al. (1953) em extensões regionais e inter-regionais de modelos de insumo-produto. Porém, desde o início, a escassez de informações, bem como o alto custo para obtê-las através de dados estritamente censitários, principalmente no que tange aos fluxos inter-regionais de comércio, têm sido os principais obstáculos para a estimação de sistemas inter-regionais de insumo-produto. Isso fez com que os chamados métodos não censitários de estimação de sistemas inter-regionais ganhassem muita popularidade acadêmica (ROUND, 1983).

Ainda de acordo com Round (1983), a utilização dos termos censitário e não censitário sugere a existência de duas exclusivas e bem definidas técnicas de pesquisa. No entanto, os sistemas inter-regionais de insumo-produto são construídos de forma híbrida, combinando várias técnicas, de acordo com a quantidade e a qualidade de dados primários disponíveis.

Diante do exposto, o presente artigo tem como objetivo descrever o processo de construção de um sistema inter-regional para os 26 estados brasileiros e o Distrito Federal, utilizando o método denominado *Interregional Input-Output Adjustment System* – IIOAS, baseado em Haddad et al. (2016).

O IIOAS é um método híbrido que combina dados disponibilizados por agências oficiais, como o Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística – IBGE, com técnicas não censitárias para estimação de informações indisponíveis. As principais vantagens do IIOAS são sua consistência com as informações da matriz de insumo-produto nacional e a flexibilidade de seu processo de regionalização, que pode ser aplicado para qualquer país que: (i) publique suas tabelas nacionais de usos e recursos e usos (TRUs) e (ii) disponibilize um sistema de informações setoriais regionalizadas. Tal flexibilidade pode ser atestada por aplicações para os mais distintos sistemas inter-regionais: modelo interinsular para os Açores (Haddad et al., 2015); modelos inter-regionais para a Colômbia (HADDAD et al., 2016), Egito (HADDAD et al., 2016), Líbano (HADDAD, 2014) e Marrocos (HADDAD et al., 2017).

Espera-se, com este trabalho, que o sistema estimado consiga captar as especificidades presentes na estrutura produtiva de cada Unidade da Federação e, além disso, possa colaborar para a discussão metodológica, no que diz respeito à estimação de sistemas inter-regionais de insumo-produto em condições de informação limitada. Para tanto, além desta introdução, o artigo está dividido em mais quatro seções. A segunda apresenta um breve referencial teórico acerca da estimação de sistemas inter-regionais de insumo-produto. A terceira descreve, detalhadamente, o método de construção do sistema interestadual para o Brasil a partir do método IIOAS. A quarta seção apresenta uma análise inicial das relações interestaduais e da estrutura produtiva nacional e, por fim, são tecidas algumas conclusões.

2. Estimação de sistemas inter-regionais de insumo-produto

As principais formas de estimação das informações que não são diretamente conhecidas, através de métodos não censitários, podem ser classificadas em: (i) estimações baseadas em quocientes locacionais e suas variações; (ii) modelos gravitacionais; e (iii) modelos iterativos. No entanto, quando se desenvolve um sistema inter-regional de insumo-produto, é comum a utilização combinada dessas formas de estimação.¹

A construção de sistemas inter-regionais de insumo-produto, utilizando métodos não censitários, é recorrente em trabalhos nacionais e internacionais. Sistemas inter-regionais de insumo-produto foram estimados para diversas partes do mundo, em diferentes anos, utilizando métodos distintos.

¹ Não é objetivo deste artigo descrever as principais técnicas não censitárias. O leitor interessado encontrará uma discussão detalhada a esse respeito em Miller e Blair (2009) e Isard et al. (1998).

Dois exemplos relevantes para a discussão subsequente são: (i) Hulu e Hewings (1993), que estimaram sistemas inter-regionais de insumo produto para 5 regiões da Indonésia, referentes aos anos de 1980 e 1985; e (ii) Riddington, Gibson e Anderson (2006), que fizeram uma comparação entre os resultados obtidos pelo método gravitacional, quociente locacional e dados obtidos a partir de uma pesquisa realizada em uma região da Escócia.

Algumas experiências mais recentes incluem: (i) Zhang, Shi e Zhao (2015), que construíram um sistema inter-regional de insumo-produto para 30 províncias chinesas para o ano de 2002; (ii) Tobben e Kronenberg (2015), que desenvolveram uma atualização do método CHARM (*Cross-Hauling Adjusted Regionalization Method*) para mais de duas regiões e posteriormente fizeram um estudo de caso para o estado alemão de Baden-Wurtemberg; (iii) Flegg et al. (2016), que utilizam uma variação do quociente locacional para estimar uma matriz regional para a província de Córdoba na Argentina e comparam essa estimação com outros métodos disponíveis; e (iv) Haddad et al. (2016), que construíram um sistema inter-regional de insumo-produto para a Colômbia com 33 regiões agregadas em sete setores, também sob condições de informação limitada.

No que diz respeito ao Brasil, vários esforços têm sido feitos nesse sentido, entre eles pode-se destacar: (i) Guilhoto et al. (2010), que construíram um sistema inter-regional de insumo-produto para os estados do Nordeste brasileiro; (ii) Domingues e Haddad (2002), que desenvolveram um sistema inter-regional para Minas Gerais e o restante do Brasil; (iii) Porsse, Haddad e Pontual (2003), que estimaram uma matriz inter-regional para o Rio Grande do Sul e o restante do Brasil; e (iv) Ichihara e Guilhoto (2008), que estimaram um sistema intermunicipal de insumo-produto para os municípios do Estado de São Paulo.

Os problemas com a quantidade e a qualidade das informações disponíveis para a construção de um sistema inter-regional de insumo-produto são evidentes na maioria dos países do mundo (HADDAD et al., 2016) e a realidade brasileira não é diferente, principalmente no que se refere ao fluxo de comércio entre unidades subnacionais. No que se segue, a próxima seção será dedicada ao processo de construção de um sistema inter-regional para os 27 UFs brasileiras sob condição de informação limitada, endereçando alguns aspectos metodológicos pertinentes à discussão.

3. Interregional Input-Output Adjustment System – IIOAS

A descrição do processo de construção do sistema interestadual de insumo-produto utilizando o método IIOAS será feita em três etapas. Inicialmente, serão arrolados os dados mínimos necessários para a construção do sistema; posteriormente, será detalhado o processo de construção das matrizes de comércio inter-regionais; e, finalmente, será descrito o processo de regionalização da matriz nacional.

3.1. Base de dados

A aplicação do método IIOAS ao caso brasileiro utiliza, como ponto de partida, informações contidas em um sistema nacional de insumo-produto: (i) matriz de produção, (ii) matriz de usos e recursos a preços básicos, (iii) matrizes de impostos indiretos (ICMS + IPI + OIIL), (iv) matriz de importação e (v) matriz de imposto de importação, desagregadas em 128 produtos e 68 setores conforme o novo sistema de contas nacionais 2010 (IBGE, 2015). As referidas matrizes foram estimadas para o ano de 2011 segundo a metodologia disponível em Guilhoto e Sesso Filho (2005) e Guilhoto e Sesso Filho (2010).

A transformação das matrizes nacionais, que estão na dimensão (produto x setor), na dimensão (setor x setor), conforme utilizado no presente estudo, é feita multiplicando-se as mesmas por uma matriz de proporções obtida a partir da participação de cada elemento da matriz de produção no total de produção de cada setor.²

² O método IIOAS possibilita trabalhar tanto no contexto de sistemas com dimensão (produto x setor) como com dimensão (produto x produto).

Para a estimação do sistema inter-regional, além dos dados nacionais, são utilizadas as seguintes informações: (i) valor bruto da produção (por UF e por setor) – VBP^R ; (ii) exportações (por UF e por setor) – X^R ; (iii) valor adicionado (por UF e por setor) – VA^R ; (iv) investimento total por UF – $INVT^R$; (v) consumo total das famílias por UF – CFT^R ; e (vi) total de gastos do governo por UF – GGT^R .

Os dados têm como origem as Contas Regionais e outras pesquisas realizadas pelo IBGE, tais como (i) Pesquisa Anual da Indústria; (ii) Pesquisa Pecuária Municipal (PPM); (iii) Pesquisa Agrícola Municipal (PAM); e (iv) Pesquisa Anual de Serviços (PAS). Utilizam-se também informações extraídas do Sistema de Análise das Informações de Comércio Exterior (Alice Web³).

3.2. Estimação das matrizes de comércio interestaduais

Uma etapa fundamental no processo de construção do sistema inter-regional é a estimação das matrizes de comércio interestaduais. Para tanto, é necessário calcular (i) a demanda regional por produtos domésticos; (ii) a demanda regional por produtos importados; e (iii) a oferta total de cada região, por setor, para o mercado doméstico e o mercado internacional e por região.

No IIOAS predomina a hipótese de que tanto a demanda regional por produtos domésticos como a demanda regional por importações seguem o padrão nacional para todos os usuários, isto é, todos os agentes econômicos compartilham a mesma tecnologia e as mesmas preferências. No entanto, dadas as diferentes matrizes de comércio estimadas para cada setor (produto), as procedências de insumos intermediários e produtos finais utilizados em cada região diferirão.

Para a obtenção da demanda regional por produtos domésticos, por UF, são construídos, para cada usuário, a matriz de coeficientes geradores de demanda (DOMGEM). Esses coeficientes são obtidos a partir do cálculo da participação de cada elemento da matriz de usos nacional ($setor(i) \times setor(j)$)⁴, considerando apenas os fluxos de produtos domésticos, no total de sua referida coluna. Para os elementos do consumo intermediário:

$$CCI_{ixj}^{DOM} = Z_{ixj}^{DOM} * \hat{X}_j^{-1} \quad (1)$$

Em que CCI_{ixj}^N é o coeficiente nacional de consumo intermediário de insumos domésticos, Z^{DOM} é a matriz de elementos do consumo intermediário de insumos domésticos, e X_j é o vetor de valor bruto da produção setorial. O resultado é uma matriz de participações (68x68). No que se refere aos componentes da absorção interna que compõem a demanda final (investimento, consumo das famílias e gastos do governo), utiliza-se a participação de cada elemento associado à demanda nacional por produtos domésticos no total da respectiva coluna:

$$CINV_{ix1}^{DOM} = \frac{inv_i^{DOM}}{INVT^N}; CCF_{ix1}^{DOM} = \frac{cf_i^{DOM}}{CFT^N}; CGG_{ix1}^{DOM} = \frac{gg_i^{DOM}}{GGT^N} \quad (2)$$

Em que inv_i^{DOM} , cf_i^{DOM} e gg_i^{DOM} são, respectivamente, cada elemento i dos vetores de investimentos, consumo das famílias e gastos do governo, na matriz de usos, e $INVT^N$, CFT^N , GGT^N

³ O referido sistema divulga as estatísticas brasileiras de exportação e importação. Tem como base de dados o Sistema Integrado de Comércio Exterior (SISCOMEX), vinculado ao Ministério da Indústria, Comércio Exterior e Serviços e é responsável pela administração do comércio exterior brasileiro. Essa base de dados é gratuita e pode ser acessada pelo site <http://aliceweb.desenvolvimento.gov.br/>.

⁴ Em que o setor i é o vendedor e o setor j o comprador.

são respectivamente os valores totais (incluindo os impostos) de investimentos, consumo das famílias e gastos do governo na mesma matriz nacional.

A demanda estadual por produtos domésticos é então obtida multiplicando-se os coeficientes anteriormente criados pelo: (i) valor bruto de produção por UF e por setor – VBP^R ; (ii) investimento total por UF – $INVT^R$; (iii) consumo total das famílias por UF – CFT^R ; e (iv) total de gastos do governo por UF – GGT^R .

$$CI_{ij}^{R,DOM} = CCI_{ij}^{DOM} * diag(VBP_{i1}^R) \quad \forall i, j = 1, \dots, 68 \quad (3)$$

$$\forall R = 1, \dots, 27$$

$$INV_{i1}^{R,DOM} = CINV_{i1}^{DOM} * INVT_{11}^R \quad \forall i = 1, \dots, 68 \quad (4)$$

$$\forall R = 1, \dots, 27$$

$$CF_{i1}^{R,DOM} = CCF_{i1}^{DOM} * CFT_{11}^R \quad \forall i = 1, \dots, 68 \quad (5)$$

$$\forall R = 1, \dots, 27$$

$$GG_{i1}^{R,DOM} = CGG_{i1}^{DOM} * GGT_{11}^R \quad \forall i = 1, \dots, 68 \quad (6)$$

$$\forall R = 1, \dots, 27$$

Em que $CI_{ij}^{R,DOM}$ é o consumo intermediário de produtos domésticos em cada região R, $INV_{i1}^{R,DOM}$ é o consumo de bens de capital produzidos no país, em cada região R, $CF_{i1}^{R,DOM}$ é o consumo das famílias de produtos nacionais, em cada região R, e $GG_{i1}^{R,DOM}$ são os gastos do governo em produtos domésticos, em cada região R. Posteriormente, a demanda total por produtos domésticos (DEMDOM), por UF, é obtida somando:

$$DEMDOM_{i1}^R = \sum_{j=1}^{68} CI_{ij}^{R,DOM} + INV_{i1}^{R,DOM} + CF_{i1}^{R,DOM} + GG_{i1}^{R,DOM} \quad \forall i = 1, \dots, 68 \quad (7)$$

$$\forall R = 1, \dots, 27$$

No que diz respeito à demanda por produtos importados, o procedimento é similar. São construídos coeficientes geradores de demanda por produtos importados (IMPGEN) a partir do cálculo da participação de cada elemento da matriz nacional de importações nos totais de cada coluna da matriz de usos nacional. No caso do consumo intermediário, o coeficiente indica o quanto a importação representa da produção nacional:

$$CCI_{ij}^{IMP} = Z^{IMP} * \hat{X}^{-1} \quad (8)$$

Em que CCI_{ij}^{IMP} é o coeficiente de consumo intermediário para produtos importados. No que diz respeito aos elementos da demanda final:

$$CINV_{i1}^{IMP} = \frac{inv_i^{IMP}}{INVT^N}; CCF_{i1}^{IMP} = \frac{cf_i^{IMP}}{CFT^N}; CGG_{i1}^{IMP} = \frac{gg_i^{IMP}}{GGT^N} \quad (9)$$

Em que, inv_i^{IMP} , cf_i^{IMP} , gg_i^{IMP} são, respectivamente, cada elemento i do vetor de investimento, consumo das famílias e gastos do governo, na matriz nacional de importações; e $CINV_{i1}^{IMP}$ é a

participação da demanda por produtos importados para investimento no investimento total, CCF_{ix1}^{IMP} é a participação dos produtos importados para consumo das famílias no consumo total das famílias, e CGG_{ix1}^{IMP} é a participação dos gastos do governo em produtos importados no total de gastos do governo. Para se obter a demanda por produtos importados por estado, multiplica-se:

$$CI_{ixj}^{R,IMP} = CCI_{ixj}^{IMP} * diag(VBP_{ix1}^R) \quad \forall i, j = 1, \dots, 68 \quad (10)$$

$$\forall R = 1, \dots, 27$$

$$INV_{ix1}^{R,IMP} = CINV_{ix1}^{IMP} * INVT_{1x1}^R \quad \forall i = 1, \dots, 68 \quad (11)$$

$$\forall R = 1, \dots, 27$$

$$CF_{ix1}^{R,IMP} = CCF_{ix1}^{IMP} * CFT_{1x1}^R \quad \forall i = 1, \dots, 68 \quad (12)$$

$$\forall R = 1, \dots, 27$$

$$GG_{ix1}^{R,IMP} = CGG_{ix1}^{IMP} * GGT_{1x1}^R \quad \forall i = 1, \dots, 68 \quad (13)$$

$$\forall R = 1, \dots, 27$$

Em que $CI_{ixj}^{R,IMP}$ é a importação para consumo intermediário por setor em cada região; $INV_{ix1}^{R,IMP}$ é a importação para investimento em cada região; $CF_{ix1}^{R,IMP}$ é a importação para consumo das famílias em cada região; e $GG_{ix1}^{R,IMP}$ é o gasto do governo com importações, em cada região. A demanda por produtos importados por região é então calculada pela soma:

$$DEMIMP_{ix1}^R = \sum_{j=1}^{68} CI_{ixj}^{R,IMP} + INV_{ix1}^{R,IMP} + CF_{ix1}^{R,IMP} + GG_{ix1}^{R,IMP} \quad \forall i = 1, \dots, 68 \quad (14)$$

$$\forall R = 1, \dots, 27$$

Essa regionalização é consistente com os valores das matrizes nacionais, isto é, a soma de $DEMIMP_{ix1}^R$ para todo R deve ser igual ao VBP de cada setor na matriz de usos nacional, descontando as exportações. Além disso, a soma de $DEMIMP_{ix1}^R$ para todo R deve ser igual ao total importado por setor na matriz nacional de importação.

Colocando lado a lado os vetores de demanda por produtos domésticos $DEMIMP_{ix1}^R$ para todo R , tem-se uma matriz de dimensões (ixR) em que cada linha dessa matriz representa a demanda doméstica de um setor i por cada uma das 27 UFs – $DEMIMP_{ixR}$.

Já para a demanda por produtos importados, $DEMIMP_{ix1}^R$, colocando-se lado a lado cada vetor R , tem-se uma matriz (ixR) em que cada linha representa o total de importações de um setor i por cada região R – $DEMIMP_{ixR}$.

A próxima etapa é estimar a oferta doméstica setorial – $OFDOM$ em cada UF, que é obtida pela diferença entre o VBP^R por setor de cada UF e as exportações X^R por setor em cada UF.

$$OFDOM_{ix1}^R = VBP_{ix1}^R - X_{ix1}^R \quad \forall i = 1, \dots, 68 \quad (15)$$

$$\forall R = 1, \dots, 27$$

Colocando-se lado a lado cada vetor R , tem-se uma matriz (ixR) em que cada linha representa o total ofertado domesticamente por cada setor i em cada região R . De posse da oferta doméstica de produtos por UF e da demanda doméstica de todos os usuários por UF, é feito então um ajuste no

total demandado do país (soma de todos os estados), para que o sistema fique em equilíbrio, ou seja, para que o total demandado domesticamente seja igual ao total ofertado dentro do país.⁵

Posteriormente, são construídas, para cada setor i , matrizes de participação no fluxo de comércio interestadual ($SHIN$), representando as participações de cada UF no total do comércio doméstico, para cada setor i . Considerando as UFs de origem, s , e destino, d , são construídas 68 matrizes (uma para cada setor) de dimensão (27x27).

Utilizaram-se duas equações para a construção das referidas participações. A equação 16 foi utilizada para o cálculo do valor inicial da participação do comércio intraestadual na demanda regional, ou seja, a diagonal principal das matrizes de comércio. A Equação 17 foi utilizada para estimar os fluxos de comércio interestaduais. Ambas as equações são baseadas em Dixon e Rimmer (2004).

$$SHIN(i, d, d) = \text{Min} \left\{ \frac{OFDOM(i, d)}{DEMDOM(i, d)}, 1 \right\} * F \quad (16)$$

Em que $SHIN(i,d,d)$ é participação do setor i no comércio nacional que é realizada dentro de cada UF. A participação no fluxo de comércio intraestadual é definida pela relação entre a oferta e a demanda do setor i dentro do estado. Se a oferta for superior à demanda, define-se que toda a demanda é atendida internamente. No entanto, baseado em Haddad et al. (2016), multiplica-se esse resultado por um fator (F) que dá a dimensão do potencial de comércio de cada setor. Para os setores 1 a 36, que representam, em termos gerais, a produção agropecuária e industrial, setores que usualmente possuem maior potencial de comercialização inter-regional, utilizou-se $F = 0,5$ como valor inicial. Já para os setores 37 a 68, que representam basicamente os setores de comércio e os serviços, geralmente com menor potencial de comercialização inter-regional, utilizou-se $F = 0,95$. O comércio interestadual é definido pela Equação 17:

$$SHIN(i, s, d) = \left\{ \frac{1}{\text{imped}(s, d)} \cdot \frac{OFDOM(i, s)}{\sum_{k=1}^{27} OFDOM(i, k)} \right\} * \left\{ \frac{1 - SHIN(i, d, d)}{\sum_{j=1, j \neq d}^{27} \left[\frac{1}{\text{imped}(j, d)} \cdot \frac{OFDOM(i, j)}{\sum_{k=1}^{27} OFDOM(i, k)} \right]} \right\} \quad (17)$$

Em que $SHIN(i,s,d)$ é a participação do fluxo de comércio do setor i com origem na UF s e destino na UF d ; a impedância é o tempo médio de viagem entre as UFs⁶, considerando todos os modais. Depois de consolidadas, a soma de cada coluna de cada matriz $SHIN$, gerada para cada setor, é sempre igual a 1.

Após a obtenção das matrizes $SHIN$ de participações para cada setor i (com $i = 1, \dots, 68$), foram construídas as matrizes de comércio, multiplicando-se cada $SHIN(i,s,d)$ por seu respectivo valor de referência i na matriz $DEMDOM_{i \times R}$.

⁵ O ajuste é feito na demanda doméstica pelo fato dos dados de exportações, determinantes para o cálculo das vendas domésticas, serem mais confiáveis, por serem oficialmente divulgados pelo MDIC.

⁶ Foram utilizadas informações do Plano Nacional de Logística e Transportes (PNLT), do Ministério dos Transportes, para o ano de 2011.

$$TRADE_i^{sd} = SHIN(i, s, d) * diag[DEMIMP_{ixR}(i, 1 : R)] \quad \forall i = 1, \dots, 68 \quad (18)$$

Em que $TRADE_i^{sd}$ são as i matrizes de comércio com origem na região s e destino na região d . Tal procedimento faz com que a soma nas colunas de cada $TRADE_i^{sd}$ seja igual à demanda da respectiva região d pelos produtos da região s , para cada setor i . No entanto, a soma nas linhas não é necessariamente igual à oferta de cada setor i da região s para d . Isso torna necessária a utilização do método iterativo RAS para que a matriz de participações convirja ao longo da linha com a oferta e, da coluna, com a demanda, do setor i para cada par (s, d) .

Posteriormente ao RAS, inclui-se em cada $TRADE_i^{sd}$ sua respectiva linha i da matriz $DEMIMP_{ixR}$, incluindo o exterior nas regiões de origem, s .⁷

3.3. Processo de regionalização

As 68 matrizes de comércio estimadas são, por construção, consistentes com a oferta e a demanda nacional em cada um dos setores. Após a inclusão da linha referente às importações, as $TRADE_i^{sd}$ revelam o quanto cada estado brasileiro vende para cada um dos outros estados e compra de cada um dos outros estados e do exterior. No entanto, não se sabe no estado de destino se o produto foi adquirido para consumo intermediário (e, nesse caso, que setor adquiriu o produto) ou se o produto foi adquirido por um dos usuários da demanda final.

Para resolver essas questões, utiliza-se uma hipótese presente originalmente no modelo multirregional de Chenery-Moses, proposto por Chenery (1956) e Moses (1955), em que se aplica a mesma participação regional na aquisição dos insumos para todos os setores e na aquisição de produtos finais por todos os usuários finais, dentro de uma determinada região. Isto é, se, de acordo com informações das matrizes $TRADE_i^{sd}$, 40% do produto i consumido na região d tem sua origem na região s , 30% na região l e 30% é produzido internamente, esses percentuais serão os mesmos aplicados para todos os setores na região d que adquirem o produto i e para todos os usuários. Generalizando, utiliza-se o mesmo coeficiente de comércio para qualquer que seja o setor ou usuário na região de destino.

A primeira etapa do processo de regionalização é calcular, a partir das matrizes $TRADE_i^{sd}$, construídas e balanceadas pelo método RAS, uma nova matriz de participações comerciais $SHIN_N$, para cada setor i :

$$SHIN_N_{sxd}^i = trade_i^{sd} * \{inv[diag(\sum_{s=1}^{27} trade_i^{sd})]\} \quad (19)$$

Em que $trade_i^{sd}$ é cada elemento da matriz $TRADE_i^{sd}$, com s representando as 28 regiões de origem (27 nacionais + exterior) e d as regiões de destino (27 nacionais). Posteriormente, são utilizados os elementos da matriz de usos nacional para construir os coeficientes nacionais de consumo intermediário CC^N , investimento $CINV^N$, consumo das famílias CCF^N e gastos do governo CGG^N . Para o consumo intermediário:

⁷ Isso faz com que as regiões de destino sejam $d = 27$ UFs e as regiões origem $s = 28$, representadas pelas 27 UFs + exterior.

$$CC_{ixj}^N = Z_{ixj}^{DOM+IMP} * (diag CT_{1xj}^N)^{-1} \quad (20)$$

Em que $Z_{ixj}^{DOM+IMP}$ é uma matriz de consumo intermediário em que cada elemento ij é resultado da soma das fontes: doméstica (da matriz de usos nacional) e importados (da matriz de importação nacional) e CT_j^N é o vetor com o consumo intermediário total para cada setor de destino j . O consumo intermediário total na matriz é o resultado da subtração:

$$CT_{1xj}^N = VBP_{1xj}^N - VA_{1xj}^N \quad (21)$$

Em que VBP_{1xj}^N é o valor bruto de produção nacional para cada setor j e VA_{1xj}^N é o valor adicionado nacional para cada setor j . No que diz respeito aos elementos da demanda final, divide-se cada elemento de cada vetor da demanda final pelo seu respectivo total (incluindo importação e impostos indiretos), obtendo-se respectivamente o coeficiente de investimento, o coeficiente de consumo das famílias e o coeficiente de gastos do governo:

$$CINV_{ix1}^N = \frac{inv_i^{DOM+IMP}}{INVT^N}; CCF_{ix1}^N = \frac{cf_i^{DOM+IMP}}{CFT^N}; CGG_{ix1}^N = \frac{gg_i^{DOM+IMP}}{GGT^N} \quad (22)$$

Em que $inv_i^{DOM+IMP}$ é cada valor no vetor de investimento, $cf_i^{DOM+IMP}$ é cada valor no vetor de consumo das famílias e $gg_i^{DOM+IMP}$ é cada valor no vetor de gastos do governo (considerando as fontes domésticas + importada) e $INVT^N$, CFT^N e GGT^N são respectivamente o total das colunas de investimento (FBCF), consumo das famílias e gastos do governo na matriz de usos nacional.⁸

Em seguida, são construídos os coeficientes regionais. Para o cômputo das participações do consumo intermediário regional – RCC, inicialmente, as 68 matrizes $SHIN_N$ (que representam, para cada setor da economia, a proporção dos fluxos de comércio entre cada região de origem e destino) são transformadas em 28 matrizes $SHIN_S$ de dimensões 68x27 (que representam, para cada origem, inclusive o exterior, a proporção de consumo de cada setor em cada região de destino). Cada uma das 28 matrizes $SHIN_S$ representa uma região de origem de comércio: em suas linhas estão dispostos os 68 setores da economia e em suas colunas as 27 regiões de destino dos fluxos de comércio.

Desta forma, tomando como exemplo o primeiro estado elencado no modelo, Rondônia, a matriz $SHIN_S$ para esse estado será composta de todas as primeiras linhas das 68 matrizes $SHIN_N$ e assim sucessivamente.

Para a construção do RCC, cada coluna de cada uma das 28 matrizes $SHIN_S$ é então diagonalizada e multiplicada por CC_{ixj}^N :

$$RCC_{ixj}^{sd} = diag (SHIN_S(1 : i; d)) * CC_{ixj}^N \quad \begin{matrix} \forall d = 1, \dots, 27 \\ \forall s = 1, \dots, 28 \end{matrix} \quad (23)$$

Em que s são as 28 regiões de origem e d são as 27 regiões de destino. A partir da Equação 23, pode-se então construir, para cada uma das 28 regiões de origem, 27 matrizes de destino, num total de 756 matrizes de dimensão 68x68, que representam a participação de cada um dos setores no consumo intermediário em cada uma das regiões de destino.

⁸ Considera-se o total da coluna incluindo as importações e os impostos.

No que diz respeito aos elementos da demanda final, o procedimento é semelhante. No entanto, são construídos, para cada região s , 27 vetores 68×1 , referentes às participações de cada uma das 27 regiões de destino d na aquisição da produção de cada um dos 68 setores.

A demanda final por investimento para cada região é:

$$RCINV_{ix1}^{sd} = \text{diag}(SHIN_S(1:i;d)) * CINV_{ix1}^N \quad \begin{matrix} \forall d = 1, \dots, 27 \\ \forall s = 1, \dots, 28 \end{matrix} \quad (24)$$

A demanda final para o consumo das famílias para cada região é:

$$RCCF_{ix1}^{sd} = \text{diag}(SHIN_S(1:i;d)) * CCF_{ix1}^N \quad \begin{matrix} \forall d = 1, \dots, 27 \\ \forall s = 1, \dots, 28 \end{matrix} \quad (25)$$

A demanda final do Governo para cada região é:

$$RCGG_{ix1}^{sd} = \text{diag}(SHIN_S(1:i;d)) * CGG_{ix1}^N \quad \begin{matrix} \forall d = 1, \dots, 27 \\ \forall s = 1, \dots, 28 \end{matrix} \quad (26)$$

Para obter-se a participação regional dos impostos indiretos pagos por cada usuário do sistema, são construídos coeficientes a partir da matriz nacional de impostos. Esses coeficientes são calculados para o consumo intermediário, o investimento e o consumo das famílias⁹, conforme as Equações 27 a 32:

Consumo intermediário:

$$CTC_{ixj}^N = TC_{ixj}^N * (\text{diag}CT_{1xj}^N)^{-1} \quad (27)$$

Em que CTC_{ixj}^N é uma matriz de coeficientes nacionais de impostos indiretos sobre o consumo intermediário, TC_{ixj}^N são os impostos indiretos sobre o consumo intermediário na matriz de impostos nacional e CT_{1xj}^N é o consumo intermediário total por setor de atividade.

Investimento:

$$CTI_{ix1}^N = \frac{tin v_i^N}{INVT^N} \quad (28)$$

Em que CTI_{ix1}^N é o vetor de coeficientes nacionais de impostos indiretos que incidem sobre a demanda por investimentos, calculado dividindo-se cada elemento do vetor dos impostos sobre a demanda por investimentos $tin v_i^N$, obtida na matriz de impostos nacional, pela demanda total por investimentos, obtida na matriz de usos nacional.

⁹ Para os gastos do Governo, os impostos são considerados zero.

Consumo das famílias:

$$CTCF_{ix1}^N = \frac{tcf_i^N}{CFT^N} \quad (29)$$

Em que $CTCF_{ix1}^N$ é o vetor de coeficientes de impostos indiretos sobre o consumo das famílias, calculado dividindo-se cada elemento dos impostos sobre o consumo das famílias tcf_i^N , obtido na matriz de impostos nacional, pela demanda total das famílias, obtida na Matriz de Usos nacional.

Após a construção dos coeficientes nacionais, os coeficientes regionais são obtidos a partir da multiplicação de cada uma das colunas das matrizes de participações SHIN_S pelo coeficiente nacional de impostos.

Logo, o coeficiente regional para os impostos indiretos sobre o consumo intermediário para cada uma das s regiões pode ser representado por:

$$RCTC_{ixj}^{sd} = \text{diag}(SHIN_S(1:i;d)) * CTC_{ixj}^N \quad \begin{matrix} \forall d = 1, \dots, 27 \\ \forall s = 1, \dots, 28 \end{matrix} \quad (30)$$

O que vai gerar, novamente, 756 matrizes de dimensões 68x68 representando os coeficientes de impostos indiretos regionais para cada par de regiões sxd .

O coeficiente regional dos impostos indiretos sobre o investimento:

$$RCTI_{ix1}^{sd} = \text{diag}(SHIN_S(1:i;d)) * CTI_{ix1}^N \quad \begin{matrix} \forall d = 1, \dots, 27 \\ \forall s = 1, \dots, 28 \end{matrix} \quad (31)$$

No caso do coeficiente regional de impostos sobre o investimento, são construídos 756 vetores de dimensões 68x1 representando a proporção paga em impostos na aquisição dos produtos para investimento em cada par de regiões sxd . O mesmo vale para o coeficiente regional de impostos sobre o consumo das famílias, representado pela equação:

$$RCTCF_{ix1}^{sd} = \text{diag}(SHIN_S(1:i;d)) * CTCF_{ix1}^N \quad \begin{matrix} \forall d = 1, \dots, 27 \\ \forall s = 1, \dots, 28 \end{matrix} \quad (32)$$

A transformação dos coeficientes regionais em fluxos monetários entre as regiões é feita multiplicando estes coeficientes pelos valores regionais, arrolados na seção 3.1 (“Base de Dados”). No caso do consumo intermediário para cada par de regiões sxd :

$$RC_{ixj}^{sd} = RCC_{ixj}^{sd} * \text{diag}(RCT_{1xj}^d) \quad \begin{matrix} \forall d = 1, \dots, 27 \\ \forall s = 1, \dots, 28 \end{matrix} \quad (33)$$

Em que RC_{ixj}^{sd} é o consumo intermediário regional para cada par de regiões sxd e RCT_{1xj}^d é o consumo intermediário regional total, obtido pela diferença entre o valor bruto da produção regional e o valor adicionado regional, ambos já conhecidos.

Para a demanda por investimentos:

$$RINV_{ix1}^{sd} = RCIN_{ix1}^{sd} * RINVT_{1x1}^d \quad \forall d = 1, \dots, 27 \\ \forall s = 1, \dots, 28 \quad (34)$$

Em que $RINV_{ix1}^{sd}$ é a demanda por investimento regional para cada par de regiões sxd e $RINVT_{1x1}^d$ é a demanda por investimento regional total.

Para o consumo das famílias:

$$RCF_{ix1}^{sd} = RCCF_{ix1}^{sd} * RCFT_{1x1}^d \quad \forall d = 1, \dots, 27 \\ \forall s = 1, \dots, 28 \quad (35)$$

Em que RCF_{ix1}^{sd} é o consumo regional das famílias para cada par de regiões sxd , e $RCFT_{1x1}^d$ é o consumo total das famílias regional.

Para os gastos do Governo:

$$RGG_{ix1}^{sd} = RCGG_{ix1}^{sd} * RGGT_{1x1}^d \quad \forall d = 1, \dots, 27 \\ \forall s = 1, \dots, 28 \quad (36)$$

Em que RGG_{ix1}^{sd} são os gastos do Governo para cada par de regiões sxd , e $RGGT_{1x1}^d$ são os gastos totais do Governo por região.

As exportações para o exterior já são conhecidas, portanto seus valores são apenas alocados no sistema inter-regional.

Na transformação dos coeficientes de impostos indiretos que incidem sobre os usuários do sistema em valores monetários, o procedimento é semelhante.

Para os impostos que incidem sobre o consumo intermediário:

$$RTC_{ixj}^{sd} = RCTC_{ixj}^{sd} * diag(RCT_{1xj}^d) \quad \forall d = 1, \dots, 27 \\ \forall s = 1, \dots, 28 \quad (37)$$

Para os impostos que incidem sobre a demanda por investimento:

$$RTI_{ix1}^{sd} = RCTI_{ix1}^{sd} * RINVT_{1x1}^d \quad \forall d = 1, \dots, 27 \\ \forall s = 1, \dots, 28 \quad (38)$$

Para os impostos que incidem sobre o consumo das famílias:

$$RCTCF_{ix1}^{sd} = RCTCF_{ix1}^{sd} * RCFT_{1x1}^d \quad \forall d = 1, \dots, 27 \\ \forall s = 1, \dots, 28 \quad (39)$$

Para fechar o sistema inter-regional, faltam apenas os elementos do valor adicionado regional - VA^R , que já são conhecidos. Desta forma, têm-se então todos os elementos necessários para a construção do sistema inter-regional de insumo-produto para os 26 estados brasileiros e o DF, conforme o Quadro 1.

No sistema inter-regional de insumo-produto, o valor bruto da produção regional, VBP^R , precisa ser igual à demanda total de cada região DT^R . Essa conferência pode ser feita utilizando-se a equação do valor bruto de produção regional, abaixo:

$$VBP_j^R = \sum_{i=1}^{68} RC_{ij}^{sd} + \sum_{i=1}^{68} RTC_{ij}^{sd} + RVA_j^{sd} \quad (40)$$

Em que VBP_j^R é o valor bruto de produção regional para cada setor j ; RC_{ij}^{sd} é a matriz de consumo intermediário regional; RTC_{ij}^{sd} é a matriz de impostos indiretos que incidem sobre o consumo intermediário regional, e RVA_j^{sd} é o valor adicionado regional para cada setor j . A equação da demanda total dos usuários pode ser escrita como:

$$DT_i^R = \sum_{j=1}^{68} RC_{ij}^{sd} + RINV_i^{sd} + RFC_i^{sd} + XR_i^{sd} + RGG_i^{sd} \quad (41)$$

Em que DT_i^R é a demanda total regional do setor i ; $RINV_i^{sd}$ é a demanda por investimento por região; RFC_i^{sd} é o consumo das famílias por região; XR_i^{sd} são as exportações por região, e RGG_i^{sd} é o gasto do governo por região. Um ajuste pode ser feito para o caso da existência de variação de estoques, VE_i^R , completando o sistema:

$$VE_i^R = VBP^R - DT^R \quad (42)$$

A próxima seção traz uma análise do sistema inter-regional estimado para o Brasil para o ano de 2011. O intuito é identificar as principais relações interestaduais, além de analisar a estrutura produtiva nacional¹⁰.

¹⁰ O acesso à matriz interestadual de insumo-produto para o Brasil está disponível em: <https://revistaaber.org.br/rberu/article/view/271>

Quadro 1 – Elementos do Sistema Interestadual de Insumo-produto

	Consumo Intermediário	Demanda por Investimento	Consumo das Famílias	Export.	Consumo do Governo	Varição de Estoques	Demanda Total
Consumo Intermediário	$ \begin{matrix} RC_{68 \times 68}^{RO \rightarrow RO} & \dots & RC_{68 \times 68}^{RO \rightarrow DF} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ RC_{68 \times 68}^{IMP \rightarrow RO} & \dots & RC_{68 \times 68}^{IMP \rightarrow DF} \end{matrix} $	$ \begin{matrix} RINV_{68 \times 1}^{RO \rightarrow RO} & \dots & RINV_{68 \times 1}^{RO \rightarrow DF} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ RINV_{68 \times 1}^{IMP \rightarrow RO} & \dots & CR_{68 \times 1}^{IMP \rightarrow DF} \end{matrix} $	$ \begin{matrix} RCF_{68 \times 1}^{RO \rightarrow RO} & \dots & RCF_{68 \times 1}^{RO \rightarrow DF} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ RCF_{68 \times 1}^{IMP \rightarrow RO} & \dots & RCF_{68 \times 1}^{IMP \rightarrow DF} \end{matrix} $	$ \begin{matrix} XR_{68 \times 1}^{RO \rightarrow TP} \\ \vdots \\ XR_{68 \times 1}^{DF \rightarrow TP} \end{matrix} $	$ \begin{matrix} RGG_{68 \times 1}^{RO \rightarrow RO} & \dots & RGG_{68 \times 1}^{RO \rightarrow DF} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ RGG_{68 \times 1}^{IMP \rightarrow RO} & \dots & RGG_{68 \times 1}^{IMP \rightarrow DF} \end{matrix} $	$ \begin{matrix} VE_{68 \times 1}^{RO} \\ \vdots \\ VE_{68 \times 1}^{IMP} \end{matrix} $	$ \begin{matrix} DT_{68 \times 1}^{RO} \\ \vdots \\ DT_{68 \times 1}^{IMP} \end{matrix} $
Impostos	$ \sum_{i=1}^{68} \sum_{S=RO}^{DF} RTC_{68 \times 68}^{RO \rightarrow RO} \dots \sum_{i=1}^{68} \sum_{S=RO}^{DF} RTC_{68 \times 68}^{RO \rightarrow DF} $	$ \sum_{S=RO}^{DF} RTI_{68 \times 1}^{RO \rightarrow RO} \dots \sum_{S=RO}^{DF} RTI_{68 \times 1}^{RO \rightarrow DF} $	$ \sum_{S=RO}^{DF} RTCF_{68 \times 1}^{RO \rightarrow RO} \dots \sum_{S=RO}^{DF} RTCF_{68 \times 1}^{RO \rightarrow DF} $	0	0 ... 0	-	-
Valor Adicionado	$ \begin{matrix} RVA_{1 \times 68}^{RO} & \dots & RVA_{1 \times 68}^{DF} \\ \vdots & & \vdots \end{matrix} $	-	-	-	-	-	
Valor Bruto de produção	$ \begin{matrix} VBPR_{1 \times 68}^{RO} & \dots & VBPR_{1 \times 68}^{DF} \\ \vdots & & \vdots \end{matrix} $	-	-	-	-	-	

Fonte: Elaboração própria.

4. Análise da estrutura produtiva

Para uma análise preliminar das relações interestaduais e da estrutura produtiva do sistema inter-regional integrado, inicialmente, os fluxos de comércio estimados pelo IIOAS serão comparados com os fluxos de comércio disponibilizados pelo Conselho de Política Fazendária – CONFAZ¹¹. A Tabela 1 apresenta os coeficientes de correlação entre os dois fluxos. Pode-se perceber alta correlação entre os setores avaliados. O Anexo I apresenta os diagramas de dispersão entre os logaritmos dos fluxos de comércio do CONFAZ e do IIOAS.

Tabela 1 – Correlação entre as Participações O-D: Dados Estimados pelo IIOAS versus Dados Divulgados pelo CONFAZ

Setor	Correlação
Máquinas e Materiais Elétricos	96,31%
Material de Transporte	94,89%
Indústria Química	90,42%
Produtos Minerais	82,29%
Metais Comuns	93,57%
Alimentos, Bebidas e Tabaco	89,70%
Plásticos, Borrachas e suas obras	96,41%
Produtos Têxteis e suas obras	94,81%
Peles, Couros, Bolsas e Chapéus	85,11%
Total	96,88%

Fonte: Elaboração própria.

Em seguida, será feita uma análise dos multiplicadores de produção e uma decomposição da produção, por origem da demanda final.

4.1. Multiplicadores de produção¹²

Os multiplicadores de produção revelam os impactos diretos e indiretos na produção, necessários para atender a variação em uma unidade monetária na demanda final de cada setor em cada estado. Para o cômputo dos referidos multiplicadores, é necessária a construção da matriz inversa de Leontief.

Considerando os fluxos intersetoriais e inter-regionais para duas regiões hipotéticas L e M , com dois setores i e j respectivamente, tem-se:

Z_{ij}^{LL} - fluxo monetário do setor i para o setor j da região L

Z_{ij}^{ML} - fluxo monetário do setor i da região M , para o setor j da região L

¹¹ Os dados CONFAZ registram as transações comerciais entre os estados brasileiros e estão baseados na arrecadação do Imposto Sobre Operações Relativas à Circulação de Mercadorias e Sobre Prestações de Serviços de Transporte Interestadual, Intermunicipal e de Comunicação – ICMS. Os dados do CONFAZ estão desagregados em 16 setores. Foram comparados apenas os setores compatíveis às duas bases de dados. Os setores compatíveis representam 82% dos fluxos interestaduais do CONFAZ e 44,5% dos fluxos de comércio entre as UFs da matriz de insumo-produto estimada.

¹² Esta discussão baseia-se em Miller e Blair (2009).

Definidos os fluxos monetários, é possível montar a matriz Z :

$$Z = \begin{bmatrix} Z^{LL} & Z^{LM} \\ Z^{ML} & Z^{MM} \end{bmatrix} \quad (43)$$

Em que:

$Z^{LL} Z^{MM}$ são os fluxos monetários intrarregionais e,
 $Z^{LM} Z^{ML}$ são os fluxos monetários inter-regionais.

Considerando as definições da Equação 43, o modelo inter-regional de insumo-produto pode ser escrito como:

$$X_i^L = z_{ii}^{LL} + z_{ij}^{LL} + z_{ii}^{LM} + z_{ij}^{LM} + Y_i^L \quad (44)$$

Em que: $Y_i^L = Y_i^{LL} + Y_i^{LM}$, X_i^L é o total produzido do setor i na região L , Y_i^{LL} e Y_i^{LM} são respectivamente as demandas intra e inter-regionais do setor i e Y_i^L é a demanda final total do setor i na região L .

Os coeficientes técnicos de produção podem ser definidos na forma matricial:

$$A^{LL} = Z^{LL} (\hat{X}^L)^{-1} \quad (45)$$

Da mesma forma, pode-se estimar: A^{MM} , A^{LM} , A^{ML} . A partir disso, tem-se que no sistema nacional de insumo-produto:

$$(I - A)X = Y \quad (46)$$

$$X = (I - A)^{-1}Y = BY \quad (47)$$

Em que Y é a demanda final e B a inversa de Leontief. Diante do exposto, o modelo convencional de insumo-produto, descrito pelas Equações 46 e 47, pode ser utilizado em um sistema inter-regional como:

$$X = \begin{bmatrix} X^L \\ \vdots \\ X^M \end{bmatrix}; A = \begin{bmatrix} A^{LL} & A^{LM} \\ A^{ML} & A^{MM} \end{bmatrix}; Y = \begin{bmatrix} Y^L \\ \vdots \\ Y^M \end{bmatrix} \quad (48)$$

O efeito multiplicador da produção é então obtido pelas colunas da matriz inversa de Leontief. A Tabela 1 apresenta, para os 26 estados brasileiros e o DF, a média percentual da produção necessária para atender uma variação na demanda final, identificando a parte da produção que permanece na região (efeito intrarregional) e a que transborda para as demais regiões do sistema (efeito inter-regional).

O multiplicador de produção total considera o impacto na produção provocado pela variação na demanda final, considerando a injeção inicial de uma unidade monetária. Já o multiplicador de produção líquido dá o efeito multiplicador descontado da injeção inicial.

Além disso, essa análise dos multiplicadores pode ajudar a compreender o grau de dependência inter-regional existente entre os estados brasileiros.

Tabela 2 – Decomposição Regional do Multiplicador de Produção Total e Líquido (média percentual)

Região	Multiplicador de produção total		Multiplicador de produção líquido	
	Intra	Inter	Intra	Inter
RO	69,3%	30,7%	28,3%	70,3%
AC	73,1%	26,9%	29,4%	69,1%
AM	74,8%	25,2%	39,7%	58,8%
RR	75,0%	25,0%	28,1%	70,4%
PA	72,4%	27,6%	34,5%	64,0%
AP	71,7%	28,3%	28,7%	69,8%
TO	69,4%	30,6%	28,4%	70,1%
MA	70,9%	29,1%	33,4%	65,2%
PI	71,8%	28,2%	31,9%	66,6%
CE	75,9%	24,1%	43,0%	55,5%
RN	75,1%	24,9%	38,5%	60,0%
PB	71,3%	28,7%	31,0%	67,5%
PE	75,2%	24,8%	43,0%	55,5%
AL	74,7%	25,3%	34,8%	63,8%
SE	73,6%	26,4%	35,6%	63,0%
BA	76,2%	23,8%	44,7%	53,8%
MG	75,4%	24,6%	42,9%	55,7%
ES	72,6%	27,4%	35,9%	62,6%
RJ	78,3%	21,7%	49,8%	48,8%
SP	82,3%	17,7%	60,8%	37,7%
PR	74,0%	26,0%	40,7%	57,8%
SC	74,2%	25,8%	40,3%	58,3%
RS	76,7%	23,3%	47,9%	50,6%
MS	70,3%	29,7%	33,1%	65,4%
MT	71,5%	28,5%	35,2%	63,3%
GO	71,1%	28,9%	33,0%	65,5%
DF	71,8%	28,2%	32,3%	66,2%

Fonte: Elaboração própria.

A partir da Tabela 2, pode-se identificar que São Paulo e Rio de Janeiro são os estados mais autossuficientes do Brasil, com respectivamente 82% e 78% do efeito multiplicador da produção total e cerca de 50% e 60% do efeito líquido permanecendo dentro do estado. Já os estados de Roraima e Tocantins são os que apresentam os níveis de autossuficiência mais baixos. Os estados de São Paulo e Rio de Janeiro são responsáveis por, respectivamente, 32,1% e 11,5% do Produto Interno Bruto – PIB brasileiro¹³, apresentando maior diversidade industrial e de serviços. Isso faz com que grande parte do efeito multiplicador se mantenha nos respectivos estados.

¹³ Dados do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística - IBGE para o ano de 2012.

Tabela 3 – Decomposição da Produção Regional baseada na Origem da Demanda Final (%)

ESTADO	ORIGEM DA DEMANDA FINAL																												
	RO	AC	AM	RR	PA	AP	TO	MA	PI	CE	RN	PB	PE	AL	SE	BA	MG	ES	RJ	SP	PR	SC	RS	MS	MT	GO	DF	RM	
PRODUTO TOTAL	RO	57,3	0,5	4,2	0,1	0,6	0,1	0,1	0,3	0,1	0,7	0,2	0,2	0,7	0,2	1,0	2,4	0,5	2,7	12,9	1,8	1,1	2,8	0,3	0,8	0,9	1,0	6,3	
	AC	1,0	68,5	3,6	0,1	0,5	0,1	0,1	0,3	0,1	0,6	0,2	0,2	0,5	0,2	0,1	0,9	1,6	0,4	2,3	7,9	1,3	0,8	2,0	0,2	0,5	0,9	1,7	3,6
	AM	1,2	0,4	37,9	0,4	2,6	0,3	0,3	1,0	0,4	1,5	0,6	0,6	1,9	0,4	0,4	2,8	3,4	1,0	3,8	15,7	2,2	1,8	2,9	0,5	1,1	1,9	2,4	10,7
	RR	0,2	0,1	8,5	76,3	0,4	0,0	0,1	0,2	0,1	0,2	0,1	0,1	0,3	0,1	0,1	0,5	0,7	0,2	1,2	4,1	0,6	0,4	1,3	0,1	0,2	0,4	1,0	2,4
	PA	0,2	0,1	1,0	0,0	45,4	0,1	0,3	0,4	0,3	0,9	0,3	0,3	0,8	0,2	0,2	0,8	1,7	0,4	2,0	8,8	1,4	0,8	1,9	0,2	0,3	0,8	1,1	29,3
	AP	0,1	0,1	1,5	0,0	0,7	67,6	0,1	0,3	0,2	0,6	0,2	0,2	0,5	0,1	0,1	1,0	1,3	0,3	1,6	6,3	1,0	0,6	1,7	0,2	0,2	0,6	0,9	12,0
	TO	0,2	0,1	1,1	0,0	1,6	0,1	53,3	1,3	0,4	1,1	0,3	0,3	1,0	0,2	0,2	2,3	2,4	0,6	3,4	12,0	1,6	1,1	2,2	0,3	0,4	1,5	3,5	7,4
	MA	0,2	0,1	1,2	0,0	2,5	0,1	0,5	54,7	0,9	1,4	0,4	0,4	1,0	0,2	0,2	1,5	1,8	0,5	2,4	8,9	1,3	0,9	1,9	0,2	0,3	0,9	1,3	14,2
	PI	0,2	0,1	1,1	0,0	1,5	0,1	0,2	1,5	63,6	1,9	0,6	0,4	1,2	0,3	0,3	2,2	1,9	0,6	2,7	7,8	1,1	0,8	1,7	0,2	0,3	0,8	1,7	5,4
	CE	0,2	0,1	1,1	0,1	1,4	0,1	0,2	1,4	0,9	63,9	0,9	1,0	3,1	0,3	0,2	2,6	2,0	0,4	1,6	7,7	1,1	0,5	1,3	0,2	0,3	0,9	1,6	5,0
	RN	0,2	0,1	1,2	0,1	0,9	0,1	0,1	0,7	0,4	3,5	59,8	3,5	4,8	0,3	0,3	2,4	1,4	0,5	2,4	7,3	0,8	0,7	1,7	0,1	0,2	0,5	1,2	5,0
	PB	0,2	0,1	0,8	0,0	0,9	0,1	0,2	0,6	0,3	1,6	2,5	62,1	5,6	0,9	0,4	2,4	1,8	0,6	2,3	7,3	1,0	0,7	1,4	0,2	0,3	0,7	1,1	3,9
	PE	0,2	0,1	0,9	0,0	0,9	0,1	0,2	0,9	0,6	1,7	1,6	2,7	61,8	1,2	0,6	3,8	1,8	0,4	1,8	7,6	0,9	0,5	1,3	0,2	0,3	0,8	1,7	5,5
	AL	0,2	0,1	1,1	0,0	0,8	0,1	0,2	0,6	0,3	1,2	0,7	1,0	3,8	53,9	0,9	4,2	2,2	0,5	1,9	7,7	0,9	0,6	1,5	0,2	0,3	1,0	1,6	12,4
	SE	0,3	0,1	1,1	0,1	1,1	0,1	0,2	0,7	0,3	1,3	0,6	0,7	2,3	0,9	55,6	4,0	2,4	0,8	2,9	9,9	1,3	1,0	2,1	0,3	0,4	1,0	1,8	6,6
	BA	0,2	0,1	0,6	0,0	0,7	0,1	0,2	0,4	0,4	1,2	0,4	0,4	1,6	0,5	0,8	50,3	3,2	1,4	3,1	10,7	1,4	1,1	2,3	0,4	0,6	1,5	3,0	13,5
	MG	0,3	0,1	0,8	0,1	0,8	0,1	0,2	0,4	0,2	0,8	0,3	0,3	0,9	0,3	0,3	1,5	47,1	0,8	3,5	13,9	1,9	1,4	1,8	0,4	0,6	2,3	1,7	17,4
	ES	0,2	0,1	0,6	0,0	0,8	0,1	0,1	0,5	0,3	0,6	0,2	0,3	0,8	0,2	0,2	2,5	3,7	35,5	6,2	10,9	1,6	1,2	1,8	0,4	0,4	1,1	1,3	28,3
	RJ	0,2	0,1	0,6	0,0	0,5	0,1	0,2	0,3	0,2	0,6	0,3	0,3	0,7	0,2	0,2	1,6	4,4	0,9	45,8	17,0	2,5	1,9	2,7	0,5	0,6	1,4	1,6	14,7
	SP	0,4	0,1	0,9	0,1	0,9	0,1	0,3	0,5	0,3	0,9	0,4	0,4	1,1	0,3	0,3	2,1	5,3	0,9	5,9	52,8	4,7	2,4	3,5	0,9	0,8	1,3	1,0	11,4
	PR	0,3	0,1	0,6	0,1	0,6	0,1	0,1	0,3	0,2	0,6	0,2	0,2	0,7	0,2	0,2	1,3	2,8	0,7	4,1	22,7	41,9	3,4	2,8	0,6	0,5	1,1	1,4	12,2
	SC	0,2	0,1	0,6	0,0	0,5	0,1	0,2	0,4	0,2	0,4	0,2	0,2	0,5	0,2	0,2	1,3	2,8	0,5	2,9	17,3	4,3	47,6	5,2	0,4	0,5	1,1	1,3	10,9
	RS	0,3	0,1	0,8	0,1	0,8	0,1	0,2	0,6	0,3	0,7	0,3	0,3	0,8	0,2	0,2	1,6	2,8	0,7	3,6	14,4	2,8	2,6	49,7	0,5	0,6	1,2	1,5	12,4
	MS	0,3	0,1	0,9	0,1	0,7	0,1	0,1	0,4	0,2	0,6	0,2	0,2	0,7	0,2	0,2	1,3	2,6	0,6	3,7	19,2	2,5	1,7	2,7	43,2	0,6	1,4	1,5	14,0
	MT	0,7	0,2	1,6	0,1	0,9	0,1	0,2	0,5	0,2	0,9	0,3	0,3	0,9	0,2	0,2	1,9	3,0	0,6	3,9	13,0	1,9	1,5	2,7	0,5	36,3	1,5	1,7	24,3
	GO	0,3	0,1	1,0	0,1	1,0	0,1	0,3	0,6	0,2	0,8	0,3	0,3	0,9	0,2	0,2	1,3	4,5	0,8	3,7	16,2	1,4	1,3	2,1	0,4	0,6	46,3	4,7	10,1
	DF	0,3	0,1	0,8	0,0	0,9	0,1	0,3	0,5	0,3	1,0	0,3	0,3	1,0	0,2	0,2	1,1	3,0	0,8	2,3	9,0	1,2	1,1	2,4	0,3	0,6	3,4	66,2	2,3

Fonte: Elaboração própria.

5. Conclusão

O objetivo principal deste artigo foi apresentar de forma detalhada o processo de construção de um sistema inter-regional para as 27 UFs brasileiras em condições de informação limitada, utilizando o método IIOAS. Também foi feita uma análise preliminar das relações interestaduais e da estrutura produtiva brasileira.

O detalhamento da construção do IIOAS permitiu constatar que o referido método é de fácil implementação e pode ser aplicado a qualquer região em um país que publique suas Tabelas de Usos e Recursos – TRUs e tenha algum tipo de informação subnacional, para ser utilizada no processo de regionalização.

No que diz respeito aos fluxos de comércio interestaduais, constatou-se que os fluxos de comércio estimados pelo CONFAZ e pelo IIOAS apresentaram alta correlação positiva. No que tange às relações entre as UFs, os estados da região Sudeste, a mais rica do país, mostraram-se os mais expressivos e autossuficientes no que diz respeito aos fluxos de comércio. Já os estados do Norte e do Nordeste, historicamente mais pobres, apresentaram menor representatividade e autossuficiência.

Em termos gerais, baseando-se no exercício inicial aqui realizado, pode-se concluir que o IIOAS foi capaz de captar algumas diferenças e similaridades estruturais existentes entre as economias dos estados brasileiros. No entanto, mais aplicações do sistema podem ser realizadas no intuito de verificar a consistência dos resultados.

Referências

- CHENERY, H. B. Interregional and international input-output analysis. In: T. Barna (Ed.). *The structure interdependence of the economy*. New York: Wiley, p. 341-356, 1956.
- DIXON, P. B.; RIMMER, M. T. *Disaggregation of results from a detailed general equilibrium model of de US to the state level*. Centre of Policy Studies, April, 2004. (Working paper, n. 145)
- DOMINGUES, E. P.; HADDAD, E. A. Matriz inter-regional de insumo-produto Minas Gerais/Resto do Brasil: estimação e extensão para exportações. In: *Anais do X Seminário sobre a Economia Mineira*, Diamantina-MG, 2002.
- FLEGG, A. T.; MASTONARDI, L. J.; ROMERO, C. A. Evaluating the FLQ and AFLQ formulae for estimating regional input coefficients: empirical evidence for the province of Córdoba, Argentina. *Economic Systems Research*, v. 18, n. 1, 21-37, 2016.
- GUILHOTO, J. J. M.; AZZONI, C. R.; ICHIHARA, S. M.; KADOTA, D. K.; HADDAD, E. A. *Matriz de insumo-produto do Nordeste e Estados: metodologia e resultados*. Fortaleza: Banco do Nordeste do Brasil, 2010.
- GUILHOTO, J. J. M.; SESSO FILHO, U. A. Estimação da matriz insumo-produto a partir de dados preliminares das Contas Nacionais. *Economia Aplicada*, v. 9., n. 2., p. 277-299, 2005.
- GUILHOTO, J. J. M.; SESSO FILHO, U. A. Estimação da matriz insumo-produto utilizando dados preliminares das Contas Nacionais: aplicação e análise de indicadores econômicos para o Brasil em 2005. *Economia & Tecnologia*, v. 23, n. 4, p. 53-62, 2010.
- HADDAD, E. A. Trade and interdependence in Lebanon: an interregional input-output perspective. *Journal of Development and Economic Policies*, v. 16, n. 1, p. 5-45, 2014.
- HADDAD, E. A.; AIT-ALI, A.; EL-HATTAB, F. A Practitioner's guide for building the interregional input-output system for Morocco, 2013. *OCP Policy Center Research Paper*, 2017.
- HADDAD, E. A.; FARIA, W. R.; GALVIS-APONTE, L. A.; HAHN-DE-CASTRO, L. W. Interregional input-output matriz for Colombia, 2012. *Borradores de Economia*, n. 923, Banco de La Republica, Bogotá, 2016.

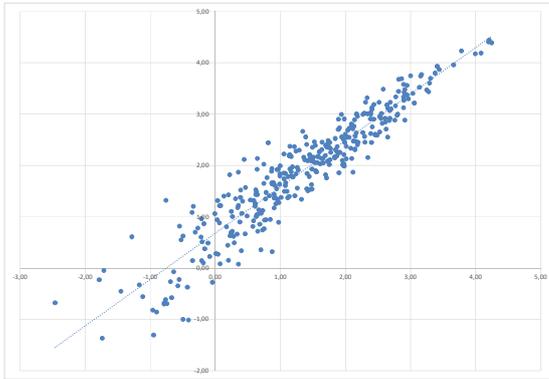
- HADDAD, E. A.; LAHR, M.; ELSHAHAWANY, D.; VASSALLO, M. Regional analysis of domestic integration in Egypt: an interregional CGE approach. *Journal of Economic Structures*, v. 5, n. 1, p. 1-33, 2016.
- HADDAD, E. A.; SILVA, V.; PORSSE, A. A.; DENTINHO, T. P. Multipliers in an island economy: the case of the Azores. In: BATABYAL, A. A.; NIJKAMP, P. (Org.). *The region and trade: new analytical directions*. Singapore: World Scientific, 2015. p. 205-226.
- HULU, E.; HEWINGS, G. J. D. The development and use of interregional input-output models for Indonesia under conditions of limited information. *Urban & Regional Development Studies*, v. 5, n. 2, p. 135-153, 1993.
- IBGE – Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. Sistema de Contas Nacionais: Brasil referência 2010-2011. *Contas Nacionais*, n. 44. Rio de Janeiro: IBGE, 2015.
- ICHIHARA, S. M.; GUILHOTO, J. J. M. Geoprocessing and estimation of interregional input-output systems an application to the State of São Paulo in Brazil. In: *Annals of European Regional Science Association*, 2008, Liverpool. European Regional Science Association, 2008.
- ISARD, W. Inter-regional and regional input-output analysis: a model of a space-economy. *The Review of Economics and Statistics*, v. 33, n. 4, p. 319-328, 1951.
- ISARD, W.; AZIS, I. J.; DRENNAN, M. P.; MILLER, R. E.; SALTZMAN, S.; THORBECKE, E. *Methods of regional and inter-regional analysis*, Aldershot: Ashgate Publishing, 1998.
- LEONTIEF, W.; HOLLIS, B.; CHENERY, P.; CLARK, P.; DUESENBERY, J.; FERGUSON, A.; GROSSE, R.; HLZMAN, M.; ISARD, W.; KISTIN, H. *Studies in the structure of the American economy*, White Plains, NY: International Arts and Science Press, 1953.
- MILLER, R. E.; BLAIR, P. D. *Input-output analysis: foundations and extensions*. Prentice Hall Inc., New Jersey, 2009.
- MOSES, L. N. The stability of interregional trading patterns and input-output analysis. *American Economic Review*, v. 45, n. 5, p. 803-826, 1955.
- PORSSE, A. A.; HADDAD, E. A.; PONTUAL, E. Estimando uma matriz de insumo-produto inter-regional Rio Grande do Sul-Restante do Brasil. In: *Anais do VI Encontro de Economia Região Sul*, 2003, Anpec-Sul, Curitiba, 2003.
- RIDDINGTON, G.; GIBSON, H.; ANDERSON, J. Comparison of gravity model, survey and location quotient-based local area tables and multipliers. *Regional Studies*, v. 40, n. 9, p. 1069-1081, 2006.
- ROUND, J. I. Nonsurvey Techniques: A critical review of the theory and the evidence. *International Regional Science Review*, v. 8, n. 3, p. 189-212, 1983.
- TOBBEN, J.; KRONENBERG, T. Construction of multi-regional input-output tables using the CHARM method. *Economic Systems Research*, v. 27, n. 4, p. 487-507, 2015.
- ZHANG, Z.; SHI, M.; ZHAO, Z. The compilation of China's interregional input-output model 2002. *Economic Systems Research*, v. 27; n. 2, p. 238-256, 2015.

Anexos

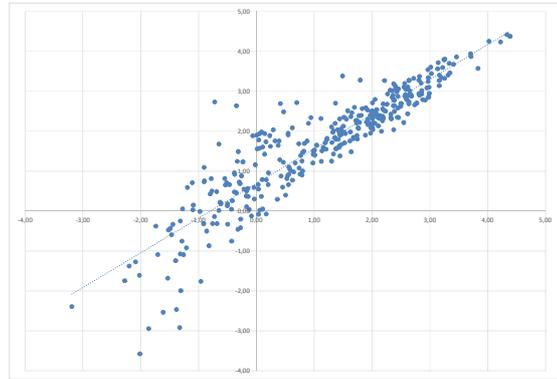
**Diagramas de Dispersão entre os Valores O-D:
IIOAS versus CONFAZ (em log)**

continua

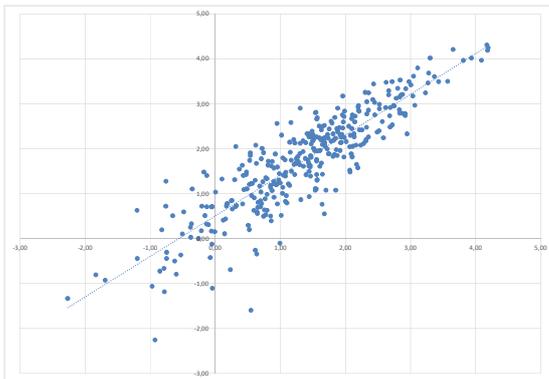
Máquinas e Materiais Elétricos



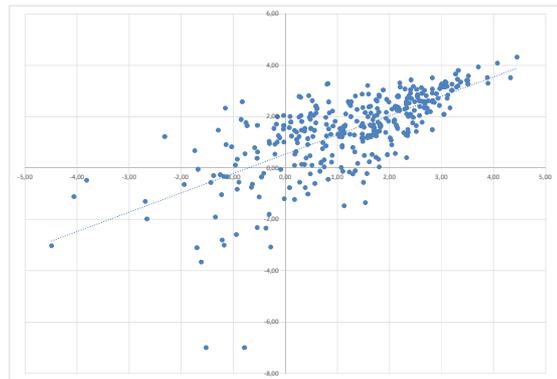
Material de Transporte



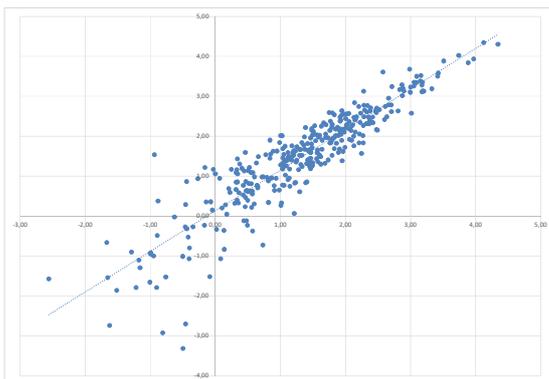
Indústria Química



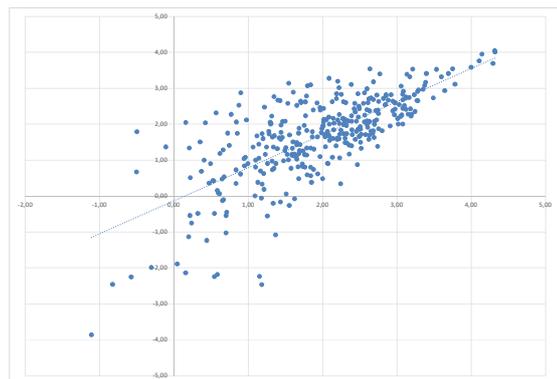
Produtos Minerais



Metais Comuns



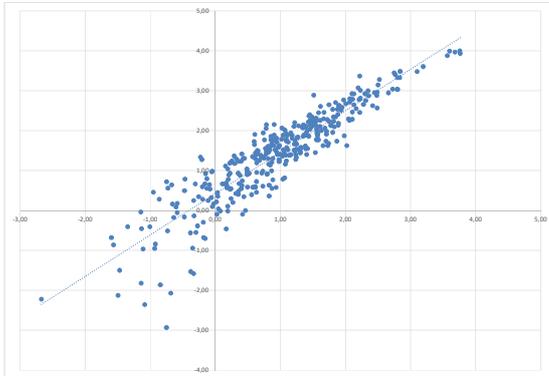
Alimentos, Bebidas e Tabaco



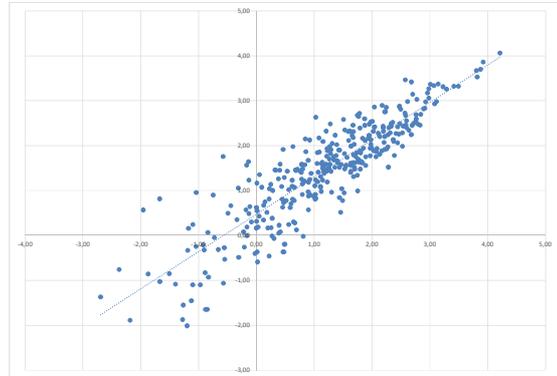
**Diagramas de Dispersão entre os Valores O-D:
IIOAS versus CONFAZ (em log)**

conclusão

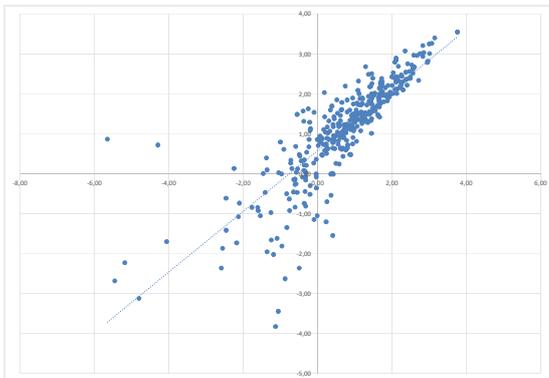
Plásticos, Borrachas e suas obras



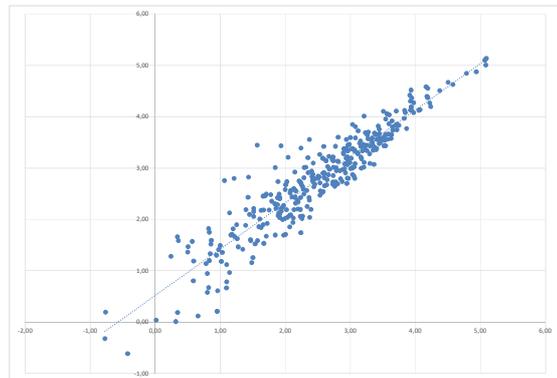
Produtos Têxteis e suas obras



Peles, Couros, Bolsas e Chapéus



Total



Fonte: Elaboração própria.



Revista Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos (RBERU)

Vol. 11, n. 4, pp. 447-466, 2017

<http://www.revistaaber.org.br>

CONDICIONANTES DO EMPREENDEDORISMO NO BRASIL: UMA ANÁLISE REGIONAL*

Roque Pinto de Camargo Neto

Professor Substituto do Instituto de Ciências Econômicas, Administrativas e Contábeis (ICEAC), Pesquisador na Unidade de Pesquisa em Economia Costeira e Marinha da Universidade Federal do Rio Grande
E-mail: roquecneto@gmail.com

Márcio Nora Barbosa

Professor Substituto do Instituto de Ciências Econômicas, Administrativas e Contábeis (ICEAC), Pesquisador na Unidade de Pesquisa em Economia Costeira e Marinha da Universidade Federal do Rio Grande
E-mail: marcio_nb@hotmail.com

Vivian dos Santos Queiroz Orellana

Professora Adjunta do Instituto de Ciências Econômicas, Administrativas e Contábeis (ICEAC) da Universidade Federal do Rio Grande
E-mail: viviansq13@gmail.com

Gabrielito Rauter Menezes

Professor Adjunto do Departamento de Ciências Sociais e Agrárias (DCSA) da Universidade Federal de Pelotas (UFPel)
E-mail: gabrielitorm@gmail.com

RESUMO: O objetivo deste estudo é avaliar as características socioeconômicas e geográficas que determinam o perfil do indivíduo empreendedor das cinco regiões brasileiras. Para isso, utilizou-se a base de dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) do ano de 2014, e, por fim, estima-se um modelo de probabilidade com distribuição normal *probit*, cujo objetivo é encontrar relações de condicionamento e probabilidade entre as características individuais e a escolha ocupacional empreendedora. Os resultados demonstraram que a educação exerce papéis opostos sobre a decisão empreendedora, uma vez que o acréscimo de anos de estudo favorece um aumento na probabilidade de um indivíduo se tornar empregador, bem como reduz a probabilidade de o indivíduo ser autônomo. Além disso, a região Norte do Brasil apresenta maior sensibilidade dos acréscimos educacionais sobre a probabilidade dos indivíduos se tornarem empreendedores. Por fim, o estudo contribui para a literatura trazendo uma abordagem quantitativa e uma análise regional para se discutir a escolha da ocupação empreendedora.

Palavras-chave: Empreendedorismo; Modelos de Escolha Discreta; PNAD.

Classificação JEL: D9; J7; R58.

*Recebido em: 27/04/2017; Aceito em: 05/08/2017.

ABSTRACT: This article aims to evaluate socioeconomic and geographic characteristics that determine the entrepreneurial profile in five regions of Brazil. To that end, the 2014 National Household Sample Survey (PNAD) database was used and, lastly, a probability model with a normal distribution probit is estimated, whose objective is to find relations of conditioning and probability between individual characteristics and the entrepreneurial occupational choice. The results show that education exerts opposing roles on the entrepreneurial decision, as the addition of years of study favors an increase in the probability of an individual becoming an employer, as well as reducing the probability of the individual being autonomous. In addition, the Northern region shows greater sensitivity to the increase of education in the probability of individuals becoming entrepreneurs. Finally, the study contributes to the literature bringing a quantitative approach and a regional analysis to discuss the choice of entrepreneurial occupation.

Keywords: Entrepreneurship; Models of Occupational Choice; PNAD.

JEL Code: D9; J7; R58.

1. Introdução

O objetivo geral deste estudo é avaliar os efeitos de variáveis socioeconômicas sobre a decisão de indivíduos em serem empreendedores nas cinco grandes regiões brasileiras, por meio de um modelo de probabilidade com distribuição normal *probit*. Na segunda seção, faz-se o detalhamento do estado da arte sobre economia do empreendedorismo, a qual sustenta a base teórica deste estudo. Dessa forma, utilizam-se os microdados da Pesquisa Nacional de Amostra por Domicílios de 2014 (IBGE, 2014), que são devidamente tratados seguindo o detalhamento desse processo na terceira seção. Na quarta seção, são apresentados os resultados e, por fim, as considerações finais do presente estudo.

É importante salientar a relação entre a atividade empreendedora e o crescimento econômico, assim como Acs e Armington (2004) sugerem que as teorias de crescimento econômico devem dar atenção ao empreendedorismo, para compreender os transbordamentos do conhecimento em uma economia regional. Os autores citados apresentam resultados significativos de que taxas mais elevadas de atividade empreendedora foram fortemente correlacionadas a um crescimento mais rápido de economias locais nos EUA. Em contraponto, Fritsch e Mueller (2007) apontam, através de um estudo feito na Alemanha, que novos negócios podem ter impactos positivos ou negativos para uma região, evidenciam ainda que o efeito global de emprego da formação de novos negócios pode ser negativo, em regiões de baixa produtividade.

Alguns estudos convergem no sentido de mostrar que há relação entre o empreendedorismo e o crescimento econômico, assim como Audretsch e Thurik (2001) que retratam através de uma análise empírica, por uma *cross-section* de países sobre o tempo, que aqueles países que tiveram uma maior mudança para uma economia empresarial obtiveram níveis mais baixos de desemprego. Assim como Carree e Thurik (2005) avaliam os impactos de mudanças no número de proprietários de negócios sobre o crescimento do emprego, crescimento econômico e aumento de produtividade do trabalho para países da OCDE, cujo resultado reflete um efeito positivo para o emprego e o crescimento econômico, sobre a produtividade do trabalho não obtiveram efeitos.

Dada a importância do tema para questões econômicas e sociais, relatada em estudos sobre empreendedorismo, como em Carree e Thurik (2005), Parker (2009) e Oosterbeek, van Praag e Ijsselstein (2010), busca-se por meio deste estudo investigar os condicionantes do empreendedorismo para as cinco regiões brasileiras. Portanto, segue a proposta do estudo de Menezes, Queiroz e Feijo (2015) que avalia os determinantes do empreendedorismo no Brasil a partir de modelos de escolha

ocupacional e, dessa forma, trazem-se para a discussão as características sociais, que apresentam significância estatística sob a modelagem proposta e comparam-se esses resultados para cada uma das regiões brasileiras.

Segundo a pesquisa do *Global Entrepreneurship Monitor* (GEM) de 2014, o empreendedorismo tem se consolidado no Brasil e no mundo como importante fator de desenvolvimento social e econômico, associado, sobretudo, à geração de emprego e renda. Além disso, a pesquisa destaca diferentes taxas de empreendedorismo para cada região brasileira, de forma que em 2014 para a região Sudeste tem-se uma taxa total de empreendedores TTE de 33,6%, para a região Sul uma TTE de 35,1%, para a região Norte uma TTE de 32,6%, para a região Nordeste uma TTE de 36,4% e por fim para a região Centro-Oeste uma TTE de 33%. Outro ponto a se destacar é que as regiões Sudeste e Centro-Oeste foram as únicas que tiveram suas taxas reduzidas com relação à pesquisa feita pelo GEM em 2013, as demais regiões apresentaram aumento.

A partir das informações presentes nesta introdução, dar-se-á sequência à investigação do tema proposto como objetivo geral deste estudo e, nas considerações finais, faz-se uma breve apresentação dos principais resultados encontrados para os condicionalistas do empreendedorismo nas regiões brasileiras.

2. Referencial teórico

O empreendedorismo tem sido um tema atual na discussão sobre crescimento econômico, bem como Parker (2009) retrata que veio a ser um campo de estudo recentemente. Além disso, avança rapidamente sobre *insights* de como o empreendedorismo interage com a economia. Essa questão também é abordada por Rees e Shah (1986) como sendo o auto-emprego uma alternativa para o emprego, assim ampliando a frente de escolha tanto para o candidato potencial ao mercado de trabalho como para os desempregados. Entretanto, Fritsch e Mueller (2007) detectam os efeitos da formação de novos negócios sobre o desenvolvimento regional na Alemanha, cujo resultado é que há um aumento no emprego regional no curto prazo, após um ou dois anos ocorre uma redução do emprego por meio da saída de empresas não competitivas do mercado, no entanto, a concorrência pode proporcionar ganhos de produtividade.

Policy-makers da Europa e dos Estados Unidos acreditam que mais empreendedorismo é necessário para atingir maiores níveis de crescimento econômico e inovação. De fato, a pesquisa empírica suporta ligações positivas entre a atividade empresarial e os resultados econômicos, tais como crescimento econômico e inovação (PRAAG; VERSLOOT, 2007).

Menezes, Queiroz e Feijó (2015) fazem uma análise dos determinantes do empreendedorismo no Brasil, eles mostram que características socioeconômicas e geográficas são relevantes para a escolha ocupacional, de forma que há características que aumentam e outras que diminuem a chance de se tornar empreendedor. Além disso, os autores fazem a correção do viés de seleção por meio do modelo proposto por Heckman, e encontram que os salários são relevantes na escolha ocupacional.

Além de discussões ao redor dos efeitos econômicos, alguns estudos investigam o impacto da educação para habilidades de empreendedorismo em estudantes, como é o caso de Oosterbeek, Praag e Ijsselstein (2010), Lorz (2011) e Huber, Sloof e Van Praag (2012). Nestes estudos, encontram-se resultados semelhantes no que diz respeito à educação empreendedora, eles apontam para uma ausência de efeitos significativos desse treinamento.

Robinson e Sexton (1994) apontam que a educação tem uma influência positiva sobre o empreendedorismo em termos de independência e sucesso. Além disso, a experiência, medida pelo tempo de trabalho, tem um relacionamento semelhante, embora não tão forte. Os autores indicam que estudos futuros precisam examinar o impacto de tipos específicos de educação, como escola de negócios ou aulas de empreendedorismo, sobre os resultados empresariais nos estudos.

Como apontado por Menezes, Queiroz e Feijó (2015), a economia do empreendedorismo tem enfatizado a importância do capital humano determinante do empreendedorismo, nesse sentido, a visão dominante na literatura tradicional assume que taxas de educação mais elevadas levam a taxas mais altas de empreendedorismo (ver, por exemplo, Bates (1995), Delmar e Davidsson (2000) e

Reynolds (1997)). No entanto, não há consenso sobre o efeito da educação na escolha ocupacional empreendedora. A educação desenvolve a habilidade empreendedora e isso leva à maior probabilidade do empreendedorismo (CALVO; WELLISZ, 1980; LUCAS, 1978; VAN PRAAG; CRAMER, 2001), conduzindo um aumento na utilidade esperada do empreendedor (VAN PRAAG; CRAMER, 2001). No entanto, Sluis, Van Praag e Vijverberg (2005) constatam que trabalhadores com maior nível educacional tornam-se assalariados.

Jiménez et al. (2015) fazem um estudo que contribui para uma melhor compreensão do impacto de diferentes níveis de educação sobre a taxa de criação formal e informal de firmas em diferentes países. Assim, investigaram o papel da matrícula escolar nas taxas de empreendedorismo. Os resultados encontrados pelos autores sugerem que o empreendedorismo formal é positivamente associado ao ensino secundário e terciário, enquanto que o empreendedorismo informal só é afetado negativamente pelo ensino superior.

Com relação à escolha ocupacional, Lazear (2005) aponta que indivíduos com habilidades equilibradas são mais propensos, do que outros, a se tornarem empresários. Ou seja, aqueles que têm *background* entre trabalho e educação são mais propensos a iniciar seus próprios negócios do que aqueles que têm focado em um papel no trabalho ou dedicado seus esforços apenas na qualificação profissional.

No Brasil, os estudos sobre a temática têm surgido com maior força recentemente, o *Global Entrepreneurship Monitor* (GEM) tem divulgado relatórios anualmente sobre as características sociais e geográficas dos empreendedores brasileiros, o que garante a formação de bases de dados e serve como suporte para o surgimento de pesquisas na área. Os estudos de Menezes, Queiroz e Feijó (2015), Queiroz e Vian (2016) e Moraes (2017) abordam a temática utilizando os dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílio (PNAD) e modelos de escolha discreta. Com uma abordagem distinta, Almeida, Sedyama e Santiago (2015) e Céspedes e Fochezatto (2015) utilizam instrumentos de análise regional como dados em painel dinâmico e econometria espacial, os primeiros autores estudam a contribuição do empreendedorismo no crescimento econômico dos Estados brasileiros, e os segundos buscam realizar uma investigação empírica sobre a relevância das características territoriais na determinação do nascimento de novas empresas.

De acordo com Wit (1993), considerando uma indústria em que um bem homogêneo é produzido e a demanda por este produto $X(p)$ é estritamente decrescente em seu preço p , a partir dessas hipóteses, podem-se fazer algumas análises acerca dos empreendedores. Isto é, os indivíduos podem escolher entre trabalhar por um salário w ou de forma independente como um empresário em troca de um determinado lucro π . Destaca-se que os indivíduos diferem apenas na sua habilidade empreendedora θ como sugerido por Lucas (1978).

Então, habilidade empreendedora $\theta \in [\underline{\theta}, \bar{\theta}]$ entre os indivíduos é denotada por $H(\theta)$. Onde $\bar{\theta}$ representa uma alta habilidade empreendedora e $\underline{\theta}$ caso contrário. Admitindo que os indivíduos produzam um produto homogêneo e que a capacidade empreendedora só afetará a função de custo do trabalho assalariado. E, assumindo que a função custo $c(\theta, x)$, bem como o custo marginal são estritamente decrescentes em θ , tem-se que o indivíduo empreendedor maximiza seu lucro, escolhendo o nível adequado de produto x :

$$\text{Max}[\pi \equiv px - c(\theta, x)] \quad (1)$$

O que significa que o nível de produção e os lucros dependerão diretamente de θ . Naturalmente, quanto maior é θ , maiores são os lucros e o nível de produção $x(\theta, p)$, uma vez que indivíduos com maior θ têm um custo marginal baixo. Deve notar-se que a capacidade empresarial não tem impacto sobre a opção w , na qual é idêntica para todos os indivíduos. O indivíduo, portanto, se tornará empreendedor desde que $\pi(\theta, x)$ seja maior do que a opção de salário w , e o equilíbrio será alcançado quando:

$$\pi = px - c(\theta^*, x) = w \quad (2)$$

em que θ^* é a capacidade empreendedora do indivíduo, que é indiferente a ser um empreendedor ou ter um emprego remunerado. Então θ^* pode ser visto como um limiar de capacidade empresarial para um dado nível de w , em que qualquer pessoa com $\theta < \theta^*$ irá escolher um emprego remunerado e os indivíduos com $\theta > \theta^*$ irão preferir tornarem-se empreendedores.

3. Referencial metodológico

De acordo com Parker (2009), os modelos de escolha binária são amplamente utilizados em estudos sobre empreendedorismo, sendo que os mais comuns são *probit* e *logit*, usados para modelar o empreendedorismo como uma escolha ocupacional.

Assim, pode-se definir a variável binária de escolha ocupacional como:

$$z_i = \begin{cases} 1 & \text{se o indivíduo } i \text{ é observado em E, ou seja, se } z_i^* \geq 0 \\ 0 & \text{se o indivíduo } i \text{ é observado em P, ou seja, se } z_i^* < 0 \end{cases}$$

Portanto, a probabilidade de um indivíduo ser um empreendedor, em uma amostra representativa, com um vetor característico W_i , é:

$$\Pr(z_i = 1) = \Pr(z_i^* \geq 0) \quad (3)$$

O modelo é estimado utilizando-se o procedimento de máxima verossimilhança. O mesmo seleciona estimativas dos parâmetros desconhecidos de modo a maximizar o valor da função de máxima verossimilhança. A função de máxima verossimilhança do modelo *probit* é dada por:

$$\mathcal{L} = \prod_{i=1}^n \Phi\left(\frac{\beta'W_i}{\sigma}\right)^{z_i} \left[1 - \Phi\left(\frac{\beta'W_i}{\sigma}\right)\right]^{1-z_i} \quad (4)$$

em que $\Phi(\cdot)$ é a função de distribuição cumulativa.

Como os coeficientes estimados, a partir do estimador de máxima verossimilhança, não permitem uma interpretação direta, estima-se também o efeito marginal médio, para que se tenha um resultado que permite uma melhor discussão. Os benefícios dos efeitos marginais médios permitem uma análise das implicações quantitativas sobre os coeficientes estimados. Neste caso, o efeito marginal é dado pela seguinte expressão:

$$\frac{\partial E(z|w)}{\partial w} = \phi(W_i\beta)\beta \quad (5)$$

em que $W_i\beta$ representa o vetor de coeficientes multiplicado por um vetor que contenha valores para as variáveis dependentes. O efeito marginal pode ser interpretado como uma mudança na probabilidade para uma mudança infinitesimal em cada variável independente para as variáveis contínuas e a mudança discreta na probabilidade para variáveis *dummies*.

Faz-se uso da base de dados da Pesquisa Nacional de Amostra por Domicílios de 2014 (IBGE, 2014), elaborada pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Para que os dados cumpram com a finalidade da análise, introduziram-se alguns filtros, dessa forma, eliminaram-se os indivíduos sem observação de renda, com salários menores que R\$ 700,00 e maiores que R\$50.000,00, bem como indivíduos com menos de 15 anos e com mais de 90 anos. Esse recorte é necessário para retirar da amostra as observações que se referem às pessoas que não possuem uma ocupação no mercado de trabalho.

Objetiva-se explicar, através do modelo *probit*, quais são as características sociais e econômicas que levam um indivíduo a decidir em ser ou não empreendedor, neste caso, trabalhador independente e empregador. A respeito das variáveis independentes escolhidas, ou seja, as

características socioeconômicas e demográficas que utilizaram-se para explicar a variável dependente Y_i , escolheram-se as variáveis com base no estudo de Menezes, Queiroz e Feijó (2015), com a finalidade de obter efeitos comparativos. Portanto, as variáveis independentes utilizadas são: sexo, raça, idade, idade ao quadrado, *dummies* para escolaridade, estado civil, se é chefe de família, número de filhos, pensionista, aposentado, renda de aluguel, outras rendas, se reside em área urbana ou agrícola e se é morador de metrópole. A variável “Empreendedor” foi criada através da soma dos “Autônomos” e “Empregadores”, como pode-se observar na Tabela 1.

Tabela 1 – Estatísticas descritivas¹

Região	Autônomo	Empregador	Empreendedor**	Assalariado	Nº observações	Razão (E/A)*
Sudeste	7.872	1.963	9.835	33.782	43.617	0,29
Sul	4.318	1.336	5.654	18.765	24.419	0,30
Norte	4.091	592	4.683	12.911	17.594	0,36
Nordeste	5.153	1.063	6.216	22.540	28.756	0,28
Centro-Oeste	2.966	772	3.738	12.741	16.479	0,29
Total	24.400	5.726	30.126	100.739	130.865	0,30

Nota: *(E/A) Razão entre empreendedores e assalariados; ** Representa o agregado dos Autônomos (4ª coluna) e Empregadores (5ª coluna).

Fonte: Elaborado pelos autores, a partir da PNAD 2014 (IBGE, 2014).

Nota-se, a partir dos dados da Tabela 1, que, dos 30.126 empreendedores presentes na amostra utilizada, 32% encontram-se no Sudeste, 21% no Nordeste, 19% no Sul, 16% no Norte e 12% no Centro-Oeste do país. Com relação aos assalariados, são 100.739 indivíduos dos quais 33% estão no Sudeste, 22% no Nordeste, 19% no Sul, 13% na região Norte e 13% no Centro-Oeste do país. Além disso, pode-se notar que a razão entre empreendedores e assalariados é maior no Norte do Brasil com relação às demais regiões, em contraponto a isso se tem que a razão entre empregadores e autônomos é menor na região Norte em comparação com as demais regiões, esse fato corrobora com o argumento de que a região tem um alto grau de empreendedorismo por necessidade.

Com base nas informações obtidas pelo banco de dados da PNAD (IBGE, 2014), na região Sudeste 23% dos indivíduos economicamente ativos são empreendedores, sendo que empreendedores são considerados tanto os autônomos como os empregadores, no Sul 23% são empreendedores, no Norte 27%, no Nordeste 22% e no Centro-Oeste 23%. Para o Brasil, 23% dos indivíduos são empreendedores.

4. Resultados e discussões

Nesta seção, serão apresentados os resultados obtidos através da estimação dos modelos binários *probit*, que apresentam coeficientes cuja interpretação refere-se apenas ao seu sinal, portanto, com o intuito de gerar mais informações, foram adicionados os efeitos marginais. De um modo geral, tem-se que os modelos apresentaram um bom ajustamento, já que por meio da tabela de classificação preditiva obteve-se que o ajustamento dos modelos 1, 2, 3, 4 e 5 podem prever corretamente 78,06%, 78,3%, 75,92%, 78,85% e 77,86% dos eventos, respectivamente. Além disso, será apresentada uma análise comparativa entre cada região brasileira. Portanto, a Tabela 2 indica os resultados para a região Sudeste e na sequência os comentários.

¹ As estatísticas descritivas e a descrição das variáveis independentes estão em anexo.

Tabela 2 - Condicionantes do empreendedorismo para a região Sudeste

<i>Variáveis</i>	<i>Probit Modelo 1</i>	
	<i>Coefficiente</i>	<i>Efeito Marginal</i>
Sexo	0.3730*** (0.0209)	0.1019*** (0.0056)
Raça	0.1357*** (0.0162)	0.0371*** (0.0044)
Idade	0.0395*** (0.0035)	0.0108*** (0.0010)
Idade2	-0.0002*** (0.0000)	-0.0000*** (0.0000)
Fund1	-0.0610** (0.0298)	-0.0167** (0.0082)
Fund2	0.1101*** (0.0218)	0.0301*** (0.0059)
Médio	0.1093*** (0.0239)	0.0298*** (0.0065)
Superior	0.0284 (0.0206)	0.0078 (0.0056)
Est. Civil	-0.0136 (0.0384)	-0.0037 (0.0105)
Chefe	0.0954*** (0.0158)	0.0261*** (0.0043)
No. Filhos	0.0115 (0.0131)	0.0032 (0.0036)
Pensionista	0.0365 (0.0605)	0.0100 (0.0165)
Aposentado	0.0985** (0.0384)	0.0269** (0.0105)
Renda outro	-0.0891* (0.0476)	-0.0243* (0.0130)
Renda aluguel	0.4098*** (0.0578)	0.1119*** (0.0157)
Urbana	-0.0984** (0.0474)	-0.0269** (0.0130)
Metrópole	-0.0460** (0.0193)	-0.0126** (0.0053)
Constante	-2.3488*** (0.0837)	
Observações	43,617	
Log-verossimilhança	-21.459,626	
Teste de Wald	$\chi^2 = 197,74$	
Classificação preditiva	78,06%	

Nota: * parâmetros significativos a 10%; ** parâmetros significativos a 5%; *** parâmetros significativos a 1%.

Fonte: Elaborado pelos autores, a partir da PNAD 2014 (IBGE, 2014).

Os resultados extraídos a partir do efeito marginal permitem inferir que na região Sudeste os indivíduos do sexo masculino possuem maior chance de se tornarem empreendedores, cerca de 10%, com relação ao sexo feminino. Esse resultado está de acordo com Wit e Winder (1989), Welsch e Young (1984) e Cromie (1987), que relatam ser maior a chance do homem se tornar empreendedor. Com relação à raça, temos que os indivíduos de cor branca apresentam 3,7% mais chance de se tornarem empreendedores, com relação às demais raças (categoria omitida). Esses resultados estão em conformidade com os apresentados por Borjas e Bronars (1989) e com Clark e Drinkwater (1998).

A variável idade reflete a experiência no mercado de trabalho, conforme expõe Menezes, Queiroz e Feijó (2015). Portanto, para a região Sudeste, temos que um ano a mais aumenta em 1% a probabilidade dos indivíduos se tornarem empreendedores. O que corrobora com os resultados propostos por Menezes, Queiroz e Feijó (2015), utilizando a mesma metodologia e aplicada ao Brasil.

Contudo, a idade ao quadrado apresenta sinal negativo, o que significa que a chance de se tornar empreendedor aumenta com taxas decrescentes com a idade, no entanto, parcialmente. Assim como apresentado por Parker (2009), os indivíduos são mais propensos a se tornarem empreendedores à medida que envelhecem, todavia, até certo ponto, após esse ponto, a expectativa de se tornar um empreendedor declina com a idade. Além disso, essa queda na probabilidade também pode estar relacionada com o menor tempo de vida que os idosos possuem para recuperar as perdas de investimento em um negócio.

Com relação ao capital humano, nota-se que na região Sudeste maiores níveis de educação apresentam retornos positivos na probabilidade dos indivíduos se tornarem empreendedores. De forma que, para os indivíduos que possuem ensino fundamental incompleto, a chance destes se tornarem empreendedores diminui em 1,7% com relação a não possuir nenhum ano de escolaridade. Esse resultado diverge do encontrado por Menezes, Queiroz e Feijó (2015). No entanto, para os indivíduos que possuem ensino fundamental completo, a probabilidade de se tornarem empreendedores aumenta em 3% com relação a não ter grau de ensino, convergindo com o resultado apontado pelo estudo citado acima. Por fim, para pessoas que possuem ensino médio, a probabilidade de se tornarem empreendedores aumenta em 3%, em relação à categoria de referência. Esse resultado diverge com o encontrado por Menezes, Queiroz e Feijó (2015), no entanto, está de acordo com os resultados de Blanchflower (2000), em que indivíduos mais educados possuem alta probabilidade de se tornarem empreendedores.

A posição que os indivíduos ocupam dentro de suas famílias afeta a escolha ocupacional, segundo os resultados obtidos. Desta forma, ser chefe de família aumenta a probabilidade de o indivíduo se tornar um empreendedor na região Sudeste em 2,6%, com relação a não ser chefe. Por fim, esse resultado está de acordo com o proposto por Lindh e Ohlsson (1996), destacando que a família funciona como suporte para que o indivíduo assuma os riscos de ter um negócio próprio.

Ser aposentado reflete um efeito positivo na chance de os indivíduos serem empreendedores na região Sudeste, na ordem de 2,7%. Bem como a renda de aluguel também apresenta um efeito positivo na probabilidade de o indivíduo ser empreendedor, na ordem de 11,2%. Portanto, a quantidade de capital disponível do próprio indivíduo pode contribuir para o começo de um empreendimento. Assim, corroborando com Blanchflower e Oswald (1998), que relatam a respeito de pesquisas sobre empreendedorismo que apontam para a importância empírica de restrições a crédito, ou seja, uma forma de disponibilizar capital a empresários, contribuindo para o fomento de empreendimentos.

Por fim, na região Sudeste, os indivíduos que residem na zona urbana apresentam 2,7% a menos de chance, com relação à zona rural, de ser empreendedor. Esse resultado diverge de Acs, Bosma e Sternberg (2008), que relatam que as áreas urbanas podem ter um caráter distintivo em como os agentes percebem o empreendedorismo, já que percepções sobre empreendedorismo podem afetar o lado da oferta e o lado da procura do empreendedorismo. Além disso, residir em região metropolitana reduz a probabilidade de ser empreendedor em 1,3%.

A Tabela 3 apresenta os resultados das condicionantes do empreendedorismo para a região Sul, em seguida fazem-se os comentários.

Com relação à decisão ocupacional da região Sul, tem-se que os homens possuem 11,8% a mais de chance, do que as mulheres, de serem empreendedores. O que corrobora com Wit e Winder (1989), Welsch e Young (1984) e Cromie (1987). A raça e a idade também aumentam a chance, na região Sul, sendo que um indivíduo de cor branca tem 7,3% a mais de chance de se tornar empreendedor. Portanto, os resultados com relação à raça estão de acordo com os resultados de Borjas e Bronars (1989) e Clark e Drinkwater (1998). Bem como um ano a mais na idade aumenta a chance de o indivíduo ser empreendedor em 1,2%, estando de acordo com o apresentado por Parker (2009). A idade ao quadrado representa o decréscimo após certo ponto, de forma que a idade aumenta a chance de se tornar empreendedor, porém, até certo ponto, e após certa idade reduz-se a chance.

Tabela 3 – Condicionantes do empreendedorismo para a região Sul

Variáveis	Probit Modelo 2	
	Coefficiente	Efeito Marginal
Sexo	0.4271*** (0.0297)	0.1182*** (0.0082)
Raça	0.2637*** (0.0276)	0.0730*** (0.0076)
Idade	0.0419*** (0.0054)	0.0116*** (0.0015)
Idade2	-0.0002*** (0.0001)	-0.0001*** (0.0000)
Fund1	-0.0543 (0.0463)	-0.0150 (0.0128)
Fund2	0.0899*** (0.0346)	0.0249*** (0.0096)
Médio	0.0657** (0.0316)	0.0182** (0.0087)
Superior	0.0510* (0.0295)	0.0141* (0.0082)
Est. Civil	-0.1292* (0.0665)	-0.0358* (0.0184)
Chefe	0.1223*** (0.0213)	0.0338*** (0.0059)
No. Filhos	0.0007 (0.0170)	0.0002 (0.0047)
Pensionista	-0.0748 (0.0752)	-0.0207 (0.0208)
Aposentado	0.0796 (0.0492)	0.0220 (0.0136)
Renda outro	0.0250 (0.0676)	0.0069 (0.0187)
Renda aluguel	0.3165*** (0.0808)	0.0876*** (0.0223)
Urbana	-0.4495*** (0.0522)	-0.1244*** (0.0143)
Metrópole	-0.1295*** (0.0238)	-0.0359*** (0.0066)
Constante	-2.2158*** (0.1079)	
Observações	24,419	
Log-verossimilhança	-11.814,841	
Teste de Wald	$\chi^2 = 156,13$	
Classificação preditiva	78,3%	

Nota: * parâmetros significativos a 10%; ** parâmetros significativos a 5%; *** parâmetros significativos a 1%.

Fonte: Elaborado pelos autores, a partir da PNAD 2014 (IBGE, 2014).

Na região Sul, possuir ensino fundamental completo aumenta em 2,5% a chance de um indivíduo se tornar empreendedor em relação a não ter instrução, esse resultado converge com o encontrado por Menezes, Queiroz e Feijó (2015). Assim como ter ensino médio completo, ou então ensino superior, aumenta a chance de ser empreendedor em 1,8% e 1,4%, respectivamente. Portanto, com relação ao capital humano, é possível concluir que para o Sul do Brasil os resultados convergem com o apontado por Blanchflower (2000), de que os indivíduos mais educados possuem alta probabilidade de se tornarem empreendedores.

Com relação à posição de ocupação na família, ser chefe na região Sul aumenta a probabilidade de o indivíduo ter um negócio próprio em 3,4%. Assim como o proposto por Lindh e Ohlsson (1996). Além disso, ter uma renda de aluguel aumenta a chance em 8,8%, corroborando com Blanchflower e Oswald (1998). Ser casado reduz a chance de um indivíduo ser empreendedor em 3,6%.

Com relação aos aspectos regionais, residir em área urbana na região Sul reduz a probabilidade de um indivíduo ter um negócio em 12,4%. Divergindo do estudo de Acs, Bosma e Sternberg (2008), no entanto, isso converge com os resultados encontrados por Menezes, Queiroz e Feijó (2015). Além disso, residir em uma metrópole na região Sul reduz a chance de ser empreendedor em 3,6%, o que corrobora com o resultado proposto por Menezes, Queiroz e Feijó (2015).

A seguir, a Tabela 4, que representa as informações sobre os determinantes do empreendedorismo na região Norte, e na sequência fazem-se os comentários.

Tabela 4 – Condicionantes do empreendedorismo para a região Norte

<i>Variáveis</i>	<i>Probit Modelo 3</i>	
	<i>Coefficiente</i>	<i>Efeito Marginal</i>
Sexo	0.4063*** (0.0352)	0.1179*** (0.0101)
Raça	0.1025*** (0.0285)	0.0297*** (0.0082)
Idade	0.0673*** (0.0068)	0.0195*** (0.0020)
Idade2	-0.0005*** (0.0001)	-0.0002*** (0.0000)
Fund1	0.3332*** (0.0414)	0.0967*** (0.0119)
Fund2	0.2903*** (0.0330)	0.0843*** (0.0095)
Médio	0.2628*** (0.0366)	0.0763*** (0.0106)
Superior	-0.3115*** (0.0359)	-0.0904*** (0.0104)
Est. Civil	-0.0323 (0.0489)	-0.0094 (0.0142)
Chefe	0.0812*** (0.0240)	0.0236*** (0.0070)
No. Filhos	0.0109 (0.0180)	0.0032 (0.0052)
Pensionista	0.4038*** (0.1205)	0.1172*** (0.0351)
Aposentado	0.8084*** (0.0943)	0.2347*** (0.0277)
Renda outro	0.0412 (0.0530)	0.0120 (0.0154)
Renda aluguel	0.2208** (0.1055)	0.0641** (0.0307)
Urbana	-0.2291*** (0.0464)	-0.0665*** (0.0135)
Metrópole	0.0271 (0.0330)	0.0079 (0.0096)
Constante	-2.6156*** (0.1424)	
Observações	17,594	
Log-verossimilhança	-8.983,64	
Teste de Wald	$\chi^2 = 102,02$	
Classificação preditiva	75,92%	

Nota: * parâmetros significativos a 10%; ** parâmetros significativos a 5%; *** parâmetros significativos a 1%.

Fonte: Elaborado pelos autores, a partir da PNAD 2014 (IBGE, 2014).

Na região Norte, ser do sexo masculino aumenta a probabilidade de um agente ter seu negócio próprio em 11,8%, ser branco também aumenta a chance em 2,97%. Bem como a idade também aumenta essa probabilidade em 1,95%, no entanto, existe um ponto em que a idade deixa de contribuir

para um aumento na probabilidade e passa a reduzir, como mostra a variável idade ao quadrado com sinal negativo. Esses resultados corroboram com a literatura já citada para as regiões Sudeste e Sul.

Com relação ao capital humano na região Norte, pode-se dizer que anos de estudo aumentam a chance de um indivíduo ter um negócio próprio, no entanto, possuir ensino superior reduz a chance. Possuir ensino fundamental incompleto, ensino fundamental completo e ensino médio aumentam a probabilidade de o indivíduo ser empreendedor em 9,7%, 8,4% e 7,6% com relação a não ter estudo. Contudo, possuir ensino superior reduz a chance de ter um negócio próprio em 9%. Esses resultados corroboram com o estudo de Blanchflower (2000), em que indivíduos mais educados possuem alta probabilidade de se tornarem empreendedores. Além disso, também corroboram com Tay (1996) e Taylor (1996), já que, na região Norte, indivíduos que possuem graus mais elevados de educação têm sua probabilidade reduzida em possuir negócio próprio. Esses resultados permitem inferir que na região Norte, diferentemente do Sudeste e Sul que nada se pode afirmar com relação ao ensino superior, os indivíduos que possuem alta qualificação tendem a buscar trabalho assalariado.

Ser chefe de família, aposentado, pensionista, ter renda de aluguel, na região Norte, aumenta a chance de o indivíduo ser empreendedor em 2,4%, 23,5%, 11,7% e 6,4% respectivamente. Isso corrobora para afirmar que ter uma fonte de renda contribui para a decisão de empreender na região Norte, assim como apresentado por Blanchflower e Oswald (1998).

Na região Norte, a localização em que o agente reside afeta sua decisão sobre ter negócio próprio, de forma que residir em área urbana reduz a chance de ser empreendedor em 6,7%, corroborando com a literatura já citada anteriormente.

A Tabela 5 apresenta as informações sobre os determinantes do empreendedorismo para a região Nordeste. Após a Tabela, seguem os comentários e comparações com relação à região Nordeste.

Na região Nordeste, um agente do sexo masculino tem 9,2% mais de chance de ser empreendedor com relação ao sexo feminino, corroborando com Wit e Winder (1989), Welsch e Young (1984) e Cromie (1987). Assim como ter a cor branca aumenta a chance em 3,6%, o que está de acordo com o proposto por Borjas e Bronars (1989) e Clark e Drinkwater (1998). Além disso, um ano a mais de idade eleva a chance de o indivíduo ser empreendedor em 1,3%, corroborando com Parker (2009), por fim, a idade ao quadrado apresenta sinal negativo, o que implica que a idade aumenta a chance até certo ponto e depois reduz a chance de ser empreendedor. Esses resultados não apresentam diferenças significativas entre as regiões brasileiras, a não ser pelo fato de que a região Nordeste apresenta probabilidades menores para homens serem empreendedores em relação às mulheres.

Com relação ao capital humano, tem-se que na região Nordeste ter ensino fundamental incompleto e completo aumenta a chance de um agente ter um negócio próprio em 5% e 6,5%, respectivamente. Ter cursado ensino médio também aumenta a chance em 6%. No entanto, ter curso superior reduz a chance de um indivíduo ser empreendedor em 4,7%, o que permite concluir que a educação corrobora para a decisão ocupacional de ser empreendedor, porém indivíduos que adquirem ensino superior podem optar por um emprego na região Nordeste. Esse resultado se mostra muito semelhante com o encontrado para a região Norte. Além disso, corrobora com Blanchflower (2000), Tay (1996) e Taylor (1996), já que a educação se mostra relevante na opção de se tornar empreendedor, no entanto, para altos níveis de estudo, tem-se que os indivíduos optam por trabalhos assalariados, em função dos custos de oportunidade e riscos envolvidos.

Ser chefe de família aumenta a chance de ser empreendedor em 2,7%, o que coincide com o encontrado para as regiões Sudeste, Sul e Norte. Ter uma fonte de renda também aumenta a chance de um indivíduo empreender no Nordeste, assim como ser pensionista, aposentado ou ter renda de aluguel aumentam a chance de empreender em 5%, 13,3% e 14,2%, respectivamente.

Residir na área urbana aumenta a sua probabilidade em ter um negócio próprio em 2,9% na região Nordeste do Brasil, o que difere do encontrado por Menezes, Queiroz e Feijó (2015), no entanto corrobora com o estudo de Acs, Bosma e Sternberg (2008); esse resultado difere do encontrado para as demais regiões brasileiras. Além disso, indivíduos que residem em região metropolitana tem sua chance reduzida em 2,2% se comparados aos que residem em áreas não

metropolitanas do Nordeste, combinando com os resultados obtidos por Menezes, Queiroz e Feijó (2015) para o Brasil.

Tabela 5 – Condicionantes do empreendedorismo para a região Nordeste

Variáveis	Probit Modelo 4	
	Coefficiente	Efeito Marginal
Sexo	0.3371*** (0.0290)	0.0920*** (0.0079)
Raça	0.1330*** (0.0212)	0.0363*** (0.0058)
Idade	0.0490*** (0.0051)	0.0134*** (0.0014)
Idade2	-0.0003*** (0.0001)	-0.0001*** (0.0000)
Fund1	0.1843*** (0.0337)	0.0503*** (0.0093)
Fund2	0.2364*** (0.0287)	0.0645*** (0.0078)
Médio	0.2154*** (0.0281)	0.0588*** (0.0077)
Superior	-0.1704*** (0.0298)	-0.0465*** (0.0081)
Est. Civil	-0.0141 (0.0421)	-0.0038 (0.0115)
Chefe	0.0994*** (0.0210)	0.0271*** (0.0057)
No. Filhos	0.0071 (0.0169)	0.0019 (0.0046)
Pensionista	0.1873** (0.0923)	0.0511** (0.0252)
Aposentado	0.4887*** (0.0626)	0.1334*** (0.0171)
Renda outro	0.0570 (0.0432)	0.0155 (0.0118)
Renda aluguel	0.5213*** (0.0698)	0.1423*** (0.0189)
Urbana	0.1047*** (0.0324)	0.0286*** (0.0089)
Metrópole	-0.0816*** (0.0209)	-0.0223*** (0.0058)
Constante	-2.6306*** (0.1033)	
Observações	28,756	
Log-verossimilhança	-13.818,69	
Teste de Wald	$\chi^2 = 108,99$	
Classificação preditiva	78,85%	

Nota: * parâmetros significativos a 10%; ** parâmetros significativos a 5%; *** parâmetros significativos a 1%.

Fonte: Elaborado pelos autores, a partir da PNAD 2014 (IBGE, 2014).

Por fim, a Tabela 6 apresenta as informações com relação ao determinante do empreendedorismo na região Centro-Oeste. E na sequência serão feitos os comentários.

Os resultados mostram que na região Centro-Oeste o indivíduo do sexo masculino tem 10,2% a mais de chance de se tornar um empreendedor. Além disso, indivíduos da cor branca possuem maior chance de se tornarem empreendedores (4,3%). A idade também aumenta a probabilidade de um indivíduo ser empreendedor (1,6%) e a idade ao quadrado indica que isso ocorre até certo ponto, após a chance se reduz. Portanto, esses resultados estão conforme a literatura já citada anteriormente para as demais regiões.

Com relação ao capital humano, constata-se que a educação tem efeito positivo na chance de indivíduos residentes da região Centro-Oeste se tornarem empreendedores. No entanto, aqueles que possuem ensino superior não seguem essa relação, tendo em vista que para esses reduz-se a chance de se tornarem empreendedores. Isso corrobora com os estudos de Blanchflower (2000), Tay (1996) e Taylor (1996). Possuir ensino fundamental completo e médio aumenta a chance de ser empreendedor em 2,3%, 2,4%, respectivamente. Além disso, possuir ensino superior reduz a chance de ser empreendedor em 2,6% para a região Centro-Oeste.

Tabela 6 – Condicionantes do empreendedorismo para a região Centro-Oeste

<i>Variáveis</i>	<i>Probit Modelo 5</i>	
	<i>Coefficiente</i>	<i>Efeito Marginal</i>
Sexo	0.3704*** (0.0318)	0.1020*** (0.0087)
Raça	0.1558*** (0.0224)	0.0429*** (0.0061)
Idade	0.0569*** (0.0059)	0.0157*** (0.0016)
Idade2	-0.0004*** (0.0001)	-0.0001*** (0.0000)
Fund1	-0.0509 (0.0443)	-0.0140 (0.0122)
Fund2	0.1029*** (0.0338)	0.0283*** (0.0093)
Médio	0.0878** (0.0348)	0.0242** (0.0096)
Superior	-0.0940*** (0.0334)	-0.0259*** (0.0092)
Est. Civil	0.0102 (0.0563)	0.0028 (0.0155)
Chefe	0.1017*** (0.0240)	0.0280*** (0.0066)
No. Filhos	0.0374** (0.0182)	0.0103** (0.0050)
Pensionista	-0.1006 (0.1146)	-0.0277 (0.0315)
Aposentado	0.4403*** (0.0781)	0.1212*** (0.0215)
Renda outro	-0.1751** (0.0758)	-0.0482** (0.0209)
Renda aluguel	0.3655*** (0.0748)	0.1006*** (0.0206)
Urbana	0.1800*** (0.0599)	0.0496*** (0.0165)
Metrópole	-0.1971*** (0.0359)	-0.0543*** (0.0099)
Constante	-2.8788*** (0.1300)	
Observações	16,479	
Log-verossimilhança	-8.018,74	
Teste de Wald	$\chi^2 = 78,24$	
Classificação preditiva	77,86%	

Nota: * parâmetros significativos a 10%; ** parâmetros significativos a 5%; *** parâmetros significativos a 1%.
Fonte: Elaborado pelos autores, a partir da PNAD 2014 (IBGE, 2014).

Ser chefe de família aumenta a chance de um indivíduo ser empreendedor, na região Centro-Oeste, em 2,8%, como proposto por Lindh e Ohlsson (1996). Assim como o número de filhos aumenta

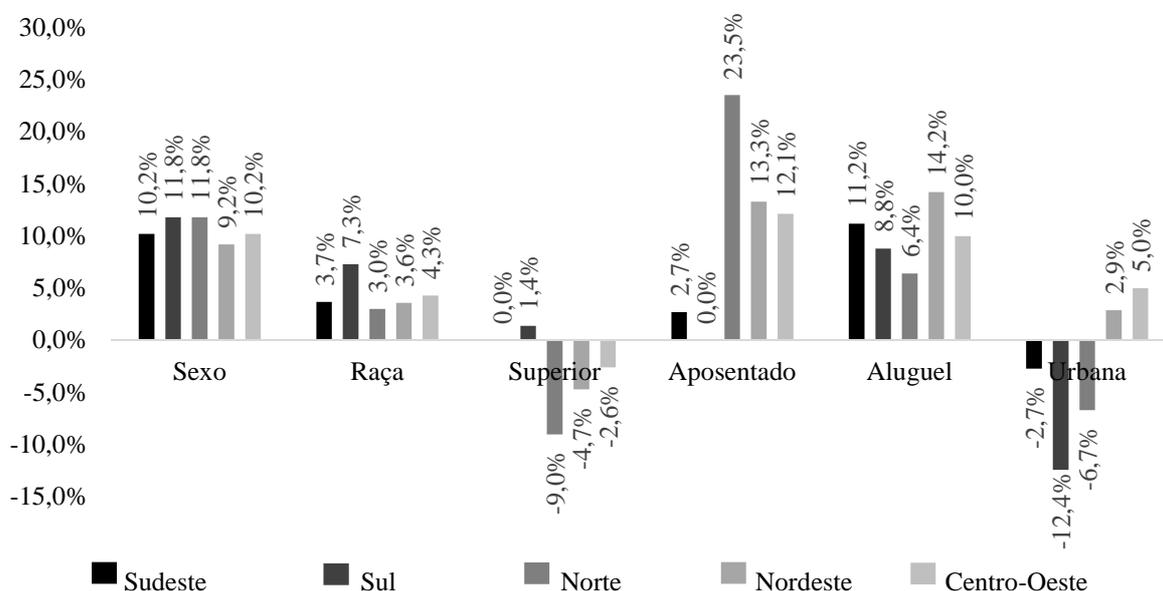
a chance em 1% com relação a cada filho, esse efeito pode estar captando o aumento do empreendedorismo por necessidade.

A respeito de ser aposentado na região Centro-Oeste, isso aumenta a chance de um indivíduo ser empreendedor em 12,12%, além disso, ter renda de aluguel também aumenta essa chance em 10%. Fato que permite inferir que ter capital contribui para a abertura de negócios próprios, assim como proposto por Blanchflower e Oswald (1998).

Indivíduos que residem na área urbana da região Centro-Oeste possuem maior chance de se tornarem empreendedores, com relação aos residentes da área rural, em 5%, esse resultado diverge do encontrado por Menezes, Queiroz e Feijó (2015) para o Brasil. Além disso, indivíduos que residem em região metropolitana tem 5,4% a menos de chance de se tornarem empreendedores, com relação àqueles que não residem em região metropolitana.

Por fim, segue a Figura 1 com os principais resultados obtidos, onde temos as condicionantes do empreendedorismo que são estatisticamente significativas para ambas as regiões.

Figura 1 – Probabilidades por região



Nota: Os resultados apresentados são aqueles que possuem diferença significativa entre as regiões ou que se julgaram relevantes apresentar. As barras com zero por cento são aquelas que não apresentaram significância estatística.

Fonte: Elaborado pelos próprios autores, com base na PNAD 2014 (IBGE, 2014).

Portanto, a partir da Figura 1, nota-se que ser do sexo masculino aumenta a chance de ser empreendedor, no entanto a probabilidade muda pouco de uma região para outra. Com relação à raça, há uma diferença significativa na região Sul, onde ser branco aumenta a chance em 7,3%, e, nas demais regiões, ela aumenta entre 3% e 4,3%.

A respeito da educação, tem-se que possuir ensino superior na região Sudeste não apresentou significância, no entanto, para a região Sul apresentou aumento na chance de ser um empreendedor. Em contraponto, nas regiões Norte, Nordeste e Centro-Oeste possuir ensino superior reduz a chance de ser empreendedor.

A aposentadoria apresentou diferentes resultados para as regiões, sendo que ser aposentado na região Norte aumenta a chance de um indivíduo ser empreendedor em 23,5%, assim como nas regiões Nordeste e Centro-Oeste aumenta a chance em 13,3% e 12,1%, respectivamente. Na região Sudeste, a chance aumenta apenas 2,7% e na região Sul não apresentou significância estatística.

Possuir renda de aluguel garante um aumento na chance do indivíduo se tornar empreendedor, dessa forma, na região Nordeste ter uma renda de aluguel aumenta a chance de se tornar

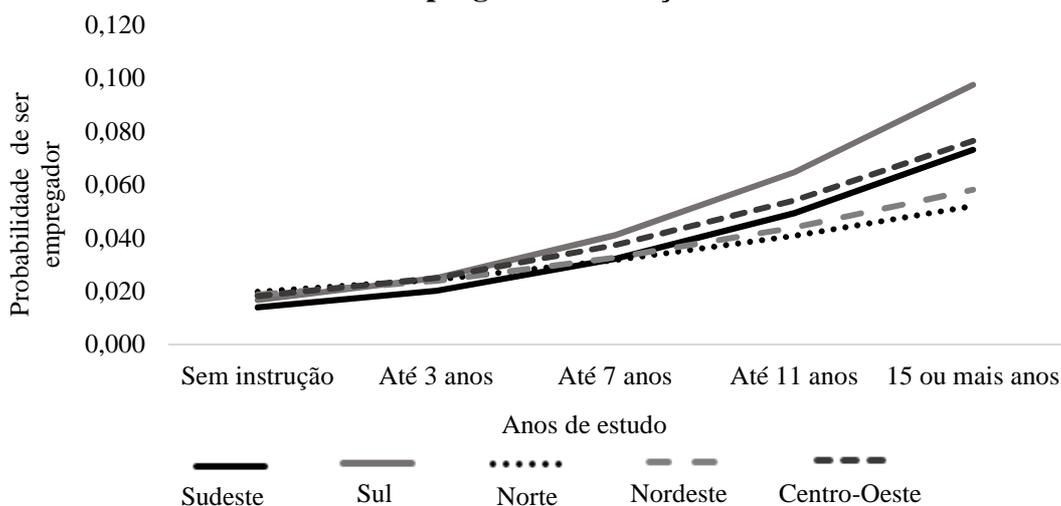
empreendedor em 14,2%. Nas regiões Sudeste, Centro-Oeste, Sul e Norte as chances aumentam em 11,2%, 10%, 8,8% e 6,4%, respectivamente. Fato que implica que nas regiões Nordeste e Sudeste a renda de aluguel tem maior importância na decisão do indivíduo em ser empreendedor, se comparada às demais regiões.

Com relação ao aspecto regional, tem-se que residir em área urbana reduz a chance de um indivíduo ser empreendedor em 2,7% para a região Sudeste, 12,4% para a região Sul e 6,7% para a região Norte. Em contraponto, nas regiões Nordeste e Centro-Oeste a chance aumenta em 2,9% e 5%, respectivamente.

A educação tem um papel fundamental na discussão acerca da formação de empreendedores, principalmente quando se traz o tema para o cenário regional. Dessa forma, pode-se notar que há presença de heterogeneidade na relação entre mais anos de estudo e o aumento na chance de um indivíduo se tornar empreendedor, entre as regiões brasileiras. Tomando esse fato como pressuposto, calculam-se os efeitos marginais dos acréscimos educacionais sobre a probabilidade de empreender. Os resultados são apresentados nas Figuras 2 e 3.

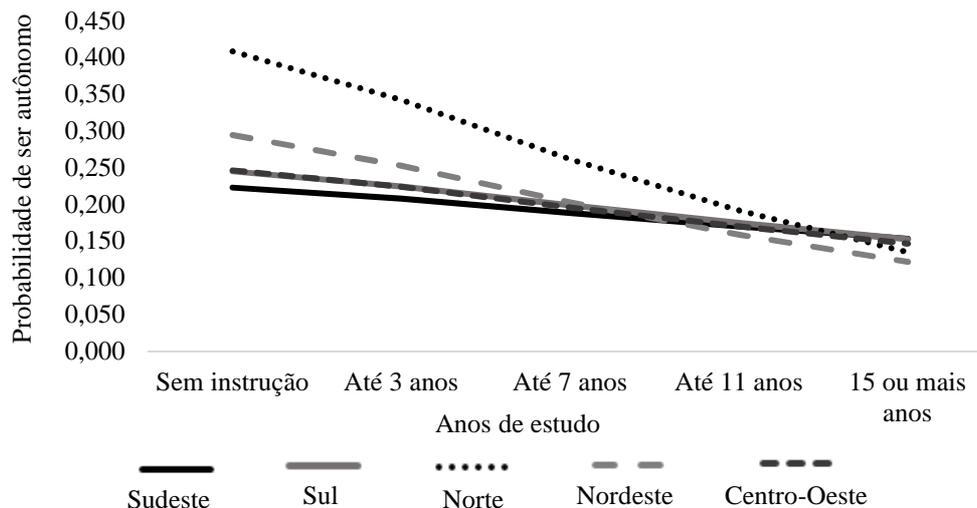
Nota-se, a partir da Figura 2, que existe uma relação positiva entre anos de estudo e a probabilidade de um indivíduo se tornar empregador, em ambas as regiões. No entanto, a educação tem impacto maior na probabilidade de se tornar empregador na região Sul, em relação às demais regiões. As regiões Norte e Nordeste obtiveram menores impactos da educação na probabilidade de um indivíduo se tornar empregador, se comparada com as outras regiões.

Figura2 – Probabilidade de ser empregador em função do acréscimo de anos de estudo



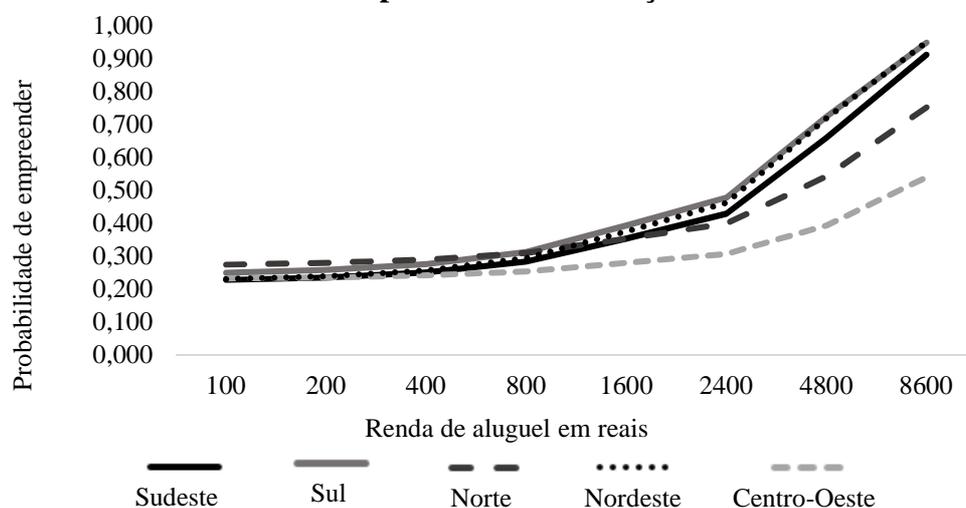
Fonte: Elaborado pelos autores, a partir da PNAD 2014 (IBGE, 2014).

Em relação à Figura 3, percebe-se que a probabilidade de se tornar autônomo diminui com o acréscimo de anos de estudo. Entretanto, cabe salientar que na região Norte o impacto da educação reduz a probabilidade em maior magnitude do que nas outras regiões, corroborando com a ideia de empreendedorismo por necessidade.

Figura 3 – Probabilidade de ser autônomo em função do acréscimo de anos de estudo

Fonte: Elaborado pelos autores, a partir da PNAD 2014 (IBGE, 2014).

A renda também tem papel fundamental na decisão pela ocupação empreendedora, de forma que há uma relação positiva entre a renda obtida através de alugueis e a probabilidade de um indivíduo empreender. Esse fato corrobora com o proposto por Blanchflower e Oswald (1998), como se pode observar na Figura 4.

Figura 4 – Probabilidade de ser empreendedor em função da renda recebida em aluguel

Fonte: Elaborado pelos autores, a partir da PNAD 2014 (IBGE, 2014).

As regiões Sul, Nordeste e Sudeste apresentam maiores probabilidades de um indivíduo ser empreendedor em função do aumento da renda proveniente de aluguel. Além disso, é possível perceber que a partir de certo ponto a probabilidade se torna próxima de 100%, para aqueles que recebem uma renda de aluguel superior a R\$ 5.000,00.

5. Considerações finais

Este trabalho buscou analisar quais são os fatores determinantes que levam o indivíduo a fazer a escolha de se tornar ou não um empreendedor para as cinco grandes regiões brasileiras. Dentro desse escopo, faz-se uma análise comparativa entre as regiões, dado que Tamvada (2007) expõe sobre a importância da localização espacial e que esta pode desempenhar um papel importante na formação da escolha ocupacional dos indivíduos. Dessa forma, pode-se notar que as características socioeconômicas como sexo, raça, idade, educação, renda de aluguel, ser aposentado e localização da moradia em área urbana apresentam diferentes condicionantes sobre a decisão ocupacional em cada região brasileira, conforme exibe a Figura 1.

Pode-se concluir que tanto as características socioeconômicas como as regionais são relevantes para a decisão empreendedora. A análise regional apresentada neste estudo contribui para a literatura no sentido de que acréscimos de anos de estudo refletem em maiores chances de um indivíduo optar pela ocupação empregadora e, na contramão, reduzem as chances de um indivíduo optar pela ocupação autônoma. Além disso, o estudo fornece evidências de que há heterogeneidade sobre o aspecto regional em detrimento das características sociais analisadas. Desta forma, tem-se a importância de avaliar a questão do empreendedorismo por oportunidade e por necessidade, de forma que em cada região brasileira há diferenças significativas nesse sentido. A renda se apresentou como altamente relevante na determinação da decisão empreendedora e, por fim, constata-se que aspectos urbanos influenciam as decisões sobre a decisão ocupacional.

Em termos gerais, percebe-se que as regiões brasileiras apresentam impactos diferentes com relação às variáveis socioeconômicas e geográficas sobre o determinante do empreendedorismo. Ademais, deixa-se como proposta para trabalhos futuros a estimação das condicionantes do empreendedorismo com a correção do viés de seleção através do método de Heckman. Além disso, estimar um *logit* multinomial, para cada região brasileira, envolvendo mais três categorias – o assalariado, empreendedor por oportunidade e o empreendedor por necessidade.

Referências

- ACS, Z. J.; ARMINGTON, C. Employment growth and entrepreneurial activity in cities. *Regional Studies*, v. 38, n. 8, p. 911–927, 2004.
- ACS, Z. J.; BOSMA, N.; STERNBERG, R. *The entrepreneurial advantage of world cities: evidence from global entrepreneurship monitor data*. Jena Economic Research Papers, 2008.
- ALMEIDA, F. M.; SEDIYAMA, G. A. S.; SANTIAGO, F. A. A Contribuição do empreendedorismo para o crescimento econômico dos Estados Brasileiros. In: *Anais do XIII Encontro Nacional da Associação Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos (ENABER)*, 2015, ABER, Curitiba-PR, 2015.
- AUDRETSCH, D. B.; THURIK, A. R. *Capitalism and democracy in the 21st century: from the managed to the entrepreneurial economy*. Springer, 2001.
- BATES, T. Self-employment entry across industry groups. *Journal of Business Venturing*, v. 10, n. 2, p. 143–156, 1995.
- BLANCHFLOWER, D. G. Self-employment in OECD countries. *Labour Economics*, v. 7, n. 5, p. 471–505, 2000.
- BLANCHFLOWER, D. G.; OSWALD, A. J. What makes an entrepreneur? *Journal of Labor Economics*, v. 16, n. 1, p. 26-60, 1998.
- BORJAS, G. J.; BRONARS, S. Consumer discrimination and self-employment. *The Journal of Political Economy*, v. 97, n. 3, p. 581-605, 1989.

- CALVO, G. A.; WELLISZ, S. Technology, entrepreneurs, and firm size. *The Quarterly Journal of Economics*, v. 95, n. 4, p. 663-677, 1980.
- CARREE, M.; THURIK, R. Understanding the role of entrepreneurship for economic growth. Max-Planck-Gesellschaft, 2005.
- CÉSPEDES, C. H. R.; FOCHEZATTO, A. Fatores determinantes do empreendedorismo nos municípios do Rio Grande do Sul: Uma perspectiva espacial. In: *Anais do XIII Encontro Nacional da Associação Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos (ENABER)*, 2015, ABER, Curitiba-PR, 2015.
- CLARK, K.; DRINKWATER, S. Ethnicity and self-employment in Britain. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, v. 60, n. 3, p. 383-407, 1998.
- CROMIE, S. Similarities and differences between women and men business proprietorship. *International Small Business Journal*, v. 5, n. 3, p. 43-60, 1987.
- DELMAR, F.; DAVIDSSON, P. Where do they come from? Prevalence and characteristics of nascent entrepreneurs. *Entrepreneurship & Regional Development*, v. 12, n. 1, p. 1-23, 2000.
- FRITSCH, M.; MUELLER, P. The effect of new business formation on regional development over time: the case of Germany. *Small Business Economics*, v. 30, n. 1, p. 15-29, 2007.
- GEM – Global Entrepreneurship Monitor. *Empreendedorismo no Brasil*. GEM, 2014.
- GREENE, W. H. *Econometric Analysis*. 7th ed. ed. Pearson, 2012.
- HUBER, L. R.; SLOOF, R.; VAN PRAAG, M. The effect of early entrepreneurship education: Evidence from a randomized field experiment. IZA, 2012.
- IBGE – Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. *Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílio (PNAD)*. IBGE. Brasil, Rio de Janeiro, 2014.
- JIMÉNEZ, A.; PALMERO-CÁMARA, C.; GONZÁLEZ-SANTOS, M. J.; JERÓNIMO, G. B.; JUAN ALFREDO, J. E. The impact of educational levels on formal and informal entrepreneurship. *Business Research Quarterly*, v. 18, n. 3, p. 204-212, 2015.
- LAZEAR, E. P. Entrepreneurship. *Journal of Labor Economics*, v. 23, n. 4, p. 649-680, 2005.
- LINDH, T.; OHLSSON, H. Self-employment and windfall gains: evidence from the Swedish lottery. *The Economic Journal*, v. 106, n. 439, p. 1515-1526, 1996.
- LORZ, M. *The impact of entrepreneurship education on entrepreneurial intention*. 2011. Tese de Doutorado – University of St. Gallen, Germany, 2012.
- LUCAS, R. E. On the size distribution of business firms. *The Bell Journal Economics*, v. 9, n. 2, p. 508-523, 1978.
- MENEZES, G.; SANTOS QUEIROZ, V. DOS; FEIJO, F. T. Determinantes do empreendedorismo no Brasil: uma análise da escolha ocupacional e dos rendimentos. In: *Anais do XIII Encontro Nacional da Associação Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos (ENABER)*, 2015, ABER, Curitiba-PR, 2015.
- MORAES, I. S. *Diferencial de salário do empreendedor brasileiro*. 2017. Dissertação (Mestrado em Economia Aplicada) – Universidade Federal do Rio Grande, Rio Grande, 2017.

- OOSTERBEEK, H.; PRAAG, M. VAN; IJSSELSTEIN, A. The impact of entrepreneurship education on entrepreneurship skills and motivation. *European Economic Review*, v. 54, n. 3, p. 442–454, 2010.
- PARKER, S. C. *The economics of entrepreneurship*. New York: Cambridge University Press, 2009.
- PRAAG, C. M. V.; VERSLOOT, P. H. What is the value of entrepreneurship? A Review of Recent Research, IZA, 2007. (Working paper, n. 3014)
- QUEIROZ, V. Dos S.; VIAN, G. A. Os Determinantes do empreendedorismo entre idosos brasileiros: evidências empíricas a partir dos dados das PNADs de 2003 e 2013. In: *Anais do XIV Encontro Nacional da Associação Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos (ENABER)*, 2016, ABER, Aracaju-SE, 2016.
- REES, H.; SHAH, A. An empirical analysis of self-employment in the UK. *Journal of Applied Econometrics*, v. 1, n. 1, p. 95–108, 1986.
- REYNOLDS, P. D. Who starts new firms? Preliminary explorations of firms-in-gestation. *Small Business Economics*, v. 9, n. 5, p. 449-462, 1997.
- ROBINSON, P. B.; SEXTON, E. A. The effect of education and experience on self-employment success. *Journal of Business Venturing*, v. 9, n. 2, p. 141–156, 1994.
- SLUIS, J. V.; VAN PRAAG, M. V.; VIJVERBERG, W. Entrepreneurship Selection and Performance: A Meta-Analysis of the Impact of Education in Developing Economies. *The World Bank Economic Review*, v. 19, n. 2, p. 225–261, 2005.
- TAMVADA, V. J. P. *Entrepreneurship and economic development*. New Delhi: der Universität Göttingen. Essays on Entrepreneurship and Economic Development, 2007.
- TAY, R. S. *Degree of entrepreneurship: an econometric analysis using the ordinal probit model*. Lincoln University. Commerce Division, 1996.
- TAYLOR, M. P. earnings, independence or unemployment: why become self-employed?. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, v. 58, n. 2, p. 253–266, 1996.
- VAN PRAAG, C. M.; CRAMER, J. S. The roots of entrepreneurship and labour demand: individual ability and low risk aversion. *Economica*, v. 68, n. 269, p. 45-62, 2001
- WELSCH, H.; YOUNG, E. Male and female entrepreneurial characteristics and behaviours: a profile of similarities and differences. *International Small Business Journal*, v. 2, n. 4, p. 11–20, 1984.
- WIT, G. D. Determinants of self-employment. *Studies in Contemporary Economics*, Ed.1 Physica, 1993.
- WIT, G. D.; WINDER, F. A. A. M. V. An empirical analysis of self-employment in the Netherlands – Springer. *Small Business Economics*, v. 1, n. 4, p. 263–272, 1989.

Anexo

Tabela 7 – Estatísticas descritivas para variáveis independentes

Variável	Descrição	Média	Desvio-Padrão
Sexo	1: homem; 0: mulher	0,602094	0,489468
Raça	1: branco; 0: outros	0,460452	0,498435
Idade	Idade em anos	38	13
Idade2	Idade ao quadrado	1.631	1.040
Fund1	De 1 a 4 anos/estudo	0,08333	0,276382
Fund2	De 5 a 8 anos/estudo	0,172284	0,377629
Médio	De 9 a 11 anos/estudo	0,164926	0,371115
Superior	12 anos ou mais	0,251305	0,433765
Est. civil	1: casado; 0: demais	0,0417	0,199902
Chefe	1: pessoa referência; 0: demais	0,515096	0,499774
Nº filhos	Número de filhos	0,384496	0,807233
Urbana	1: se reside área urbana; 0: demais	0,010538	0,102111
Metrop	1: se reside área metropolitana; 0: demais	0,034646	0,182883
Pensionista	1: se é pensionista; 0: demais	0,039384	0,194508
Aposentado	1: se é aposentado; 0: demais	0,013801	0,116663
Renda outro	1: se tem outras rendas; 0: se não tem	0,917533	0,275075
Renda aluguel	1: se tem renda aluguel; 0: se não tem	0,414236	0,492592

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

**ECONOMIAS DE AGLOMERAÇÃO E O CRESCIMENTO DAS INDÚSTRIAS
INTENSIVAS EM TECNOLOGIA: EVIDÊNCIAS PARA O NORDESTE NO PERÍODO
2002-2014***

Edilberto Tiago de Almeida

Doutorando em Economia do Programa de Pós-Graduação em
Economia (PIMES) da Universidade Federal de Pernambuco (UFPE)

E-mail: edilbertotiago@hotmail.com

Roberta de Moraes Rocha

Professora Associada do Curso de Economia do Centro Acadêmico do
Agreste (CAA) da Universidade Federal de Pernambuco (UFPE)

Doutora em Economia pelo PIMES-UFPE

E-mail: roberta_rocha_pe@yahoo.com.br

Sônia Maria Fonseca Pereira Oliveira Gomes

Professora Adjunta do Curso de Economia da Universidade Federal
Rural de Pernambuco (UFRPE)

Doutora em Economia pelo PIMES-UFPE

E-mail: sfonsecacv@yahoo.com.br

RESUMO: Este artigo apresenta evidências dos efeitos dinâmicos das economias de aglomeração, advindos da especialização e diversificação produtiva regional, sobre o crescimento das indústrias intensivas em tecnologia. A análise é realizada para as mesorregiões do Nordeste, para o período de 2002 a 2014. A investigação empírica baseia-se em três variáveis dependentes: o emprego em nível, o crescimento do emprego e o crescimento relativo do emprego. Estimam-se modelos de regressão dinâmicos com dados em painel, com controles para características observáveis e não observáveis fixas no tempo das subunidades geográficas, e mais dois outros modelos são estimados (*Ordinary Least Squares* e *Two-Stage Least Squares*), como robustez. Os resultados sugerem que: as economias externas oriundas de estruturas especializadas localmente são significativas para explicar o crescimento das indústrias intensivas em tecnologia e não se obtiveram evidências da importância das externalidades produtivas associadas à diversificação. Adicionalmente, também foram encontrados indicativos de que rendimentos decrescentes à especialização podem atuar no sentido da convergência.

Palavras-chave: Economias de aglomeração; Crescimento do emprego; Indústrias intensivas em tecnologia; Nordeste.

Classificação JEL: L6; R1.

ABSTRACT: This paper presents evidence of the dynamic effects of agglomeration economies, regional production specialization and diversification, on the growth of technology intensive industries. The analysis is realized to mesoregions of the Brazilian Northeast for the period from 2002 to 2014. Three dependent variables are considered: employment level, employment growth, and relative employment growth. Regression models are estimated with panel data controlling for observable and unobservable characteristics fixed in the time of the geographical subunits, and two other models are estimated (*Ordinary Least Squares* and *Two-Stage Least Squares*), as robustness, and the results suggest that: external economies from locally specialized structures are significant in explaining the growth of technology intensive industries, and there not evidences to important of the externalities associated with diversification. In addition, it has also been found that decreasing returns to specialization may act in the direction of convergence.

Keywords: Agglomeration economy; Employment growth; Technology industry; Northeast.

JEL Code: L6; R1.

1. Introdução

No Brasil, de acordo com dados da Relação Anual de Informações Sociais do Ministério do Trabalho e Emprego (RAIS/MTE) do ano de 2014, dez mesorregiões (Metropolitana de São Paulo, Campinas, Macro Metropolitana Paulista, Metropolitana de Belo Horizonte, Metropolitana do Rio de Janeiro, Metropolitana de Curitiba, Centro Amazonense, Metropolitana de Porto Alegre, Vale do Paraíba Paulista, Piracicaba) concentraram 58,95% do emprego total (2.134.344) nas indústrias de alta e média-alta tecnologia. No Nordeste, dez mesorregiões concentraram 80,40% do emprego total nesses setores no mesmo ano, aglomerados principalmente nas mesorregiões metropolitanas de Salvador, Recife e Fortaleza. Na Região, também se observou um crescimento significativo do emprego nessas indústrias, aproximadamente 155%, entre 2002 e 2014.

De acordo com Silveira Neto (2005), no Brasil, os setores intensivos em capital apresentam trajetória de concentração, enquanto a indústria estaria em um processo de descentralização. Segundo o autor, podem ser identificados três argumentos na literatura para explicar o processo de concentração da atividade econômica. Um reporta-se ao estudo da dotação relativa dos fatores, argumento que possui sua base nos modelos de comércio internacional (Modelo Heckscher-Ohlin). O segundo, proposto por Krugman (1980), refere-se aos retornos crescente de escala e custos de transporte. E, o terceiro, é baseado na atuação das economias de aglomeração como fonte do aumento de produtividade das indústrias espacialmente concentradas. Nesse caso, firmas espacialmente concentradas seriam mais produtivas relativamente àquelas firmas com as mesmas características, que estariam isoladas geograficamente. Esse é um dos fatores que está por trás no desenvolvimento dos Arranjos Produtivos Locais¹ no país. Empresas aglomeradas criam uma sinergia favorável à troca de conhecimento, compartilhamento de mão de obra, entre outros, gerando vantagens locacionais que atuam como força de atração de empresas e trabalhadores. Nesta pesquisa, abordar-se-ão questões relacionadas ao terceiro argumento.

O modo como as firmas se organizam no espaço influencia o crescimento e o desenvolvimento econômico das regiões nas quais estão inseridas. Neste sentido, o adensamento geográfico das atividades produtivas pode gerar o que é conhecido na literatura como externalidades marshallianas ou economias de aglomeração (acesso ao mercado local, *spillovers* de conhecimento e tecnológico e acesso a matérias primas). Conceitualmente, classificam-se os efeitos da concentração industrial de duas formas: as economias de localização e as economias de urbanização (OTSUKA; YAMANO, 2008). No primeiro caso, enquadram-se as externalidades marshallianas. Já no segundo caso, são entendidas como externas às firmas e também às indústrias (HOOVER, 1936). Tanto do ponto de vista teórico (MARSHALL, 1890; OHLIN, 1967; JACOBS, 1969; PORTER, 1990) quanto do empírico (GLAESER et al., 1992; ELLISON; GLAESER, 1997; HENDERSON; KUNCORO; TURNER, 1995; MAUREL, 1997; HENDERSON, 1997; COMBES, 2000; PACI; USAI, 2008), não existe um consenso sobre o sentido e a intensidade desses efeitos sobre o crescimento das indústrias. Isso pode ser evidenciado considerando a ambiguidade das forças, centrípetas e centrífugas que atuam conjuntamente (ALVES; SILVEIRA NETO, 2011).

As economias de urbanização referem-se ao efeito diversidade. Para Jacobs (1969), a diversidade beneficia o *cross-fertilization* de ideias e isso ocorre em um contexto regional urbano no qual a interação de diferentes ofertas de bens e serviços propicia transformações inovadoras. Além dessa distinção conceitual existem ainda os fatores externos baseados nos argumentos de Porter (1990), que abordam a competitividade das firmas que compõem os *clusters* industriais. Neste sentido, esse indicador tem a finalidade de controlar, para os efeitos da estrutura de mercado, o que por sua vez pode ajudar na identificação dos efeitos predominantes (localização *versus* urbanização).

¹ Há uma vasta e importante literatura para o Brasil que busca mapear e entender a formação de Arranjos Produtivos Locais, especialmente aqueles que se formaram naturalmente, aproveitando as vantagens locacionais e a formação da sua mão de obra, para propor políticas públicas que visem ao crescimento sustentado dessas aglomerações (SUZIGAN; GARCIA; FURTADO, 2002; SUZIGAN et. al., 2004; ROCHA; MAGALHAES; TAVORA JÚNIOR, 2009). Destacam-se ainda os estudos realizados por instituições como a Rede de Pesquisa em Sistemas e Arranjos Produtivos e Inovativos Locais (REDESIST) disponível no link <http://www.redesist.ie.ufrj.br/>.

Embora, como destacado por Combes (2000), essas estruturas não necessariamente devem apresentar correlação negativa em si.

Empiricamente, como destacam Bun e Makhloufi (2007), a maior parcela dos estudos na literatura sobre externalidades são para países industrializados. Como destacado pelos autores, as evidências e previsões obtidas para esses países por vezes podem não ser aplicáveis para países em desenvolvimento. Nestes últimos, o estágio do desenvolvimento econômico é diferente e para o caso brasileiro destaca-se a influência histórica do setor público atuando no sentido de determinar a configuração espacial da indústria (SILVA; SILVEIRA NETO, 2007). Assim, na literatura nacional, alguns estudos obtiveram evidências sobre a importância das economias de aglomeração para explicar a concentração (HANSEN, 1987; SILVEIRA NETO, 2005; ROCHA; BEZERRA; MESQUITA, 2013; ROCHA; MOURA, 2016) e o crescimento da atividade industrial (SILVA; SILVEIRA NETO, 2007; SILVA; SILVEIRA NETO, 2009; FOCHEZATTO; VALENTINI, 2010; ALVES; SILVEIRA NETO, 2011; ANDRADE, 2016).

Os estudos sobre este tema têm apresentado um considerável avanço, sobretudo devido à maior disponibilidade de dados a níveis desagregados (geograficamente e por setores). Entretanto, os resultados variam bastante por países e setores. Para o Brasil, e principalmente para o Nordeste, pesquisas que exploram os efeitos das economias externas sobre os setores de alta e média-alta tecnologia ainda são incipientes. Ademais, outra questão discutida na literatura é a relevância que a produção de um país/região tem sobre o seu desenvolvimento. Nesse contexto, as indústrias de tecnologia possuem um papel significativo. Os setores intensivos em progresso técnico possibilitam mais oportunidades de crescimento em virtude, dentre outros fatores, dos benefícios gerados pelo transbordamento de tecnologia e *spillovers* de conhecimento (CHENERY, 1960; RODRIK, 2006; HAUSMANN; HWANG; RODRIK, 2007).

Assim, buscando contribuir para o debate sobre este tema na literatura, a presente pesquisa, a partir dos dados da RAIS sobre o nível de emprego por setores – Classificação Nacional de Atividades Econômicas (CNAE 1.0)² dois dígitos –, tem como objetivo obter evidências sobre os efeitos dinâmicos das economias de aglomeração (variáveis de estrutura econômica) sobre o crescimento das indústrias de alta e média-alta tecnologia nas mesorregiões do Nordeste no período 2002-2014. Para tanto, serão utilizados três modelos de regressão – tendo como variáveis explicadas o nível de emprego, o crescimento do emprego e o crescimento relativo do emprego – com dados em painel e estimadores de efeitos fixos. Além disso, testes de robustez com o uso de variáveis instrumentais são empregados no sentido de obter estimativas robustas com relação à exogeneidade das *proxies* para as economias de aglomeração.

Este artigo está dividido em cinco seções além desta introdução. Na seguinte, busca-se contextualizar os fatos relevantes sobre o crescimento e a distribuição espacial dos empregos nas indústrias de alta e média-alta tecnologia no Nordeste no período em estudo no sentido de obter indicativos preliminares sobre a dinâmica dessa variável. Já na terceira seção, abordam-se os modelos teóricos para as economias de aglomeração. Na quarta seção, apresentam-se as estratégias econométricas. Nas duas últimas seções, apresentam-se, respectivamente, a discussão dos resultados e as considerações finais.

² Conforme destacado por Cavalcante (2014), apesar da CNAE 2.1 ser a versão mais recente, quando se procura construir séries históricas, como é o caso desta pesquisa, a versão 1.0 é mais adequada. Por esse motivo, neste estudo, considera-se a CNAE 1.0.

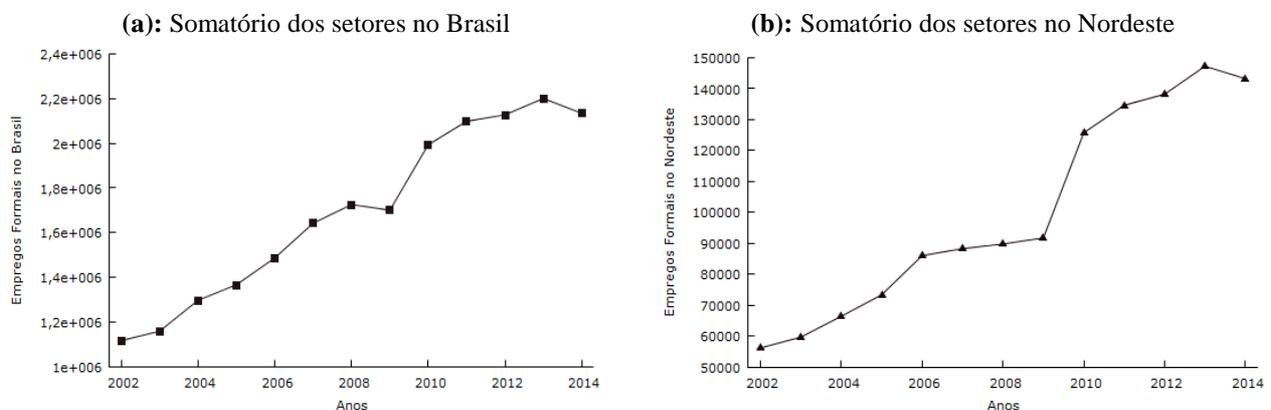
2. Crescimento e distribuição espacial dos empregos nas indústrias de alta e média-alta tecnologia no Nordeste

Dada a importância dos avanços tecnológicos para explicar o crescimento dos países ou regiões de um país³, e as evidências de que as indústrias têm diferentes impactos no crescimento sustentado de um país, a depender do seu nível tecnológico, entre outros fatores, a Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Econômico (OCDE) classifica as indústrias de acordo com a sua intensidade tecnológica. Dadas as diferenças entre as classificações setoriais consideradas pela OCDE e as utilizadas pela Classificação Nacional de Atividades Econômicas (CNAE 1.0), esta última utilizada no Brasil, Cavalcante (2014) propõe uma associação entre as duas classificações que permite estudar cada divisão da CNAE de acordo com seu nível tecnológico⁴, que foi utilizada como referência neste estudo.

No Gráfico 1, (a) e (c) para o Brasil e (b) e (d) para o Nordeste, verifica-se a evolução de crescimento do nível de emprego nos setores intensivos em tecnologia nas respectivas localidades. Observando os Gráficos (a) e (b), que apresentam a trajetória do emprego de todo o setor industrial, constata-se que o emprego na Região Nordeste segue a tendência de ascensão do emprego nacional. Apesar disso, em 2008, quando a série histórica para o Brasil variou negativamente – redução do emprego nacional nesses setores – para o Nordeste não se observa comportamento similar, mas sim aumento do emprego.

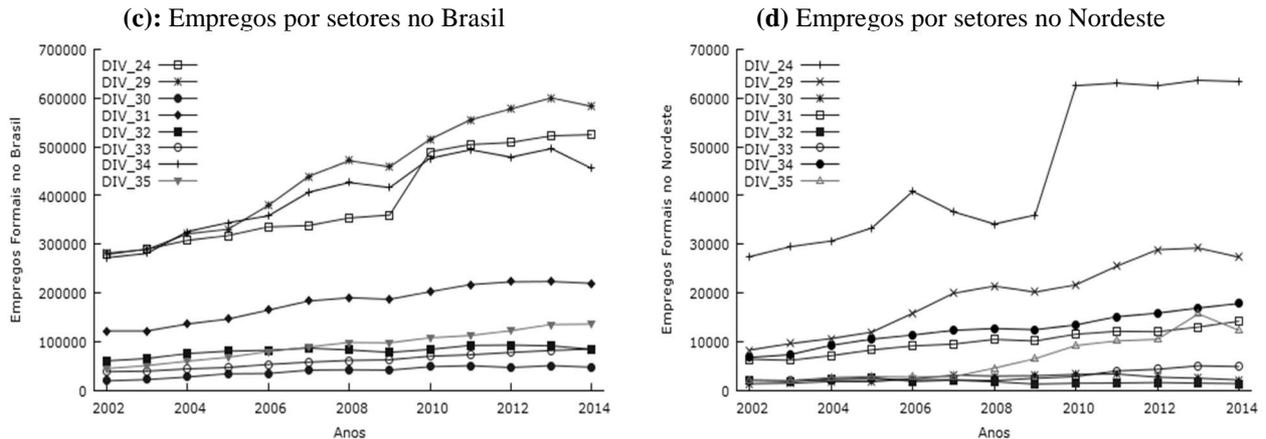
Com relação aos empregos nos setores separadamente, apresentados no Gráfico 1 (c) e (d), para o Brasil e para o Nordeste, respectivamente, percebe-se que a maioria segue a tendência nacional.

Gráfico 1 – Empregos formais nos setores de alta e média-alta tecnologia no Brasil e no Nordeste



³ Ver Chenery (1960), Rodrik (2006) e Hausmann, Hwang e Rodrik (2007).

⁴ Assim, para este estudo, com base em Cavalcante (2014), consideram-se intensivas em tecnologia as indústrias de: Fabricação de Produtos Químicos (Divisão 24); Fabricação de Máquinas e Equipamentos (Divisão 29); Fabricação de Máquinas para Escritório e Equipamentos de Informática (Divisão 30); Fabricação de Máquinas, Aparelhos e Materiais Elétricos (Divisão 31); Fabricação de Material Eletrônico e de Aparelhos e Equipamentos de Comunicações (Divisão 32); Fabricação de equipamentos de instrumentação médico-hospitalares, instrumentos de precisão e ópticos, equipamentos para automação industrial, cronômetros e relógios (Divisão 33); Fabricação e Montagem de Veículos Automotores, Reboques e Carrocerias (Divisão 34); e Fabricação de Outros Equipamentos de Transporte (Divisão 35).

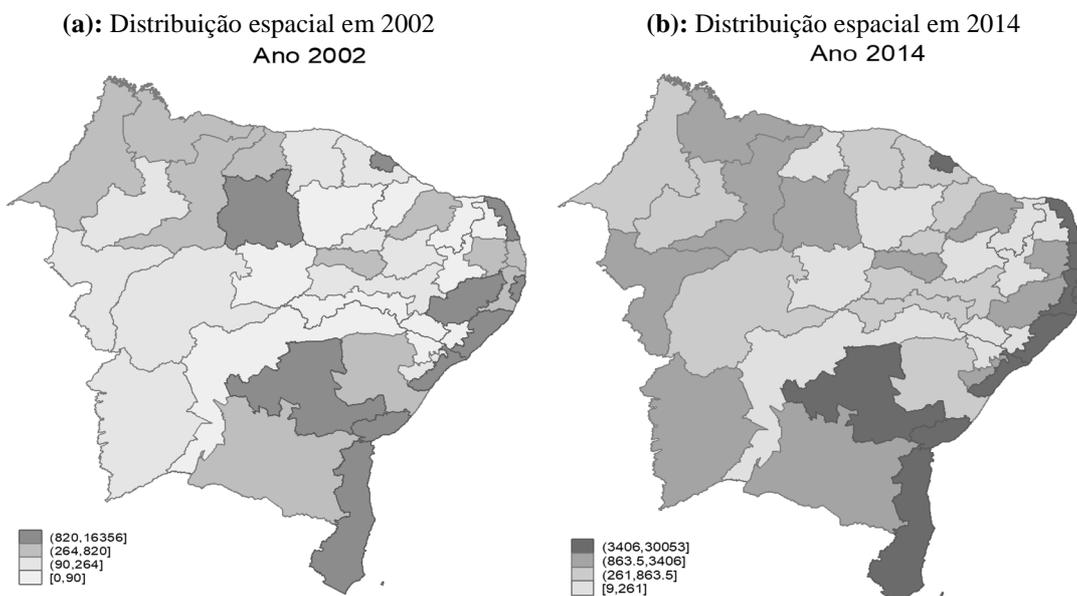


De modo geral, de acordo com os dados da RAIS, constatou-se que os empregos nos setores de alta e média-alta tecnologia mais que duplicaram de 2002 (56.121) para 2014 (143.219) no Nordeste. Com relação à distribuição espacial dos empregos, a Figura 1 mostra como estavam no ano 2002 (Figura 1 (a)) e 2014 (Figura 1 (b)) por mesorregiões do Nordeste.

Na Figura 1 (a), as mesorregiões de cor mais escura (Metropolitana de Salvador, Metropolitana de Recife, Metropolitana de Fortaleza, Centro Norte Baiano, Sul Baiano, Leste Sergipano, Leste Alagoano, Centro-Norte Piauiense, Agreste Pernambucano e Leste Potiguar, ordenadas de forma decrescente de acordo com o número de vínculos ativos) são as que concentraram mais vínculos formais (47.977; 85,48% do total). isto é, a maior parte do somatório dos empregos para os oito setores de alta e média-alta tecnologia analisados no ano de 2002.

Percebe-se que as atividades estão concentradas principalmente nas mesorregiões metropolitanas. Estas ocuparam as primeiras posições no *ranking*, como destacado. Juntas, as mesorregiões metropolitanas de Salvador, Recife e Fortaleza somaram 37.552 empregos formais, o equivalente a 66,91% do total de empregos formais (56.121) na Região em 2002.

Figura 1 – Distribuição espacial dos empregos formais nos setores de alta e média-alta tecnologia no ano 2002 (a) e 2014 (b) por mesorregiões do Nordeste



Assim como no ano de 2002, no ano de 2014, como mostra a Figura 1 (b), os empregos permaneceram concentrados em poucas mesorregiões. Embora, com uma configuração espacial um pouco diferente (Metropolitana de Salvador, Metropolitana de Recife, Metropolitana de Fortaleza, Mata Pernambucana, Mata Paraibana, Leste Sergipano, Centro Norte Baiano, Leste Potiguar, Sul Baiano, Leste Alagoano). As mesorregiões metropolitanas destacadas ainda ocuparam as primeiras posições no *ranking* de concentração, embora sua participação (somatório) no total tenha diminuído de 66,91% no ano de 2002 para 52,52%, no ano de 2014. Neste sentido, também foi observada uma redução na participação das dez mesorregiões ranqueadas no total, de 85,48% em 2002 para 80,40% em 2014. A Figura mostra que ocorreu uma mudança na configuração da distribuição espacial dos empregos formais nas indústrias em estudo. Essa mudança é no sentido da concentração deste tipo de atividade ser na zona litorânea da Região, como pode ser visto na Figura 1 (b) para 2014.

A mesorregiões da Mata Pernambucana e a da Mata Paraibana, que não estavam entre as dez no *ranking* do ano de 2002 das que geraram mais empregos formais neste ano, passaram a ocupar a quarta e quinta posições no *ranking* do ano de 2014, respectivamente, atrás apenas das mesorregiões metropolitanas, que também apresentaram crescimento expressivo na maioria das divisões industriais.

3. Modelo teórico

Henderson, Kuncoro e Turner. (1995) propõem uma estrutura teórica para modelar os efeitos das economias de aglomeração a partir da função de produção das firmas. Para os autores, o emprego de equilíbrio na mesorregião z no período t é definido quando o salário na mesorregião z no período t é igual a produtividade marginal do trabalho ($PMg_{L_{zt}}$) na mesorregião z no período t . Especificando uma forma geral para a função de produção, $F_{zt}(\cdot) = A_{zt}F(K_{zt}, L_{zt}, \dots)$, onde K_{zt} e L_{zt} são respectivamente os fatores de produção capital e trabalho na mesorregião z no período t e A_{zt} o nível de tecnologia na mesorregião z no período t e resolvendo o problema de otimização das firmas chega-se à condição de equilíbrio: $W_{zt} = A_{zt}(\cdot) \partial F(K_{zt}, L_{zt}, \dots) / \partial L_{zt} B_{zt}$, onde B_{zt} é o preço do produto.

Para argumentos de $A_{zt}(\cdot)$, dentre outros fatores, a literatura considera os indicadores de externalidades, que podem ser estáticos e/ou dinâmicos. Comumente, as externalidades do tipo Marshall-Arrow-Romer (MAR) e Jacobs (CICCONE; HALL, 1996; GLAESER et al., 1992; HENDERSON; KUNCORO; TURNER, 1995). Nesse aspecto, modelos micro fundamentados que incorporam esses tipos de economias externas foram desenvolvidos por Fujita e Thisse (2013) e Fingleton (2003).

O modelo proposto por Fujita e Thisse (2013) mostra como externalidades intrassetoriais, especificamente os *spillovers* tecnológicos, relacionam-se com a aglomeração da atividade produtiva. Duas forças atuam favorecendo a concentração local, as externalidades produtivas e as amenidades, enquanto as outras duas, atuam no sentido da dispersão, a produtividade marginal decrescente e os efeitos associados à aglomeração populacional (SILVA, 2006).

O objetivo de Fingleton (2003) foi analisar possíveis efeitos externos associados ao *cross-fertilization* de ideias sobre o salário. Para tanto, construiu um modelo com dois setores, um setor de insumos intermediários com estrutura de concorrência monopolística e um setor de bens e serviços finais em mercado competitivo.

Os dois modelos fornecem a base para que os efeitos das economias externas do tipo MAR e Jacobs possam ser incorporados na função de produção. Assim, assumindo como em Bun e Makhlooufi (2007) que o processo de produção pode ser aproximado pela função Cobb - Douglas, pode-se especificá-la para cada unidade *cross-section* z , no caso deste estudo, mesorregiões, no período t da seguinte forma:

$$Y_{zt} = A_{zt} L_{zt}^{\beta_l} K_{zt}^{\beta_k}, \quad z = 1, \dots, Z \text{ e } t = 1, \dots, T \quad (1)$$

em que Y_{zt} é o produto na mesorregião z no período t , L_{zt} e K_{zt} representam o trabalho e o capital empregados no processo produtivo na mesorregião z no período t , respectivamente, e A é o nível da

tecnologia. Os parâmetros β_l e β_k são as elasticidades da produção em relação ao fator trabalho e capital, respectivamente.

Aplicando o logaritmo de ambos os lados na Equação (1) obtem-se:

$$y_{zt} = a_{zt} + \beta_l l_{zt} + \beta_k k_{zt} \quad (2)$$

com $y_{zt} = \ln(Y_{zt})$; $a_{zt} = \ln(A_{zt})$; $l_{zt} = \ln(L_{zt})$; e $k_{zt} = \ln(K_{zt})$.

Especificando a_{zt} como sendo o conjunto⁵ de variáveis que afetam de forma exógena a produção, podemos escrevê-lo da seguinte forma de acordo com a Equação (3):

$$a_{zt} = a^* + \eta_z^* + \lambda_z^* + \beta_{esp} esp_{zt} + \beta_{div} div_{zt} + \beta_{comp} comp_{zt} + \beta_{tmf} tmf_{zt} + \beta_{den} den_{zt} + \varepsilon_{zt}^* \quad (3)$$

η_z^* reflete a heterogeneidade tecnológica entre as mesorregiões; λ_z^* mensura os efeitos na produtividade relativos aos choques na produtividade nacional; β_{esp} , β_{div} , β_{comp} , β_{tmf} e β_{den} refletem os efeitos dos indicadores das economias de aglomeração e demais controles sobre a produtividade. Sendo, respectivamente, o parâmetro que mede os efeitos da especialização local (compatível com a teoria MAR), da diversidade (compatível com os argumentos de Jacobs), da competição, das economias internas de escala⁶ e do tamanho da economia local; e, por fim, ε_{zt}^* representa as variações na produção não captadas pelos parâmetros descritos. Os sinais esperados desses coeficientes variam, principalmente quando se consideram setores distintos.

Combinando (2) e (3):

$$y_{zt} = \beta' x_{zt} + a^* + \eta_z^* + \lambda_z^* + \varepsilon_{zt}^* \quad (4)$$

com

$$\beta = (\beta_l, \beta_k, \beta_{esp}, \beta_{div}, \beta_{comp}, \beta_{tmf}, \beta_{den})' \text{ e} \\ x_{zt} = (l_{zt}, k_{zt}, esp_{zt}, div_{zt}, comp_{zt}, tmf_{zt}, den_{zt})'$$

Além disto, o lucro das firmas pode ser escrito da seguinte forma:

$$\Pi_{zt} = Y_{zt} - W_{zt}L_{zt} - r_{zt}K_{zt} \quad (5)$$

Supondo que o capital é fixo no curto prazo e que as firmas maximizam lucro, então:

$$\frac{\partial \Pi_{zt}}{\partial L_{zt}} = \frac{\partial Y_{zt}}{\partial L_{zt}} - W_{zt} = 0 \quad (6)$$

Usando a Equação (1) e a condição (6):

$$W_{zt} = A_{zt} \beta_l L_{zt}^{\beta_l - 1} K_{zt}^{\beta_k} \quad (7)$$

Aplicando o logaritmo de ambos os lados da equação (7) e reagrupando os termos tem-se:

$$l_{zt} = \frac{1}{\beta_l - 1} (\ln \beta_l + a_{zt} - w_{it} + \beta_k k_{zt}) \quad (8)$$

⁵ $a_{zt} = \ln(A_{zt}) = a^* + \sum_{i=1}^N b_n x_{zt} + \varepsilon_{zt}^*$, onde x_{zt} são indicadores de efeitos exógenos.

⁶ Para informações detalhadas sobre este indicador, ver Combes (2000).

com $w_{it} = \ln(W_{zt})$, combinando as Equações (3) e (8):

$$l_{zt} = \varphi' M_{zt} + \zeta^* + \xi_z^* + \mu_z^* + v_{zt}^* \quad (9)$$

em que: $\varphi = \frac{1}{\beta_l - 1} (-1, \beta_k, \beta_{esp}, \beta_{div}, \beta_{comp}, \beta_{tmf}, \beta_{den})'$; $M_{zt} = (w_{it}, k_{zt}, esp_{zt}, div_{zt}, comp_{zt}, tmf_{zt}, den_{zt})'$; $\zeta^* = \frac{\alpha^* + \ln \beta_l}{1 - \beta_l}$; $\xi_z^* = \frac{\eta_z^*}{1 - \beta_l}$; $\mu_z^* = \frac{\lambda_z^*}{1 - \beta_l}$; e $v_{zt}^* = \frac{\varepsilon_{zt}^*}{1 - \beta_l}$. Nessa equação, como justificativa teórica, pode-se considerar, assim como em Combes (2000), que, se as economias de aglomeração afetam a produção e a produtividade, esperam-se efeitos no mesmo sentido sobre o emprego, embora existam exceções.

Na Equação (9), incluindo-se as variáveis explicativas defasadas, é possível captar as variações causadas no emprego ao longo do tempo (BUN; MAKHLOUFI, 2007). Nesse caso, uma alternativa seria utilizar a seguinte equação:

$$l_{zt} = \Psi_0 l_{z,t-1} + \Psi_1' M_{zt} + \Psi_2' M_{z,t-1} + \zeta + \xi_z + \mu_z + v_{zt} \quad (10)$$

Nesta pesquisa, devido a limitações impostas pela base de dados, preocupar-se-á em estimar o vetor de parâmetros que captam os efeitos das economias de aglomeração e dos demais controles que variam no tempo e estão associados à estrutura econômica local sobre o emprego, o crescimento do emprego e o crescimento relativo do emprego. Além do efeito fixo que capta a heterogeneidade não observada fixa no tempo entre as mesorregiões e os choques de produtividade nacional.

4. Estratégia empírica

Com base no modelo descrito na seção anterior, utiliza-se em parte o método de Combes (2000) com adaptações de Focchezatto e Valentini (2010) para implementação empírica. Nesta pesquisa, outras especificações para a variável dependente foram implementadas. O modelo estimado é estruturado na forma de painel estático⁷ e pode ser representado de forma generalizada de acordo com a Equação (11):

$$L_{zt} = x'_{zt} \theta_{zt} + \varepsilon_{zt}; z = 1, \dots, Z \text{ e } t = 1, \dots, T \quad (11)$$

θ_{zt} é um vetor ($k \times 1$) de parâmetros que captam os efeitos das variáveis exógenas sobre a variável explicada, L_{zt} ; x_{zt} é uma matriz ($k \times 1$) de variáveis explicativas; e ε_{zt} é o termo de erro estocástico *i. i. d.* ($0, \sigma^2$).

Nesta pesquisa, são estimados três modelos com variáveis dependentes distintas. Essa estratégia possibilitará uma melhor compreensão dos efeitos das economias de aglomeração no emprego e no crescimento do emprego nos setores de alta e média-alta tecnologia por mesorregiões do Nordeste ($z = 1, \dots, 42$). A primeira variável dependente é o logaritmo natural do número de empregos no período $t + 1$, ou seja, procuram-se evidências dos efeitos das variáveis de estrutura econômica definidas no ano base, t , sobre o emprego no ano corrente. Essa estratégia justifica-se tanto na perspectiva teórica (os efeitos das economias de aglomeração podem ser dinâmicos) quanto na empírica (reduzir problemas relativos à endogeneidade). A variável dependente do primeiro modelo pode ser escrita da seguinte forma:

$$l_{z,s,t+1} = \ln(L_{z,s,t+1}) = \ln(emp_{z,s,t+1}) \quad (12)$$

⁷ O modelo geral apresentado pode ser especificado de várias formas (GREENE, 2003; BALTAGI, 2008; WOOLDRIDGE, 2010). Dentre elas podemos destacar o modelo dos efeitos fixos (EF), também conhecido como transformação *within* e o dos efeitos aleatórios (EA).

Este modelo tem o propósito de obter indicações sobre a associação linear entre os fatores de aglomeração, fontes de economias de localização e urbanização, e o nível de emprego das mesorregiões, controlado pelo tamanho das regiões e características não observáveis. Acredita-se que as mesorregiões com maiores níveis destas variáveis, que sejam especializadas em atividades intensivas em tecnologia, entre outros fatores, atuem como polo de atração do emprego alocado nas indústrias intensivas em tecnologia.

Seguindo o método empírico de Delgado, Porter e Stern (2014), estima-se um segundo modelo para obterem-se evidências dos efeitos das economias de localização e urbanização sobre a convergência do crescimento do emprego. Ou seja, será que para as mesorregiões com um menor estoque de emprego nas indústrias intensivas em tecnologia, para o período de análise, o emprego gerado nelas cresceu mais rapidamente do que nas regiões que já tinham uma maior participação no emprego alocado nessas indústrias? Assim, a variável dependente do segundo modelo é definida como:

$$ls_{z,s,t+1} = \ln \left(\frac{emp_{z,s,t+1}}{emp_{z,s,t}} \right) \quad (13)$$

$ls_{z,s,t+1}$ é o crescimento do emprego no setor s , na mesorregião z ; $emp_{z,s,t+1}$ é o emprego do setor s na mesorregião z no período $t + 1$; $emp_{z,s,t}$ é o emprego do setor s na mesorregião z no período t .

E estimou-se um terceiro modelo tendo como variável dependente o crescimento relativo do emprego para cada setor da indústria de alta e média-alta tecnologia nas mesorregiões, isto é, o crescimento setorial local na mesorregião em relação ao crescimento total desse mesmo setor no Nordeste como um todo. Como destacado por Fochezatto e Valentini (2010), o objetivo é explicar porque o crescimento setorial em determinada mesorregião é maior ou menor do que o crescimento desse mesmo setor na macrorregião. Desde modo, assim como em Fochezatto e Valentini (2010), a variável dependente pode ser descrita como mostra a Equação (14):

$$lr_{z,s,t+1} = \ln \left(\frac{emp_{z,s,t+1}}{emp_{z,s,t}} \right) - \ln \left(\frac{emp_{s,t+1}}{emp_{s,t}} \right) \quad (14)$$

$lr_{z,s,t+1}$ é o crescimento relativo do emprego no setor s na mesorregião z entre o período base t e o período $t + 1$; $emp_{s,t+1}$ é o emprego do setor s na região no período $t + 1$; e $emp_{s,t}$ é o emprego do setor s na região no período t .

Com o objetivo de isolar os efeitos setoriais das variáveis explicativas dos choques estruturais da economia (SILVA, 2006), consideraram-se na estimação dos três modelos as variáveis explicativas, definidas a seguir, em termos relativos ao agregado regional, permitindo, assim, a comparação dos resultados entre os setores (COMBES, 2000).

O quociente locacional pode ser usado para mensurar os efeitos das economias externas do tipo MAR sobre o crescimento do emprego nas indústrias (GLAESER et al., 1992). Esse indicador mede a concentração industrial-local e pode ser usado como uma medida de especialização setorial-local.

$$esp_{z,s,t} = \frac{emp_{z,s,t}/emp_{z,t}}{emp_{s,t}/emp_t} \quad (15)$$

$emp_{z,s,t}$ é o emprego do setor s na mesorregião z no período t ; $emp_{z,t}$ é o emprego total na mesorregião z no período t ; $emp_{s,t}$ é o emprego total no setor s na região no período t ; e emp_t é o emprego total na região no período t .

Para incluir os efeitos das economias externas do tipo Jacobs (urbanização), utilizou-se o indicador de diversidade setorial, que mede a diversidade local na qual está inserido um determinado setor na mesorregião em questão. Nesta pesquisa, esse índice foi calculado conforme Combes (2000) e Fochezatto e Valentini (2010), consiste no inverso do índice de concentração setorial de Herfindahl considerando a participação de todos os setores com exceção do setor em questão:

$$div_{z,t} = \frac{1/\sum_{\substack{s'=1 \\ s' \neq s}}^S \left[\frac{emp_{z,s',t}}{(emp_{z,t} - emp_{z,s,t})} \right]^2}{1/\sum_{\substack{s'=1 \\ s' \neq s}}^S \left[\frac{emp_{s',t}}{(emp_t - emp_{s,t})} \right]^2} \quad (16)$$

S é o total de setores da indústria da transformação; $emp_{z,s',t}$ é o emprego de todos os setores na mesorregião z no período t , com exceção do setor específico; $emp_{s',t}$ = emprego total na região, exceto o setor em questão.

O indicador de competição foi incluído nas regressões para controlar os possíveis efeitos das estruturas de mercado de potencializar as externalidades. Da forma que esse indicador se encontra definido neste estudo, ele pode ter duas interpretações sobre o emprego corrente, o crescimento do emprego e o crescimento relativo do emprego. Se a correlação for positiva com a variável dependente em questão, isso pode indicar que a competição atua no sentido de potencializar os efeitos das economias externas, de acordo, portanto, com as teorias de Jacobs (1969) e Porter (1990). Caso a correlação seja negativa, isso pode indicar que um mercado com estrutura de monopólio potencializa as externalidades (FOCHEZATTO; VALENTINI, 2010). O índice de competição foi construído de forma semelhante à usada por Fochezatto e Valentini (2010), considerando-se os vínculos ativos formais para firmas com menos de 20 trabalhadores. Esse recorte, usado exclusivamente para a construção dessa variável, se deu no sentido de isolar esse indicador da influência da escala de produção das indústrias maiores, o que poderia viesar magnitude do indicador. Neste sentido, seguindo os autores, valores elevados deste indicador podem refletir a existência de mais firmas com menos de 20 trabalhadores na mesorregião relativamente ao indicador definido para a região. Se $comp_{z,s} > 1$, isto indica que o setor s é potencialmente mais competitivo na mesorregião z do que na região.

$$comp_{z,s,t} = \frac{emp_{z,s,small,t}/emp_{z,s,t}}{emp_{s,small,t}/emp_{s,t}} \quad (17)$$

$emp_{z,s,small,t}$ é o emprego do setor s na mesorregião z para os estabelecimentos com menos de 20 trabalhadores no período t ; e $emp_{s,small,t}$ é o emprego do setor s na região para os estabelecimentos com menos de 20 trabalhadores no período t .

No caso do indicador de tamanho médio das firmas, definido conforme Combes (2000) e Fochezatto e Valentini (2010):

$$tmf_{z,s,t} = \frac{emp_{z,s,t}/nbr_{z,s,t}}{emp_{s,t}/nbr_{s,t}} \quad (18)$$

$nbr_{z,s,t}$ é o número de estabelecimentos do setor s na mesorregião z no período t ; e $nbr_{s,t}$ é o número de estabelecimentos do setor s na região, no período t . Entende-se que quanto menor o indicador maior a competição, aproximando-se de mercados competitivos, caso contrário, maior a tendência ao monopólio.

Outro controle incluído foi a densidade do emprego total ($den_{z,t}$), calculado conforme Combes (2000) e Fochezatto e Valentini (2010). Ele tem o propósito de controlar para possíveis

choques no emprego local que independem de fatores setoriais específicos sobre as variáveis endógenas.

$$den_{z,t} = emp_{z,t}/area_z \quad (19)$$

$area_z$ é a área total da mesorregião z em km^2 .

Todas as variáveis explicativas são incluídas no modelo na forma logarítmica, com isso, são obtidas as respectivas elasticidades. Não necessariamente espera-se que as variáveis dependentes tenham uma relação linear com as economias externas, entretanto, a estratégia de linearização facilita o processo de estimação dos parâmetros. As expressões estimadas são descritas conforme as equações abaixo:

$$l_{z,s,t+1} = \varphi_z + \beta_1 \ln(esp_{z,s,t}) + \beta_2 \ln(div_{z,t}) + \beta_3 \ln(comp_{z,s,t}) + \beta_4 \ln(tmf_{z,s,t}) + \beta_5 \ln(den_{z,t}) + \mu_{z,s,t} \quad (20)$$

$$ls_{z,s,t+1} = \alpha_z + \omega_1 \ln(esp_{z,s,t}) + \omega_2 \ln(div_{z,t}) + \omega_3 \ln(comp_{z,s,t}) + \omega_4 \ln(tmf_{z,s,t}) + \omega_5 \ln(den_{z,t}) + \varepsilon_{z,s,t} \quad (21)$$

$$lr_{z,s,t+1} = \theta_z + \delta_1 \ln(esp_{z,s,t}) + \delta_2 \ln(div_{z,t}) + \delta_3 \ln(comp_{z,s,t}) + \delta_4 \ln(tmf_{z,s,t}) + \delta_5 \ln(den_{z,t}) + \varepsilon_{z,s,t} \quad (22)$$

$t = 2002, \dots, 2013$ e as variáveis exógenas definidas no período base.

Os dados utilizados na pesquisa são os da Relação Anual de Informações Sociais do Ministério do Trabalho e Emprego (RAIS/MTE), do ano de 2002 a 2014, que são desagregados para as mesorregiões brasileiras e para as divisões de atividades da indústria da transformação intensivas em tecnologia, compreendem, assim, apenas as informações sobre o emprego formal. Acredita-se que o setor escolhido para análise, o industrial, possua um baixo nível de informalidade, relativamente aos demais, e que essa limitação dos dados não compromete os resultados da pesquisa. Além disso, essa base é a única que possibilita a obtenção de informações para o nível de desagregação setorial utilizado, 2 dígitos segundo a CNAE 1.0, para um longo período de tempo e por mesorregião e por isso é largamente utilizada em estudos de economia regional.

Quanto à escolha do período de 2002 a 2014, procurou-se considerar um intervalo de tempo suficientemente relevante para a análise, porém que apresentasse certa estabilidade econômica do país, com poucas mudanças na política econômica, para minimizar a influência de choques exógenos nas estimações. E, o ano final da análise, o ano de 2014, representa o último ano em que a base se encontrava disponível.

A respeito da desagregação setorial, consideraram-se as divisões de atividades segundo CNAE 1.0 classificadas por Cavalcante (2014) como de alta e média-alta tecnologia para o Nordeste do país. Além do já justificado na seção 2, considera-se que é um limiar relativamente pequeno que diferencia as empresas classificadas como alta tecnologia (Fabricação de Máquinas para Escritório e Equipamentos de Informática (Divisão 30); Fabricação de Material Eletrônico e de Aparelhos e Equipamentos de Comunicações (Divisão 32); Fabricação de equipamentos de instrumentação médico-hospitalares, instrumentos de precisão e ópticos, equipamentos para automação industrial, cronômetros e relógios (Divisão 33)) das que são classificadas de média-alta tecnologia (Fabricação de Produtos Químicos (Divisão 24); Fabricação de Máquinas e Equipamentos (Divisão 29); Fabricação de Máquinas, Aparelhos e Materiais Elétricos (Divisão 31); Fabricação e Montagem de Veículos Automotores, Reboques e Carrocerias (Divisão 34); e Fabricação de Outros Equipamentos de Transporte (Divisão 35)), e este grupo de indústrias é diferente em relação aos demais classificados de média-baixa e baixa tecnologia.

Em geral, os estudos que objetivam analisar o crescimento industrial por um período de tempo, com informações desagregadas setorialmente e regionalmente, têm como variável chave o “emprego”. Não se tem disponíveis dados da produção industrial para uma série temporal a este nível de desagregação, de modo que fosse possível tecer comparações entre os dois resultados. Porém, constata-se que o PIB industrial é altamente correlacionado com o emprego industrial sugerindo que o “emprego” é uma boa *proxy* para avaliar o crescimento do setor. Além disso, como o presente estudo é realizado para um grupo de indústrias mais homogêneo, com respeito à intensidade tecnológica, acredita-se que choques de produtividade, que seriam poupadores de mão de obra, teriam um mesmo impacto médio nas indústrias, não contaminando os principais resultados obtidos pelas regressões.

5. Análise dos resultados e discussão

As Equações (20), (21) e (22) foram estimadas para cada um dos oito setores de alta e média-alta tecnologia. O método de estimação foi o de efeitos fixos, tal procedimento é suportado pelo teste de *Hausman* para a maioria dos modelos estimados⁸. Assim, é possível controlar a heterogeneidade das características de cada mesorregião, sejam elas observadas, a partir da inclusão das variáveis explicativas, ou não observadas fixas no tempo, pela consideração do efeito fixo, reduzindo o problema do viés de variáveis omitidas. Em todos os modelos, a hipótese de homocedasticidade foi rejeitada a 5% de significância. Para lidar com esse problema e obter estimativas robustas, todas as regressões foram estimadas com correção para heterocedasticidade. As regressões, quando necessário, também foram estimadas com correção para a violação da hipótese de não autocorrelação de primeira ordem. Após tais ajustes, percebe-se que as variáveis explicativas são conjuntamente significantes a 5%.

A Tabela 1 apresenta os resultados do teste empírico para os efeitos das economias de localização e urbanização (variáveis de estrutura econômica defasadas) sobre o emprego nos setores de alta e média-alta tecnologia no período corrente, $(t + 1)$. Existe uma correlação positiva captada pelo parâmetro associado ao índice de especialização, $\ln(esp)$. Isso pode indicar evidências de que as externalidades do tipo Marshall-Arrow-Romer (MAR) são significativas, no sentido de influenciar positivamente o emprego nos setores de tecnologia analisados. Para todos os setores, o coeficiente estimado (elasticidade) foi positivo. Tomando como exemplo o setor da Divisão 24, substituindo os parâmetros estimados na equação (20) e derivando para $\ln(esp)$:

$$\frac{\partial(l_{z,Divisão\ 24,t+1})}{\partial \ln(esp_{z,Divisão\ 24,t})} = 0,721 \quad (23)$$

A análise é análoga para os demais setores. Esses resultados refletem que quanto mais as estruturas tendem à especialização setorial local, maior será o nível de empregos nesses setores no ano seguinte, em média, dado que variações percentuais em esp estão associadas positivamente às variações percentuais positivas em $l_{z,s,t+1}$.

Com relação aos possíveis efeitos das economias de urbanização, que poderiam ser captados pelo parâmetro associado ao índice de diversificação, $\ln(div)$, não existem evidências que esse tipo de externalidade seja significativa, do ponto de vista estatístico, para explicar o nível de emprego dos setores de alta e média-alta tecnologia considerados na pesquisa. No Nordeste, as firmas de tecnologia geralmente encontram-se concentradas em polos de desenvolvimento próximos às regiões metropolitanas. A exemplo, o Polo de Informática de Ilhéus na Bahia e o Polo Tecnológico em

⁸ A hipótese nula de que a estimação por efeitos aleatórios seria apropriada para os dados não foi aceita para todos os modelos e para todos os setores, exceto no caso do setor de Fabricação de Máquinas para Escritório e Equipamentos de Informática (Divisão 30) e no setor de Fabricação de Material Eletrônico e de Aparelhos e Equipamentos de Comunicações (Divisão 32), na regressão para o crescimento do emprego e crescimento relativo do emprego como variável dependente, respectivamente.

Pernambuco, indicando que a especialização setorial local é mais importante que a diversidade encontrada em grandes centros urbanos. As interações entre os setores de tecnologia geram *spillovers* beneficiando as firmas especialmente concentradas através da especialização. É intuitivo pensar, por exemplo, que a interação de um setor industrial de alto nível tecnológico com outros setores de baixo nível tecnológico beneficiaria mais estes últimos, não gerando a contrapartida necessária para beneficiar as firmas de tecnologia por estarem próximas a setores diversos.

Tabela 1 – Resultados para o nível de emprego no ano seguinte

Divisões da CNAE	Regressores					Obs
	$\ln(esp)$	$\ln(div)$	$\ln(comp)$	$\ln(tmf)$	$\ln(den)$	
Fabricação de Produtos Químicos (Divisão 24)	0,721* (0,084) [8,51]	-0,039 (0,128) [-0,31]	0,052 (0,06) [0,87]	0,044 (0,12) [0,37]	1,34* (0,166) [8,06]	N = 395
Fabricação de Máquinas e Equipamentos (Divisão 29)	0,474* (0,135) [3,51]	0,229 (0,161) [1,42]	0,097 (0,048) [1,99]	0,019 (0,158) [0,12]	1,842* (0,145) [12,7]	N = 329
Fabricação de Máquinas para Escritório e Equipamentos de Informática (Divisão 30)	0,566*** (0,252) [2,25]	-0,514 (0,793) [-0,65]	-0,094 (0,07) [-1,34]	-0,274 (0,423) [-0,65]	1,188* (0,266) [4,47]	N = 76
Fabricação de Máquinas, Aparelhos e Materiais Elétricos (Divisão 31)	0,672* (0,14) [4,77]	-0,155 (0,185) [-0,84]	0,001 (0,053) [0,02]	-0,132 (0,18) [-0,73]	1,273* (0,199) [6,37]	N = 224
Fabricação de Material E. e de Aparelhos e Equipamentos de Comunicações (Divisão 32)	0,94* (0,204) [4,59]	-0,548 (0,367) [-1,49]	-0,01 (0,073) [-0,14]	-0,46*** (0,205) [-2,24]	-1,47** (0,449) [-3,29]	N = 72
Fabricação de Equipamentos de Instrumentação Médico hospitalares ... (Divisão 33)	0,678* (0,094) [7,19]	-0,215 (0,191) [-1,12]	-0,1 (0,083) [-1,2]	-0,192 (0,169) [-1,14]	1,613* (0,246) [6,55]	N = 233
Fabricação e Montagem de Veículos Automotores, Reboques e Carrocerias (Divisão 34)	0,599* (0,081) [7,34]	0,148 (0,116) [1,27]	0,011 (0,034) [0,32]	-0,243*** (0,122) [-1,99]	1,496* (0,198) [7,53]	N = 334
Fabricação de Outros Equipamentos de Transporte (Divisão 35)	0,824* (0,17) [4,83]	-0,376 (0,506) [-0,74]	-0,096 (0,106) [-0,9]	-0,518 (0,306) [-1,69]	1,937** (0,697) [2,78]	N = 156

Nota: *, ** e *** indicam que os coeficientes são significativos a menos de 1%, 5% e 7%, respectivamente. Desvio padrão das estimativas entre parênteses. Estatística *t* entre [.]

Fonte: Elaboração própria com dados da pesquisa.

Quanto à variável densidade, incluída apenas como um controle adicional, essa pode estar captando economias de urbanização e/ou localização, tem o propósito de controlar para os efeitos gerados por áreas mais densas sobre as indústrias. Neste sentido, o sinal positivo das elasticidades atreladas à densidade pode refletir os ganhos das indústrias por estarem em áreas com maior propensão à propagação de externalidades como, por exemplo, os *spillovers* de conhecimento oriundos do compartilhamento de informações. Por outro lado, o sinal negativo do parâmetro pode indicar que áreas mais densas atuam como uma força repulsiva gerando externalidades contrárias ao crescimento das indústrias. Outra ressalva sobre a interpretação dessa estimativa remete-se à sua análise, que deve ser feita conjuntamente com os demais parâmetros. Por este motivo, para fins

analíticos, estimam-se os modelos utilizando MQO e EF com diferentes especificações⁹, os resultados serão discutidos no decorrer da seção. Por exemplo, no caso do setor de Fabricação de Produtos Químicos (Divisão 24), quando se controla para as características não observadas, mas não é incluída a variável densidade do emprego total, o parâmetro associado ao indicador de diversidade é significativo e negativo. Então, para este setor, não se pode considerar que a elasticidade positiva em relação à densidade forneça evidências de economias externas do tipo Jacobs. O mesmo argumento é válido para o setor de Fabricação de Máquinas e Equipamentos (Divisão 29), Fabricação de Máquinas, Aparelhos e Materiais Elétricos (Divisão 31), Fabricação de equipamentos de instrumentação médico-hospitalares, instrumentos de precisão e ópticos, equipamentos para automação industrial, cronômetros e relógios (Divisão 33), Fabricação e Montagem de Veículos Automotores, Reboques e Carrocerias (Divisão 34) e Fabricação de Outros Equipamentos de Transporte (Divisão 35).

Quanto à variável densidade, usada apenas como um controle adicional, essa pode estar captando economias de urbanização e/ou localização e tem o propósito de controlar para os efeitos gerados por áreas mais densas sobre as indústrias. Neste sentido, o sinal positivo das elasticidades atreladas à densidade pode refletir os ganhos das indústrias por estarem em áreas com maior propensão à propagação de externalidades como, por exemplo, os *spillovers* de conhecimento oriundos do compartilhamento de informações. Por outro lado, o sinal negativo do parâmetro pode indicar que áreas mais densas atuam como uma força repulsiva gerando externalidades contrárias ao crescimento das indústrias. Outra ressalva sobre a interpretação dessa estimativa remete-se à sua análise, que deve ser feita conjuntamente com os demais parâmetros. Por este motivo, para fins analíticos, estimam-se os modelos utilizando MQO e EF com diferentes especificações¹⁰, os resultados serão discutidos no decorrer da seção. Por exemplo, no caso do setor de Fabricação de Produtos Químicos (Divisão 24), quando se controla para as características não observadas, mas não incluímos a variável densidade do emprego total, o parâmetro associado ao indicador de diversidade é significativo e negativo. Então, para esse setor, não se pode considerar que a elasticidade positiva em relação à densidade forneça evidências de economias externas do tipo Jacobs. O mesmo argumento é válido para o setor de Fabricação de Máquinas e Equipamentos (Divisão 29), Fabricação de Máquinas, Aparelhos e Materiais Elétricos (Divisão 31), Fabricação de equipamentos de instrumentação médico-hospitalares, instrumentos de precisão e ópticos, equipamentos para automação industrial, cronômetros e relógios (Divisão 33), Fabricação e Montagem de Veículos Automotores, Reboques e Carrocerias (Divisão 34) e Fabricação de Outros Equipamentos de Transporte (Divisão 35).

Em nenhum modelo (estimados por MQO e EF), o sinal do coeficiente estimado para o QL se mostrou negativo, mesmo com diferentes especificações. Isso indica que, apesar de controlar para características observadas e não observadas, as economias externas às firmas e internas à indústria ainda possuem efeitos dinâmicos significativos sobre o emprego. Essas evidências fortalecem a hipótese de que a especialização setorial de firmas espacialmente concentradas pode beneficiar o crescimento do setor como um todo na medida em que as externalidades são internalizadas pela indústria. Ou seja, as firmas intensivas em tecnologia se beneficiam mais quando estão próximas espacialmente umas das outras.

Os demais coeficientes para os indicadores de competição, $\ln(comp)$, e o tamanho médio das firmas, $\ln(tm_f)$, não foram significativos estatisticamente, exceto no caso deste último para o setor da Divisão 32 e 34. A elasticidade estimada foi negativa, então Glaeser et al. (1992) indicam que esse resultado pode ser interpretado como favorável às economias de urbanização, ou seja, quanto maior o tamanho das firmas (maior grau de monopólio), em média, menor é o efeito das externalidades, estando de acordo com os argumentos de Porter e contrários aos argumentos de Marshall. Neste estudo não se pode implementar este tipo análise já que os parâmetros para o índice de competição não são estatisticamente diferentes de zero. Uma característica desses indicadores nesta pesquisa é

⁹ Os resultados destes modelos encontram-se no Apêndice.

¹⁰ Os resultados destes modelos encontram-se no Apêndice.

que, para a maioria dos setores quando a regressão é estimada sem efeitos fixos, os parâmetros são significativos estatisticamente, nem sempre indicando sinais contrários entre eles. Isso pode indicar que outros efeitos estavam sendo captados por estas variáveis, mas, quando se controla para os efeitos fixos, os parâmetros perdem sua significância.

Mesmo com os controles considerados, mediante a significância estatística do parâmetro para $\ln(esp)$, como destaca Fochezatto e Valentini (2010), não se podem desconsiderar possíveis problemas relacionados à endogeneidade do regressor. Apesar de apontarem o problema, esses autores não abordaram o tema diretamente. Nesta pesquisa, a opção por usar as variáveis explicativas defasadas resolve o problema da simultaneidade, uma das fontes de endogeneidade. O controle através dos efeitos fixos trata a questão associada ao problema da endogeneidade mediante variáveis omitidas que são fixas no tempo. E, por fim, a ponderação dos indicadores pelos seus valores correspondentes ao nível regional atuam no sentido de expurgar efeitos estocásticos associados às variações no agregado, como destacado por Silva (2006). Ainda assim, foram usados testes para endogeneidade em todos os modelos e setores. O procedimento adotado foi o dos estimadores (2SLS) *Two-Stage Least Squares* com efeitos fixos. No primeiro estágio, na construção dos valores ajustados do regressor $\ln(esp)$, utilizaram-se como instrumentos os indicadores defasados. Como destaca Wooldridge (2010), esse procedimento é factível na ausência de outros instrumentos adequados.

De acordo com o Teste *Sargan-Hansen*, esses instrumentos foram válidos, isto é, não estão correlacionados com o termo de erro e explicam parcela da variação em $\ln(esp)$ para todos os setores, exceto no caso da Divisão 29 e Divisão 35. De acordo com o Teste de endogeneidade para $\ln(esp)$, esta variável pode ser considerada exógena. Além disto, as estimativas por 2SLS não são diferentes quanto ao sinal dos coeficientes e não muito diferentes com relação a magnitude dos mesmos. Deste modo, as evidências aqui apresentadas são consistentes¹¹.

Como teste de robustez, os modelos nas equações (20), (21) e (22) foram estimados incluindo uma *proxy* para capturar os efeitos do crescimento econômico regional, o produto interno bruto (PIB) das mesorregiões, sobre o crescimento do emprego. Porém, dada escassez dos dados, não foi possível incluir o PIB desagregado por divisão de atividades e por mesorregião para o período em análise, não sendo, assim, os modelos diretamente comparáveis. A ideia de incluir tal variável no modelo seria para controlar possíveis efeitos de choques econômicos estruturais sobre o crescimento do emprego, porém, reconhece-se que a variável é endogenamente determinada dado que, assim como a variável dependente, reflete a demanda por trabalho. Mesmo com a inclusão desta variável nos modelos, os resultados corroboram os já obtidos, o sinal dos coeficientes estimados não se alteraram¹².

Na Tabela 2 a seguir, encontram-se os resultados das regressões estimadas com o objetivo de captar os efeitos das economias de aglomeração sobre o crescimento do emprego.

De modo semelhante à análise anterior, somente as estimativas associadas ao indicador de especialização foram significativas na maior parte dos setores, cinco especificamente, o setor da Divisão 24 (-0,348); Divisão 29 (-0,491); Divisão 31 (-0,335); Divisão 33 (-0,317); e Divisão 34 (-0,389). Para esses setores, os sinais das elasticidades foram negativos¹³, por esse motivo, pode ser um indicador de convergência. Ou seja, rendimentos decrescentes à especialização em uma mesorregião podem atuar no sentido da convergência. Resultado semelhante foi encontrado em Delgado, Porter e Stern (2014). No caso da Divisão 24, substituindo os parâmetros estimados na equação (21) e derivando com relação a $\ln(esp)$ obtém-se:

$$\frac{\partial (ls_{z,Divisão\ 24,t+1})}{\partial \ln(esp_{z,Divisão\ 24,t})} = -0,348 \quad (24)$$

¹¹ Os resultados destes modelos encontram-se no Apêndice.

¹² Por limitação de espaço, estes resultados não são apresentados no texto, mas podem ser disponibilizados pelos autores se solicitados.

¹³ Esse resultado também é obtido pelos outros estimadores e se mantém nas diferentes especificações.

A elasticidade da taxa de crescimento em relação às estruturas localmente especializadas no período anterior é negativa, isso implica que, quanto mais uma mesorregião tende à especialização em determinado setor, menor será a taxa de crescimento do emprego neste setor no ano seguinte. Isso não implica que o emprego não cresce, mas que ele cresce a taxas menores.

Tabela 2 – Resultados para o crescimento do emprego

Divisões da CNAE	Regressores					Obs
	$\ln(esp)$	$\ln(div)$	$\ln(comp)$	$\ln(tmf)$	$\ln(den)$	
Fabricação de Produtos Químicos (Divisão 24)	-0,348* (0,07) [-4,93]	-0,046 (0,135) [-0,3]	0,058 (0,052) [1,11]	0,125 (0,117) [1,07]	-0,019 (0,164) [-0,12]	N = 395
Fabricação de Máquinas e Equipamentos (Divisão 29)	-0,491* (0,137) [-3,58]	0,280 (0,142) 1,97	0,081 (0,05) 1,61	-0,022 (0,156) -0,14	-0,038 (0,152) -0,25	N = 329
Fabricação de Máquinas para Escritório e Equipamentos de Informática (Divisão 30)	-0,344 (0,198) [-1,74]	-0,015 (0,668) [-0,02]	-0,098 (0,062) [-1,58]	-0,36 (0,297) [-1,21]	0,022 (0,227) [0,1]	N = 76
Fabricação de Máquinas, Aparelhos e Materiais Elétricos (Divisão 31)	-0,335** (0,142) [-2,35]	-0,154 (0,191) [-0,8]	-0,003 (0,057) [-0,05]	-0,122 (0,183) [-0,67]	0,175 (0,194) [0,56]	N = 224
Fabricação de Material E. e de Aparelhos e Equipamentos de Comunicações (Divisão 32)	-0,092 (0,177) [-0,52]	-0,458 (0,267) [-1,71]	-0,033 (0,068) [-0,48]	-0,4*** (0,188) [-2,12]	-0,648 (0,406) [-1,6]	N = 72
Fabricação de Equipamentos de Instrumentação Médico-hospitalares (Divisão 33)	-0,316* (0,106) [-2,98]	-0,364** (0,156) [-2,34]	-0,092 (0,075) [-1,22]	-0,185 (0,171) [-1,08]	0,301 (0,233) [1,3]	N = 233
Fabricação e Montagem de Veículos Automotores, Reboques e Carrocerias (Divisão 34)	-0,389* (0,092) [-4,21]	0,198 (0,118) [1,68]	0,009 (0,037) [0,24]	-0,212 (0,131) [-1,62]	0,229 (0,201) [1,14]	N = 334
Fabricação de Outros Equipamentos de Transporte (Divisão 35)	-0,241 (0,169) [-1,44]	-0,533 (0,474) [-1,12]	-0,137 (0,103) [-1,33]	-0,392 (0,323) [-1,21]	-1,24*** (0,585) [-2,12]	N = 156

Nota: *, ** e *** indicam que os coeficientes são significativos a menos de 1%, 5% e 7%, respectivamente.

Desvio padrão das estimativas entre parênteses. Estatística *t* entre [.]

Fonte: Elaboração própria com dados da pesquisa.

De modo geral, com relação à significância do parâmetro para as economias de localização nos modelos para o emprego e o crescimento do emprego, isto reflete que este tipo de externalidade se mostrou influente enquanto as externalidades do tipo Jacob não foram, exceto para o segundo modelo da Divisão 33. Esses resultados fornecem indicativos de que as economias externas geradas num contexto de especialização local das indústrias de tecnologia são mais importantes para explicar o crescimento das indústrias do que a diversificação. No caso da exceção, como o sinal da elasticidade foi negativo (-0,364), isto pode indicar que neste setor, a externalidade gerada em um ambiente urbano e diversificado possibilita o *cross-fertilization* de ideias e atua no sentido da convergência. Assim como no modelo anterior, as estimativas associadas aos indicadores de competição e tamanho médio das firmas não foram significativas.

Tabela 3 – Resultado das estimações do modelo de convergência condicional

Divisões CNAE	Var. Exp	OLS	OLS D. Meso	FE
Fabricação de Produtos Químicos (Divisão 24)	$\ln(emp_{z,t})$	0,023	-0,088	-0,088
	$\ln(esp_{z,t})$	-0,118**	-0,204**	-0,205***
	F	5,89	1,62	20,08
	N	396	396	396
Fabricação de Máquinas e Equipamentos (Divisão 29)	$\ln(emp_{z,t})$	0,044	-0,128	-0,128
	$\ln(esp_{z,t})$	-0,208***	-0,41**	-0,41***
	F	9,34	1,57	51,49
	N	348	348	348
Fabricação de Máquinas para Escritório e Equipamentos de Informática (Divisão 30)	$\ln(emp_{z,t})$	-0,055	0,396	0,396
	$\ln(esp_{z,t})$	-0,073	-1,07	-1,07
	F	3,22	5,14	3,98
	N	84	84	84
Fabricação de Máquinas, Aparelhos e Materiais Elétricos (Divisão 31)	$\ln(emp_{z,t})$	0,053	0,116	0,116
	$\ln(esp_{z,t})$	-0,139**	-0,526***	-0,527**
	F	5,49	1,68	12,35
	N	228	228	228
Fabricação de Material E. e de Aparelhos e Equip. de Comunicações (Divisão 32)	$\ln(emp_{z,t})$	-0,002	-0,0495	-0,049
	$\ln(esp_{z,t})$	-0,108	-0,271	-0,271
	F	1,80	1,80	5,33
	N	72	72	72
Fabricação de Equipamentos de Instrumentação Médico hospitalares ... (Divisão 33)	$\ln(emp_{z,t})$	0,065	0,194	0,194
	$\ln(esp_{z,t})$	-0,219**	-0,616***	-0,616***
	F	6,59	2,02	29,58
	N	240	240	240
Fabricação e Montagem de Veículos Automotores, Reboques e Carrocerias (Divisão 34)	$\ln(emp_{z,t})$	0,007	0,043	0,043
	$\ln(esp_{z,t})$	-0,115	-0,508***	-0,509***
	F	3,63	1,24	32,84
	N	360	360	360
Fabricação de Outros Equipamentos de Transporte (Divisão 35)	$\ln(emp_{z,t})$	0,023	-0,361***	-0,361*
	$\ln(esp_{z,t})$	-0,108*	-0,137	-0,137
	F	2,31	1,82	8,38
	N	180	180	180

Nota: * $p < 0.05$; ** $p < 0.01$; *** $p < 0.001$, indicam que as estimativas são significativas a menos de 5%, 1% e 0,1%, respectivamente.

Fonte: Elaboração própria com dados da pesquisa.

Para o setor de Fabricação de Outros Equipamentos de Transporte (Divisão 35), o parâmetro estimado para o indicador de densidade do emprego total foi significativo e negativo, indicando que externalidades provenientes de áreas mais densas podem ser favoráveis à convergência. Como dito anteriormente, este indicador deve ser analisado em conjunto, pois pode captar os efeitos tanto das economias de urbanização quanto das economias de localização.

A Tabela 3 apresenta os resultados do modelo de crescimento econômico e objetiva testar a hipótese de convergência condicional do emprego para as indústrias em análise. Foram estimados

modelos de convergência condicional com controle para as externalidades derivadas das economias de localização.

Com relação à convergência, dado que o modelo na equação (21) mostrou que, dentre as variáveis incluídas, somente as externalidades do tipo MAR são significativas, sugerindo que este tipo de externalidade pode ter algum efeito sobre a convergência do emprego entre as mesorregiões, um teste adicional foi feito. O objetivo é verificar a robustez destas evidências. Estimou-se um modelo de convergência condicional (β)¹⁴ para cada um dos setores.

Tabela 4 – Resultados para o crescimento relativo

Divisões da CNAE	Regressores					Obs
	$\ln(esp)$	$\ln(div)$	$\ln(comp)$	$\ln(tmf)$	$\ln(den)$	
Fabricação de Produtos Químicos (Divisão 24)	-0,338* (0,077) [-4,38]	-0,074 (0,126) [-0,59]	0,08 (0,062) [1,29]	0,13 (0,12) [1,08]	-0,006 (0,167) [-0,04]	N = 395
Fabricação de Máquinas e Equipamentos (Divisão 29)	-0,485* (0,132) [-3,69]	0,321** (0,145) [2,21]	0,087 (0,047) [1,84]	-0,031 (0,147) [-0,21]	0,201 (0,147) [1,37]	N = 329
Fabricação de Máquinas para Escritório e Equipamentos de Informática (Divisão 30)	-0,324 (0,199) [-1,62]	0,165 (0,679) [0,24]	-0,071 (0,055) [-1,3]	-0,336 (0,25) [-1,34]	0,516** (0,194) [2,66]	N = 76
Fabricação de Máquinas, Aparelhos e Materiais Elétricos (Divisão 31)	-0,324** (0,142) [-2,29]	-0,041 (0,186) [-0,22]	-0,006 (0,053) [-0,11]	-0,136 (0,177) [-0,77]	0,198 (0,19) [1,04]	N = 224
Fabricação de Material E. e de Aparelhos e Equipamentos de Comunicações (Divisão 32)	0,033 (0,207) [0,16]	-0,253 (0,307) [-0,82]	-0,038 (0,077) [-0,49]	-0,556** (0,198) [-2,81]	-0,488 (0,463) [-1,05]	N = 72
Fabricação de Equipamentos de Instrumentação Médico-hospitalares ... (Divisão 33)	-0,333* (0,099) [-3,34]	-0,294 (0,145) [-2,02]	-0,1 (0,078) [-1,28]	-0,167 (0,163) [-1,02]	0,097 (0,24) [0,4]	N = 233
Fabricação e Montagem de Veículos Automotores, Reboques e Carrocerias (Divisão 34)	-0,397* (0,088) [-4,49]	0,247** (0,116) [2,14]	0,013 (0,036) [0,37]	-0,221 (0,125) [-1,76]	0,371*** (0,196) [1,89]	N = 334
Fabricação de Outros Equipamentos de Transporte (Divisão 35)	-0,251 (0,156) [-1,6]	-0,356 (0,48) [-0,74]	-0,127 (0,093) [-1,35]	-0,381 (0,292) [-1,31]	-1,18*** (0,586) [-2,02]	N = 156

Nota: *, ** e *** indicam que os coeficientes são significativos a menos de 1%, 5% e 7%, respectivamente.

Desvio padrão das estimativas entre parênteses. Estatística *t* entre [.]

Fonte: Elaboração própria com dados da pesquisa.

¹⁴ O modelo β -convergência condicional pode ser escrito da seguinte forma:

$$\ln(emp_{z,t+1}) - \ln(emp_{z,t}) = \alpha + \beta \ln(emp_{z,t}) + \psi \ln(esp_{z,t}) + \phi, z = 1, 2, \dots, 42 \text{ e } t = 2002, \dots, 2014.$$

em que $emp_{z,t}$ = emprego na mesorregião *z* no ano *t*.

No modelo de efeitos fixos, percebe-se que, para os mesmos setores, a estimativa associada ao indicador de especialização permanece com o sinal negativo e significativo, embora com magnitudes diferentes. Dentre os modelos especificados, é possível determinar, de acordo com a estatística F, o mais adequado para modelar a convergência condicional. No de efeito fixos, a qualidade do ajuste é melhor no sentido da significância conjunta dos parâmetros estimados. O setor da Divisão 35 foi o único que apresentou correlação negativa com o logaritmo do emprego inicial, o que pode indicar convergência condicional, já que o β foi significativo. Vale salientar que essa indústria engloba os estaleiros, fabricação de navios, que teve um crescimento expressivo no período em análise na região Nordeste, especialmente na mesorregião metropolitana do Recife, sua participação no emprego nacional passou de 0,56 (ano de 2002), para 5,30 (ano de 2014).

Quanto aos resultados do modelo 1 (Tabela 1), cabe mencionar que, embora o indicador que tenta capturar as economias de localização correlacione-se positivamente com o emprego das mesorregiões, este, apesar de ser uma fonte de externalidade produtiva para as indústrias, é correlacionado negativamente com a taxa de crescimento do emprego para a maioria das divisões industriais. Esse resultado é coerente com o caso de haver transbordamento de produtividade das maiores mesorregiões, com um maior estoque de emprego nas indústrias, em específico, para as menores, atuando a variável do sentido da convergência da distribuição do emprego entre as mesorregiões. Porém, essa hipótese será objetivo de trabalhos futuros.

No que se refere ao crescimento relativo, os resultados encontram-se na Tabela 4. Para as divisões 24, 29, 31, 33 e 34, o parâmetro estimado para o indicador de especialização foi negativo e significativo. Esse resultado corrobora o anterior, que existe correlação negativa entre o crescimento relativo do emprego nos setores de alta e média-alta tecnologia e a especialização local. Isso pode indicar que as externalidades do tipo MAR atuam reduzindo a diferença entre o crescimento na mesorregião e na região. Novamente, tomando como exemplo o setor da Divisão 24, substituindo os parâmetros na equação (22) e derivando com relação a $\ln(esp)$ obtém-se:

$$\frac{\partial(lr_{z,Divisão\ 24,t+1})}{\partial \ln(esp_{z,Divisão\ 24,t})} = -0.338 \quad (25)$$

Tem-se a elasticidade da diferença (mesorregião x macrorregião) entre a taxa de crescimento do emprego no setor da Divisão 24 ($lr_{z,Divisão\ 24,t+1}$). A relação negativa indica que variações percentuais positivas no grau de especialização setorial-local implicam em variações percentuais negativas na diferença das taxas de crescimento.

De (23), (24) e (25), obtêm-se três considerações sobre o efeito dinâmico de estruturas especializadas: i) o emprego no ano corrente sofre um efeito positivo deste ambiente, dado que variações percentuais positivas no grau de especialização no ano anterior implicam variações percentuais positivas nesta variável; ii) a taxa de crescimento do emprego é decrescente ao nível de especialização; e iii) a diferença da taxa de crescimento do emprego setorial entre mesorregião e a região é decrescente ao nível de especialização.

Para o setor da Divisão 34, outros dois coeficientes estimados foram significativos, o associado ao indicador de diversidade setorial e o de densidade do emprego total, indicando correlação positiva com o crescimento relativo do emprego. Nesse caso, podendo sugerir que as externalidades do tipo Jacobs atuam ampliando a diferença entre o crescimento do emprego setorial na mesorregião e na região.

6. Considerações finais

A presente pesquisa apresenta evidências sobre a importância das economias de aglomeração para explicar o crescimento das indústrias intensivas em tecnologia no Nordeste. Constatou-se que parcelas significativas do emprego alocado nessas indústrias na região encontram-se concentrados em poucas mesorregiões, com uma clara tendência para uma maior concentração nas mesorregiões litorâneas entre os anos de 2002 e 2014. Diante deste cenário, procurou-se testar empiricamente se fatores associados à geração de economias de aglomeração estariam correlacionados com um aumento do emprego industriais nas mesorregiões do Nordeste.

A respeito dos efeitos dinâmicos das economias de localização sobre o emprego corrente, as evidências empíricas encontradas fortalecem a hipótese de que as economias externas do tipo Marshall - Arrow - Romer podem ser relevantes para explicar o nível de emprego nos setores estudados. Com relação às economias de urbanização, o parâmetro associado ao indicador usado para mensurar o grau de diversidade setorial não foi significativo. Esse resultado pode indicar que a proximidade de setores com um nível tecnológico mais baixo não gera benefícios ao ponto de compensar as indústrias de tecnologia por estarem próximas a eles, e que as externalidades associadas às grandes cidades são menos importantes que as geradas pela concentração de setores com níveis tecnológicos semelhantes. O modelo empírico parece descrever o que é observado de fato no Nordeste, já que as empresas de tecnologia geralmente encontram-se próximas umas das outras, indicando que a especialização setorial local e a interação entre elas podem ser importantes para o seu crescimento, como previsto pela teoria MAR.

Na perspectiva do crescimento do emprego, os resultados indicaram que essa taxa é decrescente em relação ao nível de especialização da indústria. Para este modelo, o indicador de diversidade setorial também não foi significativo. Estas evidências sugerem que as economias externas do tipo MAR são mais influentes do que as do tipo Jacobs para explicar a distribuição do emprego alocado nas indústrias de alta e média-alta tecnologia no Nordeste. Este argumento também é suportado pelos resultados obtidos a partir da estimação do terceiro modelo, no qual as evidências indicaram que o crescimento relativo é decrescente em relação ao nível de especialização.

Adicionalmente, os resultados do modelo de convergência condicional fortalecem a ideia de que rendimentos decrescentes à especialização podem atuar no sentido da convergência, resultados semelhantes aos encontrados na literatura para outros países como no estudo de Delgado, Porter e Stern (2014). Essas evidências sugerem a existência de um limiar para o grau de especialização. Como destacado por Combes e Gobillon (2015), é possível que, a partir de um determinado estágio, as externalidades geradas pela aglomeração passem a ser negativas, ou que as perdas passem a superar os ganhos gerados pela concentração espacial.

Por fim, é válido ressaltar que outros fatores - exógenos ao mercado - certamente são importantes para explicar o crescimento das firmas de tecnologia como, por exemplo, as políticas de atração e fomento aos polos tecnológicos na região. Os resultados encontrados indicam que a elasticidade negativa da taxa de crescimento em relação a especialização não necessariamente fornece indicativos contrários à teoria MAR e que a aglomeração deve ser encarada como um processo gerado, em parte, por forças atrativas provenientes do próprio mercado. Neste sentido, o presente estudo fornece evidências que podem auxiliar os *policy makers* na formulação de políticas de desenvolvimento regional ao indicar que as indústrias de tecnologia são mais produtivas quando operam próximas umas das outras. Por este motivo, o fomento através de políticas específicas direcionadas aos polos de tecnologia tende a intensificar os “ganhos” gerados pelas forças intrínsecas ao mercado. Extensões deste estudo podem ser feitas com objetivo de tentar determinar uma aproximação para o limiar do grau de especialização - nível de especialização ótimo - bem como na utilização de diferentes especificações dos indicadores das economias de aglomeração e outras técnicas de estimação dos parâmetros.

Referências

- ALVES, J. S.; SILVEIRA NETO, R. M. Impacto das externalidades de aglomeração no crescimento do emprego: O caso do cluster de confecções em Pernambuco. *Revista Econômica do Nordeste*, v. 42, n. 2, p. 333–350, 2011.
- ANDRADE, B. A. *Distribuição espacial da indústria têxtil e de confecção em Pernambuco: qual a influência dos fatores locais?* 2016. 75f. Dissertação (Mestrado em Economia) – Universidade Federal de Pernambuco, Programa de Pós-Graduação em Economia (PPGECON), Pernambuco, Recife, 2016.
- BALTAGI, B. *Econometric Analysis of Panel Data*. [S.l.]: John Wiley & Sons, 2008.
- BUN, M. J.; MAKHLOUFI, A. E. Dynamic externalities, local industrial structure and economic development: panel data evidence for morocco. *Regional Studies*, v. 41, n. 6, p. 823–837, 2007.
- CAVALCANTE, L. R. *Classificações tecnológicas: uma sistematização*. Nota Técnica nº 17. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Ipea), Brasília-DF, 2014.
- CHENERY, H. B. Patterns of industrial growth. *The American Economic Review*, v. 50, n. 4, p. 624–654, 1960.
- CICCONE, A.; HALL, R. E. Productivity and the density of economic activity. *American Economic Review*, v. 86, p. 54-70. 1996.
- COMBES, P. P. Economic structure and local growth: France, 1984–1993. *Journal of Urban Economics*, v. 47, n. 3, p. 329–355, 2000.
- COMBES, P. P.; GOBILLON, L. The empirics of agglomeration economies. In: HENDERSON, J. V.; DURANTON, G.; STRANGE, W. (Eds.). *Handbook of Regional and Urban Economics*, vol. 5, North Holland, Amsterdam, 2015.
- DELGADO, M.; PORTER, M. E.; STERN, S. Clusters, convergence, and economic performance. *Research Policy*, v. 43, n. 10, p. 1785–1799, 2014.
- ELLISON, G.; GLAESER, E. L. Geographic concentration in us manufacturing industries: a dartboard approach. *Journal of Political Economy*, v. 105, n. 5, p. 889–927, 1997.
- FINGLETON, B. Increasing returns: evidence from local wage rates in great Britain. *Oxford Economic Papers*, v. 55, n. 4, p. 716–739, 2003.
- FOCHEZATTO, A.; VALENTINI, P. J. Economias de aglomeração e crescimento econômico regional: um estudo aplicado ao Rio Grande do Sul usando um modelo econométrico com dados de painel. *Revista Economia*, v. 11, n. 4, p. 243–266. 2010.
- FUJITA, M.; THISSE, J. F. *Economics of Agglomeration: cities, industrial location, and globalization*. [S.l.]: Cambridge University Press, 2013.
- GLAESER, E. L.; KALLAL, H. D.; SCHEINKMAN, J. A.; SHLEIFER, A. Growth in cities. *Journal of Political Economy*, v. 100, n. 6, p. 1126–1152, 1992.
- GREENE, W. H. *Econometric Analysis*. [S.l.]: Pearson Education India, 2003.
- HANSEN, E. R. Industrial location choice in São Paulo, Brazil: a nested logit model. *Regional Science and Urban Economics*, v. 17, n. 1, p. 89–108, 1987.
- HAUSMANN, R.; HWANG, J.; RODRIK, D. What you export matters. *Journal of Economic Growth*, v. 12, n. 1, p. 1–25, 2007.

- HENDERSON, V. Externalities and industrial development. *Journal of Urban Economics*, v. 42, n. 3, p. 449–470, 1997.
- HENDERSON, V.; KUNCORO, A.; TURNER, M. Industrial development in cities. *Journal of Political Economy*, v. 103, n. 5, p. 1067–1090, 1995.
- HOOVER, E. M. The measurement of industrial localization. *The Review of Economic Statistics*, v. 18, n. 4, p. 162–171, 1936.
- JACOBS, J. *The Economy of Cities*. [S.l.]: Vintage, 1969.
- KRUGMAN, P. Scale economies, product differentiation, and the pattern of trade. *American Economic Review*, n. 70, n. 5, p. 950-959, 1980.
- MARSHALL, A. *Principles of economics*. [S.l.]: Macmillan London, 1890.
- MAUREL, F. Évolutions locales de l'industrie 1982-1992 et convergence régionale. *Économie & Prévision*, v. 131, n. 5, p. 77–91, 1997.
- OHLIN, B. *Interregional and international trade*. Mass., Harvard University Press, 1967.
- OTSUKA, A.; YAMANO, N. *Industrial agglomeration effects on regional economic growth: A case of Japanese regions*. Regional Economics Applications Laboratory (REAL), 2008. (Working paper, n. 08-T-2)
- PACI, R.; USAI, S. Agglomeration economies, spatial dependence and local industry growth. *Revue d'Économie Industrielle*, n. 3, p. 87–109, 2008.
- PORTER, M. E. The competitive advantage of nations. *Harvard Business Review*, v. 68, n. 2, p. 73–93, 1990.
- ROCHA, R. M.; BEZERRA, F. M.; MESQUITA, C. S. Uma análise dos fatores de aglomeração da indústria de transformação brasileira. *Revista Economia*, v. 14, n. 1A, p. 61–90, 2013.
- ROCHA, R. M.; MOURA, K. H. D. L. Distribuição espacial das indústrias no Brasil: Uma análise a partir de modelos de escolha discreta. In: *Anais do XLIII Encontro Nacional de Economia [Proceedings of the 43rd Brazilian Economics Meeting]* from ANPEC - Associação Nacional dos Centros de Pós-graduação em Economia [Brazilian Association of Graduate Programs in Economics], n. 170, Florianópolis – SC, 2016.
- ROCHA, R. M.; MAGALHAES, A. M.; TAVORA JÚNIOR, J. L. Aglomerações Geográficas e Sistemas Produtivos Locais: uma Análise para o Arranjo Produtivo de Informática de Recife. *Revista Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos*, v. 3, n. 2, p. 2-36, 2009.
- RODRIK, D. What's so special about china's exports? *China & World Economy*, v. 14, n. 5, p. 1–19, 2006.
- SILVA, M. V. B.; SILVEIRA NETO, R. M. Crescimento do emprego industrial no Brasil e geografia econômica: Evidências para o período pós-real. *Revista Economia*, v. 8, n. 2, p. 269–288, 2007.
- SILVA, M. V. B.; SILVEIRA NETO, R. M. Dinâmica da concentração da atividade industrial no Brasil entre 1994 e 2004: uma análise a partir de economias de aglomeração e da nova geografia econômica. *Economia Aplicada*, v. 13, n. 2, p. 299–331, 2009.
- SILVA, M. V. B. *Concentração e crescimento regional do emprego industrial no Brasil, no período 1994-2004: uma análise a partir das economias de aglomeração e da nova geografia econômica*. 2006. 176f. Tese (Doutorado em Economia) — Universidade Federal de Pernambuco - PIMES, Pernambuco, Recife, 2006.

- SILVEIRA NETO, R. M. Concentração industrial regional, especialização geográfica e geografia econômica: evidências para o Brasil no período 1950-2000. *Revista Econômica do Nordeste*, v. 36, n. 2, p. 189–208, 2005.
- SUZIGAN, W.; GARCIA, R.; FURTADO, J. *Governança de sistemas de MPMEs em clusters industriais*. Texto apresentado no Seminário Internacional - Políticas para Sistemas Produtivos Locais de MPMEs. Rio de Janeiro, 11-13 de março de 2002. Disponível em: < <http://www.ie.ufrj.br/redesist/NTF2/NT%20Suzigan.PDF> >. Acesso em: 13 jun. 2017.
- SUZIGAN, W.; FURTADO J.; GARCIA, R.; SAMPAIO, S. Clusters ou sistemas locais de produção: mapeamento, tipologia e sugestões de políticas. *Revista de Economia Política*, v. 24, n. 4, p. 543–562, 2004.
- WOOLDRIDGE, J. M. *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. [S.l.]: MIT press, 2010.

Apêndice

Tabela A.1 – Resultados dos estimadores OLS, FE e 2SLS

continua

		Modelos											
Variáveis Explicativas	OLS3	FE1	FE2	2SLS	OLS3	FE1	FE2	2SLS	OLS3	FE1	FE2	2SLS	
	Variável dependente: l_{t+1}				Variável dependente: ls_{t+1}				Variável dependente: lr_{t+1}				
Div. 24	$\ln(esp)$	0,691***	0,646***	0,721***	0,669***	-0,086	-0,347***	-0,348***	-0,436*	-0,082	-0,338***	-0,338***	-0,432*
	$\ln(div)$	0,099	-0,769***	-0,039	-0,757**	-0,011	-0,029	-0,040	-0,645*	-0,021	-0,070	-0,074	-0,768**
	$\ln(comp)$	0,054	-0,015	0,052	0,039	0,012	0,0592	0,058	0,043	0,026	0,080	0,080	0,068
	$\ln(tm)$	0,348**	-0,018	0,044	0,029	-0,007	0,126	0,125	0,149	-0,002	0,130	0,130	0,160
	$\ln(den)$	0,529***		1,345***	1,269***	0,043*		-0,019	-0,110	0,044*		-0,006	-0,112
	_cons	5,783***	6,131***	4,230***		-0,075	-0,161**	-0,134		-0,151**	-0,245***	-0,236	
	N	395	395	395	361	395	395	395	361	395	395	395	361
	Teste de Esp. de Hausman FE vs RE			(0,000)								(0,000)	
	Teste Sargan-Hansen				(0,4125)				(0,5542)				(0,5588)
	Teste Endogeneidade $\ln(esp)$				(0,7413)				(0,9965)				(0,9925)
Div. 29	$\ln(esp)$	0,894***	0,363	0,474**	0,373	-0,132*	-0,488**	-0,491**	-0,592**	-0,139*	-0,497**	-0,485***	-0,575**
	$\ln(div)$	0,116	-0,907**	0,229	0,692*	0,101*	0,303*	0,280	0,719*	0,088	0,197	0,321*	0,756*
	$\ln(comp)$	0,067	0,046	0,097	0,167**	0,039	0,082	0,081	0,160*	0,037	0,081	0,087	0,166*
	$\ln(tm)$	0,076	0,112	0,019	0,206	-0,047	-0,024	-0,022	0,179	-0,045	-0,021	-0,031	0,149
	$\ln(den)$	0,517***		1,842***	1,878***	0,028		-0,038	0,045	0,032		0,201	0,316
	_cons	4,958***	5,342***	2,119***		-0,044	-0,164***	-0,096		-0,155	-0,296***	-0,649*	
	N	329	329	329	292	329	329	329	292	329	329	329	292
	Teste de Esp. de Hausman FE vs RE			(0,000)								(0,000)	
	Teste Sargan-Hansen				(0,0717)				(0,0075)				(0,0327)
	Teste Endogeneidade $\ln(esp)$				(0,9737)				(0,8590)				(0,9540)

Tabela A.1 – Resultados dos estimadores OLS, FE e 2SLS

		Modelos											
Variáveis Explicativas	OLS3	FE1	FE2	2SLS	OLS3	FE1	FE2	2SLS	OLS3	FE1	FE2	2SLS	
	Variável dependente: l_{t+1}				Variável dependente: ls_{t+1}				Variável dependente: lr_{t+1}				
Div. 30	$\ln(esp)$	0,910***	0,678	0,566	0,596*	0,042	-0,341	-0,344	-0,192	0,053	-0,275	-0,324	-0,164
	$\ln(div)$	0,575*	-1,133	-0,514	-0,304	0,298	0	-0,015	0,082	0,206	-0,104	0,165	0,191
	$\ln(comp)$	-0,042	-0,078	-0,094	-0,108	-0,116	-0,098	-0,098	-0,104	-0,081	-0,064	-0,071	-0,083
	$\ln(tmf)$	-0,219	-0,287	-0,274	-0,320	-0,504**	-0,360	-0,360	-0,494	-0,444*	-0,342	-0,336	-0,496
	$\ln(den)$	0,318***		1,188**	1,139***	0,023		0,022	-0,019	0,038		0,516*	0,529*
	_cons	3,916***	4,899***	1,067		-0,111	-0,004	-0,077		-0,182	-0,040	-1,704*	
	N	76	76	76	69	76	76	76	69	76	76	76	69
	Teste de Esp. de Hausman FE vs RE			(0,0148)					(0,1020)			(0,0488)	
	Teste Sargan-Hansen				(0,2598)				(0,2168)				(0,5285)
	Teste Endogeneidade $\ln(esp)$				(0,9706)				(0,5903)				(0,4774)
Div. 31	$\ln(esp)$	0,684***	0,617**	0,672***	0,674***	-0,119	-0,340*	-0,335*	-0,337*	-0,121	-0,332*	-0,324*	-0,325*
	$\ln(div)$	0,212**	-0,927***	-0,155	-0,065	0,027	-0,220	-0,154	-0,083	0,032	-0,161	-0,041	-0,078
	$\ln(comp)$	0,191**	0,048	0,001	0,088	0,011	0,001	-0,003	0,081	0,009	0,001	-0,006	0,080
	$\ln(tmf)$	0,570***	0,069	-0,132	0,041	0,054	-0,105	-0,122	0,052	0,053	-0,105	-0,136	0,031
	$\ln(den)$	0,415***		1,273***	1,283***	0,257		0,175	0,117	0,027		0,198	0,255
	_cons	4,931***	5,255***	2,345***		-0,032	-0,376**	-0,623		-0,102	-0,424**	-0,877	
	N	224	224	224	202	224	224	224	202	224	224	224	202
	Teste de Esp. de Hausman FE vs RE			(0,000)					(0,000)			(0,000)	
	Teste Sargan-Hansen				(0,4619)				(0,4053)				(0,4489)
	Teste Endogeneidade $\ln(esp)$				(0,7633)				(0,7950)				(0,7713)

Tabela A.1 – Resultados dos estimadores OLS, FE e 2SLS

continua

		Modelos											
Variáveis Explicativas		OLS3	FE1	FE2	2SLS	OLS3	FE1	FE2	2SLS	OLS3	FE1	FE2	2SLS
		Variável dependente: l_{t+1}				Variável dependente: ls_{t+1}				Variável dependente: lr_{t+1}			
Div. 32	$\ln(esp)$	1,134***	1,234***	0,940**	1,186**	0,213	0,036	-0,093	0,186	0,268*	0,131	0,033	0,420
	$\ln(div)$	1,709***	0,701	-0,548	0,276	0,850*	0,089	-0,459	0,294	0,939**	0,159	-0,253	0,400
	$\ln(comp)$	-0,110	-0,037	-0,010	-0,039	-0,027	-0,045	-0,033	-0,059	-0,033	-0,047	-0,038	-0,064
	$\ln(tmf)$	-0,494	-0,681**	-0,460	-0,759	-0,549*	-0,497*	-0,400	-0,731	-0,646*	-0,629*	-0,556*	-1,004
	$\ln(den)$	0,414***		-1,479*	-1,420**	0		-0,648	-0,542	0,096*		-0,4882	-0,298
	_cons	2,788***	4,178***	9,456**		-1	0	2,050		-0,770*	-0,312*	1,428	
	N	72	72	72	66	72	72	72	66	72	72	72	66
	Teste de Esp. de Hausman FE vs RE			(0,000)					(0,0471)				(0,2821)
Teste Sargan-Hansen				(0,8832)				(0,7907)				(0,8710)	
Teste Endogeneidade $\ln(esp)$				(0,3615)				(0,3247)				(0,1646)	
Div. 33	$\ln(esp)$	0,624***	0,733***	0,678***	0,955***	-0,119	-0,306**	-0,316**	-0,069	-0,127*	-0,330**	-0,333**	-0,101
	$\ln(div)$	0,414***	-1,350***	-0,215	-0,236	0,115	-0,576*	-0,364*	-0,246	0,144*	-0,362	-0,294	-0,159
	$\ln(comp)$	-0,077	-0,077	-0,100	-0,056	-0,052	-0,088	-0,092	-0,046	-0,064	-0,098	-0,100	-0,061
	$\ln(tmf)$	0,056	-0,114	-0,192	-0,478*	-0,116	-0,170	-0,185	-0,442*	-0,128	-0,162	-0,167	-0,416*
	$\ln(den)$	0,439***		1,613***	1,724***	0,036		0,301	0,296	0,033		0,097	0,124
	_cons	3,490***	3,906***	0,523		-0,037	-0,306**	-0,939		-0,101	-0,315**	-0,519	
	N	233	233	233	210	233	233	233	210	233	233	233	210
	Teste de Esp. de Hausman FE vs RE			(0,000)					(0,000)				(0,000)
Teste Sargan-Hansen				(0,8338)				(0,9503)				(0,9014)	
Teste Endogeneidade $\ln(esp)$				(0,0759)				(0,1162)				(0,1422)	

Tabela A.1 – Resultados dos estimadores OLS, FE e 2SLS

		Modelos												Conclusão
Variáveis Explicativas	OLS3	FE1	FE2	2SLS	OLS3	FE1	FE2	2SLS	OLS3	FE1	FE2	2SLS		
	Variável dependente: l_{t+1}				Variável dependente: ls_{t+1}				Variável dependente: lr_{t+1}					
Div. 34	$\ln(esp)$	0,587***	0,465**	0,599***	0,090	-0,070	-0,409***	-0,389***	-0,913***	-0,070	-0,430***	-0,397***	-0,940***	
	$\ln(div)$	0,231**	-0,839***	0,148	0,471	0,009	0,047	0,198	0,419	0,004	0,003	0,247*	0,461	
	$\ln(comp)$	0,078	-0,031	0,011	0,011	-0,011	0,003	0,009	0,007	-0,011	0,003	0,013	0,010	
	$\ln(tmf)$	0,483***	0,011	-0,243	0,242	-0,106	-0,173	-0,212	0,278	-0,111	-0,158	-0,221	0,284	
	$\ln(den)$	0,377***		1,496***	1,433***	0,030		0,229	0,223	0,034		0,371	0,396*	
	_cons	5,029***	4,804***	2,163***		-0,151	-0,548***	-0,951*		-0,246*	-0,647***	-1,302**		
	N	334	334	334	294	334	334	334	294	334	334	334	294	
	Teste de Esp. de Hausman FE vs RE			(0,000)									(0,000)	
	Teste Sargan-Hansen				(0,6087)				(0,3407)					(0,5009)
	Teste Endogeneidade $\ln(esp)$				(0,1630)				(0,1639)					(0,1415)
Div. 35	$\ln(esp)$	0,699***	0,684**	0,824***	1,214**	-0,163	-0,152	-0,241	0,020	-0,167	-0,165	-0,251	-0,074	
	$\ln(div)$	0,270*	-1,558**	-0,376	-1,035	0,103	0,226	-0,533	-0,835	0,110	0,367	-0,356	-0,804	
	$\ln(comp)$	-0,023	-0,130	-0,096	-0,165	-0,056	-0,116	-0,137	-0,218*	-0,054	-0,106	-0,127	-0,218*	
	$\ln(tmf)$	0,118	-0,588	-0,518	-1,150*	0,022	-0,347	-0,392	-0,884	0,032	-0,338	-0,381	-0,770	
	$\ln(den)$	0,475***		1,937*	1,643***	0,020		-1,243	-1,654***	0,016		-1,184	-1,475***	
	_cons	3,955***	4,035***	-0,382		-0,040	-0,310	2,525		-0,170	-,437*	2,263		
	N	156	156	156	133	156	156	156	133	156	156	156	133	
	Teste de Esp. de Hausman FE vs RE			(0,000)									(0,000)	
	Teste Sargan-Hansen				(0,0450)				(0,0188)					(0,0498)
	Teste Endogeneidade $\ln(esp)$				(0,9819)				(0,5651)					(0,6199)

Nota: * $p < 0,05$; ** $p < 0,01$; *** $p < 0,001$, indicam que as estimativas são significativas a menos de 5%, 1% e 0,1%, respectivamente. Todos os modelos foram estimados com correção para heterocedasticidade. Probabilidades das estatísticas dos testes entre (.). H_0 do Teste de Especificação de Hausman FE vs RE: o modelo de efeitos aleatórios é adequado para os dados (*difference in coefficients not systematic*). H_0 do Teste Sargan-Hansen: os instrumentos são válidos, isto é, não correlacionados com o termo de erro. H_0 do Teste Endogeneidade do Regressor $\ln(esp)$: os regressores endógenos especificados podem realmente ser tratados como exógenos.

Fonte: Elaboração própria com dados da pesquisa.

Tabela A.2 – Estatísticas descritivas

Variável	Divisão 24				Divisão 29			
	Média	D. Padrão	Mínimo	Máximo	Média	D. Padrão	Mínimo	Máximo
l_{t+1}	5,817	1,798	1,609	9,343	5,228	1,686	1,609	8,906
ls_{t+1}	0,0829	0,534	-2,968	4,352	0,098	0,537	-2,781	3,611
lr_{t+1}	0,012	0,522	-3,168	3,799	-0,001	0,533	-2,929	3,331
$\ln(esp)$	-0,836	1,196	-4,363	2,227	-0,657	0,972	-3,379	1,728
$\ln(div)$	-0,294	0,527	-1,685	1,385	-0,300	0,525	-1,683	1,366
$\ln(comp)$	0,588	1,109	-3,612	2,848	0,429	0,972	-3,099	2,188
$\ln(tmf)$	-0,701	0,974	-3,423	2,471	-0,478	0,800	-2,080	2,057
$\ln(den)$	1,620	1,633	-1,413	5,684	1,839	1,615	-1,413	5,684
	Divisão 30				Divisão 31			
l_{t+1}	4,873	1,715	0,000	7,317	4,795	194,731	0,000	8,135
ls_{t+1}	0,084	0,725	-4,418	2,564	0,103	0,445	-1,275	2,261
lr_{t+1}	0,044	0,698	-4,506	2,358	0,037	0,444	-1,238	2,298
$\ln(esp)$	-0,036	1,577	-3,207	2,776	-0,984	1,436	-4,337	1,825
$\ln(div)$	-0,018	0,388	-0,992	0,790	-0,202	0,557	-1,684	1,352
$\ln(comp)$	0,167	1,322	-3,056	2,645	0,727	1,327	-3,109	2,709
$\ln(tmf)$	-0,226	0,970	-2,877	1,734	-0,908	1,222	-3,939	2,025
$\ln(den)$	3,224	1,836	-0,040	5,684	2,317	1,719	-0,539	5,684
	Divisão 32				Divisão 33			
l_{t+1}	4,870	1,388	1,098	6,961	3,905	1,605	0,000	7,210
ls_{t+1}	-0,058	0,601	-3,060	1,734	0,106	0,605	-3,715	2,028
lr_{t+1}	-0,025	0,577	-2,961	1,794	0,037	0,594	-3,689	2,041
$\ln(esp)$	0,293	1,111	-2,145	2,232	-0,592	1,180	-3,759	2,570
$\ln(div)$	0,108	0,315	-0,398	1,312	-0,335	0,610	-1,696	1,587
$\ln(comp)$	0,150	1,157	-3,004	2,519	0,337	0,981	-3,813	1,622
$\ln(tmf)$	-0,380	0,915	-3,030	1,465	-0,471	0,925	-2,536	3,062
$\ln(den)$	3,362	1,744	1,073	5,684	2,275	1,741	-1,413	5,684
	Divisão 34				Divisão 35			
l_{t+1}	4,363	1,589	0,693	9,066	4,248	2,015	0,000	9,328
ls_{t+1}	0,000	0,512	-3,675	3,594	0,037	0,815	-3,650	3,091
lr_{t+1}	0,0823	0,507	-3,597	3,672	-0,115	0,801	-3,712	3,069
$\ln(esp)$	-1,166	1,085	-4,952	1,369	-0,803	1,676	-4,980	3,206
$\ln(div)$	-0,325	0,544	-1,677	1,312	-0,226	0,644	-1,680	2,763
$\ln(comp)$	0,917	1,126	-2,753	2,636	0,887	1,605	-3,855	3,383
$\ln(tmf)$	-1,201	0,875	-3,607	1,694	-0,926	1,518	-4,727	2,297
$\ln(den)$	1,766	1,651	-1,413	5,684	2,278	1,865	-1,558	5,682

Fonte: Elaboração própria com dados da pesquisa.

**PROGRAMA SAÚDE TODA VIDA DO ESTADO DE SERGIPE: UMA ANÁLISE
CONTRAFATUAL (2007-2012)*¹**

Hélio Wanderley Sobral Carvalho Neto

International Accelerator Finance Manager

E-mail: heliorn@gmail.com

Marco Antonio Jorge

Professor do Departamento de Economia da

Universidade Federal de Sergipe (UFS)

E-mail: mjorge@ufs.br

Fernanda Esperidião

Professora do Departamento de Economia da

Universidade Federal de Sergipe (UFS)

E-mail: nandaesper16@gmail.com

RESUMO: Este trabalho objetiva avaliar alguns resultados do Programa Saúde Toda Vida, aplicado no estado de Sergipe entre os anos de 2007 e 2012, em especial seu impacto sobre os indicadores de taxa de mortalidade infantil, percentual de óbitos mal definidos e taxa de internação hospitalar ligada à atenção básica. Para tanto, apresenta-se uma breve revisão da literatura acerca da ótica da Economia da Saúde e da análise gerencial, além de uma breve descrição do Programa Saúde Toda Vida. A estratégia empírica adotada envolve a elaboração de um contrafactual através de um controle sintético, desenvolvida por Abadie, Diamond e Hainmueller (2010). Os resultados indicam que o Programa Saúde Toda Vida teve desempenho expressivo na redução da taxa de internações hospitalares ligadas à atenção básica quando comparado ao seu controle sintético.

Palavras-chave: Economia da saúde; Controle sintético; Programa Saúde Toda Vida.

Classificação JEL: I18; H75; C63.

ABSTRACT: This study aims to evaluate some results of the Saúde Toda Vida Program, implemented in the state of Sergipe between 2007 and 2012, mainly, its impact on indicators of child mortality rate, percentage of ill-defined deaths, and hospitalization related to basic care rate. Initially it presents a brief review of the literature from a perspective of Health Economics and a managerial analysis besides of a brief description of the Saúde Toda Vida Program. The empirical strategy used draws up a counterfactual through a synthetic control, developed by Abadie, Diamond e Hainmueller (2010). The results indicate that the Saúde Toda Vida Program had an impressive effect in reducing the rate of hospital admissions related to primary care, compared to its synthetic control.

Keywords: Health economics; Synthetic control; *Saúde Toda Vida* Program.

JEL Code: I18; H75; C63.

¹ Os autores agradecem às sugestões dos pareceristas da Revista. Evidentemente, erros remanescentes são de exclusiva responsabilidade dos autores.

1. Introdução

O confronto entre gnose, ideais e conceitos entre as ciências da saúde e as ciências econômicas gerou, no decorrer da história, entraves ao estudo da obtenção da melhor eficiência dos serviços de saúde. A existência de um duelo ético entre saúde, a qual possui uma via individualista, e economia, expoente do bem comum ou dito social, gera no perpassar da história dessas duas ciências restrições ao estudo das políticas de gestão eficiente nos serviços de saúde.

Assim, a Economia da Saúde surge como uma forma de planejamento sobre saúde pública e, uma vez alinhada à eficiência do Estado na provisão desse bem público e integrada a teorias, como a Gerencial, pode proporcionar uma mudança em quadros como o do estado de Sergipe, o qual apresenta uma expansão em seus gastos entre 2004 e 2014, porém a qualidade no serviço entregue à população não evolui na mesma proporção. Uma hipótese para a relação inversa entre evolução de gastos e queda na qualidade do serviço funda-se na má gestão dos recursos disponibilizados.

Segundo a Lei Complementar nº 141, promulgada em 13 de janeiro de 2012, as despesas com ações e serviços de saúde devem ser financiadas por movimentações em seus recursos de saúde, e o Fundo de Saúde, mantido pela União, estados e municípios, forma-se como a unidade orçamentária e gestora de recursos voltados para a saúde pública. Para receberem os recursos federais, os estados e municípios deverão contar com os Fundos de Saúde² e Conselhos de Saúde³.

Buscando descentralizar a oferta de atenção básica e racionalizar a gestão do gasto público no estado, o governo sergipano implementou o Programa Saúde Toda Vida entre os anos de 2007 e 2012, o qual previa a construção de 75 postos de saúde nos municípios sergipanos e a gestão dos recursos através de uma Fundação. No mesmo período, o estado de Sergipe desfrutou de um aumento real de 65% no valor das transferências de recursos federais vinculadas a despesas com saúde⁴.

Nesse sentido, configura-se como problema da pesquisa: a referida política pública teria sido eficiente? A hipótese levantada é a de que, com o aumento do investimento e a maior eficiência na aplicação dos recursos públicos, deve ter havido uma melhoria na área da saúde no estado de Sergipe.

Assim, o objetivo geral do trabalho é avaliar o desempenho de alguns indicadores de resultado da referida política de saúde. O problema é que a comparação ideal para tal análise – Sergipe com o Programa Saúde Toda Vida x Sergipe sem a referida política – não é factível, dada a impossibilidade de observação do estado sem a implementação da política no período observado.

Dessa forma, neste trabalho, utiliza-se o método de construção de um contrafactual através de um controle sintético, que busca comparar a unidade tratada, o estado de Sergipe, com unidades que não foram tratadas pelo Programa Saúde Toda Vida, no presente caso, os demais estados nordestinos. Assim, a pesquisa pode ser classificada como exploratória e aplicada.

A contribuição do presente trabalho reside então em dois aspectos: (i). trata-se do primeiro trabalho a analisar o referido programa e (ii). emprega um método ainda pouco utilizado no Brasil, qual seja, o controle sintético⁵.

Para atingir o objetivo proposto, o artigo estrutura-se em mais quatro seções, além da presente introdução. A próxima traz um breve referencial teórico, além de uma rápida caracterização do Programa Saúde Toda Vida, implantado no estado de Sergipe entre os anos de 2007 e 2012. Na terceira seção, apresenta-se a estratégia empírica, enquanto a seção seguinte apresenta e analisa os resultados obtidos. Por fim, na última seção, são apresentadas as considerações finais do trabalho.

² Constituído como uma unidade orçamentária e gestora dos recursos destinados a ações e serviços de saúde.

³ Assim, como a elaboração de um plano de saúde aprovado por este, onde conste a contrapartida de recursos no orçamento do Estado e Município.

⁴ Ver em <http://aplicacao.saude.gov.br/portaltransparencia/index.jsf>.

⁵ As contribuições citadas podem ser evidenciadas uma vez que, após busca feita na produção científica na plataforma Sucupira da Capes, utilizando o critério Qualis e escolhendo os bancos de dados 'SCOPUS' e o 'Web Of Science' como fonte de pesquisa de publicações relevantes dentro da Economia da Saúde, não foram encontrados trabalhos similares. A estratégia adotada neste trabalho foi a mesma utilizada em REIS et al. (2017).

2. Referencial teórico e tipificação do Programa Saúde Toda Vida

Um avanço na Economia da Saúde demanda uma flexibilização das duas ciências, que no caso do pesquisador econômico deve buscar assimilar que as instituições de saúde e aqueles que as abastecem não se tratam apenas de organizações que distribuem bens e serviços. De uma forma de integração entre as áreas de Economia e da Saúde surge a Economia da Saúde, com a publicação de artigo seminal escrito por Kenneth Arrow (1963).

Nesse artigo, o autor introduz os conceitos fundamentais da área, focalizando aspectos de financiamento, para apresentar uma estrutura sobre a qual fundamentam-se as discussões posteriores sobre o tema (NERO, 2002).

Nas décadas seguintes, trabalhos importantes foram realizados sobre a Economia da Saúde, tais como: Culyer, Wiseman e Walker (1977); Abel-Smith (1976); Culyer (1980); Mooney (1987); Williams (1988) apud Pereira (1990); Saes (2000) e Nero (2002).

De forma resumida, o artigo de Culyer, Wiseman e Walker (1977) reúne 1.491 trabalhos, classificados em seções, em ordem cronológica, a partir de 1920, com seções diversas, trabalhos gerais e introdutórios; demanda de saúde; oferta de serviços de saúde; organização e financiamento de serviços de saúde; planejamento de sistemas de saúde; estudos de utilização; e bibliografias. Já Abel-Smith (1976) descreve aspectos qualitativos e éticos das condições de vida das populações.

Culyer (1980) e Mooney (1987) procuram examinar a *externalidade de preocupação* (*caring externality*) no campo da saúde. Embora essa investigação tenha sido inicialmente concebida como uma explicação do financiamento público de cuidados de saúde, indiretamente ela tem implicações sobre o tipo de equidade por que deve nortear-se a política do setor.

Williams (1988) destaca que a informação sobre custo-utilidade ou custo-efetividade em ações de saúde é um dos pontos chave no gerenciamento de sistemas de saúde.

Nesse sentido, Moraes et al. (2006) definem a Economia da Saúde como uma especialidade recente no Brasil que procura aliar os conhecimentos adquiridos pela Medicina (segurança do procedimento, eficácia e efetividade da intervenção) ao conceito de eficiência - originado na Economia -, com o objetivo de instrumentalizar os gestores de saúde em suas tomadas de decisão, principalmente quanto a um melhor aproveitamento de recursos frente às necessidades da sociedade.

Assim, a saúde apresenta uma dualidade, de um lado, voltada para necessidades de uma população menos favorecida, a qual possui uma assistência disforme ao longo do Brasil e, de outro lado, a estrutura voltada para o mercado e a inovação, onde participam as indústrias de tecnologia (DAIN, 2012, p.4). Isso posto, é necessário entender como equilibrar ambos os lados e alinhar com a realidade brasileira, assim como executar o papel do Estado e promover uma saúde universal, como também que essa seja moderna e eficaz.

A concepção de um Estado centralizado e burocrático não pode se aplicar a uma gestão moderna e que vise à evolução de setores fundamentais como saúde e educação. O não acompanhamento da evolução teórica do Estado brasileiro é sentido por um lapso na quantidade e na qualidade dos serviços que ele se compromete a entregar.

A busca por um Estado que ofereça um serviço de qualidade é apresentada na visão de Ripari (2012) como uma adaptação ao mundo atual e à sua velocidade na tomada de decisões, assim como a sua descentralização.

Baseado no modelo da teoria gerencial, o autor defende o privilégio à meritocracia em desempenho, assim como a provisão de serviços em detrimento de funções reguladoras, urgindo a necessidade de implantar a visão de que o servidor e o administrador devem focar no produto final, o serviço ao cidadão, que deve ser tratado como cliente.

Assim, a administração pública apresenta um modelo que se torna, a cada momento, exponencialmente questionável. Uma gestão baseada em um modelo burocrático, como a brasileira, torna-se lenta, cara, autorreferida e pouco ou nada orientada para o atendimento das demandas dos cidadãos (BRESSER-PEREIRA; SPINK, 1998, p. 241).

Em uma estrutura federativa de dimensão continental como a brasileira, uma oferta mínima de serviços públicos meritórios, como é o caso da saúde e da educação, deve ser garantida em nível local. Uma forma de se alcançar esse objetivo é através de transferências condicionadas de recursos públicos da União para estados e municípios.

As transferências de recursos públicos são, então, ferramentas utilizadas pela Administração Pública Federal, através de seus órgãos, ramificações e entidades, para órgãos, ramificações e entidades de suas unidades federadas, como também com entidades privadas sem fins lucrativos, que busquem objetivo final de interesse mútuo (BRASIL, 2014).

Assim, a Constituição Federal (CF), em seu artigo 198, traz a questão de que as ações e serviços públicos de saúde devem integrar uma rede regionalizada e hierarquizada, dando forma a um sistema único, descentralizado, com direção única conforme a esfera governamental.

Tal sistema será financiado, segundo o artigo 195 (CF), pelos recursos do orçamento da seguridade social de todas as entidades da federação, sejam eles federais, estaduais ou municipais. Ainda no tocante à CF, de acordo com a Emenda Constitucional nº 29, de 2000, existem percentuais mínimos que devem ser anualmente aplicados em ações e serviços públicos de saúde.

O processo de criação do SUS baseia-se na promulgação da nova CF em 1988, a qual, em seu capítulo de Seguridade Social e em especial no Artigo 196, descreve que "a saúde é direito de todos e dever do Estado, garantido mediante políticas sociais e econômicas que visem à redução do risco de doença e de outros agravos e ao acesso universal e igualitário às ações e serviços para sua promoção, proteção e recuperação"; bem como na promulgação das Leis nº 8.142, de 28 de dezembro de 1990 e 8.080, de 19 de setembro de 1990, as quais criam a possibilidade do direito à saúde integral.

Todavia, os princípios nele contidos não foram integralmente efetivados, tais como a integralidade à assistência, a descentralização e o acesso universal à saúde. Com o objetivo de tornar esses princípios parte da realidade, em 2007, foi implementado pelo Governo de Sergipe o Programa Saúde Toda Vida, que tem como foco a garantia da saúde como direito do cidadão em qualquer momento da sua vida.

Assim, o Programa Saúde Toda Vida baseia-se na reestruturação da gestão do SUS em nível estadual, conforme os preceitos da administração pública gerencial anteriormente elencados, como também nos próprios princípios do SUS, ainda não integralmente aplicados. Entre eles estão Reorganização do Controle Social; Criação das Fundações Estatais; Regulamentação da Emenda Constitucional nº 29; Reforma Administrativa e Gerencial; Formação e Educação Permanente em Saúde.

O Programa, então, busca consolidar o governo estadual como coordenador do sistema, indutor de políticas, mas principalmente tendo papel complementar ao dos municípios como produtor de serviços de saúde, contribuindo para uma melhor distribuição de esforços entre os três entes da Federação.

Para tanto, entre 2008 e 2012, foram construídas 64 clínicas de saúde – o estado possui 75 municípios – com o objetivo de descentralizar o serviço, provendo-o em nível municipal. Também foi alterado o Conselho Estadual de Saúde, o qual não previa uma paridade entre usuários, os quais representavam 50% (cinquenta por cento), enquanto os outros 50% eram compostos de gestores, trabalhadores e prestadores.

Com a Lei nº 6.300 de 19 de dezembro de 2007, cria-se o novo conselho, que confere maior poder às corporações de trabalhadores e usuários, transformando-o em um conselho paritário, que separa as eleições dos conselheiros das conferências de saúde e confere poderes ao conselho de homologar o padrão de integralidade que seria praticado no Estado de Sergipe (DIAS JUNIOR et al., 2011, p. 76).

Dessa forma, embora não seja um objetivo explícito do Programa, espera-se que este contribua para reduzir as internações por causas ligadas à atenção básica, na medida em que a construção de postos de saúde nos municípios permite o atendimento rápido a problemas de menor complexidade, diminuindo a pressão sobre os hospitais da rede pública.

Existe uma variável *proxy* para mensurar essas internações, intitulada internações por condições sensíveis à atenção primária e disponibilizada pelo DATASUS. Estudos demonstram que

altas taxas de internações desse tipo estão associadas a deficiências na cobertura dos serviços e/ou à baixa resolutividade da atenção primária para determinados problemas de saúde (ALFRADIQUE et al., 2009).

Outro possível impacto positivo do Programa Saúde Toda Vida diz respeito ao grau de qualidade da informação sobre causas de morte, em decorrência da melhor organização e do ganho de racionalidade do sistema. Assim, observar-se-á a evolução da proporção de óbitos por causas mal definidas – variável frequentemente associada a deficiências na disponibilidade de recursos médico-assistenciais, inclusive para diagnóstico.

3. Estratégia empírica

Estudos de caso concentram-se, comumente, em ocorrências, eventos ou intervenções específicas. Em sua maioria, o objetivo é detectar os efeitos desses e os seus resultados, onde investigadores buscam posicionar uma ou mais unidades expostas à intervenção, ocorrência ou evento, ao lado daquelas que não o foram.

Observa-se que a análise dos efeitos de um programa como o Saúde Toda Vida é essencialmente um problema de *missing values*, já que não é possível observar uma determinada localidade simultaneamente com e sem o tratamento (STATACORP, 2015).

Assim, inexistente a possibilidade de obter um comparativo após a aplicação da política pública denominada Saúde Toda Vida no estado de Sergipe, isto é, não se pode observar os dados na condição de “tratado” e “não tratado”, fazendo-se necessária, então, para análise desta política pública, a construção de um contrafactual para substituir os *missing values*

No caso deste trabalho, é necessário avaliar os resultados para o estado de Sergipe, porém não possuímos um “outro” estado similar ou idêntico para comparar o desempenho da política estudada. Para este fim, adotamos o método do controle sintético, que consiste em criar uma combinação linear dos demais estados nordestinos, a qual se aproxime do que era o estado de Sergipe no período pré-intervenção.

Dentre as vantagens do controle sintético, podem-se mencionar: i. performa melhor que o estimador de diferenças em diferenças (DID) quando existe uma única unidade tratada. Nestes casos, Conley e Taber (2011) mostram que o estimador DID é não viesado, porém, inconsistente; ii. a possibilidade de interação dos efeitos fixos com o tempo proporciona uma vantagem com relação à estimação de dados em painel, pois permite um controle mais adequado dos efeitos não observados sobre os resultados; iii. por fim, o método do controle sintético proporciona um pareamento (*matching*) mais apropriado, tendo em vista que as demais unidades federativas nordestinas, tomadas isoladamente, não são tão similares ao estado de Sergipe, como o é uma combinação linear delas (ABADIE; DIAMOND; HAINMUELLER, 2010; SILVEIRA NETO et al., 2013).

Dessa forma, utiliza-se um modelo que:

provê uma justificativa para o uso de métodos de controle sintético em pesquisa comparativa de estudo de caso. Suponha que observemos $J + 1$ regiões. Sem perda de generalidade, suponha também que apenas a primeira região está exposta à intervenção de interesse, de modo que temos J regiões restantes como potenciais controles. Baseando-se na literatura de pareamento estatístico, referimo-nos ao conjunto de controles potenciais como “pool de doadores”. Além disso, sem perda de generalidade e para simplificar a notação, suponha que após algum período de intervenção inicial, a primeira região esteja ininterruptamente exposta à intervenção de interesse (ABADIE; DIAMOND; HAINMUELLER, 2010, p. 494).

Segundo Silveira Neto et al. (2013), busca-se uma síntese desta estratégia e esta inicia-se com apresentação de uma estrutura dos dados em painel, que se faz necessária para o método. Considera-se, então, um painel com observações de um conjunto $I_C + 1$ de estados, considerando um período de T anos, no qual I_C representa o número de estados não tratados considerados. Assume-se que a política pública é aplicada apenas no estado tratado no ano T_0 , com $1 \leq T_0 < T$.

Denotando o valor dos indicadores foco da avaliação (taxa de mortalidade infantil, óbitos por causas mal definidas e internações hospitalares ligadas à atenção básica), do estado “i” com e sem tratamento, respectivamente: Y_{it}^I e Y_{it}^N , o método tem por objetivo obter estimativas para:

$$\tau_{it} = Y_{it}^I - Y_{it}^N = Y_{it} - Y_{it}^N \text{ para } t > T_0 \quad (1)$$

Em que $Y_{it}^I = Y_{it}$, já que esse valor é observável.

Buscam-se, então, estimativas para Y_{it}^N com base nos dados dos demais IC estados assumindo que os valores são gerados, de acordo com Abadie, Diamond e Hainmueller (2010), a partir de um modelo do tipo:

$$Y_{jt}^N = \delta_t + \theta_t Z_j + \gamma_t \mu_j + \varepsilon_{jt} \quad (2)$$

em que: δ_t = fator comum aos estados com cargas fatoriais constantes, porém, desconhecido; Z_j = vetor de variáveis observáveis, não afetadas pela intervenção; μ_j = vetor de efeito específico do estado j; ε_{jt} = choques transitórios não observados.

Vale a pena observar uma característica importante do método do controle sintético, expressa no termo $\gamma_t \mu_j$ da equação anterior: a interação dos efeitos fixos dos estados com efeitos temporais, o que permite que estes variem no tempo e contribui para o controle de efeitos não observados.

A técnica procura, então, dentre os vetores de pesos $W(1 \times I_c)$, $(w_1, w_2, \dots, w_{I_c})$, sujeitos às restrições de que os pesos devem ser positivos e cuja soma deve ser igual à unidade, tal que $w_j \geq 0$ e $\sum_{j=1}^{I_c} w_j = 1$, um vetor w^* tal que: $\sum_{j=1}^{I_c} w_j^* Y_{jt} = Y_{it}$, para $1 \leq t \leq T_0$, e

$$\sum_{j=1}^{I_c} w_j^* Z_j = Z_i \quad (3)$$

A obtenção do controle sintético (vetor de pesos W^*) envolve a minimização de uma medida de distância entre os valores das variáveis do estado que sofreu a intervenção - X_1 (vetor de covariadas) -, e o mesmo conjunto de variáveis para os estados que não sofreram a intervenção no mesmo período ponderadas pelo vetor de pesos, $X_0 W$ (vetor de variáveis ponderadas) no período pré-intervenção.

Assim, considerando $\sqrt{(X_1 - X_0 W)' V (X_1 - X_0 W)}$, onde V é uma matriz simétrica positiva semidefinida que afeta o Erro Quadrado Médio do Estimador (MSPE), tal como em Abadie, Diamond e Hainmueller (2010) e Silveira Neto et al. (2013), objetiva-se escolher V de forma que o MSPE das variáveis de interesse seja minimizado no período pré-intervenção.

De forma simples, a estratégia aqui adotada buscará identificar uma combinação linear de estados do Nordeste que apresente a máxima aproximação dos valores de três indicadores de desempenho (taxa de mortalidade infantil, percentual de óbitos por causas mal definidas e taxa de internações hospitalares ligadas à atenção básica), com o estado de Sergipe, entre os anos de 2000 e 2006, período anterior à implementação do Programa Saúde Toda Vida, utilizando como controles covariadas que afetam o resultado dos indicadores selecionados, mas não são afetadas pelo referido Programa. Assim, obtém-se um contrafactual adequado para comparação com o estado de Sergipe no momento da implementação da política em tela.

Serão utilizadas como covariadas: tamanho da população, estratos etários – população infantil e idosa –, renda média domiciliar, Índice de Gini, taxa de cobertura de esgoto, número de médicos por habitante e repasses federais de saúde por habitante.

O método nos permitirá obter um grupo de controle, que se assemelhará à unidade federativa estudada, o chamado controle sintético, que terá o desempenho relativo a cada variável de interesse utilizado como o contrafactual para obtenção do impacto da política pública (SILVEIRA NETO et al., 2013).

As equações de dependência a seguir retratam as relações representadas:

$$TMI = \phi (\text{pop, menores, idosos, rendapc, gini, medicos, cobesg, repasses}) \quad (4)$$

$$OCMD = \gamma (\text{pop, menores, idosos, rendapc, gini, medicos, cobesg, repasses}) \quad (5)$$

$$TIHAB = \eta (\text{pop, menores, idosos, rendapc, gini, medicos, cobesg, repasses}) \quad (6)$$

em que TMI = Taxa de Mortalidade Infantil; OCMD=Percentual de Óbitos por Causas Mal Definidas; TIHAB = Taxa de Internações Hospitalares Ligadas à Atenção Básica; Pop = população; Menores = percentual de infantes; Idosos = percentual de idosos; Rendapc = renda média domiciliar; Gini = Índice de Gini; Médicos = médicos por habitante; Cobesg = cobertura de esgoto; e Repasses = repasses federais de saúde por habitante.

A taxa de mortalidade infantil representa o número de óbitos de crianças de até cinco anos de idade dividido pelo número de nascidos vivos, expressa em número de ocorrências por mil casos. Já o percentual de óbitos mal definidos representa a proporção de casos em que não há identificação clara da *causa mortis*, seja por ausência ou deficiência de preenchimento da certidão de óbito. Tal informação costuma ser usada como proxy para a qualidade das estatísticas produzidas pelo setor de saúde. Por fim, a taxa de internações hospitalares por causas sensíveis à atenção primária (CSAP) representa o número de internações assim classificadas de acordo com portaria do Ministério da Saúde, dividido pelo número de residentes e expresso em número de internações por dez mil habitantes. Todas as informações provem do *site* do DATASUS e estão expressas nas unidades comumente utilizadas na literatura.

Como variáveis de controle (covariadas) foram selecionadas variáveis demográficas, econômicas e de infraestrutura domiciliar, além de dois indicadores de insumo para políticas de saúde com potencial de influência sobre os indicadores previamente selecionados.

Dentre as variáveis demográficas, utilizaram-se o tamanho da população de cada estado, o percentual de crianças de até cinco anos de idade e o percentual de idosos maiores de 60 anos no total da população, todos os dados provenientes da PNAD (IBGE).

Quanto às variáveis econômicas e de infraestrutura domiciliar, foram utilizadas a renda média domiciliar, medida a partir do rendimento corrente de cada domicílio dividido por seu número de membros⁶, o Índice de Gini, calculado a partir dos domicílios com rendimento não nulo e a taxa de cobertura de esgoto, representando o percentual de moradores em domicílios com rede coletora de esgoto, ambos também provenientes da PNAD.

Por fim, como indicadores de insumo a políticas de saúde, selecionaram-se o número de médicos dividido pelo número de residentes, expresso em médicos por mil hab., bem como o valor corrente dos repasses federais referentes ao Sistema Único de Saúde (SUS) dividido pelo número de habitantes de cada estado. Ambas as informações também provêm do *site* do DATASUS.

As variáveis monetárias (renda média domiciliar e valor dos repasses) foram deflacionadas pelo INPC e estão expressas em valores reais.

A política de interesse foi aplicada no período de 2007-2012, a partir da posse de um novo governo, o que contribuiu para a definição do recorte temporal adotado no trabalho. Assume-se que seus contornos ficaram bem delineados somente a partir da referida posse e que, dessa forma, não houve mudanças comportamentais decorrentes da expectativa de alteração da política estadual de saúde nos anos anteriores. Considerou-se, então, o ano de 2007 como um *baseline* adequado e os anos de 2001 a 2006 como o período de pré-intervenção.

⁶ Em que pese o fato de que os vazamentos são muito menores em nível estadual do que em nível municipal, preferiu-se utilizar a renda média domiciliar em detrimento do PIB *per capita* para evitar um possível viés, ainda que pouco significativo.

Uma questão importante diz respeito à possível endogeneidade presente no modelo. Essa poderia provir de três fontes: de causalidade simultânea, da seleção dos municípios contemplados e do efeito de variáveis não observadas.

Com relação à causalidade reversa, a direção do efeito das variáveis escolhidas parece clara no sentido de X para Y. Uma possível exceção seria a taxa de mortalidade infantil, que poderia afetar o percentual de crianças na população, mas tal efeito, para ser palpável, demandaria um hiato de tempo considerável, bastante superior ao recorte temporal aqui utilizado, de modo que tal fonte de endogeneidade parece não afetar o modelo. De qualquer forma, na seção sobre robustez, estimar-se-á novamente o modelo com a inclusão de outras covariadas.

No que diz respeito à seleção dos municípios contemplados com a construção de postos de saúde, a escolha parece ter sido predominantemente política e foi considerada aqui como exógena. Como a política abrangeu quase todo o estado, aqui também não parece residir uma fonte preocupante de endogeneidade.

Por fim, no que tange ao efeito das variáveis não observadas, o procedimento adotado na elaboração do controle sintético, ao permitir a interação dos efeitos fixos com o tempo, possibilita o controle dos efeitos não observados, restringindo a endogeneidade proveniente dessa fonte.

Ainda assim, para assegurar a validade interna dos resultados, serão realizados alguns procedimentos adicionais, detalhados na seção de robustez.

A escolha do estado de Sergipe justifica-se por duas razões: i. é uma unidade da Federação onde não foram criados novos municípios durante o período de pré-intervenção e de análise, o que confere certa “estabilidade” à amostra e ii. trata-se de uma UF com poucos municípios, os quais foram abrangidos em percentual significativo pelo Programa (64 de 75 cidades contempladas), ou seja, este cobriu, de fato, quase a totalidade do estado.

Foram, então, utilizados os demais estados nordestinos para a construção do controle sintético (contrafactual). Restringiu-se o *pool* de doadores aos estados da Região para evitar-se maior heterogeneidade dos possíveis controles, produzindo-se assim, menor viés⁷.

Uma última observação diz respeito ao número de unidades de controle e de períodos de tempo pré-intervenção: de acordo com Abadie, Diamond e Hainmueller (2010, p. 496-7), o método do controle sintético produz resultados não viesados mesmo quando há um único período de tempo pré-intervenção disponível e não demanda um grande número de unidades de comparação. Dessa forma, nosso modelo não parece conter viés proveniente de micronumerosidade. Os resultados dessa estratégia são analisados na próxima seção.

4. Apresentação e análise dos resultados

Esta seção traz os resultados das análises de dados. Inicialmente, são apresentados os resultados das análises descritivas. Em seguida, são apresentadas as análises realizadas a partir das estimações dos controles sintéticos, bem como os procedimentos para checar a robustez dos resultados.

4.1. Análise descritiva

A Tabela 1 apresenta a evolução das covariadas e dos indicadores de desempenho para o estado de Sergipe no período de vigência do Programa Saúde Toda Vida, durante os anos de 2007 a 2012.

⁷ A inclusão da totalidade dos estados brasileiros poderia piorar a qualidade do controle, conforme Abadie, Diamond e Hainmueller (2010, p. 495): “pesquisadores buscando minimizar o viés causado pela interpolação de regiões com características muito distintas podem restringir o *pool* de doadores às regiões com características similares à região exposta ao evento ou intervenção de interesse”.

Tabela 1 – Análise Descritiva das Covariadas e Indicadores de Desempenho – Sergipe – 2007/2012

Variável	2007	2008	2009	2010	2011	2012
População	2033430	1999374	2019755	2068017	2089819	2110867
Índice de Gini	0,5399	0,5361	0,5737	0,6288	0,5560	0,5397
Renda média domiciliar <i>per capita</i>	350,87	412,63	460,51	545,16	421,32	490,79
Proporção de idosos na população	7,5	9,0	9,4	8,4	8,9	10,7
Proporção de menores de 5 anos de idade na população	10,5	10,3	10,1	8,2	8,2	8,2
Número de médicos por habitante	1,20	1,28	1,36	1,30	1,36	1,29
Percentual de moradores em domicílios com esgotamento sanitário adequado	28,28	34,24	41,74	39,49	36,03	31,10
Repasse federais por habitantes	108,86	118,27	123,09	141,20	146,01	172,84
Taxa de mortalidade na infância	26,3	23,7	22,0	21,1	20,3	19,3
Proporção de óbitos por causas mal definidas	7,2	6,6	6,5	5,4	6,5	7,0
Taxa de internação hospitalar (SUS) por causas sensíveis à atenção básica	83,15	71,59	65,30	61,94	55,09	56,61

Fonte: DATASUS, PNAD (IBGE).

Nesse período, pode-se perceber um aumento de 3,8% na população estadual, que corresponde a um incremento de cerca de 77 mil pessoas, mas esse incremento não é uniforme, na medida em que o percentual de idosos na população passa de 7,5% para 10,7% enquanto o percentual de infantes cai de 10,5% para 8,2%. A distribuição de renda piora até 2010, mas evolui positivamente nos anos seguintes, com o Índice de Gini iniciando e finalizando o período levemente abaixo de 0,54.

Pode-se notar um forte incremento da renda média domiciliar que passa de R\$ 350,87 para R\$ 490,79 (cerca de 40%). A cobertura de esgoto, no entanto, passa de 28,3% dos moradores em 2007 para 41,7% em 2009, mas recua dez p.p., representando uma cobertura de 31,1% dos moradores em 2012. Quanto aos insumos para políticas de saúde, enquanto o número de médicos fica em torno de 1,3 por mil habitantes, os repasses federais *per capita* aumentam 58,8%.

Os três indicadores de desempenho, por sua vez, apresentam evolução bastante positiva no período: a taxa de mortalidade infantil cai de 26,3 para 20,3 por mil nascidos vivos (em 2011), a proporção de óbitos mal definidos diminui de 7,2 para 6,5 e a taxa de internações hospitalares por causas ligadas à atenção primária também diminuem significativamente, caindo de 83,15 para 56,61 por dez mil habitantes.

Este comportamento alvissareiro dos indicadores de desempenho sergipano terá se repetido nos demais estados nordestinos? Teria apresentado o mesmo padrão caso o estado de Sergipe não tivesse implementado o Programa Saúde Toda Vida? Vejamos, então, o que mostram os resultados da aplicação do controle sintético.

4.2. Análise dos resultados

Inicialmente, buscou-se avaliar o impacto do Programa Saúde Toda Vida sobre a taxa de mortalidade infantil. A raiz quadrada do erro médio de previsão foi de 0,3582 e o controle sintético para o estado de Sergipe consistiu de uma média ponderada dos estados de Alagoas, Rio Grande do Norte, Paraíba e Maranhão, com maior peso para o primeiro, como mostra a Tabela 2.

Tabela 2 – Ponderação do Controle Sintético – Taxa de Mortalidade Infantil

Estado	Peso do Estado
Maranhão	0,066
Piauí	0,000
Ceará	0,000
Rio Grande do Norte	0,168
Paraíba	0,132
Pernambuco	0,000
Alagoas	0,634
Bahia	0,000

Fonte: Estimativa dos autores no software STATA 12.0.

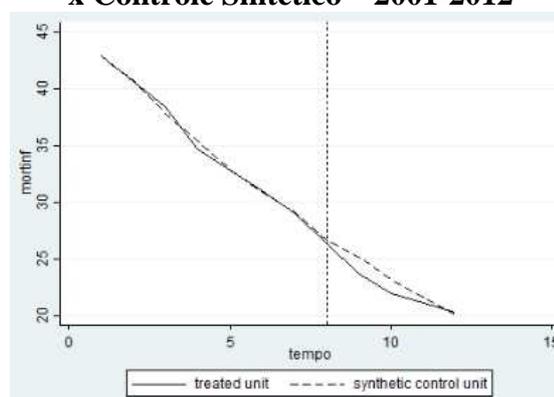
A Tabela 3 mostra a similaridade entre as covariadas para o estado e seu controle sintético retratado na tabela anterior. Repare que, à exceção da população e da cobertura de esgoto, há bastante semelhança nos demais indicadores. Assim, por exemplo, enquanto Sergipe recebeu uma média de R\$ 89,66 de repasses federais por habitante, seu contrafactual recebeu uma média de R\$ 92,02 por habitante no período pré-intervenção.

Tabela 3 – Valor das Covariadas – SE x Controle Sintético p/ Taxa de Mortalidade Infantil

	Tratado	Controle Sintético
pop	1953013	3297493
cobesg	34,89	14,18
gini	0,572	0,592
rendapc	385,94	381,93
idosos	8,62	8,81
menores	10,13	10,46
medicos	1,093	1,052
repasses	89,66	92,02

Fonte: Estimativa dos autores.

Gráfico 1 – Taxa de Mortalidade Infantil SE x Controle Sintético – 2001-2012



Fonte: Elaboração dos autores.

O Gráfico 1 mostra o desempenho da taxa de mortalidade infantil para as unidades tratada e de controle. Note que a implementação do Programa Saúde Toda Vida não produz uma quebra na tendência de queda apresentada pela variável, mas é capaz de diferenciar positivamente seu desempenho em relação ao do controle sintético no período de 2008 a 2011.

No que diz respeito ao percentual de óbitos por causas mal definidas, a raiz quadrada do erro médio de previsão foi de 4,1409 e o controle sintético consistiu exclusivamente do Rio Grande do Norte, conforme ilustrado pela Tabela 4.

Tabela 4 – Ponderação do Controle Sintético – Óbitos por Causas Mal Definidas

Estado	Peso do Estado
Maranhão	0,000
Piauí	0,000
Ceará	0,000
Rio Grande do Norte	1,000
Paraíba	0,000
Pernambuco	0,000
Alagoas	0,000
Bahia	0,000

Fonte: Estimativa dos autores.

A similaridade entre as covariadas para o estado e seu controle sintético, à exceção da população e da cobertura de esgoto, encontra-se retratada na Tabela 5. A renda média domiciliar sergipana, por exemplo, foi de R\$ 385,94 no período pré-intervenção, e de R\$ 384,18 para seu contrafactual, em igual período. Note que os valores da presente tabela diferem daqueles apresentados na Tabela 3 devido à mudança na ponderação do controle sintético.

O Gráfico 2 mostra a evolução do percentual de óbitos por causas mal definidas para as unidades tratada e de controle. A implementação do Saúde Toda Vida parece não melhorar o desempenho estadual em termos de classificação de seus óbitos.

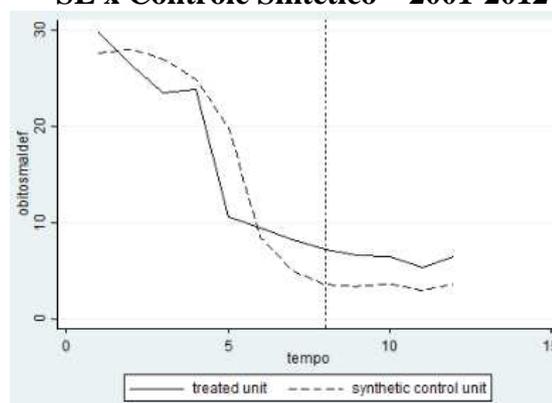
Em que pese o fato de que o percentual de óbitos por causas mal definidas vem decaindo ao longo do tempo, o desempenho de Sergipe, que era melhor do que o de seu contrafactual no início dos anos 2000, deixa de sê-lo a partir de 2006, e assim persiste até o final do período de análise.

Tabela 5 – Valor das Covariadas – SE x Controle Sintético p/ Óbitos por Causas Mal Definidas

	Tratado	Controle Sintético
pop	1953013	3003251
cobesg	34,89	14,94
gini	0,572	0,578
rendapc	385,94	384,18
idosos	8,62	8,92
menores	10,13	9,03
medicos	1,09	1,11
repases	89,66	90,51

Fonte: Estimativa dos autores.

Gráfico 2 – Óbitos por Causas Mal Definidas – SE x Controle Sintético – 2001-2012



Fonte: Elaboração dos autores.

O principal impacto esperado do Programa Saúde Toda Vida, porém, deve ocorrer sobre a taxa de internações hospitalares por causas sensíveis à atenção primária, na medida em que a construção de postos de saúde nos municípios sergipanos permite tratar com maior rapidez de tais causas, no local de origem, possibilitando uma menor necessidade de internações para tratamento.

No caso desta variável a raiz quadrada do erro médio de previsão foi de 17,7886 e o controle sintético novamente consistiu do estado do Rio Grande do Norte, conforme exposto na tabela 6.

Tabela 6 – Ponderação do Controle Sintético – Internações por Causas Sensíveis à Atenção Básica

Estado	Peso do Estado
Maranhão	0,000
Piauí	0,000
Ceará	0,000
Rio Grande do Norte	1,000
Paraíba	0,000
Pernambuco	0,000
Alagoas	0,000
Bahia	0,000

Fonte: Estimativa dos autores.

A Tabela 7 mostra a similaridade entre as covariadas para o estado e seu controle sintético. Assim, por exemplo, os idosos representam 8,62% da população sergipana e 8,92% da população potiguar. A mudança na ponderação do controle sintético novamente provoca uma alteração no valor das covariadas, como se pode observar comparando as Tabelas 7 e 5.

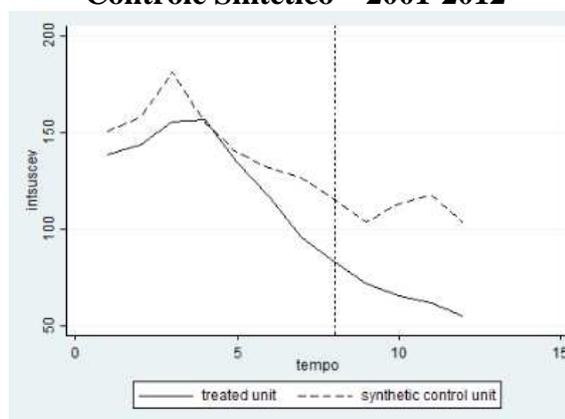
De fato, como esperado, a implementação do Saúde Toda Vida propicia uma diferenciação das taxas de internação hospitalar por CSAP: o desempenho do estado, que já era melhor do que o de seu controle sintético no período pré-intervenção, apresenta uma queda mais pronunciada a partir de 2007.

Tabela 7 – Valor das Covariadas – SE x Controle Sintético p/ Internações por Causas Sensíveis à Atenção Primária

	Tratado	Controle Sintético
pop	1953013	3003251
cobesg	34,89	14,94
gini	0,572	0,578
rendapc	385,94	384,18
idosos	8,62	8,92
menores	10,13	9,03
medicos	1,09	1,11
repasses	89,66	90,51

Fonte: Estimativa dos autores.

Gráfico 3 – Taxa de Internações por Causas Sensíveis à Atenção Primária – SE x Controle Sintético – 2001-2012



Fonte: Elaboração dos autores.

Dessa forma, a construção de postos de saúde em 64 dos 75 municípios sergipanos, no âmbito do Programa Saúde Toda Vida, parece de fato propiciar uma redução na demanda por internações hospitalares, pelo menos no que diz respeito às causas ligadas à atenção primária de saúde.

4.3. Análise da robustez

A validade dos resultados encontrados assenta-se, porém, em duas hipóteses: i. os demais estados nordestinos não implementaram alterações significativas em suas políticas de saúde pública e, conseqüentemente, não apresentaram mudanças palpáveis em termos de eficiência na oferta desse serviço e ii. a política implementada na unidade tratada não afetou as unidades de controle. A violação dessas hipóteses compromete a “pureza” do contrafactual e a magnitude do efeito estimado.

Dessa forma, na presente seção, serão realizados três procedimentos para verificar a robustez dos resultados encontrados na seção anterior. Inicialmente, será elaborado o contrafactual com a inclusão de novas covariadas, visando checar a estabilidade dos resultados. Em segundo lugar, serão retiradas do *pool* de doadores as unidades da Federação que realizaram mudanças significativas em suas políticas de saúde no período analisado. Por fim, serão retirados do grupo de controle os estados de Bahia e Alagoas, por serem fronteiros a Sergipe, visando garantir que este não foi afetado pelo Programa Saúde Toda Vida.

Conforme mencionado, foram incluídas novas covariadas na construção do controle sintético. Assim, substituiu-se a renda real *per capita* pelo PIB real *per capita* e, às variáveis utilizadas na seção anterior, foram acrescentadas: o montante recebido de benefícios do Programa Bolsa Família *per capita*, a participação do emprego formal no total do emprego e o percentual da população coberta por planos de saúde privados.

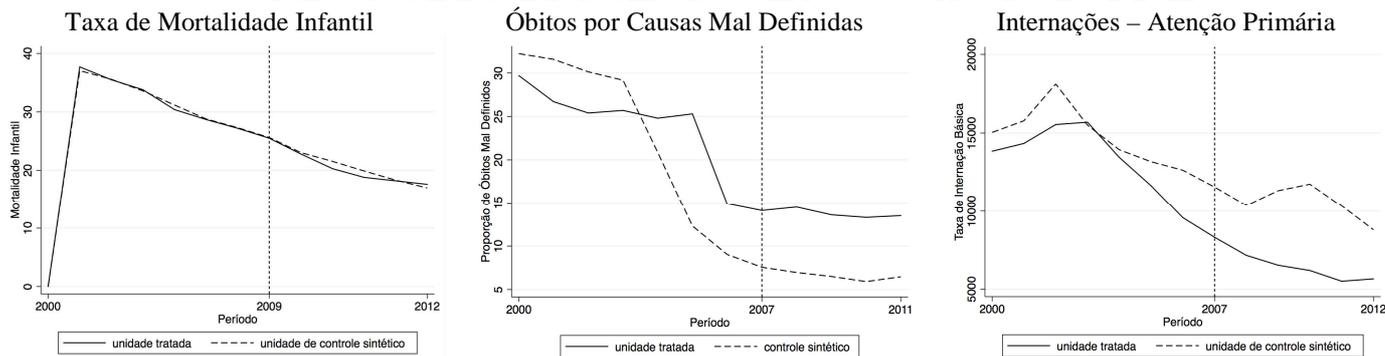
Os resultados exibidos na Tabela 8 e no Gráfico 4 mostram que, a despeito de alterações significativas na composição do controle sintético, o desempenho relativo da unidade tratada é bastante similar ao observado nos Gráficos 1 a 3: uma melhoria temporária na taxa de mortalidade infantil, desempenho ruim no que diz respeito à proporção de óbitos mal definidos e desempenho bastante satisfatório acerca da taxa de internações por causas ligadas à atenção básica.

Isso indica que a escolha das variáveis não teve influência significativa no resultado obtido originalmente.

Tabela 8 – Ponderação do Controle Sintético com Novas Variáveis – Taxa de Mortalidade Infantil, Óbitos por Causas Mal Definidas e Internações por Causas Ligadas à Atenção Primária

UF	MORTINF	OBITOSMD	INTERNAB
MA	0,000	0,000	0,000
PI	0,000	0,000	0,000
CE	0,000	0,000	0,000
RN	0,200	0,605	1,000
PB	0,000	0,000	0,000
PE	0,000	0,000	0,000
AL	0,800	0,395	0,000
BA	0,000	0,000	0,000

Fonte: Estimativa dos autores.

Gráfico 4 – SE x Controle Sintético com Novas Variáveis – 2001-2012

Fonte: Elaboração dos autores.

Pesquisas realizadas nos sítios das secretarias estaduais de saúde e na internet permitem inferir, porém, que a maioria dos estados nordestinos implementou medidas de saúde pública que impactaram na eficiência da oferta de tais serviços.

Dentre o restante da Região, os estados que parecem ter efetuado menos alterações em sua política de saúde no período de vigência do Saúde Toda Vida foram Maranhão, Piauí e Alagoas.

Assim, visando testar a robustez dos resultados retromencionados, realizaram-se novamente os procedimentos anteriormente descritos, utilizando-se, desta feita, somente os três estados citados para a construção de um controle sintético mais “puro”.

Como era de se esperar, a raiz quadrada do erro médio de previsão se eleva diante da menor disponibilidade de informações para a construção do contrafactual, passando para 0,5648; 6,4277 e 69,1441 para os controles sintéticos referentes à taxa de mortalidade infantil, proporção de óbitos por causas mal definidas e taxa de internação por causas ligadas à atenção primária, respectivamente (com o controle sintético abrangendo a totalidade dos estados nordestinos a raiz quadrada do erro médio de previsão tinha sido de 0,3582; 4,1409 e 17,7886).

A Tabela 9 mostra que o controle sintético restrito para as variáveis em análise é composto somente pelos estados do Piauí e Alagoas, com pesos relativamente bem distribuídos entre os dois, à exceção do percentual de óbitos por causas mal definidas, em que o peso de Alagoas é mais pronunciado.

Tabela 9 – Ponderação do Controle Sintético Restrito – Taxa de Mortalidade Infantil, Óbitos por Causas Mal Definidas e Internações por Causas Ligadas à Atenção Primária

UF	MORTINF	OBITOSMD	INTERNAB
MA	0,000	0,000	0,000
PI	0,485	0,428	0,516
AL	0,515	0,572	0,484

Fonte: Estimativa dos autores.

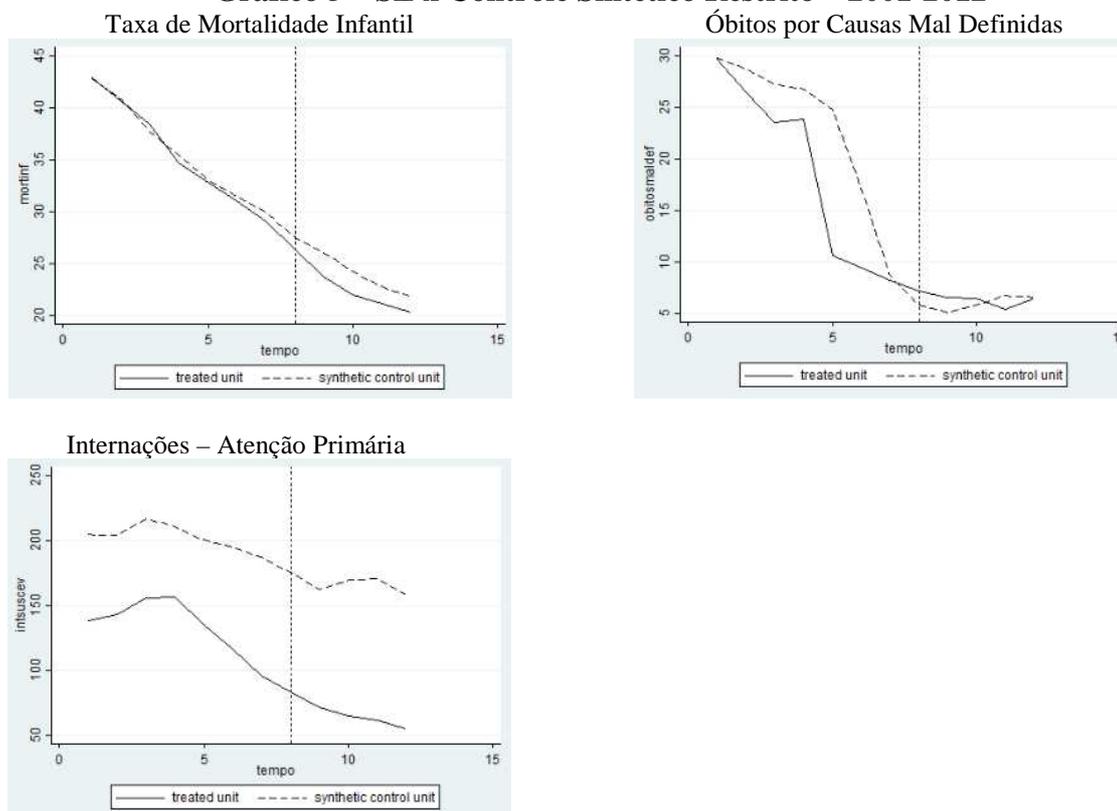
A Tabela 10 mostra o valor médio das covariadas para o estado e seu controle sintético, considerando somente os estados do Maranhão, Piauí e Alagoas. À exceção da população e da cobertura de esgoto, pode-se notar certa similaridade entre as covariadas, em especial no que diz respeito às proporções de idosos e crianças, bem como a taxa de médicos por mil habitantes.

Tabela 10 – Valor das Covariadas – SE x Controle Sintético Restrito

VARIÁVEL	SERGIPE	MORTINF	OBITOSMD	INTERNAB
POPULAÇÃO	1953013	3013056	3013141	3013009
ÍNDICE DE GINI	0,572	0,595	0,596	0,595
RENDA PER CAPITA	385,94	374,47	375,29	374,02
PROPORÇÃO DE IDOSOS	8,62	8,65	8,66	8,64
PROPORÇÃO DE MENORES	10,13	10,45	10,52	10,4
MÉDICOS POR HABITANTE	1,09	0,92	0,94	0,91
COBERTURA DE ESGOTO	34,89	6,87	7,25	6,65
REPASSES POR HABITANTE	89,67	95,26	95,03	95,38

Fonte: Estimativa dos autores.

No Gráfico 5, são mostrados os desempenhos de Sergipe e seus controles sintéticos para a taxa de mortalidade infantil, percentual de óbitos por causas mal definidas e internações por causas ligadas à atenção primária.

Gráfico 5 – SE x Controle Sintético Restrito – 2001-2012

Fonte: Elaboração dos autores.

A comparação entre os Gráficos 1 e 5 permite notar que o estado de Sergipe obteve desempenho superior em termos de redução da taxa de mortalidade infantil frente ao seu controle sintético. O diferencial de desempenho faz-se notar a partir de 2005, amplia-se com a implementação do Programa Saúde Toda Vida e assim permanece até o final do período de análise.

Até 2006, o percentual de óbitos por causas mal definidas no estado de Sergipe em nenhum momento chega a superar o de seu controle sintético. Nota-se que a classificação desses eventos já

vinha melhorando no estado, mas passa a ser pior do que seu contrafactual logo após a implementação da política, equiparando-se a dele no final do período.

O principal impacto do Programa aparece relacionado às taxas de internação por causas sensíveis à atenção primária: Sergipe ostenta cerca de 100 casos a menos do que seu contrafactual restrito (por dez mil hab.) ao final do período.

Em outros termos, quando se descartam as unidades da Federação que implementaram alterações significativas de políticas de saúde pública no período de análise, produz-se um contrafactual mais “puro” e, nesse caso, percebe-se que a política sergipana de saúde foi capaz de gerar resultados positivos de redução na taxa de mortalidade infantil, bem como reduzir as taxas de internação hospitalar ligadas à atenção primária, ajudando, assim, a aliviar a pressão sobre a demanda hospitalar no estado.

No entanto, quanto ao percentual de óbitos por causas mal definidas – que reflete a qualidade no tratamento e na organização de informações pela área da saúde– a diferença de desempenho do estado é decepcionante. Ou seja, não há uma nenhuma contribuição do Saúde Toda Vida na melhoria da classificação detalhada dos óbitos, a qual piora frente ao padrão apresentado pelos demais estados nordestinos.

Um último procedimento adotado para verificar a robustez dos resultados diz respeito à hipótese de que a política adotada na unidade tratada não afetou os demais estados. Para checar se houve algum contágio, optou-se por estimar novamente o controle sintético sem os estados limítrofes a Sergipe. Assim, Alagoas e Bahia foram retirados do *pool* de doadores.

A Tabela 11 mostra que, nesse caso, o controle sintético varia conforme a variável em análise. No caso da mortalidade infantil, este é composto pelos estados do Maranhão (maior peso), Piauí e Paraíba, enquanto no caso do percentual de óbitos mal definidos é o Rio Grande do Norte que tem o maior peso na composição do controle sintético, completado por Maranhão e Paraíba. Por fim, no caso das internações, somente os estados do Piauí e do Ceará não constituem o controle, ficando o Rio Grande do Norte e a Paraíba com as maiores ponderações.

Tabela 11 – Ponderação do Controle Sintético sem AL e BA – Taxa de Mortalidade Infantil, Óbitos por Causas Mal Definidas e Internações por Causas Ligadas à Atenção Primária

UF	MORTINF	OBITOSMD	INTERNAB
MA	0,501	0,147	0,180
PI	0,148	0,000	0,000
CE	0,000	0,000	0,000
RN	0,000	0,689	0,403
PB	0,351	0,164	0,371
PE	0,000	0,000	0,046

Fonte: Estimativa dos autores.

A Tabela 12 mostra o valor médio das covariadas para o estado e cada um de seus controles exibidos na tabela anterior. Novamente, à exceção da população e da cobertura de esgoto, pode-se notar certa similaridade entre as demais covariadas.

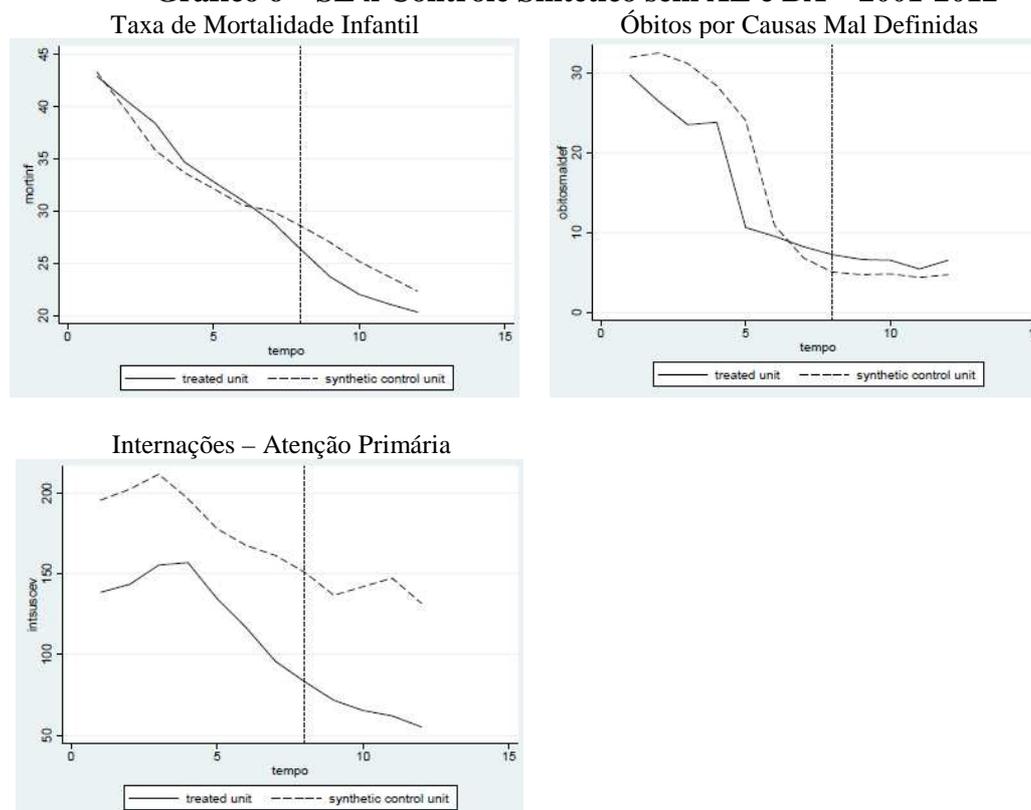
Tabela 12 – Valor das Covariadas – SE x Controle Sintético sem AL e BA

VARIÁVEL	SERGIPE	MORTINF	OBITOSMD	INTERNAB
POPULAÇÃO	1953013	4786172	3563603	4044128
ÍNDICE DE GINI	0,572	0,581	0,579	0,582
RENDA PER CAPITA	385,94	375,82	382,63	382,29
PROPORÇÃO DE IDOSOS	8,62	8,72	8,89	8,92
PROPORÇÃO DE MENORES	10,13	10,11	9,30	9,33
MÉDICOS POR HABITANTE	1,09	0,76	1,03	1,01
COBERTURA DE ESGOTO	34,89	17,69	17,45	22,36
REPASSES POR HABITANTE	89,67	88,09	89,64	89,45

Fonte: Estimativa dos autores.

No Gráfico 6, são mostrados os desempenhos de Sergipe e seus controles sintéticos para a taxa de mortalidade infantil, percentual de óbitos por causas mal definidas e internações por causas ligadas à atenção primária.

A grosso modo, pode-se perceber que os padrões obtidos nos Gráficos 1 a 3 se repetem com alguma melhoria no presente gráfico, confirmando que o Saúde Toda Vida foi capaz de reduzir as taxas de mortalidade infantil e de internações por causas ligadas à atenção básica, mas não teve efeito sobre a classificação dos óbitos ocorridos no estado.

Gráfico 6 – SE x Controle Sintético sem AL e BA – 2001-2012

Fonte: Elaboração dos autores.

Tais padrões mostram também que de fato pode ter havido algum espraiamento dos efeitos do Programa para os estados vizinhos: quando estes são retirados do *pool* de doadores, amplia-se a diferença de desempenho entre a unidade tratada e seu controle sintético, realçando o impacto positivo sobre a mortalidade infantil e as internações ligadas a causas primárias.

5. Considerações finais

Um Estado que busca oferecer ao cidadão um serviço de qualidade deve se adaptar a uma nova realidade, introduzindo o conceito da administração pública gerencial (BRESSER PEREIRA; SPINK, 1998), baseada nos conceitos de administração e eficiência voltadas para o controle de resultados e para uma sociedade onde o cidadão se torne um cliente e, além disso, um cliente privilegiado (RIPARI, 2012, p.2).

O objetivo final da máquina estatal deve ser sempre o de suprir as necessidades da população através de políticas públicas eficientes e avaliar a eficiência dessas políticas é de fundamental importância, pois é essa avaliação que balizará seu desenvolvimento e evolução para o aumento e a universalização de serviços básicos, consubstanciados nos princípios da Economia da Saúde.

Em função disso, o objetivo do presente trabalho foi a análise do Programa Saúde Toda Vida, que buscava uma melhora nos indicadores de saúde pública no estado de Sergipe, através de uma maior distribuição de unidades de atendimento básico e uma reestruturação administrativa da máquina pública.

Diante da impossibilidade de observação do estado sem a implementação do Saúde Toda Vida durante o período de vigência da política, utilizou-se a ferramenta desenvolvida por Abadie, Diamond e Hainmueller (2010), realizando-se uma análise de contrafactual, com base em um controle sintético gerado pelo software STATA 12.0, o qual torna possível a comparação entre uma unidade tratada com uma determinada política, com outras unidades que não passaram por tal tratamento. Fez-se então um levantamento de dados através do DATASUS e da PNAD que permitiu comparar o estado de Sergipe com os demais estados da região Nordeste entre os anos de 2000 e 2012.

A contribuição do presente trabalho residiu então em dois aspectos: i. trata-se do primeiro trabalho a analisar o Programa Saúde Toda Vida e ii. para tanto emprega um método ainda pouco utilizado no Brasil, qual seja, o controle sintético.

Foram, então, analisados três indicadores de desempenho em saúde: taxa de mortalidade infantil, percentual de óbitos por causas mal definidas e taxa de internações hospitalares por causas sensíveis à atenção primária, com base em controle sintético elaborado a partir dos dados dos oito estados nordestinos restantes.

Como procedimentos para verificação da robustez dos resultados, testou-se novamente o modelo com a inclusão de novas covariadas, restringiu-se o *pool* de doadores aos estados do Maranhão, Piauí e Alagoas, os quais passaram por poucas alterações em sua política de saúde durante o período de análise e, por fim, retiraram-se do grupo de controle os estados da Bahia e Alagoas, limítrofes a Sergipe.

Os resultados reforçaram a validade interna do exercício realizado e mostraram que o Saúde Toda Vida foi capaz de aliviar a pressão sobre as internações hospitalares, amplificando a queda que tal indicador já vinha ostentando antes da linha de base da política e aumentando a diferença com relação ao controle sintético após sua implementação.

Já no que diz respeito à taxa de mortalidade infantil, o efeito do Programa foi moderado e de curto prazo. Por fim, quanto ao percentual de óbitos por causas mal definidas, o Programa não foi capaz de produzir melhorias; e o estado de Sergipe ficou para trás, comparativamente ao comportamento de seu contrafactual.

Como limitação deste trabalho cita-se o tempo exíguo para pesquisa referente a possíveis alterações na estrutura de investimentos nas políticas de saúde pública dos demais estados nordestinos. Assim, como sugestões para pesquisa futura, o refinamento do controle sintético através de uma análise mais detalhada de sua composição em termos de unidades da Federação (inclusive de outras regiões ou até da totalidade do país), bem como da inclusão de outras covariadas que podem impactar no desempenho das políticas de saúde parecem indicar caminhos profícuos para pesquisa.

Referências

- ABADIE, A.; DIAMOND, A.; HAINMUELLER, J. Synthetic control methods for comparative case studies: estimating the effect of California's tobacco control program. *Journal of the American Statistical Association*, v. 105, n. 490, p. 493-505, 2010.
- ABEL-SMITH, B. *Value for money in health services: a comparative study*. London: Heinemann Educational Books, 1976.
- ALFRADIQUE, M. E.; BONOLO, P. F.; DOURADO, I.; LIMA-COSTA, M. F.; MACINKO, J.; MENDONÇA, C. S.; OLIVEIRA, V. B.; SAMPAIO, L. F. R.; DE SIMONI, C.; TURCI, M. A. Internações por condições sensíveis à atenção primária: a construção da lista brasileira como ferramenta para medir o desempenho do sistema de saúde (Projeto ICSAP – Brasil). *Cadernos de Saúde Pública*, v. 25, n.6, p. 1337-1349, 2009.
- ARROW, K. J. Uncertainty and the welfare economics of medical care. *American Economic Review*, v. 53, n. 5, p. 941–973, 1963.
- BRASIL. *Constituição da República Federativa do Brasil*. Brasília-DF: Senado Federal: Centro Gráfico, 1988. 292 p.
- BRASIL. Controladoria Geral da União, 2014. *Transferências de recursos da União: perguntas e respostas*. Disponível em: <http://www.participa.br/articles/public/0007/8024/transferenciarecursosuniao.pdf>. Acesso em: 1 mai. 2016.
- BRASIL. Ministério da Saúde. *Assistência à Saúde*. Disponível em: <http://www2.datasus.gov.br/DATASUS/index.php?area=0202&id=11633>. Acesso em: 13 mai. 2016.
- BRASIL. Ministério da Saúde. *Portal da Transparência*. Disponível em: <http://aplicacao.saude.gov.br/portaltransparencia/index.jsf>. Acesso em: 9 mai. 2016.
- BRESSER PEREIRA, L. C.; SPINK, P. (Orgs.) *Reforma do Estado e Administração Pública Gerencial*. Rio de Janeiro: FGV, 1998.
- CONLEY, T. G.; TABER, C. R. Inference with 'Difference in Differences' with a Small Number of Policy Changes. *The Review of Economics and Statistics*, v. 93, n. 1, p. 113-125, 2011.
- CULYER, A. J.; WISEMAN, J.; WALKER, A. *An annotated bibliography of health economics*. New York: StMartin's Press, 1977.
- CULYER, A. J. *The political economy of social policy*. Oxford: Martin Robertson, 1980
- DAIN, S. Investimento em Saúde e Desenvolvimento: Relações entre Crescimento Econômico e Bem-Estar. In: *Anais do Congresso do Centro Celso Furtado de Políticas para o Desenvolvimento*, 2012. São Paulo, 2012. Disponível em: <http://goo.gl/gJMOXs>. Acesso em: 12 mai. 2016.
- DIAS JUNIOR, J.; KICH, F. D.; SANTOS, C. M.; SANTOS, R. C. *A reforma sanitária e gerencial do SUS no Estado de Sergipe*. Livro do Aprendiz. Aracaju: Fundação Estadual de Saúde - FUNESA, 2011.
- IBGE – Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. *Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios*. Vários volumes. Disponível em: <http://www.ibge.gov.br/home/estatistica/populacao>. Acesso em: 26 abr. 2017.

- MOONEY, G. H. What does equity in health mean? *World Health Statistics Quarterly*, v. 40, n. 4, p. 296–303, 1987.
- MORAES, E.; CAMPOS, G. M.; FIGLIE, N. B.; LARANJEIRA, R. R.; FERRAZ, M. B. Conceitos introdutórios de economia da saúde e o impacto social do abuso de álcool. *Revista Brasileira de Psiquiatria*, v.28, n. 4, p. 321-325, 2006.
- NERO, C. R. D. O que é economia da saúde? In: PIOLA, S. F.; VIANNA, S. M. *Economia da saúde: conceitos e contribuições para a gestão de saúde*. Brasília: IPEA, p. 5-23, 2002.
- PEREIRA, J. Justiça social no domínio da saúde. *Cadernos de Saúde Pública*, Rio de Janeiro, v. 6, n. 4, p. 400-421, 1990.
- REIS, D. A.; ESPERIDIÃO, F.; JORGE, M. A.; RIBEIRO, L. C. S.; MOTA, T. S.; SANTOS, J. C. N.; SILVA, A. T. Estudo bibliométrico da produção científica nacional e internacional no setor de saneamento. *Revista GEINTEC: gestão, inovação e tecnologias*, v. 7, p. 3669-3685, 2017.
- RIPARI, V. T. Eficiência do Estado: Limites e Possibilidades no Atual Modelo de Estado Gerencial. In: CONPEDI. (Org.). *O novo constitucionalismo Latino-Americano: Desafios da Sustentabilidade*. Florianópolis: FUNJAB, v. 1, p. 266-280, 2012.
- SAES, S. G. *Estudo bibliométrico das publicações em economia da saúde no Brasil, 1989-1998*. 2000. 115 f. (Dissertação). Mestrado em Administração de Serviços de Saúde. Faculdade de Saúde Pública de São Paulo. FSP/USP, 2000.
- SILVEIRA NETO, R. M.; RATTON, J. L.; MENEZES, T. A.; MONTEIRO, C. Avaliação de política pública para redução da violência: o caso do programa pacto pela vida do Estado de Pernambuco. In: *Anais do 41º Encontro Nacional de Economia*, ANPEC, 2013. Foz do Iguaçu, 2013.
- STATA CORP. *STATA treatment effects reference manual: potential outcomes/counterfactual outcomes*. College Station/TX: STATA CORP, Release 14, 2015.
- WILLIAMS A. Health economics: the end of clinical freedom? *British Medical Journal*, v. 297, p. 1183–183, 1988.



Revista Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos (RBERU)

Vol. 11, n. 4, pp. 515-536, 2017

<http://www.revistaaber.org.br>

PUBLISH OR PERISH: UM RANKING DE REVISTAS DA SUBÁREA DE ECONOMIA REGIONAL E URBANA PARA OS PESQUISADORES BRASILEIROS*¹

André Luis Squarize Chagas

Professor do Departamento de Economia da Universidade de São Paulo (USP)

E-mail: achagas@usp.br

RESUMO: A produtividade acadêmica tem sido medida por diferentes indicadores que auxiliam governos e instituições de fomento a implementar apoios à pesquisa, sem que sejam imunes a críticas. Para o Qualis de Economia, têm sido empregados ranqueamentos realizados por algum pesquisador internacional, complementados com outras informações. Particularmente, para a subárea de Economia Regional e Urbana, o emprego do Qualis como referência de qualidade pode distorcer os resultados em relação a índices internacionais, suscitando a possibilidade de um ranqueamento alternativo. Os resultados desse trabalho sugerem que: i) o Qualis das revistas da subárea de Economia Regional e Urbana apresenta baixa aderência em relação a indicadores internacionais alternativos; ii) os pesquisadores da subárea de Economia Regional e Urbana pulverizam suas publicações em revistas de diferentes subáreas ou de outras áreas, como consequência da má classificação das revistas da subárea no Qualis; iii) dentre os vários *rankings* analisados, é com o Qualis da área de Economia que o ranqueamento proposto neste trabalho apresenta a menor correlação. Quando comparados com *rankings* internacionais, os resultados apresentam correlações melhores. Este trabalho oferece uma sinalização mais objetiva sobre a qualidade da pesquisa da área e uma referência de qualidade para as publicações nacionais e internacionais em economia urbana, economia regional e *regional science*.

Palavras-chave: *Ranking* de revistas; Economia; Qualis; Economia Regional e Urbana.

Classificação JEL: A10; A14; R00.

ABSTRACT: Different indicators measure academic productivity and help governments in implement supports for research, but all they are not immune to criticism. For the economics, in Brazil, Qualis commission has employed rankings elaborated by international researcher, complemented with other information. Particularly, for the Regional and Urban Economics subarea, the use of Qualis as quality reference may skew the results, which raises the possibility of an alternative ranking. My results suggest that i) Qualis of the Regional and Urban Economic journals presents low adherence in relation to alternative international indicators; ii) Researchers on subarea pulverize their publications in journals of different subareas or same in other areas, because of misclassification of journals of subarea in the Qualis; iii) Among the various analyzed rankings, it is with the Qualis of Economics that my results have lower correlations. When compared to international rankings, the results show better correlations. My ranking offers a more objective signs of quality in the subarea and a quality reference for national and international publications in urban economics, regional economics and regional science.

Keywords: Ranking journals; Economics; Qualis; Regional and Urban Economics.

JEL Code: A10; A14; R00.

¹ Os resultados, interpretações e conclusões expressas neste artigo são inteiramente de responsabilidade do autor e não necessariamente representam a opinião da Associação Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos (ABER).

1. Introdução e justificativa

Medir a produtividade da atividade acadêmica por meio de indicadores objetivos é um desafio que perpassa as várias áreas. Diferentes critérios, nas diversas áreas do conhecimento, são empregados com vistas a inferir a qualidade dos trabalhos realizados nos mais diferentes recortes, seja do ponto de vista do pesquisador, da instituição em que atua, das instituições que financiam a pesquisa, da revista em que o trabalho é publicado, de uma área específica do conhecimento científico, da região geográfica em que os autores se encontram, dentre vários outros recortes possíveis.

Não existe, entretanto, para a avaliação da qualidade da pesquisa científica, um padrão de mensuração livre de contestação. O trabalho dos pesquisadores, principalmente aqueles vinculados a uma universidade, mas não apenas estes, envolve um conjunto de tarefas e atividades, incluindo pesquisa, ensino, extensão e administração, cada qual com sua importância para o desenvolvimento da sua área de conhecimento. Estabelecer pesos entre essas atividades não é trivial. As diferentes métricas empregadas tentam focar em aspectos da atividade acadêmica que são considerados, ou normalmente aceitos, como sendo as mais relevantes para a área. *Rankings* gerais são muito controversos ao empregarem pesos muitas vezes arbitrários para ponderarem atividades de naturezas muito diversas e, por isso, são passíveis de muitas críticas (ALTBACH, 2015).

Não obstante, a avaliação da atividade de pesquisa é empreendida, os pesquisadores, suas áreas e centros de trabalhos são avaliados e o emprego de métricas relacionadas à publicação de artigos em revistas de referência é, de longe, o critério de ordenamento mais empregado (BORNMANN, 2014; FALAGAS et al., 2008; GARFIELD; MALIN; SMALL, 1983; WETS; WEEDON; VELTEROP, 2003; WILLIAMS; BORNMANN, 2014). O pressuposto é que o trabalho científico é um bom indicador do resultado da atividade de pesquisa. A publicação apenas, no entanto, não assegura a qualidade do trabalho. A cienciometria, ramo do conhecimento dedicado à mensuração e à quantificação do progresso científico, tem proposto como medida do impacto científico a quantificação das citações. As citações são vistas como uma boa aproximação para a qualidade da pesquisa, capaz de mensurar um aspecto da qualidade científica, qual seja, o seu impacto (BORNMANN, 2014; GARFIELD; MALIN; SMALL, 1983).

O uso dos resultados obtidos pelas pesquisas cientométricas auxilia governos e instituições de fomento a implementar diferentes formas de apoio (SILVA; BIANCHI, 2001). Essa necessidade não é recente e remonta a meados do século passado, em um contexto em que necessitava-se de critérios para a decisão da alocação dos recursos direcionados à pesquisa (VELHO, 1985) e que havia a percepção de que era mais eficiente dar mais liberdade para os gastos nos centros, exigindo deles bons indicadores de resultado (CASTRO; SOARES, 1983).

Na Economia, vários trabalhos buscaram estabelecer padrões de qualidade entre pesquisadores, instituições ou revistas da área quer em nível internacional [e.g. Combes e Linnemer, (2003, 2010), Conroy et al. (1995), Davis (1998), Diamond (1989), Dusansky e Vernon (1998), Engemann e Wall (2009), Frey e Rost (2010), Kalaitzidakis, Mamuneas e Stengos (2003), Kodrzycki e Yu (2006), Laband e Piette (1994), Liebowitz e Palmer (1984), Palacios-Huerta e Volij (2004), Ritzberger (2008), Sauer (1988)], quer entre autores brasileiros [e.g. Azzoni (2000); Faria (2004); Faria et al. (2007a, 2007b), Faria (2002, 2009); Issle e Pillar (2002), Issler e Ferreira (2004), Novaes (2008)].

Parte importante do sistema de avaliação da pós-graduação e dos profissionais que atuam na pesquisa acadêmica brasileira depende do conjunto de *rankings* Qualis criados pela CAPES (Coordenação e Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior), o que motiva grande parte da discussão. Para a definição do Qualis da área de Economia², tem-se empregado ranqueamentos realizados por algum pesquisador (em geral internacional), complementando com informações de associações e de

² Para fins de comparação com outros *rankings*, foi empregado o Qualis da área de Economia da avaliação quadrienal (2013-2016). Para as revistas ausentes nesse *ranking*, foi empregado o Qualis mais recente em que a revista foi pontuada. Revistas nunca ranqueadas foram tratadas como *missing data*.

membros da comissão. Este trabalho, no entanto, é objeto de críticas de várias ordens. Particularmente, para a subárea de Economia Regional e Urbana, o emprego do Qualis como referência de qualidade para os trabalhos dessa subárea pode distorcer o padrão de qualidade da área, suscitando a possibilidade da elaboração de um ranqueamento próprio.

O objetivo, neste trabalho, é analisar o atual ordenamento do Qualis da área de Economia e verificar como uma regra de ranqueamento, que reflita a qualidade das revistas da subárea de Economia Regional e Urbana, se ajusta ao Qualis atual. Para tanto, propõe-se a elaboração de um ranqueamento de revistas para a subárea ponderando indicadores bibliométricos internacionais das revistas da subárea com a preferência revelada pelas publicações de bons pesquisadores da subárea (professores membros do corpo permanente ou colaboradores da área de Economia).

Na próxima seção considera-se uma ampla revisão da literatura comparando critérios de qualidade em pesquisa em diferentes países com a experiência brasileira, bem como, no Brasil, de diferentes áreas do conhecimento com a área de Economia. Na sequência, apresenta-se a metodologia de ranqueamento das revistas da subárea de Economia Regional e Urbana, seguida dos resultados obtidos. A última seção reporta as conclusões.

2. Avaliação da produção científica, o Qualis da área de Economia e a subárea de Economia Regional e Urbana

2.1. Indicadores bibliométricos internacionais

A necessidade de medir a qualidade da pesquisa científica vem de longa data. A evidência empírica de relação entre progresso técnico e pesquisa fez concentrar esforços na obtenção de medidas mais rigorosas para aferir a qualidade da pesquisa básica, inovações de processos e produtos etc. Ao longo do tempo, vários conceitos foram se consolidando na forma de avaliação pelos pares e a avaliação por indicadores de desempenho (LETA, 2011).

A avaliação pelos pares é a forma mais antiga de avaliação da atividade científica e remonta à adoção pela *Royal Society of London* das figuras do editor e avaliadores independentes para os manuscritos submetidos para a revista *Philosophical Transactions*, ainda no final do sec. XVIII (HAMES, 2008). Essa prática se disseminou, de forma muito lenta, para as demais revistas ao longo do tempo, tornando-se padrão a partir de meados do século passado, na medida em que o crescimento na quantidade de artigos submetidos forçou as revistas a adotarem critérios de seleção para sua aplicação, ao mesmo tempo em que cresciam a especialização das áreas e os editores sozinhos não conseguiam dar conta de revisar todos os manuscritos (HAMES, 2008; LETA, 2011).

Os indicadores de desempenho, concebidos como métricas de uso de insumos e/ou de resultado, surgiram mais ou menos nesse período (meados do século passado), na medida em que

“[...] tornava-se necessário avaliar e monitorar a atividade científica por pelo menos três razões:

- a) para assegurar que a ciência participasse efetivamente na consecução dos objetivos econômicos e sociais dos diferentes países;
- b) porque a disponibilidade de recursos para esta atividade é limitada e obviamente compete com os demais setores de investimento público;
- c) porque o procedimento de deixar a decisão de alocar os recursos para ciência exclusivamente com os próprios participantes dessa atividade deixava muito a desejar.” (VELHO, 1985, p. 35)

Os indicadores de desempenho da atividade científica podem ser classificados em indicadores qualitativos e quantitativos (BAENA; CASES; MEDINA, 2005; CASTRO; SOARES, 1983). Os primeiros são empregados para enriquecer o resultado obtido pelas métricas quantitativas, baseados

em entrevistas e visitas de *experts* às instituições. Já os indicadores quantitativos podem ser classificados em

- indicadores das condições atuais, que descrevem aspectos relacionados com a organização, a gestão, a infraestrutura disponível no centro de pesquisa, a disponibilidade de recursos físicos e humanos etc. (BAENA; CASES; MEDINA, 2005);
- indicadores de insumos, como gastos correntes e de capital, aplicação de recursos para pesquisa por fundos de fomento (OECD, 2002);
- indicadores de resultado: número de artigos publicados, participações em congressos, orientações concluídas, prêmios obtidos etc. (BAENA; CASES; MEDINA, 2005).

A quantidade de artigos, no entanto, pode não assegurar a qualidade do trabalho, pois o meio escolhido para sua divulgação pode ter pouco alcance na comunidade acadêmica. A quantidade de citações é vista como *proxy* para a qualidade da pesquisa, capaz de mensurar um aspecto da qualidade científica, qual seja, o seu impacto (BORNMANN, 2014; GARFIELD; MALIN; SMALL, 1983).

Dentre os indicadores internacionais que medem a qualidade das revistas por meio da quantificação de citações, os mais citados na literatura e empregados em ranqueamentos diversos são:

- JCR (*Journal Citation Reports*)
 - Calculado pela *Thomson Reuters*, esse indicador é baseado na contagem de citações e artigos de praticamente todas as especialidades nos campos da ciência.
 - Possui mais de 10.500 revistas, entre as mais citadas do mundo, em 232 disciplinas, mais de 2.500 editores em 82 países e mais de 1.400 revistas regionais (grande concentração de revistas americanas).
 - O *ranking* elaborado por Combes e Linnemer (2010) baseia-se nesse indicador.
- SJR (*SCImago Journal Rank*)
 - Calculado por pesquisadores do *Consejo Superior de Investigaciones Científicas* e da Universidade de Estremadura (Espanha), usando a base de dados do Scopus (Elsevier).
 - Utiliza mais de 46 milhões de registros, 70% com resumos, aproximadamente.
 - 19.500 títulos de 5.000 editoras em todo o mundo (maior concentração de revistas da Europa).
- SNIP (*Source Normalized Impact per Paper*)
 - Calculado pelo *CTWS group* da Universidade de Leiden, nos Países Baixos, é uma normalização aplicada ao SJR, considerando o potencial de citação de um artigo em uma determinada área.
- Scielo (*Scientific Electronic Library Online*)
 - É uma biblioteca eletrônica que abrange uma coleção selecionada de periódicos científicos.
 - O Projeto tem por objetivo o desenvolvimento de uma metodologia comum para a preparação, armazenamento, disseminação e avaliação da produção científica em formato eletrônico.
 - São cerca de 1.000 periódicos de 12 países, com forte concentração em periódicos brasileiros.

Seria desejado que não houvesse uma significativa diferença entre esses indicadores, o que daria mais segurança sobre a existência de uma clara fronteira das agendas de pesquisa, capturadas por eles. Mas esse não parece ser o caso³. Ao se comparar a correlação entre os indicadores, para as revistas que são simultaneamente ranqueadas por quaisquer dois desses indicadores, percebe-se que os resultados são, no mínimo, decepcionantes (Tabela 1). As maiores correlações ocorrem entre os índices SNIP, SJR e JCR, pois eles concentram revistas americanas e europeias. A discrepância do Scielo para essas bases é flagrante, sendo mais clara na correlação negativa entre o índice SJR e o Scielo. A segregação das bases de dados pode explicar grande parte do resultado, o que pode ser reforçado pela baixa superposição entre elas. No caso do Scielo, apenas 77 revistas dentre as consideradas estão indexadas também na base JCR, e 55 na base do SJR. Considerando que o Scielo é concentrado em revistas brasileiras, esses resultados dão conta da baixa participação de revistas brasileiras nos dois principais índices disponíveis (JCR e SJR).

Tabela 1 – Correlação de Pearson entre índices SNIP, SJCR, JCR e Scielo

	SNIP	SJR	JCR	SCIELO
SNIP	1,0000			
SJR	0,7509 (8.980)	1,0000		
JCR	0,7691 (10.877)	0,7442 (2.439)	1,0000	
SCIELO	0,0933 (173)	-0,0692 (55)	0,0979 (77)	1,0000

Nota: Em parênteses, número de observações empregado no cálculo.

Fonte: Thomson Reuters, Scopus/Elsevier, Scielo. Cálculos próprios.

A correlação de *Pearson* entre os índices pode dizer pouco sobre o ranqueamento resultante desses mesmos índices. Um indicador alternativo é o coeficiente de correlação de *Spearman* (ρ), ou correlação de pontos, definido como:

$$\rho = \frac{6 \sum_i d_i^2}{n^3 - n}$$

em que d_i^2 é a diferença no posto (*rank*) entre os valores correspondentes de duas amostras; e n é o número de pares de valores dessas amostras. Para amostras maiores de 20, a distribuição dessa estatística é aproximadamente igual a uma *t* de *Student*. A Tabela 2 reporta o resultado da comparação dos *rankings* empregando essa estatística. Fica mais evidente nessa tabela a maior relação entre o SNIP e o SJR e a menor relação daquele com o JCR. Mas a correlação no ordenamento entre esses três índices ainda é muito elevada. Interessantes são os resultados que relacionam o Scielo com os demais índices, principalmente com o SJR. Apesar de negativamente correlacionados (*Pearson*), a ordenação das revistas no Scielo está muito mais próxima da ordenação verificada no SJR do que no JCR - índice para o qual não se pode rejeitar a hipótese de que a correlação de posto é nula. O baixo número de revistas simultaneamente ranqueadas nas duas bases de dados, no entanto, compromete a análise.

Sendo assim, a definição de fronteira científica por um desses índices não é de todo imune a críticas (ALTBACH, 2015) e o resultado da pesquisa pode ser distorcido ao se empregar apenas uma dessas bases.

³ Para essa análise, empregou-se banco de dados com 42.863 revistas.

Tabela 2 – Correlação de Spearman entre índices SNIP, SJCR, JCR e Scielo

	SNIP	SJR	JCR	SCIELO
SNIP	1,0000			
SJR	0,8560 (0,000)	1,0000		
JCR	0,6309 (0,000)	0,8205 (0,000)	1,0000	
SCIELO	0,3473 (0,000)	0,6204 (0,000)	0,0432 (0,709)	1,0000

Nota: Em parênteses, p-valor para teste $\rho = 0$.

Fonte: Thomson Reuters, Scopus/Elsevier, Scielo. Cálculos próprios.

2.2. Sistemas oficiais de avaliação da pesquisa

Diferentes métricas, em diferentes países, foram desenvolvidas e aprimoradas com a finalidade exclusiva de avaliar a qualidade da pesquisa. No Brasil, tal processo de avaliação se confunde com o da própria pós-graduação, tendo em vista a quase exclusiva predominância da pesquisa em centros de ensino, públicos ou privados. Mas essa não é a realidade de todos os países e estratégias distintas são adotadas para atingir o objetivo final da avaliação.

O sistema americano de avaliação da pesquisa é descentralizado, envolvendo entidades públicas e privadas, mas não se trata de atividade do governo. Não há uma supervisão centralizada estatal e as universidades têm liberdade para escolher sua participação ou não nos programas de controle de qualidade (OECD, 2011).

Na OCDE é mais comum a prática de avaliações oficiais, geralmente coordenadas por algum órgão estatal. Isso porque faz parte da política comum dos países membros a concepção e manutenção de estratégia de financiamento da pesquisa, em especial para universidades públicas e não governamentais sem fins lucrativos. Essas instituições são financiadas pelos governos de seus países, mas compartilham experiências comuns na forma de avaliação e decisão de alocação de recursos (BOX et al., 2010). A seguir, destacam-se algumas experiências em países selecionados.

Na Austrália, o processo de avaliação da pesquisa, chamado de *Excellence in Research for Australia*, tem por objetivo identificar e promover a excelência em todas as áreas da pesquisa das instituições de ensino superior do país. Até 2012, o ranqueamento das revistas seguia um sistema de conceitos similar ao do Qualis brasileiro, partindo de A* (5% melhores revistas), A (próximos 15%), B (próximos 30%) e terminando em C (os 50% restantes). Em função de muitas críticas, esse sistema foi descontinuado em favor de uma mais complexa avaliação de desempenho bibliométrico, seguindo princípios que incluem a quantidade, reconhecimento internacional, comparabilidade, relevância da pesquisa, entre outros. Um comitê de pesquisadores de cada área determina o *rating* das instituições avaliadas, com base em uma série de indicadores, baseados nesses princípios. Os indicadores bibliométricos continuam a desempenhar um papel chave para a avaliação final. Na rodada de 2015, será empregada a base de dados Scopus (COUNCIL, 2015).

Na República Tcheca, aplicam-se dois modelos de avaliação de desempenho: um específico para pesquisa universitária e outro para suporte institucional à pesquisa pública. Na avaliação universitária, o desempenho é medido como uma transformação não linear de indicadores relacionados ao número de candidatos aprovados e de concluintes dos cursos de mestrado e doutorado, mas o maior peso é dado para indicadores de publicações. Na avaliação de 2013-2015, as referências bibliográficas se basearam preferencialmente na classificação da base do *Web of Science* (utilizada no cálculo do JCR), seguida pela base Scopus (SJR), para periódicos não constantes do JCR e, para as revistas não constantes das outras duas bases, empregou-se o *European Reference Index for the Humanities and Social Science* (ERIH), uma base com ênfase em revistas europeias (Office of the Government of the Czech Republic, 2013).

No Reino Unido, a avaliação do desempenho das instituições de pesquisa é feita a cada 5 anos, desde a década de oitenta. Baseia-se, sobretudo em avaliações por pares sob a coordenação do Ministério de Negócios, Inovação e Habilidades. O sistema põe maior ênfase no impacto da pesquisa

medido por indicadores de citação. No entanto, esses são qualificados em painéis de *experts*, que incluem membros nacionais e internacionais avaliando as áreas agrupadas em 4 grandes áreas (painéis principais) subdivididas em 36 subáreas (sub-painéis). O foco da avaliação concentra-se nos resultados obtidos (com peso de 65%), seus impactos (20%) e o ambiente da pesquisa (vitalidade e sustentabilidade, com peso de 15%) (HEFCE, 2012).

A avaliação da pesquisa nos Países Baixos não é empregada para distribuição de recursos, ao contrário dos outros países europeus mencionados acima, mas para fins de gestão do sistema de educação superior. O período de avaliação geralmente cobre os últimos 6 anos. Também nesse caso se empregam métodos bibliométricos, mas, como a avaliação não tem claros objetivos de alocação de recursos, os resultados têm mais efeito de demonstração. A avaliação é feita pela *Association of Netherlands Universities* (VSNU) juntamente com a *Royal Netherlands Academy of Arts and Sciences* (KNAW) e a *Netherlands Organisation for Scientific Research* (NWO). O objetivo desse sistema de avaliação de pesquisa é incentivar as organizações a melhorar a sua pesquisa e a gestão da investigação por meio de processo de auto-reflexão, com um baixo nível de orientação externa. O protocolo pode ser aplicado de forma flexível para corresponder às necessidades do grupo de pesquisa e a sua instituição de origem (OECD, 2011).

2.3. O modelo brasileiro de avaliação

O modelo brasileiro, centrado na CAPES (Coordenação e Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior), segue mais o modelo europeu e o australiano do que o americano. A CAPES foi criada em 1951 com o objetivo de assegurar a existência de pessoal especializado em quantidade e qualidade suficientes para atender as necessidades dos empreendimentos públicos e privados que visam ao desenvolvimento do país. A partir dos anos setenta, passa a coordenar a avaliação da pós-graduação no Brasil, além de formular, acompanhar e executar a Política Nacional de Pós-Graduação. Desde a década de oitenta, a CAPES não mais avalia a qualidade dos bolsistas, franqueando essa atividade aos centros de pós-graduação (CASTRO; SOARES, 1983). Em contrapartida, a CAPES sofisticou o sistema de avaliação desses centros.

Ao longo dos anos, esse sistema foi se aprimorando e hoje se emprega avaliação por pares, avaliação de insumos e de resultados. Para a avaliação dos resultados, um peso grande é dado à publicação em periódicos reconhecidos pela área, a partir da elaboração de uma lista de revistas, o Qualis. Desse modo, o Qualis se constitui no sistema brasileiro de avaliação de periódicos, mantido pela CAPES.

No Qualis, os periódicos são relacionados e classificados, sobretudo aqueles nos quais houve publicação de trabalhos de pesquisadores brasileiros nos anos cobertos pela avaliação. A ênfase é dada na divulgação da produção científica da pós-graduação *stricto sensu* (mestrado e doutorado), tanto no âmbito da circulação (local, nacional ou internacional) quanto na qualidade (A, B, C), por área de avaliação⁴.

Não é preciso dizer que o sistema é cheio de críticas, como, por exemplo, o fato das áreas se basearem em fatores de impacto externos, que não refletem necessariamente a qualidade da pesquisa (JCR, SJR, SNIP, etc.). Esses fatores distorcem a representatividade regional das revistas (JCR é concentrado em pesquisas americanas, SJR em europeias, Scielo, em brasileiras) (ROGEL-SALAZAR et al., 2010). Algumas áreas introduzem correções para valorizarem revistas nacionais, o que alguns autores consideram uma valorização desmedida (SILVA, 2009) ou insuficiente (ANDRIOLO et al., 2010).

⁴ Os estratos indicativos de qualidade são: A1, o mais elevado, A2, B1, B2, B3, B4, B5 e C – com peso zero, sendo que cada área do conhecimento tem uma comissão responsável por estabelecer os critérios de cada estrato e classificar os periódicos. O aplicativo que permite a classificação e a consulta ao Qualis das áreas, bem como a divulgação de critérios utilizados para a classificação de periódicos é o WebQualis.

Por detrás dessas classificações, está a

“[...] necessidade crescente de competir por recursos escassos que sustentam as atividades científicas tem convertido a avaliação no ‘fiel da balança’ para definir a distribuição dos gastos, a destinação de recursos e a própria promoção dos pesquisadores” (Aguado-López, Becerril-Garcia e Rogel-Salzar, 2010).

2.4. O Qualis da área de Economia

No caso da área de Economia, a comissão do Qualis, formada por professores de diferentes centros de pesquisa em Economia, tem se baseado nos fatores de impacto derivados dos artigos de Barrett, Olin e Bailey (2000), Kalaitzidakis, Mamuneas e Stengos (2003) e Combes e Linnemer (2010), complementados com informações colhidas junto a associações e à opinião dos membros da comissão (AMADO et al., 2014). Mas esse trabalho, como ocorre nas demais áreas, não é imune a críticas (FARIA, 2004; GUIMARÃES, 2011; SILVA, 2009). Em geral, tais críticas sugerem que existe um desbalanceamento do *ranking* em favor de revistas nacionais, conferindo baixo peso a boas revistas internacionais (quando comparadas às domésticas). Para melhorar a performance dos pesquisadores brasileiros, deveria ser dada mais importância às revistas internacionais (FARIA, 2002). Ou ainda, haveria um viés heterodoxo no ranqueamento do Qualis da área (SILVA, 2009)⁵.

Tal configuração pode ser socialmente desejada, caso os interesses de pesquisa a serem financiados por instituições sejam em temas nacionais, que serão publicados em periódicos locais, mas pode não refletir o impacto do pesquisador nacional na comunidade internacional (GUIMARÃES, 2011). Nessa direção, um *ranking* que reflita a fronteira do conhecimento atual em nível internacional, como o disponível em Combes e Linnemer (2010), seria, eventualmente, desejável a um com muito peso local. Guimarães (2011) compara o Qualis de Economia com a lista disponível em Combes e Linnemer e ressalta os diferentes resultados ao se empregar um ranqueamento ou outro. Como era de se esperar, pesquisadores brasileiros se destacam mais quando se emprega o ordenamento resultante do Qualis do que quando se emprega um ordenamento baseado em indicadores internacionais.

Outro resultado importante refere-se ao ajustamento do ranqueamento do Qualis aos indicadores internacionais. De fato, o Qualis da área de economia não parece apresentar alta correlação com os principais *rankings* de revistas (Tabela 3). Considerando a correlação simples (*Pearson*), o Qualis apresenta maior aderência com o SNIP (0,418), índice mais concentrado em revistas europeias e que pondera o potencial de publicação de área. A correlação é ainda um pouco melhor quando se trata do ranqueamento (correlação de *Spearman*). Mas, mesmo nesse caso, a correlação é de apenas 48,9%, o que confere apenas uma correlação moderada entre os dois *rankings*. Para os demais, o resultado é ainda pior. No caso do Scielo, entre as 93 revistas comuns nas duas classificações, o ordenamento é, na pior das hipóteses, negativo (-0,078), ou não há associação, como sugerido pelo teste da hipótese nula.

⁵ Comentando sobre o Qualis da área de Economia, Silva (2009) repara que a inclusão de algumas revistas no estrato A1 revela um “viés de esquerda” na área, como também pode refletir as preferências de muitos pesquisadores brasileiros. Talvez o resultado possa ser devido à possível cisão existente na área, como sugerido por Lee et al. (2010), para quem a Economia seria formada por dois corpos distintos de conhecimento e a adoção de uma métrica única geraria distorções.

Tabela 3 – Correlação de Pearson e de Spearman entre o Qualis de Economia e os índices SNIP, SJCR, JCR e Scielo

	QUALIS	
	Pearson*	Spearman**
SNIP	0,4177 (808)	0,4885 (0,000)
SJR	0,3952 (368)	0,4649 (0,000)
JCR	0,1839 (593)	0,2926 (0,000)
SCIELO	0,0449 (93)	-0,0782 (0,456)

Nota: *Em parênteses, número de observações empregado no cálculo; **Em parênteses, p-valor para teste $\rho = 0$.

Fonte: Thomson Reuters, Scopus/Elsevier, Scielo, Capes. Cálculos próprios.

2.5. O Qualis e a subárea de Economia Regional e Urbana

A falta de aderência do Qualis a índices internacionais também se verifica em subáreas específicas da economia. Pelos critérios atuais, programas, diretamente, e pesquisadores, indiretamente, são avaliados pelo Qualis quando da captação de recursos para financiar suas pesquisas. No entanto, o reconhecimento internacional dentro de uma subárea decorre, dentre outros fatores, da publicação em bons periódicos nessa subárea. Nas condições atuais, atender a essas duas restrições nem sempre é possível. Tome-se por exemplo o caso da subárea de Economia Regional e Urbana. Os dados da Tabela 4 consideram os periódicos nacionais e internacionais mais importantes⁶ para a subárea e compara as correlações entre os diferentes *rankings*. Nota-se que a ordenação atual do Qualis é a que apresenta a menor correlação com os demais, seja pelo critério de *Pearson*, seja no critério de *Spearman*. Para o caso do JCR, a correlação de *Pearson* com o Qualis é negativa, ao passo que a correlação de peso é não significativa (assumindo uma distribuição *t* de *Student* para o teste).

Tabela 4 – Correlação de Pearson e de Spearman entre o Qualis de Economia e os índices SNIP, SJCR e JCR para as revistas da área de Economia Regional e Urbana

<i>Pearson</i> *	SNIP	SJR	JCR	QUALIS
SNIP	1,0000			
SJR	0,9075 (18)	1,0000		
JCR	0,7978 (18)	0,9462 (7)	1,0000	
QUALIS	0,6100 (18)	0,8291 (8)	-0,0935 (12)	1,0000
<i>Spearman</i> **				
SNIP	1,0000			
SJR	0,8947 (0,000)	1,0000		
JCR	0,8514 (0,000)	0,9286 (0,003)	1,0000	
QUALIS	0,5986 (0,009)	0,7229 (0,043)	0,0438 (0,8926)	1,0000

Nota: *Em parênteses, número de observações empregado no cálculo; **Em parênteses, p-valor para teste $\rho = 0$; Não há dados suficientes para comparações com o Scielo.

Fonte: Thomson Reuters, Scopus/Elsevier, Scielo, Capes. Cálculos próprios.

Em outras palavras, os pesquisadores nacionais da subárea de Economia Regional e Urbana e os centros de pós-graduação onde atuam tendem a ter os resultados de suas pesquisas distorcidas para a avaliação, sobretudo quando se trata dos periódicos indexados na base da Thomson Reuters (JCR), que inclui as principais revistas americanas de economia regional, economia urbana e *regional science*.

⁶ Os critérios para definição e seleção desses periódicos são detalhados na próxima seção.

A metodologia proposta na sequência pretende contribuir para a discussão dos critérios de qualidade na pesquisa, na subárea de Economia Regional e Urbana, disponibilizando um *ranking* de revistas da área que considera a qualidade internacional do periódico e a inserção internacional dos pesquisadores locais.

3. Metodologia

Neste trabalho, foram considerados pesquisadores nacionais membros da ABER (Associação Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos) como formando o universo de pesquisadores da área de Economia Regional e Urbana brasileira⁷. A ABER se caracteriza por ser uma associação multidisciplinar de pesquisadores acadêmicos e demais interessados em estudos dos fenômenos sociais em suas manifestações no território, objetivando contribuir para o avanço das pesquisas sobre os fenômenos regionais, através da criação de um ambiente de estímulo à troca de ideias e experiências entre os interessados nesses assuntos. Apesar do caráter multidisciplinar, a maior parte de seus associados são profissionais ou estudantes de cursos de Economia.

A ABER é uma associação científica sem fins lucrativos e sem posicionamento político-ideológico e suas atividades estão abertas a todos os pesquisadores e instituições interessados, sem distinção de origem, nacionalidade, escola de pensamento ou área de pesquisa. Seu objetivo prioritário é o de apoiar, incentivar e promover a produção e a divulgação do conhecimento sobre os fenômenos regionais e urbanos, com vistas à redução das desigualdades, superação dos problemas ligados à urbanização, além do fomento ao crescimento e ao desenvolvimento. Desde 2005, a Associação tem se envolvido em diversos projetos ligados ao tema regional e urbano, promovendo congressos e encontros multidisciplinares, estando filiada à *Regional Science Association International* (RSAI). Atualmente, a ABER se constitui na seção brasileira da RSAI.

Para esta análise, concentrou-se nos associados autodeclarados como professores ou profissionais, perfazendo um total de 85 pesquisadores. Na plataforma Lattes (plataforma de currículos acadêmicos do CNPq (Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico), foram levantados os periódicos utilizados por esses pesquisadores para divulgação de seus trabalhos científicos, no período de 2000 a 2016 (se disponível). Tal levantamento resultou na identificação de 654 trabalhos⁸ em 242 periódicos distintos⁹.

3.1. Definição do peso dos autores

Os pesquisadores foram ainda filtrados para manter na base apenas aqueles professores membros de corpo permanente ou colaboradores de programas de pós-graduação da área de Economia¹⁰. Para definir esse subconjunto, os dados foram obtidos na Plataforma Sucupira do CNPq (acesso em set/2016). Para cada um dos pesquisadores, foi levantado o seu H-index na base do Google Citations¹¹ e, quando não disponível, buscou-se essa informação na base Scopus. As duas bases foram

⁷ São 170 pesquisadores nacionais membros da ABER, em 2016, considerando professores, profissionais, alunos de pós-graduação e alunos de graduação.

⁸ Foram contados os trabalhos de cada profissional, não descontando eventuais coautorias.

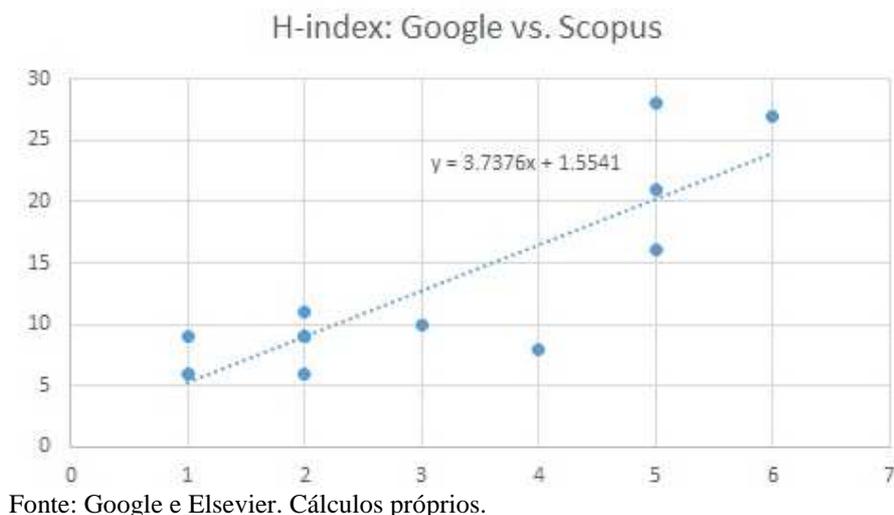
⁹ Nota-se, desde já, a extensa produção dos pesquisadores da subárea, extremamente difundida em vários periódicos, no entanto, em revistas de várias subáreas diferentes. Tal resultado, como se verá, reflete menos a qualidade da pesquisa, mas, provavelmente, mais a qualidade da avaliação nacional dos periódicos da área.

¹⁰ Isso porque, segundo os critérios atuais da avaliação nacional da pesquisa, apenas a produção desses pesquisadores é que é oferecida aos comitês de área para a definição dos periódicos a serem classificados pelo Qualis.

¹¹ O H-index ou índice-h é o número de artigos com citações maiores ou iguais a h. Assim, um autor com índice-h igual a 5 significa que ele tem 5 artigos que receberam ao menos 5 citações cada um.

compatibilizadas, usando a relação entre os H-index das duas bases para os pesquisadores com maior H-index na base do Google Citations (H_i) (Figura 3)¹².

Figura 3 – Relação entre H-index nas bases do Google Citations e Scopus



A Tabela 5 apresenta os mais importantes pesquisadores da subárea de Economia Regional e Urbana do Brasil, de acordo com os seus respectivos índice-H. Coincidentemente, todos são membros de corpo permanente ou são colaboradores de programas de pós-graduação da área de Economia. Ademais, existe uma alta incidência de pesquisadores com bolsa de produtividade em pesquisa, o que, de certo modo, confere um determinado reconhecimento de qualidade da pesquisa da área¹³.

3.2. Definição do peso das revistas

Uma das dificuldades na construção de um *ranking* de revistas heterogêneo, em que se observam revistas de áreas (ou subáreas) diferentes, está em atribuir um peso que reflita a importância relativa da revista. Um indicador de citações puro e simples pode não captar características próprias da subárea no que se refere à frequência com que os autores citam outros artigos (MOED, 2010). Combes e Linnemer (2010), por exemplo, ponderam as revistas não ranqueadas no JCR de acordo com o peso dos autores que publicam nessas revistas. O peso dos autores, por sua vez, é proporcional ao peso das revistas ranqueadas em que publicaram.

¹² Essa compatibilização permite o aproveitamento de um número maior de pesquisadores, aumentando a significância dos resultados. A existência de uma relação linear entre os dois índices era esperada, tendo em vista refletirem o mesmo processo, com pequenas diferenças metodológicas. Uma relação estável entre os dois índices assegura que as estimativas ora empregadas mantenham o sinal correto, independente da amostra. Uma amostra maior, possível no futuro com o crescimento das duas bases, assegurará uma estimativa mais fina, o que pode impactar marginalmente o ranqueamento entre grupos de revistas com pontuações próximas.

¹³ No entanto, deve-se notar que esses pesquisadores estão limitados ao estrato 1D do sistema de ranqueamento dos bolsistas de produtividade, mesmo para aqueles pesquisadores com vários anos de carreira e importante contribuição à pesquisa nacional. Deve-se questionar se essa restrição não decorre da baixa avaliação no Qualis que recebem os periódicos em que divulgam seus trabalhos. O autor agradece a um parecerista anônimo a atenção a esse ponto.

Tabela 5 – Principais pesquisadores da subárea de Economia Regional e Urbana no Brasil

Ordem	Pesquisador	H_i	Produtividade
1	Joaquim José Martins Guilhoto	28	PQ-1D
2	Carlos Roberto Azzoni	27	PQ-2
3	Eduardo Amaral Haddad	21	PQ-1D
4	Renato de Castro Garcia	21	PQ-2
5	Fernando Salgueiro Perobelli	16	PQ-1D
6	Edson Paulo Domingues	12	PQ-2
7	Eduardo Simões de Almeida	11	PQ-2
8	Adelar Fochezatto	9	PQ-2
9	Alexandre Alves Porsse	9	PQ-2
	Ana Flavia Machado	9	PQ-2
	Carlos Eduardo Caldarelli	9	
	Pery Francisco Assis Shikida	9	PQ-2
	Tatiane Almeida Menezes	9	
	Weslem Rodrigues Faria	9	
15	André Luis Squarize Chagas	6	
	Pedro Vasconcelos Maia do Amaral	6	
	Ricardo da Silva Freguglia	6	PQ-2
18	Admir Antonio Betarelli Junior	5	
	Cristiana Tristão Rodrigues	5	
	Maurício Vaz Lobo Bittencourt	5	PQ-2
	Paulo Ricardo Feistel	5	

Fonte: Google Citations e CNPq. Acesso em mar/2016.

Neste trabalho, optou-se por construir, para a r -ésima publicação, um *score* que mede a importância média da revista do ponto de vista dos pesquisadores da área (s_{1_r}), da seguinte forma:

Para o i -ésimo pesquisador, apurou-se a importância da revista no seu portfólio de publicação. Assim, se o pesquisador publicou três trabalhos em duas revistas, a revista com duas publicações recebe o *score* $2/3$ e a revista com uma publicação, o *score* $1/3$.

Para cada revista, apura-se o *score* médio, definido como

$$s_{1_r} = \frac{1}{n_r} \sum_i s_{1_{ir}}$$

em que $s_{1_{ir}}$ representa a participação da revista r no portfólio do pesquisador i , e n_r representa o número de pesquisadores que publicaram na r -ésima revista. O peso s_{1_r} representa a importância média da revista na área, mas não diferencia para a qualidade do pesquisador. Ou seja, uma revista com publicação de bons pesquisadores da área pode ter o mesmo *score* que uma revista que tenha recebido contribuições apenas de pesquisadores sem grande destaque na área.

Uma medida alternativa leva em conta a qualidade do pesquisador medida pelo seu índice- H^{14} , H_i , ponderando o *score* apurado para a revista pelo índice- h dos pesquisadores da área que publicaram nesse periódico, da seguinte forma:

$$s_{1_r}^* = \frac{1}{n} \sum_i s_{1_{ir}} \times H_i$$

A Tabela 6 reporta as mais importantes revistas em que algum pesquisador brasileiro da subárea de Economia Regional e Urbana do Brasil publicou um ou mais trabalhos no período recente. É de notar o componente de internacionalização presente nessa tabela: 13 das 21 revistas são

¹⁴ Essa ponderação é inspirada em procedimento similar adotado por Combes e Linnemer (2010, p.11).

internacionais. Também se deve notar que, entre as revistas estrangeiras, a maior parte recebe bons *scores* quando empregado o CLh¹⁵ (baseado no JCR) ou o SNIP (baseado no SJR).

Para o objetivo de construir um *ranking* de revistas da subárea de Economia Regional e Urbana, foi necessário proceder uma categorização desses periódicos em revistas da área e revistas de fora da área. Isso porque, além do elevado número de revistas, elas também são de áreas distintas, algumas correlatas, como agricultura, meio ambiente, inovação etc., mas outras são revistas gerais, que publicam trabalhos de várias subáreas da Economia, e outras, finalmente, são claramente de áreas com pouca afinidade com a subárea de Economia Regional e Urbana, como revistas das áreas de administração de empresas, saúde, ciências sociais, entre outras¹⁶.

Tabela 6 – Principais revistas com publicações de pesquisadores na subárea de Economia Regional e Urbana no Brasil

Ordem	Revista	s_1^*	CLh	JCR	SJR	SNIP	Scielo
1	Regional Science and Urban Economics	4,875	5,750	0,851	0,956	1,252	
2	Energy Economics	4,329	2,930	2,166		1,939	
3	Latin American Business Review	4,125				0,336	
4	Regional Studies	2,625	1,320	1,508		1,478	
5	Revista Econômica do Nordeste	2,579					
6	Energy Policy	2,286		2,107	2,077	1,784	
7	Economia (Brasília)	2,270	0,200				
8	Pesquisa e Planejamento Econômico	2,070	0,280				
9	Ecological Indicators	2,000		2,841	1,267	1,883	
10	Energy (Oxford)	2,000		2,923		2,548	
11	Engenharia Sanitária e Ambiental	2,000		0,241	0,184	0,469	0,156
12	Renewable & Sustainable Energy Reviews	2,000		4,634	2,982	3,553	
13	Revista Brasileira de Economia	2,000	0,340		0,217	0,585	0,199
14	Revista Brasileira de Gestão e Desenvolvimento Regional	2,000			0,133	0,142	
15	Revista de Economia e Agronegócio	2,000					
16	Revue d'Économie Politique	2,000	0,430	0,043	0,158	0,296	
17	Heera	1,833					
18	Revista Espacios	1,833					
19	Ecological Economics (Amsterdam)	1,800	8,720	2,304	1,616	1,599	
20	Economics Letters	1,800	9,220	0,463	0,660	0,686	
21	European Journal of Operational Research	1,800		1,817	2,368	2,335	

Fonte: Combes e Linnemer (2010), Thomson Reuters, Elsevier, Scielo. Cálculos próprios.

Para evitar considerações *ad hoc*, este trabalho tomou por base as revistas classificadas como de ciências regionais e economia urbana pela RSAI. São 45 revistas internacionais que atendem a esse critério. Ademais, também foram consideradas outras 16 (em sua maioria nacionais) nas quais foram identificadas preponderância de temas da área. Dessa forma, foram consideradas 61 revistas para elaboração do *ranking* da área.

Para as revistas internacionais, no entanto, nem todas as revistas receberam publicação de pesquisadores brasileiros, o que impossibilitou calcular diretamente o seu *score* s_1^* . Ignorar o cálculo desse *score* é atribuir a essas revistas um fator que pode não corresponder a realidade: a ausência de publicação nessas revistas pode ser uma escolha do pesquisador, mas também pode ser uma restrição na quantidade de trabalhos submetidos. Por esse motivo, para essas revistas, foi estimado um peso,

¹⁵ O trabalho de Combes e Linnemer (2010) elabora alguns indicadores, entre eles o CLh.

¹⁶ Não é estranho notar que grande parte das revistas fora de área não se tratam de periódicos mal avaliados pelo Qualis da área ou de outras áreas. Ao contrário, muitas revistas são bem avaliadas, o que sugere que há um comportamento estratégico por parte dos pesquisadores em buscar colocar o resultado de suas pesquisas em bons periódicos, mesmo que não sejam os da área, uma vez que esses seriam mal ranqueados no Qualis de Economia.

\widehat{s}_{1r}^* , considerando o *score* s_{1r}^* e o peso calculado por Combes e Linnemer (2010), para aquelas revistas em que esses pesos são observados¹⁷ (Tabela 7).

Os *scores* apurados dessa forma revelam a importância relativa de um periódico da área, do ponto de vista dos pesquisadores nacionais. A Tabela 8 reporta os 20 periódicos mais importantes de acordo com o *score* s_1^* (observado ou predito). Mais uma vez, destaque-se a relação entre essas revistas e os indicadores de publicação (CLh e SNIP)¹⁸.

Note, no entanto, que esse *score* é apenas baseado na importância da revista para os pesquisadores locais e não guarda necessariamente relação com a sua importância para a fronteira da pesquisa da área.

Tabela 7 – Relação entre o peso de Combes e Linnemer (2010) e o *score* s_1^*

Variável dependente: s_1^*	
Variável independente	Coefficiente
Econ (Combes e Linnemer, 2010)	7,9667 (1,227)
R-quadrado	0,95
R-quadrado ajustado	0,94
Obs	31
Replicações	1.000
Wald χ^2 (1)	42,17
Prob > χ^2	0,000

Nota: Regressão linear por *bootstrap*; Erro padrão entre parênteses.

Fonte: Cálculos próprios.

3.3. Ranking de revistas da subárea de Economia Regional e Urbana no Brasil

Para a construção de um *ranking* que também considere a importância das revistas de acordo com a fronteira do conhecimento, deve-se levar em conta indicadores que captem essa fronteira. O SJR (ou o SNIP) e o JCR são candidatos naturais¹⁹.

Na área de Economia, especificamente, outro critério é o CLh, proposto por Combes e Linnemer (2010), como mencionado em Guimarães (2011) e Amado et al. (2014)²⁰. Para cada publicação, então, tomaram-se os índices CLh, SJR e JCR. Cada um dos índices (I_{rk}) foi ponderado considerando o peso para a área como apurado pelo *scores* s_{1r}^* , construindo-se um *ranking* sintético, da seguinte forma:

$$I_{rk}^* = I_{rk} \times s_{1r}^*$$

em que I_{rk} é o *ranking* da revista r no k -ésimo índice, $k = \{CLh, SJR, JCR\}$.

¹⁷ Dessa forma, o presente trabalho pode ser considerado uma adaptação de Combes e Linnemer (2010) para uma subárea nacional.

¹⁸ Para essas 20 revistas, a correlação entre o *score* s_1^* e o CLh é de 88,3% e com o SNIP, 54,1%.

¹⁹ Dada a forte correlação de posto entre o SJR e o SNIP, considerar os dois critérios seria dar um peso grande para ambos, em detrimento dos demais.

²⁰ Ainda que o CLh seja baseado no JCR, o fato dos autores empregarem uma ponderação, baseada na presença de economistas publicando nos periódicos, altera a correlação entre esses dois critérios, o que explica a diferença entre eles. O maior peso dado a economistas é um dos motivos pelo qual o CLh tem sido preferido em detrimento de *rankings* de citação puros, como o JCR ou o SJR (GUIMARÃES, 2011; AMADO et al., 2014).

Tabela 8 – Principais revistas de Economia Regional e Urbana no Brasil segundo o score s_1^*

Ordem	Revista	s_1^*	CLh	JCR	SJR	SNIP	Scielo
1	Journal of Urban Economics	6,6564	16,00	1,500		1,966	
2	Regional Science and Urban Economics	5,8750	5,75	0,851	0,956	1,252	
3	Journal of Economic Geography	4,9834	3,66	2,292		2,213	
4	Regional Studies	3,6250	1,32	1,508		1,478	
5	Revista Econômica do Nordeste	3,5793					
6	Revista Brasileira de Gestão e Desenvolvimento Regional	3,0000			0,133	0,142	
7	International Regional Science Review	2,9917	1,03	1,152		0,914	
8	The Review of Regional Studies	2,9120	0,46			0,196	
9	Heera	2,8333					
10	Economic Systems Research	2,8324	0,68	2,372		1,750	
11	Journal of Regional Analysis and Policy	2,5933	0,35		0,215	0,452	
12	Ambiente e Sociedade	2,5000					
13	Economy of Region	2,5000			0,186	0,140	
14	Habitat International	2,5000		1,237	0,975	2,089	
15	Letters in Spatial and Resource Sciences	2,5000			0,191	0,283	
16	Papers in Regional Science	2,5000	0,72	0,976		1,054	
17	REGION	2,5000					
18	The Annals of Regional Science	2,5000	0,75	0,488		0,852	
19	Revista Brasileira de Estudos Urbanos e Regionais (ANPUR)	2,2500					
20	Revista Brasileira de Estudos de População (Impresso)	2,2000			0,205	0,572	0,360

Fonte: Combes e Linnemer (2010), Thomson Reuters, Elsevier, Scielo. Cálculos próprios.

Algumas revistas não dispunham de fator de impacto por nenhum dos indicadores empregados. Em geral, tratam-se de revistas nacionais ou revistas mais novas. Para essas revistas, foi estimado um fator de impacto considerando índices de fatores de impacto da revista disponível na base do Google Citations. A Tabela 9 reporta o resultado da estimação do fator de impacto SJR considerando os índices disponíveis.

Tabela 9 – Estimação do fator de impacto

IF	Coef.	Desv. Padrão
h_g^3	3,89E-06	7,48E-07
h_g^4	-1,94E-08	4,05E-09
g_i^2	6,25E-05	2,54E-05
g_i^3	-4,44E-07	9,79E-08
hi_norm^3	-7,65E-06	2,37E-06
hi_norm^4	7,28E-08	1,80E-08
hi_anual^2	0,3865	0,123
hi_anual^3	-0,2166	0,052
hi_anual^4	0,0295	0,006
R-quadrado	0,96	
R-quadrado ajustado	0,95	
Observações	43	

Nota : "h g" é o índice-H calculado pelo Google Acadêmico; "g i" é o índice-h modificado, dando mais peso para as publicações mais citadas; "hi_norm" é o índice-h normalizado pelo número de autores; e "hi_anual" é o crescimento médio anual do índice-h.

Fonte: Cálculos próprios.

A seguir, uma média dos *rankings* foi computada, ou seja

$$S_r = \frac{1}{K_r} \sum_k \text{rank}(I_{rk}^*)$$

em que K_r é o número de critérios em que a revista foi ranqueada. Note que esse procedimento é similar ao empregado por Combes e Linnemer (2010), a menos que naquele caso o ranqueamento foi feito considerando apenas a base de dados Thomson Reuters. Mais uma vez, o resultado é sensível ao número de critérios em que a revista aparece. Uma revista que aparece em mais de um *ranking* pode ser penalizada, caso em um deles ela receba uma avaliação muito ruim, por qualquer idiosincrasia. Uma transformação foi também realizada aqui, considerando um peso inversamente proporcional ao número de *rankings* em que a revista aparece, da seguinte forma:

$$S_r^* = \frac{1}{K_r} S_r = \frac{1}{K_r^2} \sum_k \text{rank}(I_{rk}^*)$$

Dessa forma, o *score* S_r^* representa um índice para o ranqueamento das revistas da área, mas ele não representa necessariamente *scores* normalizados, uma vez que se trata de uma transformação linear sobre médias de *rankings*, usando o inverso do quadrado do número de critérios como peso. Seguindo sugestão de Combes e Linnemer (2010), baseado na evidência verificada por Lotka (1926), de que a distribuição da produção científica (e também sua qualidade) segue uma lei de potência, o *score* S_r^* foi normalizado aplicando uma transformação convexa, obtendo um *score* normalizado (SC) para a r -ésima revista, da seguinte forma:

$$SC_r = 100 \left[\frac{\max(S^*) + 10}{S_r^* + 20} \right]^3$$

em que $\max(S^*)$ é o S_r^* da revista bem ranqueada. De maneira alternativa, também se propôs uma classificação discreta de seis conceitos, variando de A+ a B-, em que a variação ao longo das classes seguiu uma regra de potência com base 2 variando a potência a cada 0,5 ponto.

4. Resultados

A Tabela 12, no final do artigo, apresenta-se para as 61 revistas da subárea de Economia Regional e Urbana o *score* SC e a classificação de cada revista segundo os conceitos discretos. O resultado suscita algumas considerações. Em primeiro lugar, chama a atenção a predominância de revistas internacionais entre as revistas mais bem ranqueadas. A primeira revista brasileira (Ambiente e Sociedade) aparece na 35ª colocação. Esse resultado pode decorrer, muito provavelmente, do melhor ranqueamento das revistas internacionais nos indicadores empregados para o cálculo do *score* SC. Mas também pode se dever ao fato dos pesquisadores da subárea publicarem seus trabalhos tanto em boas revistas internacionais da subárea quanto nas nacionais (da subárea ou de várias áreas, com já assinalado).

O segundo aspecto a se considerar refere-se à alta correlação entre o *score* SC e os indicadores selecionados no estudo (CLh, JCR, SJR, SNIP). Quando se considera a correlação de *Spearman* (correlação do posto), nota-se que o ranqueamento proposto pelo *score* SC é muito próximo do ranqueamento resultante do CLh (0,890) (Tabela 10). Esse resultado se deve, em parte, ao fato da ponderação empregada para o cálculo do *score* SC mimetizar a ponderação empregada por Combes e Linnemer (2010) no CLh. Mas, como CLh leva em conta a importância relativa de economistas nas revistas da área, tal resultado não representaria um viés, mas algo desejado.

Ao se considerar a correlação de *Spearman* com os indicadores SJR/SNIP, percebe-se a relação bem aderente (0,816 e 0,825, respectivamente). A forte presença de revistas europeias na relação de revistas da RSAI pode explicar esse resultado.

A constatação mais significativa, no entanto, reside na baixa correlação entre o *score SC* e o Qualis da área de Economia (0,56, para a correlação de *Pearson* e 0,44, para a de *Spearman*). Esse resultado não é de todo surpreendente. As boas revistas são sub-avaliadas no Qualis de economia (ver seção 2.5) e, como consequência, os pesquisadores da área parecem buscar boas revistas em outras subáreas da Economia, ou mesmo em outras áreas do conhecimento, cuja qualidade das revistas seja reconhecida pelo Qualis, ao invés de publicarem preferencialmente em revistas da área. A baixa correlação apenas documenta formalmente essa impressão geral.

Tabela 11 – Correlação do *score SC* e indicadores selecionados

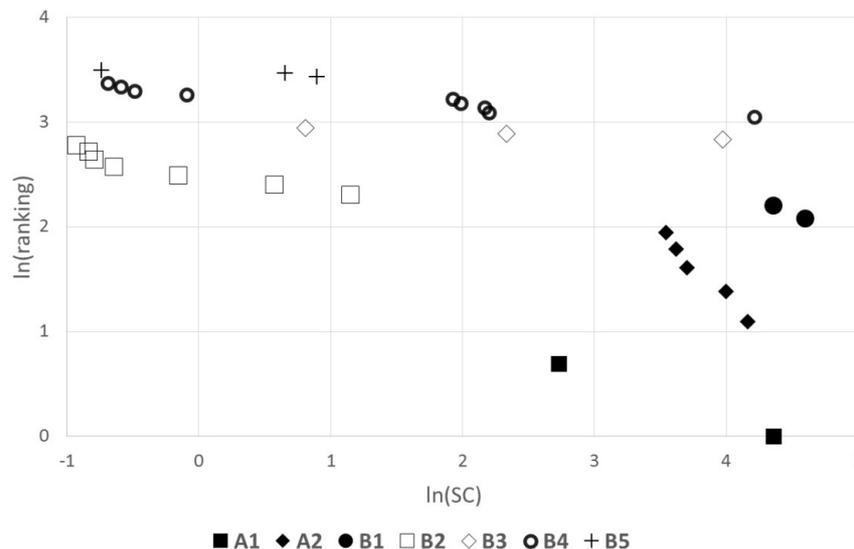
	<i>Pearson</i> *	<i>Spearman</i> **
CLh	0,651(23)	0,890 (0,000)
SJR	0,691(24)	0,816 (0,000)
SNIP	0,715(32)	0,825 (0,000)
JCR	0,456(18)	0,486 (0,041)
Qualis	0,560(30)	0,437 (0,016)

Nota: *Em parênteses, número de observações empregado no cálculo; **Em parênteses, p-valor para teste $\rho = 0$.

Fonte: Thomson Reuters, Elsevier, Scielo, Capes. Cálculos próprios.

No Gráfico 4, reforça-se esse ponto, plotando a relação entre o ordenamento do Qualis da área de Economia e o *score SC*. Duas revistas ranqueadas pelo *score SC* encontram-se no estrato A1 do Qualis, a *Regional Studies* e a *Spatial Economic Analysis* (4ª e 18ª no *score SC*, respectivamente). Entre as 10 melhores revistas (pelo *score SC*), apenas duas se encontram no estrato A2 do Qualis (*Urban Studies* e *Transportation Research. Part A, Policy and Practice*). As melhores revistas da área estão no estrato B1 (*Journal of Urban Economics*, *Regional Science and Urban Economics* e *Regional Studies*) ou não estão ranqueadas no Qualis (*Journal of Economic Geography*). A revista *Economic System Research* (a principal revista na área de Insumo-Produto, editada pela *International Input-Output Association*) e 5ª melhor revista da área (pelo *score SC*), encontram-se no estrato B4 do Qualis.

Figura 4 – Relação entre o Qualis da área de Economia e o *score SC*



Nota: No eixo vertical, mede-se o ln do ranking, em ordem decrescente, de acordo com o Qualis. No eixo horizontal, mede-se o ln do *score SC*.

O ranqueamento ora proposto, ao ponderar indicadores bibliométricos internacionais, e a preferência revelada pelos principais pesquisadores da subárea de Economia Regional e Urbana do Brasil oferecem uma sinalização mais objetiva sobre a qualidade da pesquisa da subárea. Acredita-se que esse ranqueamento oferece uma referência de qualidade para as publicações nacionais e internacionais em economia urbana, economia regional e *regional science*.

5. Conclusões

Propor um ranqueamento de revistas que sirva de referência para a qualidade da atividade acadêmica em uma área do conhecimento é uma atividade necessária, na medida em que se trata de estabelecer critérios objetivos de avaliação da qualidade da pesquisa. Todo ranqueamento reflete um processo de escolha que, por sua vez, reflete uma determinada (nem sempre explícita) função de agregação de preferências. A cientometria tem proposto como medida do impacto científico a quantificação das citações, vistas como *proxies* para a qualidade da pesquisa, capaz de mensurar a qualidade científica por meio de seu impacto. Mas um índice puro de citações pode desconsiderar especificidades de áreas e subáreas e de frequência de citações de seus pesquisadores.

O Qualis trata-se de um sistema consolidado de ordenação de revistas em cada área do conhecimento brasileiro, utilizado para avaliação dos programas de pós-graduação. Mas a métrica empregada não é isenta de crítica. Particularmente, a subárea de Economia Regional e Urbana apresenta revistas que têm fatores de impacto compatíveis com os vistos nas revistas dos estratos A1 e A2 do Qualis, mas têm uma baixa representatividade nesses estratos. Neste trabalho, propôs-se a elaboração de um ranqueamento de revistas para essa subárea ponderando indicadores bibliométricos internacionais com a preferência revelada pelas publicações de bons pesquisadores brasileiros da área (professores membros do corpo permanente ou colaboradores da área de Economia).

Os resultados confirmam a baixa aderência do Qualis para as revistas da subárea em relação a índices alternativos, como o JCR (Thomson Reuters) e SJR (SCImago). Mesmo considerando um *ranking* específico da área de economia (CLh, de Combes e Linnemer, 2010), o Qualis ainda apresenta baixa correlação. A consequência dessas divergências é que os autores da subárea pulverizam seus trabalhos em revistas mais bem ranqueadas de outras subáreas (ou mesmo de fora da área de economia) e, possivelmente, acabam por ser penalizados nas avaliações comparativas do comitê de área (dada a ausência de pesquisadores da área como bolsistas de produtividade em níveis superiores).

Em sua edição mais recente, o Qualis da Área de Economia (2013-2016) buscou se aproximar da adoção de melhores práticas para avaliações, empregando um critério exógeno de ordenação para revistas internacionais – o *ranking* CL. Isso representa um avanço louvável em termos regulatórios. No entanto, o Qualis da área ainda precisa ser aprimorado para servir de padrão de qualidade para a área e a subárea, uma vez que ele ainda não é um *ranking* exaustivo, deixando de pontuar, por vezes, importantes revistas – uma vez que nenhum professor de corpo permanente tenha publicado nessas revistas. Ademais, a adoção de um critério exógeno é ainda muito recente e limitado a revistas estrangeiras. Essa regra pode eventualmente vir a sofrer alterações em futuras edições do Qualis, em função de discussões pouco objetivas ou ação de grupos de interesse. Isso ainda contribui para que esse *ranking* seja visto com cautela.

O ranqueamento ora proposto, de maneira alternativa, considera indicadores bibliométricos de referência internacional e a performance dos bons pesquisadores nacionais e, com isso, acredita-se que ofereça sinalização mais objetiva sobre a qualidade das publicações nacionais e internacionais em economia urbana, economia regional e *regional science*.

Futuros trabalhos podem ser feitos para ampliar a metodologia proposta para outras subáreas da Economia, bem como para a área como um todo, de modo a compatibilizar qualidade da pesquisa e inserção internacional de cada subárea da economia.

Referências

- AGUADO-LÓPEZ, E.; ROGEL SALAZAR, R.; BECERRIL-GARCIA, A. Limites e potencialidades da avaliação científica: crítica epistemológica à cobertura de bases de dados e à construção de indicadores. In: FERREIRA, S. M. S. P.; TARGINO, M. G. (Org.). *Acessibilidade e visibilidade de revistas científicas eletrônicas*. São Paulo: Senac, 2010. p.175-212.
- ALTBACH, P. The dilemmas of ranking. *International Higher Education*, n. 42, p. 2–3, 2015.
- AMADO, A. M. et al. *Critérios de classificação QUALIS-Economia*. Documento Eletrônico. Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior – CAPES, 2014.
- ANDRIOLO, A.; SOUZA, A. F. M.; FARIAS, A. Q.; BARBOSA, A. J. A.; FRANÇA NETTO, A. S.; HERNANDEZ, A. J. Classification of journals in the QUALIS system of CAPES: Urgent need of changing the criteria! *Journal of Venomous Animals and Toxins including Tropical Diseases*, v. 16, n. 3, p. 391–394, 2010.
- AZZONI, C. R. Desempenho das revistas e dos departamentos de economia brasileiros segundo publicações e citações recebidas no Brasil. *Economia Aplicada*, v. 4, n. 4, p. 786–822, 2000.
- BAENA, A. J. L.; CASES, M. V.; MEDINA, M. B. Indicadores cuantitativos y cualitativos para la evaluación de la actividad investigadora: ¿complementarios? ¿contradictorios? ¿excluyentes?. *Cuadernos IRC*, p. 1–13, 2005.
- BARRETT, C. B.; OLIA, A.; BAILEY, D. V. Subdiscipline-specific journal rankings: whither applied economics? *Applied Economics*, v. 32, n. 2, p. 239–252, 2000.
- BORNMANN, L. Is there currently a scientific revolution in Scientometrics? *Journal of the Association for Information Science & Technology*, v. 65, n. 3, p. 647–648, 2014.
- BOX, S. et al. *Performance-based funding for public research in tertiary education institutions: Country experiences*. Performance-based Funding for Public Research in Tertiary Education Institutions, p. 85–126, 2010.
- CASTRO, C. M.; SOARES, G. A. D. Avaliando as avaliações da capes. *Revista de Administração de Empresas*, v. 23, n. 3, p. 63–73, 1983.
- COMBES, P-P.; LINNEMER, L. *Inferring missing citations: A quantitative multi-criteria ranking of all journals in economics*. Groupement de Recherche en Economie Quantitative d’Aix Marseille (GREQAMJ), Document de Travail, (2010-28), 2010.
- COMBES, P-P.; LINNEMER, L. Where are the economists who publish? Publication concentration and rankings in Europe based on cumulative publications. *Journal of the European Economic Association*, v. 1, n. 6, p. 1250–1308, 2003.
- CONROY, M. E.; DUSANSKY, R.; DRUKKER, D.; KILDEGAARD, A. The productivity of economics departments in the U.S.: publications in the core journals. *Journal of Economic Literature*, v. 33, n. 4, p. 1966–1971, 1995.
- COUNCIL, A. R. *Excellence in research for Australia (ERA) 2015 Evaluation Handbook*. Australian Research Council ERA, 2015.
- DAVIS, J. B. Problems in using the social sciences citation index to rank economics journals. *The American Economist*, v. 42, n. 2, p. 59–64, 1998.
- DIAMOND, A. M. The core journals of economics. *Current Contents*, v. 21, n. 1, p. 4–11, 1989.
- DUSANSKY, R.; VERNON, C. J. Rankings of us economics departments. *The Journal of Economic Perspectives*, v. 12, n. 1, p. 157–170, 1998.

- ENGEMANN, K. M.; WALL, H. J. A journal ranking for the ambitious economist. *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, v. 91, n. 3, p. 127–139, 2009.
- FALAGAS, M. E.; KOURANOS, V. D.; ARENCIBIA-JORGE, R.; KARAGEORGOPOULOS, D. E. Comparison of SCImago journal rank indicator with journal impact factor. *The FASEB Journal*, v. 22, n. 8, p. 2623–2628, 2008.
- FARIA, J. R. An analysis of rankings of economic journals. *Revista Brasileira de Economia de Empresas*, v. 2, p. 95-117, 2002.
- FARIA, J. R. Most cited articles published in Brazilian journals of economics: Google scholar rankings. *Economía*, v. 11, n. 1, p. 1–25, 2009.
- FARIA, J. R. Some reflections on incentives for publication: The case of the CAPES list of economic journals. *Economia Aplicada*, 8(4):791–816, 2004.
- FARIA, J. R.; ARAUJO Jr., A. F.; SHIKIDA, C. D. The citation pattern of Brazilian economists. *Estudos Econômicos*, v. 37, n. 1, p. 151–166, 2007a.
- FARIA, J. R.; ARAUJO Jr., A. F.; SHIKIDA, C. D. The international research of academic economists in Brazil: 1999-2006. *Economia Aplicada*, v. 11, n. 3, p. 387–406, 2007b.
- FREY, B. S.; ROST, K. Do rankings reflect research quality? *Journal of Applied Economics*, v. 13, n. 1, p. 1–38, 2010.
- GARFIELD, E.; MALIN, M. V.; SMALL, H. *Citation data as science indicators*. 1983.
- GUIMARÃES, B. Qualis as a measuring stick for research output in economics. *Brazilian Review of Econometrics*, v. 31, n. 1, p. 3–18, 2011.
- HAMES, I. *Peer review and manuscript management in scientific journals: guidelines for good practice*. John Wiley & Sons, 2008.
- HEFCE. *Panel criteria and working methods*. Ref 01.2012. Higher Education Funding Council for England, 2012.
- ISSLER, J. V.; FERREIRA, R. C. Avaliando pesquisadores e departamentos de economia no Brasil a partir de citações internacionais. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 34, n. 3, p. 491–538, 2004.
- ISSLER, J. V.; PILLAR, T. C. L. A. Mensurando a produção científica internacional em economia de pesquisadores e departamentos brasileiros. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 32, n. 2, p. 323–381, 2002.
- KALAITZIDAKIS, P.; MAMUNEAS, T. P.; STENGOS, T. Rankings of academic journals and institutions in economics. *Journal of the European Economic Association*, v. 1, n. 6, p. 1346–1366, 2003.
- KODRZYCKI, Y. K.; YU, P. New approaches to ranking economics journals. *The BE Journal of Economic Analysis & Policy*, v. 5, n. 1, p. 1–46, 2006.
- LABAND, D. N.; PIETTE, M. J. The relative impacts of economics journals: 1970-1990. *Journal of Economic Literature*, v. 32, n. 2, p. 640–666, 1994.
- LEE, F. S.; CRONIN, B. C.; MCCONNELL, S.; DEAN, E. Research quality rankings of heterodox economic journals in a contested discipline. *American Journal of Economics and Sociology*, v. 69, n. 5, p. 1409–1452, 2010.

- LETA, J. Indicadores de desempenho, ciência brasileira e a cobertura das bases informacionais. *Revista USP*, n. 89, p. 62-67, 2011.
- LIEBOWITZ, S. J.; PALMER, J. P. Assessing the relative impacts of economics journals. *Journal of Economic Literature*, v. 22, n. 1, p. 77-88, 1984.
- LOTKA, A. J. The frequency distribution of scientific productivity. *Journal of the Washington Academy of Sciences*, v. 16, n. 12, p. 317-323, 1926.
- MOED, H. F. Measuring contextual citation impact of scientific journals. *Journal of Informetrics*, v. 4, n. 3, p. 265-277, 2010.
- NOVAES, W. A pesquisa em economia no Brasil: uma avaliação empírica dos conflitos entre quantidade e qualidade. *Revista Brasileira de Economia*, v. 62, n. 4, p. 467-495, 2008.
- OECD – Organisation for Economic Co-operation and Development. *Frascati Manual: Proposed standard practice for surveys on research and experimental development*. OECD Publishing, Paris, 2002.
- OECD – Organisation for Economic Co-operation and Development. OECD issue brief: *Research organisation evaluation: Organisation for Economic Co-operation and Development*. OECD Innovation Policy Platform, 2011.
- Office of the Government of the Czech Republic. *Methodology of evaluation of research organizations and evaluation of finished programmes (valid for years 2013 2015)*, 2013.
- PALACIOS-HUERTA, I.; VOLIJ, O. The measurement of intellectual influence. *Econometrica*, v. 72, n. 3, p. 963-977, 2004.
- RITZBERGER, K. A ranking of journals in economics and related fields. *German Economic Review*, v. 9, n. 4, p. 402-430, 2008.
- ROGEL-SALAZAR, R.; BECERRIL-GARCÍA, A.; AGUADO-LÓPEZ, E. *Limites e potencialidades da avaliação crítica epistemológica à cobertura de bases de dados e à construção de indicadores*. Repositorio Institucional de la Universidad Autónoma del Estado de México, 2010.
- SAUER, R. D. Estimates of the returns to quality and coauthorship in economic academia. *The Journal of Political Economy*, p. 855-866, 1988.
- SILVA, J. A.; BIANCHI, M. L. P. Cientometria: a métrica da ciência. *Paidéia* (Ribeirão Preto), v. 11, n. 21, p. 5-10, 2001.
- SILVA, S. Going parochial in the assessment of the Brazilian economics research output. *Economics Bulletin*, v. 29, n. 4, p. 2826-2846, 2009.
- VELHO, L. Como medir a ciência. *Revista Brasileira de Tecnologia*, v. 16, n. 1, p. 35-41, 1985.
- WETS, K.; WEEDON, D.; VELTEROP, J. Post-publication filtering and evaluation: Faculty of 1000. *Learned publishing*, v. 16, n. 4, p. 249-258, 2003.
- WILLIAMS, R.; BORNMANN, L. The Substantive and Practical Significance of Citation Impact Differences Between Institutions: Guidelines for the Analysis of Percentiles Using Effect Sizes and Confidence Intervals. In: DING, Y.; ROUSSEAU, R., WOLFRAM, D. (Eds.) *Measuring Scholarly Impact*. Springer, Cham, 2004.

Tabela 12 – Ranking das principais revistas da subárea de Economia Regional e Urbana no Brasil

Or	Revista	SC	Classe	CLh	JCR	SJR	SNIP	Scielo	Or	Revista	SC	Classe	CLh	JCR	SJR	SNIP	Scielo
1	Journal of Urban Economics	100.000	A+	16	1.5		1.966		31	Regional and Sectoral Economic Studies	6.482	B	0.23		0.208	0.351	
2	Journal of Economic Geography	93.879	A+	3.66	2.292		2.213		32	Revista Portuguesa de Estudos Regionais	5.332	B	0.22		0.114	0.307	
3	Regional science and urban economics	78.251	A+	5.75	0.851	0.956	1.252		33	Journal of Urban Affairs	3.824	B					
4	Regional Studies	78.250	A+	1.32	1.508		1.478		34	Growth and Change	3.477	B			0.434	0.556	
5	Economic Systems Research	67.800	A	0.68	2.372		1.75		35	Ambiente e Sociedade	3.170	B					
6	Urban Studies	64.136	A	1.43	1.408		1.527		36	Geographical Analysis	2.899	B			0.66	1.01	
7	Transportation Research. Part A, Policy and Practice	54.612	A	0.81	2.141	2.256	2.221		37	REGION	2.442	B					
8	Economic Geography	51.859	A						38	Revista Brasileira de Gestão e Desenvolvimento Regional	2.249	B			0.133	0.142	
9	International Regional Science Review	50.552	A	1.03	1.152		0.914		39	Letters in Spatial and Resource Sciences	2.076	B			0.191	0.283	
10	Transportation Research: Part B	46.884	A	0.79	2.009	2.819	2.642		40	Economy of Region	1.921	B			0.186	0.14	
11	The Annals of Regional Science	41.521	A	0.75	0.488		0.852		41	Revista Brasileira de Estudos de População (Impresso)	1.653	B			0.205	0.572	0.36046 3
12	Papers in Regional Science	39.605	A	0.72	0.976		1.054		42	Review of Urban and Regional Development Studies	1.171	B			0.111	0.465	
13	Habitat International	37.372	A		1.237	0.975	2.089		43	South African Journal of Economics	1.097	B			0.229		
14	Networks and Spatial Economics	35.304	A	0.48	1.638		1.48		44	Revista Brasileira de Desenvolvimento Regional	0.859	B-					
15	Journal of Regional Science	29.162	A			1.709	1.971		45	Urbe. Revista Brasileira de Gestão Urbana	0.810	B-					
16	Computers, Environment and Urban Systems	19.536	A		1.35	0.874	1.579		46	Boletim Geográfico do Rio Grande do Sul	0.685	B-					
17	Cities	18.744	A		1.455	1.024	1.456		47	Regional Science Inquiry	0.615	B			0.101	0.006	
18	Spatial Economic Analysis	15.366	A			0.714	1.043		48	Desenvolvimento Regional em debate	0.584	B-					
19	Journal of Regional Analysis and Policy	14.242	B+	0.35			0.452		49	Revista eletrônica de Estudos Urbanos e Regionais	0.555	B					
20	Socio-Economic Planning Sciences	13.721	B+	0.25		1.156	2.11		50	Revista Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos	0.527	B-					
21	The Review of Regional Studies	12.753	B+	0.46			0.196		51	Revista Econômica do Nordeste	0.502	B-					
22	International Journal of Urban and Regional Research	10.700	B+			1.865	1.967		52	Heera	0.478	B-					
23	Revue d'Economie Régionale et Urbaine	10.002	B+	0.24					53	Economia e Região	0.456	B-					
24	Applied Spatial Analysis and Policy	9.676	B+		0.781	0.381	0.642		54	Gestão & Regionalidade	0.435	B					
25	EURE (Santiago)	9.364	B+		0.232		0.896		55	Revista Brasileira de Estudos Urbanos e Regionais (ANPUR)	0.415	B-					
26	The Canadian Journal of Regional Science	8.505	B+	0.29					56	Boletim de Geografia (Online)	0.396	B-					
27	Scienze regionali, Italian Journal of Regional Science	8.505	B+	0.22		0.229	0.099		57	Confins (Paris)	0.379	B-					
28	Investigaciones Regionales	7.077	B+	0.29		0.219	0.599		58	Territórios e Fronteiras (Online)	0.362	B-					
29	Jahrbuch für Regionalwissenschaft	6.673	B	0.33			0.189		59	Revista Política e Planejamento Regional	0.347	B-					
30	Studies in Regional Science	6.673	B	0.22			0.086		60	Geonordeste (UFS)	0.332	B					
									61	Urbia	0.318	B					

Fonte: Thomson Reuters, Elsevier, Scielo. Cálculos próprios.

**ANÁLISE DA EFICIÊNCIA DA GESTÃO
DO PROGRAMA BOLSA FAMÍLIA NOS MUNICÍPIOS DO PARANÁ***

Marcos Aurélio Brambilla

Mestre em Economia Regional pela Universidade Estadual de Londrina (UEL)

E-mail: marcos-brambilla@hotmail.com

Sergio Carlos de Carvalho

Professor da Universidade Estadual de Londrina (UEL)

E-mail: ssergio@uel.br

RESUMO: O objetivo do presente estudo é avaliar a eficiência da gestão do Programa Bolsa Família (PBF) nos municípios do Paraná no ano de 2013. Para isso, os índices de eficiência foram gerados a partir do modelo não paramétrico da Análise Envoltória de Dados, com retornos variáveis à escala, orientado a *output*. Para relacionar a eficiência com o tamanho do município, foi utilizado o método dos Mínimos Quadrados Ordinários (MQO). Os resultados apontaram que, três dos 399 municípios paranaenses foram eficientes (Apucarana, Mangueirinha e Paranapoema), localizados nas regiões Norte Central, Centro-Sul e Noroeste, respectivamente. O indicador que mais contribui para a gestão do PBF foi o de cobertura de cadastro no Cadastro Único. Além disso, a eficiência da gestão do PBF está inversamente relacionada com o tamanho do município, ou seja, quanto maior a eficiência da gestão do PBF, menor a população do município.

Palavras-chave: Programa Bolsa Família; Índice de Gestão Descentralizada; Análise Envoltória de Dados.

Classificação JEL: J18.

ABSTRACT: The objective of the present study is to evaluate the efficiency of the management of the *Programa Bolsa Família* (PBF) in the municipalities of Paraná in the year 2013. For this, efficiency indices were generated from the non-parametric model of Data Envelopment Analysis, with returns variable scale, oriented output. In order to relate efficiency to the size of the municipality was used the Ordinary Least Squares (OLS) method. The results showed that three of the 399 Paraná municipalities were efficient (Apucarana, Mangueirinha and Paranapoema), located in the North Central, South-Central and Northwest regions, respectively. The indicator that most contributes to the management of the PBF was the registration coverage in the *Cadastro Único*. In addition, the efficiency of the management of the PBF is inversely related to the size of the municipality, that is, the lower the population of the municipality, the greater the efficiency of program management.

Keywords: *Programa Bolsa Família*; Decentralized Management Index; Data Envelopment Analysis.

JEL Code: J18.

1. Introdução

A pobreza é um dos principais temas discutidos no Brasil nos últimos anos. Nesse sentido, as políticas sociais têm um papel fundamental. Porém, no início do ano de 2003, o Governo brasileiro enfrentava problemas com a coordenação dos cinco programas de transferência de renda (o Programa de Erradicação do Trabalho Infantil, o Bolsa Escola, o Bolsa Alimentação, o Cartão Alimentação e o Auxílio-Gás). Suas coordenações eram independentes e procuravam atender a população pobre, mas ocorriam muitas falhas. Um dos problemas que poderia acontecer era o de uma família receber todos os benefícios, enquanto outra, nas mesmas condições, não receber nenhum. O Programa Bolsa Família (PBF) tinha como objetivo solucionar essas falhas na coordenação. Desse modo, os cinco programas foram unificados no PBF e a extensão de suas ações atendeu a todo território nacional (CASTRO; MODESTO, 2010).

Os resultados têm sido positivos nos últimos anos, apenas de 2011 a 2012 saíram da pobreza 3,5 milhões de pessoas. Além disso, o estudo de Brambilla et al. (2014) mostrou aumento significativo da focalização do PBF no Paraná de 2004 a 2012. Mas, além dos resultados do programa acerca da redução do percentual de pobres e da focalização, um aspecto importante a ser avaliado é a qualidade da gestão, como foi realizado por Monteiro, Ferreira e Teixeira (2009), o qual avaliou a eficiência relativa do PBF nos municípios de Minas Gerais.

Em 2006, o Governo Federal descentralizou a gestão do PBF para estados e municípios com a criação do Índice de Gestão Descentralizada (IGD) para o programa. O IGD é composto pela média de quatro taxas: Taxa de Cobertura Qualificada de Cadastro (TCQC); Taxa de Atualização de Cadastro (TAC); Taxa de Acompanhamento da Frequência Escolar (TAFE); e Taxa de Acompanhamento da Agenda de Saúde (TAAS). As duas primeiras são referentes aos cadastros no Cadastro Único para programas sociais. As demais taxas dizem respeito às condicionalidades de saúde e educação do programa, com as quais as famílias devem ser acompanhadas.

Apesar da importância atribuída aos gestores do PBF, na literatura são poucos os trabalhos científicos que avaliam a qualidade da gestão do programa, em especial no Paraná. Estado que apresentou em 2013 uma porcentagem substancial de famílias pobres (14%). Porém, o estado obteve bons indicadores econômicos no cenário nacional. De acordo com o IBGE, neste ano, o Paraná apresentou o 5º maior PIB do país, representando 5,98% do PIB nacional e foi o 5º maior exportador do país, representando 7,5% das exportações brasileiras. Além disso, de acordo com o censo de 2010, a renda *per capita* ficou entre as seis maiores do país. Nesse contexto, convém questionar: qual a eficiência da gestão do Programa Bolsa Família nos municípios do Paraná? E a eficiência por porte de município?

De acordo com o IBGE, existem cinco classificações de porte de município: Pequeno Porte I (PPI), que são municípios com até 20.000 habitantes, Pequeno Porte II (PPII), que são municípios de 20.001 até 50.000 habitantes, Médio Porte (MP), que são municípios de 50.001 até 100.000 habitantes, Grande Porte (GP), que são municípios de 100.001 até 900.000 habitantes e Metrópole (M), que são municípios com mais de 900.000 habitantes.

Portanto, o objetivo do presente estudo é avaliar a eficiência da gestão do Programa Bolsa Família nos municípios do Paraná por meio da Análise Envoltória de Dados. Para isso, foi utilizada a base de dados do Ministério do Desenvolvimento Social (MDS).

Com esse intuito, o trabalho foi dividido em cinco seções incluindo esta introdução. A seção dois apresenta um arcabouço teórico acerca dos programas de transferência de renda; condicionalidades do PBF; e estudos de programas de transferência condicionada de renda. A seção três é referente à metodologia, a qual apresenta a fonte de dados, os métodos e as variáveis utilizadas, a Análise Envoltória de Dados e os Mínimos Quadrados Ordinários. A seção quatro apresenta os resultados e as discussões do trabalho. E a última parte exhibe as considerações finais.

2. Programas de transferência de renda

De acordo com Souza (2011), o principal objetivo de um programa de transferência de renda é a redução imediata da pobreza. No Brasil, levando em conta que o PBF está bem focalizado em todo o país, ele está atendendo os requisitos para ser considerado um bom programa de transferência de renda, como mostra o estudo de Helfand, Rocha e Vinhais (2009), o qual evidenciou a focalização do PBF na área rural; e os trabalhos de Brambilla et al. (2014) e Marconato et al. (2015), os quais mostraram a focalização a nível estadual no Paraná e em Santa Catarina, respectivamente.

O PBF se destaca em relação aos outros programas por ser o programa que mais evoluiu na focalização da população pobre. Os programas do Benefício de Prestação Continuada e da aposentadoria rural atendem mais a população com idade avançada, portanto, um número mais restrito de pobres, já o PBF abrange toda a população pobre, conforme seus critérios de elegibilidade.

Além disso, o PBF é dinâmico e um dos aspectos de sua dinamicidade está no modo em que é realizado o repasse de recursos para as famílias. Desde o início, o PBF é destinado às famílias em situação de pobreza e extrema pobreza, porém ocorreram mudanças ao longo do tempo. Conforme a Lei nº 10836, de 9 de janeiro de 2004, encontravam-se em situação de pobreza famílias com renda *per capita* de até 100 reais e, em situação de extrema pobreza, famílias com renda *per capita* de até 50 reais.

Pelo Decreto nº 5749, de 11 de abril de 2006, a classificação das linhas de pobreza foi alterada, as famílias em situação de pobreza apresentavam renda *per capita* de até 120 reais e as em situação de extrema pobreza apresentavam renda *per capita* de até 60 reais. A partir do Decreto nº 6917, de 30 de julho de 2009, as famílias consideradas em situação de pobreza apresentavam renda *per capita* de até 140 reais e as em situação de extrema pobreza apresentavam renda *per capita* de até 70 reais. E, de acordo com o Decreto nº 8232, de 30 de abril de 2014, as famílias em situação de pobreza apresentam renda *per capita* de até 154 reais e as famílias em situação de extrema pobreza apresentam renda *per capita* de até 77 reais.

De acordo com Castro e Modesto (2010), o PBF é praticado com pelo menos dois benefícios desde seu início, sendo eles o benefício básico e o benefício variável. O benefício básico é destinado às famílias em situação de extrema pobreza e o benefício variável é destinado às famílias em situação de pobreza. Além desses benefícios, foram criados outros. O benefício vinculado ao jovem, destinado às famílias em situação de pobreza (DECRETO Nº 6917/2009), e o benefício de superação da extrema pobreza (BSP), destinado às famílias extremamente pobres (DECRETO Nº 7758/2012).

Ao longo do tempo, o Governo ajusta o valor dos benefícios por meio de decretos. Pela Lei nº 10836, de 9 de janeiro de 2004, no início do PBF, o valor do benefício básico era de 50 reais e o valor do benefício variável era de 15 reais por criança de até 14 anos, podendo ser repassados até três benefícios variáveis por família. No Decreto nº 6157, de 16 de julho de 2007, há uma alteração nos valores dos benefícios, o benefício básico passa a valer 58 reais e o benefício variável passa a valer 18 reais. No ano seguinte, pelo Decreto nº 6491, de 26 de junho de 2008, os valores dos benefícios foram alterados novamente, o benefício básico passa a valer 62 reais e o benefício variável passa a valer 20 reais.

No Decreto nº 6917, de 30 de julho de 2009, houve outro reajuste, com o benefício básico passando a valer 68 reais e o benefício variável passando a valer 22 reais por criança de até 15 anos, além da criação do benefício vinculado ao jovem com o valor de 33 reais por jovem de 16 e 17 anos, podendo ser repassados até dois benefícios vinculados ao jovem por família. E, de acordo com o Decreto nº 7447, de 01 de março de 2011, o benefício básico passa a valer 70 reais, o benefício variável passa a valer 32 reais e o benefício variável vinculado ao jovem passa a valer 38 reais.

Em relação aos ajustes mais recentes do PBF, pode-se destacar no Decreto nº 7758, de 15 de junho de 2012, a criação do benefício de superação da extrema pobreza. Esse benefício, não apresentando um valor fixo, diferente dos outros já existentes, tem a proposta de combater a extrema pobreza no país, o repasse realizado desse benefício é o valor necessário para as famílias beneficiárias que continuam na extrema pobreza, superarem essa situação. Outra mudança nesse decreto foi no benefício variável, podendo ser repassado por família até cinco benefícios. E o último ajuste realizado

no PBF foi pelo Decreto nº 8232, de 30 de abril de 2014, com o reajuste do valor do benefício básico para 77 reais, do benefício variável para 35 reais e do benefício variável vinculado ao jovem para 42 reais.

2.1. Condicionalidades do Programa Bolsa Família (PBF)

De acordo com Castro e Modesto (2010), há duas partes que participam do PBF. As famílias que recebem o benefício e o Governo que custeia o programa, de modo que as famílias devem cumprir as condicionalidades, enquanto o poder público deve oferecer os serviços referentes às condicionalidades do programa.

De acordo com MDS (2014), as condicionalidades do PBF são as contrapartidas que as famílias beneficiárias se comprometem a cumprir. Elas são relacionadas à saúde, educação e assistência social. A condicionalidade de saúde é para as famílias com crianças até 7 anos, que precisam fazer o acompanhamento do cartão de vacina, do crescimento e do desenvolvimento, e para as mulheres na faixa de 14 a 44 anos que forem gestantes ou nutrizes, que devem fazer o pré-natal e observar tanto a sua saúde como a do seu bebê.

A condicionalidade de educação é destinada às famílias com crianças e adolescentes de 6 a 17 anos, as quais devem garantir uma frequência escolar mínima, de 85% para crianças e adolescentes de até 15 anos e 75% para os jovens de 16 e 17 anos. A condicionalidade de assistência social busca impedir que crianças e adolescentes até 15 anos entrem ou permaneçam no trabalho infantil. Para isso, essas crianças e adolescentes devem obter uma frequência mensal mínima de 85% da carga horária nos Serviços de Convivência e Fortalecimento de Vínculos (SCFV) do Programa de Erradicação do Trabalho Infantil (PETI).

Caso a família não atenda as condicionalidades, o benefício pode ser bloqueado, suspenso ou até cancelado. A família que descumprir alguma condicionalidade pela primeira vez receberá só uma advertência. A família que não cumprir a condicionalidade pela segunda vez terá seu benefício bloqueado por 30 dias. A terceira vez de descumprimento acarretará uma suspensão do benefício por 60 dias. Na quarta vez, o benefício é suspenso por mais 60 dias. E, quando a família chega ao quinto descumprimento da condicionalidade, o benefício é cancelado.

Quem tem o dever de verificar os motivos dos descumprimentos das condicionalidades é o poder público, para que ele possa tomar as medidas cabíveis. Caso a família não esteja conseguindo atender as condicionalidades do programa, ela pode procurar o Centro de Referência Especializada de Assistência Social (CREAS), Centro de Referência de Assistência Social (CRAS) ou a equipe de assistência social.

Contudo, o PBF ainda apresenta indícios de problemas no funcionamento, Barros e Carvalho (2003) argumentam que o Brasil tem dificuldades em reduzir o nível de desigualdade de renda e isso pode ser explicado por dois motivos: ausência de uma política social ou baixa efetividade da política existente. Então, qual a razão para o PBF ser ineficiente, sendo que é uma política descentralizada, bem diversificada, moderna e com uma alta abrangência? Apesar dessas qualidades, é uma política que delega a gestão do programa para estados e municípios e atende a população de todo território nacional. Dois fatores são necessários para que seja possível reduzir o nível de desigualdade de renda. Um é referente à elegibilidade, ou seja, os beneficiários devem ser realmente as famílias pobres. O segundo fator se refere ao bem-estar dessa população, ou seja, garante que suas necessidades básicas sejam atendidas.

2.2. Estudos de programas de transferência condicionada de renda

Assim como no Brasil, outros países também adotam Programas de Transferência Condicionada de Renda (PTCR), inclusive países desenvolvidos. Neste tópico, foi realizada uma revisão de literatura com estudos nacionais e internacionais de PTCR para avaliar as particularidades dos programas entre os países.

No estudo de Zimmermann e Silva (2008), os autores buscaram mostrar as experiências

internacionais de renda mínima para a redução da pobreza. O estudo demonstrou que os programas de renda mínima já possuem longa existência em países desenvolvidos da Europa. Além disso, esses programas não são meras “fantasias”, contribuem efetivamente para a redistribuição da renda.

Nascimento e Reis (2009) realizaram um estudo no qual procuraram realizar uma reflexão acerca dos PTCR desenvolvidos na Argentina, no Brasil, no Chile e no México e das diferentes condicionalidades exigidas aos beneficiários para a permanência no programa. Os autores chegaram à conclusão de que os programas de transferência de renda, além de ineficazes do ponto de vista do enfrentamento à pobreza, sobretudo porque não combatem as raízes da desigualdade na região, ainda acabam por reforçar o estigma da subalternidade, visto que a pobreza permanece tratada à margem das políticas sociais, portanto, relegada ao campo do não direito. Além disso, salienta-se que o distanciamento dos referidos programas da concepção de direito conquistado e garantido por lei e a sua vinculação com a prática da ajuda possibilita o seu uso pelos Governos, mediante a “concessão” dos benefícios com a contraproposta da arrecadação de votos, assegurando o caráter assistencialista. Uma realidade que se mantém ao longo da história latino-americana.

No trabalho de Glewwe e Kassouf (2009), eles objetivaram analisar o impacto dos programas Bolsa Escola e Bolsa Família sobre o progresso das crianças na escola no Brasil. A partir dos resultados, chegaram à conclusão de que os programas Bolsa Escola e Bolsa Família estão associados ao aumento das matrículas, promoção de série e redução da evasão escolar.

No estudo de Soares et al. (2006), buscou-se avaliar a contribuição dos PTCR para a queda da desigualdade no Brasil entre 1995 e 2004 e os impactos sobre a pobreza. Verificou-se que os PTCR Benefício de Prestação Continuada (BPC) concedidos para idosos e pessoas com deficiência e o Programa Bolsa Família contribuíram para a queda da desigualdade de renda. No período, houve uma redução do coeficiente de Gini em 28% (7% do BPC e 21% do Bolsa Família).

No estudo de Soares, Ribas e Osório (2010), procurou-se analisar o desempenho de segmentação do Bolsa Família e seu impacto sobre a desigualdade, a pobreza, o consumo, a educação, os cuidados de saúde e da força de trabalho. O estudo mostrou que, assim como outros programas, o Bolsa Família ajudou a reduzir desigualdade e a pobreza extrema e tem melhorado os resultados da educação, sem ter um impacto negativo sobre a participação da força de trabalho.

O trabalho de Fernald, Gertler e Neufeld (2008) buscou desagregar os efeitos de transferência de renda de outras componentes do programa. Os resultados sugerem que o componente de transferência de dinheiro do programa *Oportunidades*, está associado a melhores resultados na saúde, no crescimento e no desenvolvimento da criança.

No trabalho de Borraz e González (2009), analisou-se o impacto dos pagamentos condicionais de renda sobre a matrícula escolar, o trabalho infantil e a oferta de trabalho implementado entre 2005 e 2007 para as famílias mais pobres uruguaias. Constatou-se que o programa não tem impacto sobre a frequência escolar, mas reduziu o trabalho infantil feminino em Montevideu. Além disso, são detectados efeitos negativos sobre o mercado de trabalho no resto das áreas urbanas.

Soares et al. (2009) realizaram a decomposição das variações no coeficiente de Gini para investigar se as transferências condicionais de renda tiveram um efeito de redução da desigualdade em três países da América Latina: Brasil, México e Chile. Os resultados apontaram que os programas ajudaram a reduzir a desigualdade entre meados dos anos 1990 e meados dos anos 2000. O impacto foi responsável por cerca de 21% da queda da desigualdade em valores brasileiros e mexicanos, no Chile, o efeito foi responsável por cerca de 15% da redução.

Desse modo, é possível observar que muitos estudos apontam que os programas de transferência de renda contribuem para a redução da pobreza e da concentração de renda, como verificado nos trabalhos de Soares et al. (2007), Zimmermann e Silva (2008), Soares et al. (2006), Soares, Ribas e Osório (2010), Soares et al. (2009), porém o estudo de Nascimento e Reis (2009) relata que os programas são ineficientes no enfrentamento da pobreza por não combaterem as raízes da desigualdade. Tendo em vista que os programas de transferência de renda possuem condicionalidades, eles também trazem benefícios nas áreas de saúde e de educação como mostram os trabalhos de Glewwe e Kassouf (2009), Soares et al. (2010), Behrman, Sengupta e Todd (2005), Fernald, Gertler e Neufeld (2008) e Borraz e González (2009).

Com base nos estudos apresentados, é possível observar que cada país tem suas particularidades em seus PTCR e, embora existam limitações nos programas, eles conseguem atingir seu objetivo principal, reduzindo os níveis de pobreza e desigualdade de renda, além de melhorarem indicadores de saúde e educação dos beneficiários por meio das condicionalidades, as quais as famílias necessitam atender para continuar recebendo o benefício.

No entanto, na literatura, existem também trabalhos acerca da gestão e da focalização do programa de transferência de renda brasileiro, o Programa Bolsa Família (PBF), como o estudo de Monteiro, Ferreira e Teixeira (2009), que procurou analisar a eficiência e os determinantes do PBF nos municípios de Minas Gerais. Para isso, foram utilizados como métodos a análise de informativos do Programa Bolsa Família, a técnica da Análise Exploratória dos Dados (AED) e Testes de Correlação de Pearson. Os resultados apontaram a existência de municípios com baixos escores nos itens que compõem o IGD, em Minas Gerais, como nas informações do Cadastro Único e gestão das condicionalidades de “saúde” e “educação”. Além disso, o aumento da população e das famílias beneficiadas influenciam de forma negativa a gestão do programa, ou seja, municípios maiores apresentaram menores escores de IGD.

O trabalho de Souza et al. (2013) buscou investigar a focalização do programa e seus determinantes imediatos, além de realizar uma análise quantitativa das famílias beneficiadas elegíveis e não elegíveis. Foi verificado que o percentual de exclusão indevida é menor do que o percentual de inclusão indevida. Os resultados econométricos evidenciaram uma relação inversa entre a cobertura do Programa e os níveis de desenvolvimento social e econômico municipais.

No estudo de Helfand, Rocha e Vinhais (2009), foi realizada uma decomposição das variações da pobreza rural em componentes de crescimento e de desigualdade de renda nos anos de 1992, 1998 e 2005. O artigo também decompõe as variações do Gini. Os resultados apontaram que a pobreza caiu 16% no meio rural. A queda na desigualdade no segundo período teve como origem a desconcentração dos rendimentos do trabalho e de outras fontes de renda, uma categoria residual que inclui o Bolsa Família. Dado um limite às transferências de renda, o crescimento econômico pró-pobre torna-se necessário para a continuidade da queda simultânea da pobreza e da desigualdade nas áreas rurais.

Nos trabalhos de Brambilla et al. e (2014) e Marconato et al. (2015), foram realizadas análises da focalização do PBF no Paraná e em Santa Catarina, respectivamente. Para isso, eles utilizaram a método da análise exploratória de dados espaciais (AEDE). Nos dois casos encontraram focalização do programa nos estados, sendo que no primeiro também constataram um aumento significativo da focalização no período de 2004 a 2012.

3. Procedimentos metodológicos

3.1. Base de dados

O estudo foi realizado por meio da análise de dados secundários obtidos de informações e publicações do Governo Federal/Ministério Desenvolvimento Social e Combate à Fome – Programa Bolsa Família/IGD e Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Os dados coletados são referentes aos 399 municípios do Paraná.

As variáveis utilizadas para avaliar a eficiência da gestão do Programa Bolsa Família foram: repasse médio por família do PBF aos municípios (RM) como *input*; e Taxa de Cobertura Qualificada de Cadastro (TCQC), Taxa de Atualização de Cadastro (TAC), Taxa de Acompanhamento da Frequência Escolar (TAFE), Taxa de Acompanhamento da Agenda de Saúde (TAAS) e Índice de Gestão Descentralizada (IGD) como *output*. O RM é relevante por verificar quanto os municípios paranaenses estão recebendo para a gestão do PBF e o IGD é um indicador necessário para que seja possível verificar qual é a qualidade da gestão, as TCQC, TAC, TAFE e TAAS são as variáveis que compõem o IGD. Diante disso, foi realizada a análise geral com o IGD e também com os indicadores desagregados, para verificar as possíveis falhas na gestão. Todos os indicadores mencionados são dados secundários.

Os dados secundários da Taxa de Cobertura Qualificada de Cadastro (TCQC), Taxa de Atualização de Cadastro (TAC), Taxa de Acompanhamento da Frequência Escolar (TAFE), Taxa de Acompanhamento da Agenda de Saúde (TAAS), Índice de Gestão Descentralizada (IGD), repasse total do PBF para os municípios e número de famílias beneficiadas dos municípios paranaenses para o ano de 2013 foram extraídos da Matriz de Informação Social no site do Ministério Desenvolvimento Social e Combate à Fome. Para formar o indicador “repasso médio por família do PBF aos municípios (RM)”, foi calculada a relação do repasse total de recursos do PBF para os municípios, pelo número de beneficiários, para os anos de 2006 a 2013, e posteriormente foi calculada a média no período.

3.2. Índice de Gestão Descentralizada (IGD)

Segundo MDS (2014), o Programa Bolsa Família adquiriu uma grande abrangência e passou a contar com expressivo volume de recursos repassado às famílias pobres, o que se tornou um grande problema de gestão. Portanto, o Governo Federal decidiu adotar uma medida para controlar a qualidade da gestão do programa. Em 2006, o Ministério do Desenvolvimento Social e Combate à Fome (MDS) criou o Índice de Gestão Descentralizada (IGD) para o Programa Bolsa Família. De acordo com Campello e Neri (2013), o IGD é um instrumento que mensura a qualidade da gestão nos estados e municípios. O indicador serve como referência para transferir os recursos aos estados e municípios e serve também para estimular a melhora da gestão no PBF nessas unidades administrativas, vinculando o repasse de recursos ao IGD: quanto maior o índice, maior o repasse realizado ao município.

Neste trabalho, utilizou-se o Índice de Gestão Descentralizada para os municípios do Paraná e, conforme o caderno do Índice de Gestão Descentralizada Municipal (IGD-M), a estrutura de cálculo do IGD-M é:

$$IGD M = Fator I \times Fator II \times Fator III \times Fator IV \quad (1)$$

O Fator I corresponde à média aritmética simples das variáveis no Cadastro Único e das variáveis das condicionalidades de saúde e educação do PBF. O Cadastro Único é utilizado para identificar famílias de baixa renda, ou seja, famílias que apresentam até meio salário mínimo *per capita* ou com renda total de até três salários mínimos.

As variáveis de cadastro são a Taxa de Cobertura Qualificada de Cadastro (TCQC) e a Taxa de Atualização Cadastral (TAC). A TCQC é calculada pela divisão do número de cadastros válidos de famílias com perfil Cadastro Único pela quantidade de famílias estimadas como público-alvo do Cadastro Único no município. A TAC é calculada pela divisão do número de cadastros válidos de famílias com perfil Cadastro Único, atualizados nos últimos dois anos, pelo número de cadastros válidos com perfil Cadastro Único no município.

As variáveis das condicionalidades de saúde e educação são a Taxa de Acompanhamento da Frequência Escolar (TAFE) e a Taxa de Acompanhamento da Agenda de Saúde (TAAS). A TAFE é calculada pela divisão do número de crianças e adolescentes pertencentes às famílias beneficiárias do PBF no município, com informações de frequência escolar, pelo número total de crianças e adolescentes pertencentes a famílias beneficiárias do PBF no município. A TAAS é calculada pela divisão do número de famílias beneficiárias com perfil saúde¹ no município com informações de acompanhamento de condicionalidades de saúde, pelo número total de famílias com perfil saúde no município.

O Fator II corresponde à adesão do Sistema Único de Assistência Social (SUAS), que expressa se o município aderiu ao SUAS, de acordo com a Norma Operacional Básica (NOB/SUAS).

O Fator III corresponde à apresentação da comprovação de gastos dos recursos do IGD-M, que indica se o gestor do Fundo Municipal de Assistência Social (FMAS) lançou no sistema informatizado do MDS (SUASWeb) a comprovação de gastos ao Conselho Municipal de Assistência

¹ Famílias com perfil saúde: são famílias beneficiárias do PBF com crianças até 7 anos, gestantes e nutrizes.

Social (CMAS).

E o Fator IV corresponde à aprovação total da comprovação de gastos dos recursos do IGD-M pelo CMAS, que indica se o referido Conselho registrou no SUASWeb a aprovação integral das contas apresentadas pelo gestor do FMAS.

Os valores atribuídos aos fatores da fórmula de cálculo

$$Fator I = \frac{TCQC + TAC + TAFE + TAAS}{4} \quad (2)$$

Para os fatores II, III e IV, são atribuídos os seguintes valores, respectivamente:

- VALOR 0 (zero) quando:
 - a) O município não tiver aderido ao SUAS (Fator II);
 - b) O município não tiver informado no SUASWeb, até 30 de abril do ano seguinte ao término do exercício, a apresentação da comprovação de gastos dos recursos do IGD-M ao respectivo CMAS (Fator III); e
 - c) O CMAS não tiver informado no SUASWeb, até 31 de maio do ano seguinte ao término do exercício, a aprovação total da comprovação de gastos dos recursos transferidos (Fator IV).

- VALOR 1 (um) quando:
 - a) O município tiver aderido ao SUAS (fator II);
 - b) O município tiver informado, no SUASWeb, a apresentação da comprovação de gastos dos recursos do IGD-M ao respectivo CMAS (Fator III); e
 - c) O CMAS tiver informado, no SUASWeb, a aprovação total da comprovação de gastos dos recursos transferidos (Fator IV).

Desse modo, pela estrutura de cálculo do IGD-M, constata-se que basicamente o valor do indicador é dado pelo Fator I, que considera as variáveis de cadastro, (TCQC) e (TAC) e as variáveis das condicionalidades de educação e saúde, (TAFE) e (TAAS). Os fatores II, III e IV referem-se a questões administrativas, que, no caso de o município não atender alguns desses fatores, o IGD-M será 0 e não é feito o repasse de recursos para o município.

3.3. Método: análise envoltória de dados e mínimos quadrados ordinários

Os modelos DEA baseiam-se em uma amostra de dados observados em diferentes unidades produtoras, as unidades tomadoras de decisão ou *Decision Making Unit* (DMUs). O objetivo é construir, a partir dos dados obtidos para as DMUs, um conjunto de referências e, assim, classificar as DMUs em eficientes ou ineficientes. As DMUs eficientes se encontram na linha da fronteira de eficiência com o valor 1, as demais DMUs, abaixo da linha com valores menores que 1, são ineficientes (FERREIRA; PEREIRA; MONTEIRO, 2013).

Dentro da abordagem DEA, existem quatro grupos de modelos. Os dois primeiros: CCR de Charnes, Cooper e Rhodes (1978) e o BCC de Banker, Charnes e Cooper (1984). O CCR é o modelo clássico com retornos constantes à escala, enquanto o BCC é o modelo clássico com retornos variáveis à escala. Existem ainda, dentro das ramificações da metodologia DEA, o modelo aditivo e o modelo multiplicativo.

No DEA, existem duas orientações, orientação a *input* e a *output*. A orientação a *input* procura minimizar o insumo. Mas, como neste trabalho o objetivo é maximizar o produto, utilizou-se a orientação a *output*. Optou-se, ainda, pelo modelo BCC, que se adequa melhor à análise, por ser um modelo clássico com retornos variáveis à escala, visto que os produtos (IGD, TCQC, TAC, TAFE, TAAS) são indicadores, ou seja, só variam entre 0 e 1.

Seguindo o procedimento da DEA, as variáveis foram divididas em *inputs* (insumos ou entradas do sistema) e *outputs* (produtos ou saídas do sistema). A variável escolhida como *input* para o modelo foi o “repasso médio por família do PBF aos municípios (RM)”. Utilizando o RM, foi calculada a média do repasse até 2013 para avaliar a eficiência desse recurso. E as variáveis escolhidas como *outputs* foram: o “Índice de Gestão Descentralizada (IGD)” e as taxas que o compõem, sendo estas as “Taxa de Cobertura Qualificada de Cadastro (TCQC)”, “Taxa de Atualização de Cadastro (TAC)”, “Taxa de Acompanhamento da Frequência Escolar (TAFE)” e “Taxa de Acompanhamento da Agenda de Saúde (TAAS)”. Referente a dezembro de 2013, foi realizada a análise separadamente para cada uma das variáveis *outputs*, visto que TCQC, TAC, TAFE E TAAS formam o IGD.

Segundo Banker, Charnes e Cooper (1984), o modelo BCC apresenta retornos variáveis à escala, ou seja, considera o axioma da convexidade entre *inputs* e *outputs*, em vez de considerar a proporcionalidade entre os *inputs* e *outputs*. Na literatura internacional, o modelo é conhecido como VRS – *Variable Returns to Scale*. Como a fronteira é convexa, o modelo BCC considera que as DMUs que atuam com valores baixos de *inputs* têm retornos crescentes de escala e as que operam com altos valores têm retornos decrescentes de escala. Matematicamente, a convexidade da fronteira equivale a uma restrição adicional ao Modelo do Envelope, que passa a ser apropriado em (3) para orientação a *output*.

Max h_0 sujeito a

$$\begin{aligned} x_{i0} - \sum_{k=1}^n x_{ik} \lambda_k &\geq 0, \forall i \\ -h_0 y_{j0} + \sum_{k=1}^n y_{jk} \lambda_k &\geq 0, \forall j \\ \sum_{k=1}^n \lambda_k &= 1 \\ \lambda_k &\geq 0, \forall k \end{aligned} \quad (3)$$

Em que: h_0 – eficiência; k - DMUs ; x_{ik} - *inputs* i da DMU_k ; y_{jk} - *outputs* j da DMU_k ; x_{i0} - *inputs* i da DMU_0 ; y_{j0} - *outputs* j da DMU_0 ; λ_k - k -ésima coordenada da DMU_0 em uma base formada pelas DMU's de referência.

O problema dual de programação linear (3) gera o modelo BCC do Multiplicador orientado a *outputs*, apresentado em (4). Nesse modelo, s é a variável dual associada à condição $\sum_{k=0}^n \lambda_k = 1$ sendo interpretado como fator de escala.

Min $Eff_0 = \sum_{k=1}^r v_i x_{i0} + v$. sujeito a

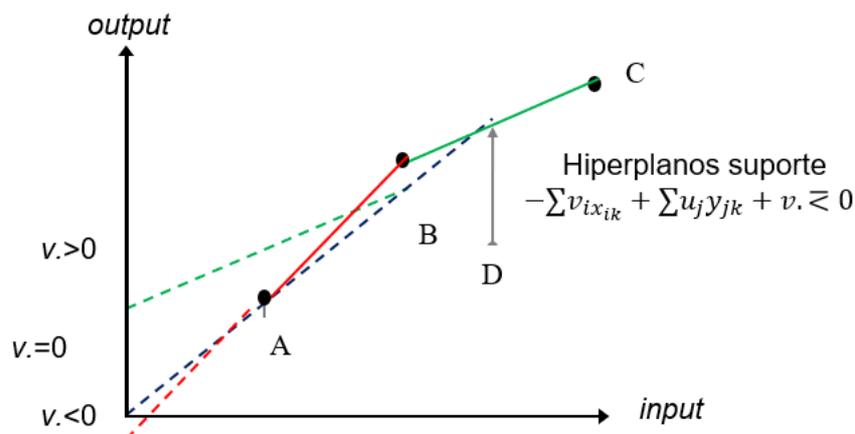
$$\begin{aligned} \sum_{j=1}^s u_j y_{j0} &= 1 \\ - \sum_{i=1}^r v_i x_{ik} + \sum_{j=1}^s u_j y_{jk} - v &\leq 0, \forall k \\ v_i u_j &\geq 0, u, v \in \Re \end{aligned} \quad (4)$$

Em que: Eff_0 - eficiência do dual do problema de programação linear; u_j - peso de *outputs*; v_i -

peso de *inputs*; *s* - variável dual dos *inputs* associado à condição $\sum_{k=0}^n \lambda_k = 1$; x_{ik} - *inputs* *i* da DMU_k ; y_{jk} - *outputs* *j* da DMU_k ; x_{i0} - *inputs* *i* da DMU_0 ; y_{j0} - *outputs* *j* da DMU_0 ; λ_k - *k*-ésima coordenada da DMU_0 em uma base formada pelas DMU 's de referência.

O Gráfico 1 traz a interpretação geométrica dos fatores de escala para o caso de orientação a *outputs*. É possível notar que os fatores de escala representam os interceptos dos hiperplanos suporte das faces da fronteira de eficiência. No modelo orientado a *outputs*, quando positivos, indicam retornos decrescentes de escala; quando negativos, indicam retornos crescentes de escala; caso sejam nulos, a situação é de retornos constantes de escala.

Gráfico 1 – Interpretação geométrica dos fatores de escala no modelo BCC, com orientação a *outputs*



Fonte: Ferreira e Gomes (2009).

As estimativas foram feitas com o software DEA – SAED v. 1.0. Para uma melhor apuração dos resultados, foram utilizados os critérios de Savian e Bezerra (2013), classificando os escores de eficiência nos municípios do Paraná. Considerando θ = escore de eficiência, os níveis de eficiência foram classificados em: “Eficiente ($\theta = 1,00$)”, “Ineficiência Fraca ($0,80 \leq \theta < 1,00$)”, “Ineficiência Moderada ($0,60 \leq \theta < 0,80$)” e “Ineficiência Forte ($\theta < 0,60$)”. Posteriormente, foi realizada uma análise da eficiência por porte de município, utilizando as classificações do IBGE.

Sabe-se que a Análise Envoltória de Dados é um método não paramétrico, ou seja, gera escores de eficiência relativa das unidades tomadoras de decisão (neste caso, os municípios). Além disso, não estima um coeficiente global para mostrar a relação entre duas variáveis, como neste caso, em que se busca verificar a relação entre a eficiência da gestão do PBF e a população do município. Portanto, não é possível realizar uma análise afirmando se existe relação positiva ou negativa da gestão do PBF com o tamanho do município. Desse modo, foi utilizado o método dos Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) para confirmar a relação de eficiência da gestão do PBF com o tamanho do município. Foi utilizado o modelo *log-log*, como apresentado na Equação 1:

$$\text{LogEFIC}_i = \beta_0 + \beta_1 \text{POP}_i + \varepsilon_i \tag{5}$$

em que $EFIC_i$ - representa o logaritmo do escore de eficiência relativa do *i*-ésimo município e POP_i - representa o logaritmo da população do *i*-ésimo município. Além dos métodos citados, foi utilizado também o método da análise exploratória de dados espaciais² (AEDE), apenas para verificar se existe autocorrelação nos escores de eficiência dos municípios paranaenses.

² Para maiores informações, consultar Almeida (2012).

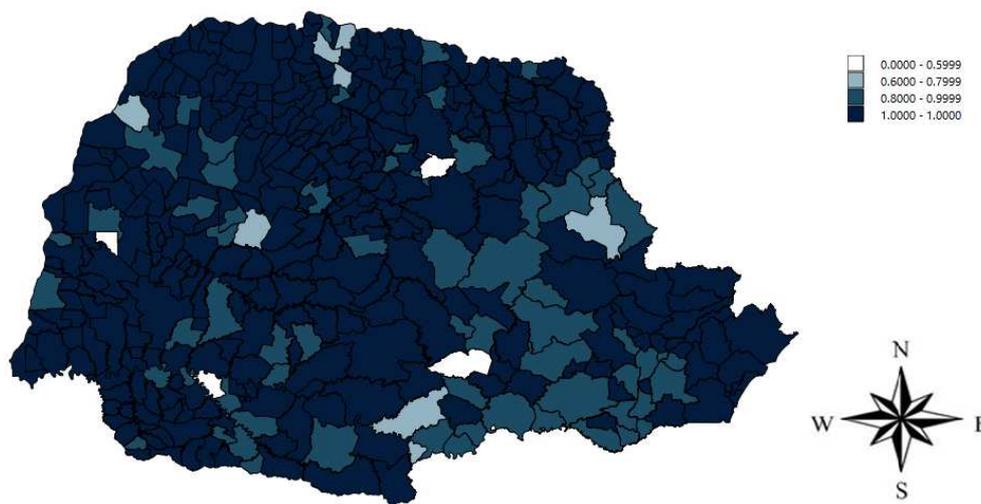
4. Resultados e discussão

Nesta seção, foram apresentados os resultados dos escores de eficiência das taxas que compõem o Índice de Gestão Descentralizada (IGD) e do próprio IGD, para medir a eficiência da gestão do PBF nos municípios paranaenses, por meio da Análise Envoltória de Dados (DEA) com o modelo BCC.

4.1. Taxa de cobertura qualificada de cadastro

A Figura 1 apresenta os resultados dos níveis de eficiência da Taxa de Cobertura Qualificada de Cadastro do Cadastro Único. As classificações de eficiência foram divididas nos quatro critérios já mencionados anteriormente. As classificações estão na cor azul, sendo que os maiores indicadores de eficiência estão na cor mais escura e os menores na cor mais clara.

Figura 1 – Mapa dos níveis de eficiência da Taxa de Cobertura Qualificada de Cadastro do Cadastro Único no Paraná em 2013, conforme abordagem da Análise Envoltória de Dados



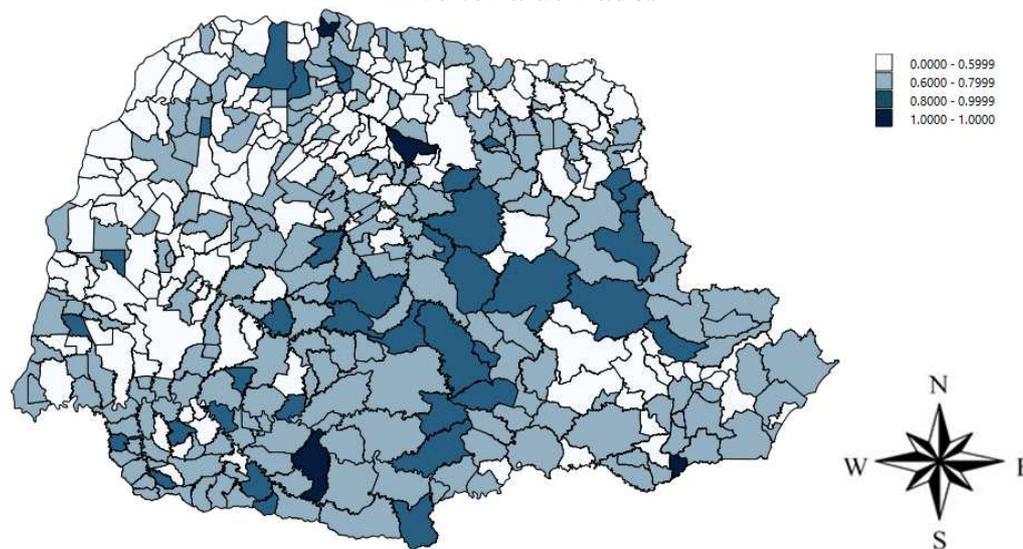
Fonte: Elaboração própria com dados do MDS – Matriz de Informação Social.

A maioria dos municípios do Paraná são eficientes (322 municípios), quando é analisada a TCQC, a qual corresponde a 81% dos municípios paranaenses, 65 municípios apresentaram ineficiência fraca, o que representa 16% dos municípios, 8 municípios apresentaram ineficiência moderada, o que representa 2%, e apenas 4 municípios apresentaram ineficiência forte, o que corresponde a 1% dos municípios paranaenses. Diante disso, verifica-se que quase todas as famílias que compõem público-alvo do PBF fazem parte do Cadastro Único. Esse número propicia uma boa uniformidade regional do cadastramento das famílias de baixa renda no estado e indica que há conhecimento por parte das autoridades da existência dessas famílias.

4.2. Taxa de atualização de cadastro

Na Figura 2, estão os níveis de eficiência da Taxa de Atualização de Cadastro no Cadastro Único. As classificações de eficiência foram divididas nos quatro critérios. As classificações estão na cor azul, sendo que os maiores indicadores de eficiência estão na cor mais escura e os menores na cor mais clara, assim como na Figura 1.

Figura 2 – Mapa dos níveis de eficiência da Taxa de Atualização de Cadastro do Cadastro Único no Paraná em 2013, conforme abordagem da Análise Envoltória de Dados



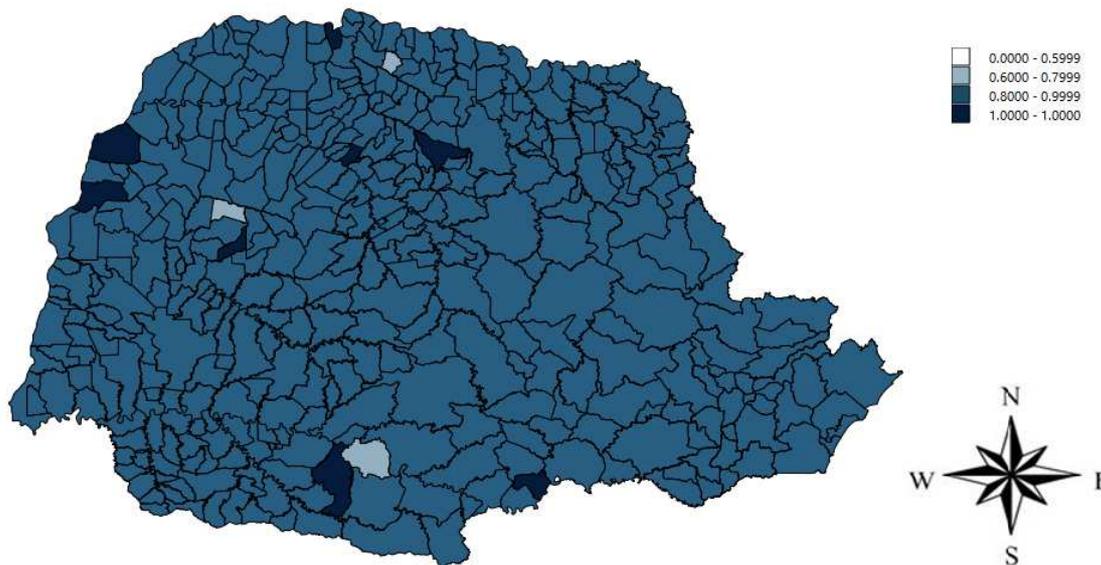
Fonte: Elaboração própria com dados do MDS – Matriz de Informação Social.

Ao analisar a eficiência do PBF por meio da TAC, quase todos os municípios apresentam algum nível de ineficiência. Verifica-se que apenas 1% dos municípios é eficiente, no outro extremo, 40% dos municípios são fortemente ineficientes. Entretanto, apesar do grande número de municípios com ineficiência forte, a maioria apresenta ineficiência fraca ou moderada, 58%. Isso pode ser um indicativo de que as famílias podem estar desinteressadas, por não apresentarem nenhum incentivo de atualizar o cadastro por parte dos gestores, como o que acontece com as condicionais, que são condições para manter o benefício. Ou ainda os municípios estão adotando medidas inadequadas para incentivar a população a atualizar o cadastro.

4.3. Taxa de acompanhamento de frequência escolar

A Figura 3 apresenta os resultados dos níveis de eficiência da Taxa de Acompanhamento de Frequência Escolar do PBF. As classificações de eficiência também foram divididas nos quatro critérios. Assim como as classificações das outras taxas, estão na cor azul, sendo que os maiores indicadores de eficiência estão na cor mais escura e os menores na cor mais clara.

Figura 3 – Mapa dos níveis de eficiência da Taxa de Acompanhamento da Frequência Escolar do Programa Bolsa Família no Paraná em 2013, conforme abordagem da Análise Envoltória de Dados



Fonte: Elaboração própria com dados do MDS – Matriz de Informação Social.

Ao analisar a eficiência do PBF por meio da TAFE, percebe-se que quase todos os municípios apresentaram ineficiência fraca, 97%. Apenas 2% deles foram eficientes, 1% moderadamente eficiente e nenhum apresentou ineficiência forte. O resultado leva a crer que a frequência escolar pode melhorar entre as crianças que pertencem ao programa, a margem para a melhora não é muito ampla, uma vez que a maioria dos municípios é fracamente ineficiente.

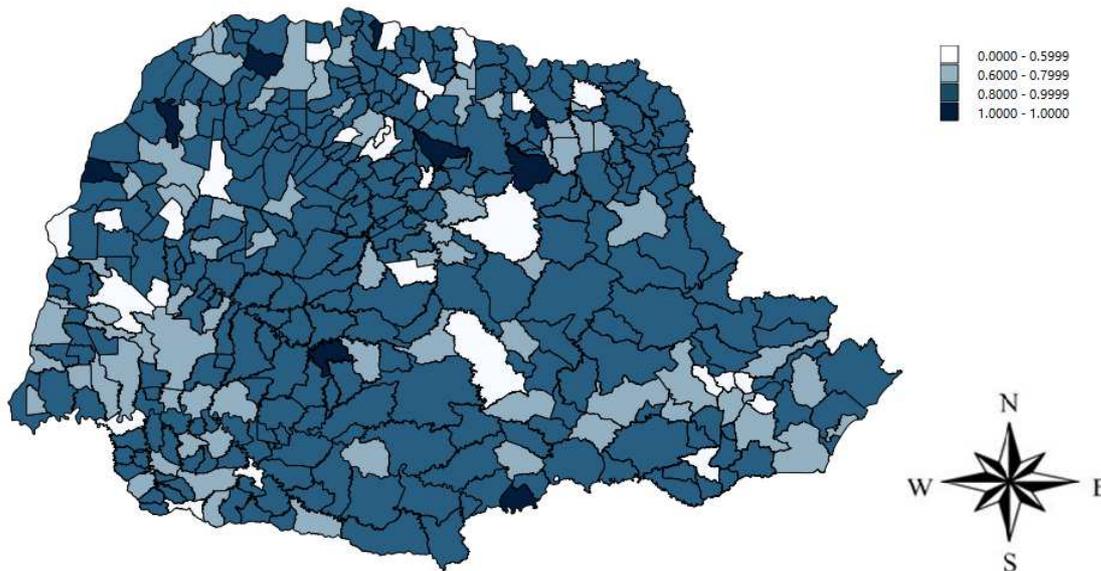
Os municípios que foram eficientes são 8: Alto Paraíso, Altônia, Apucarana, Floresta, Inajá, Mangueirinha, Paulo Frontin e Rancho Alegre D'Oeste, os quais estão localizados nas regiões Noroeste, Norte Central, Centro-Sul, Sudeste e Centro Ocidental paranaense. Dentre os municípios que apresentaram ineficiência, foram classificados como fracamente ineficientes 388 municípios, localizados em todas as regiões do estado, apenas 3 municípios com ineficiência moderada, localizados nas regiões Norte Central, Centro Sul e Oeste paranaense e não houve nenhum município fortemente ineficiente. Um dos motivos que podem explicar o bom resultado para a eficiência do acompanhamento de frequência escolar dos beneficiários do PBF é o fato de essa ser uma das condicionalidades do programa para a manutenção do benefício.

4.4. Taxa de acompanhamento da agenda de saúde

A Figura 4 apresenta os resultados dos níveis de eficiência da Taxa de Acompanhamento da Agenda de Saúde do PBF. As classificações de eficiência, outra vez, foram divididas nos quatro critérios. Novamente, as classificações estão na cor azul, sendo que os maiores indicadores de eficiência estão na cor mais escura e os menores na cor mais clara.

Ao analisar a eficiência por meio da TAAS, percebe-se que a maioria dos municípios apresenta ineficiência fraca, 72%. Apenas 2% foram eficientes, 19% foram moderadamente ineficientes e 7% fortemente ineficientes. A maioria dos municípios pode melhorar, mas precisam aumentar um pouco o acompanhamento da agenda de saúde, pois essa apresenta ineficiência fraca. No estado, 26% dos municípios apresentaram ineficiência moderada ou forte, sendo 7% na segunda escala, o que implica um esforço maior do acompanhamento da agenda de saúde.

Figura 4 – Mapa dos níveis de eficiência da Taxa de Acompanhamento da Agenda de Saúde do Programa Bolsa Família no Paraná em 2013, conforme abordagem da Análise Envoltória de Dados



Fonte: Elaboração própria com dados do MDS – Matriz de Informação Social.

Para TAAS, foram apresentados 9 municípios eficientes: Apucarana, Guairaçá, Ivaté, Marquinho, Nova América da Colina, Paula Freitas, Santa Inês, São Jerônimo da Serra, São Jorge do Patrocínio, localizados nas regiões Norte Central Noroeste, Norte Pioneiro, Centro-Sul e Sudeste paranaense. Entre os municípios ineficientes, pela classificação de ineficiência fraca, foram 287, os quais estão localizados em todas as regiões do estado e se considerarmos os municípios moderadamente e fortemente ineficientes esses também se encontram distribuídos em todas as regiões do estado.

Desse modo, percebe-se que, apesar de ser uma condicionalidade importante do programa para manter o benefício, pouco mais de um quarto dos municípios paranaenses estão no grupo das duas piores classificações de eficiência (forte e moderada). Portanto, os gestores do PBF nesses municípios podem estar com dificuldades em realizar o acompanhamento da agenda de saúde dos beneficiários, pelo desinteresse destes ou pelas medidas inadequadas dos gestores.

4.5. Índice de gestão descentralizada

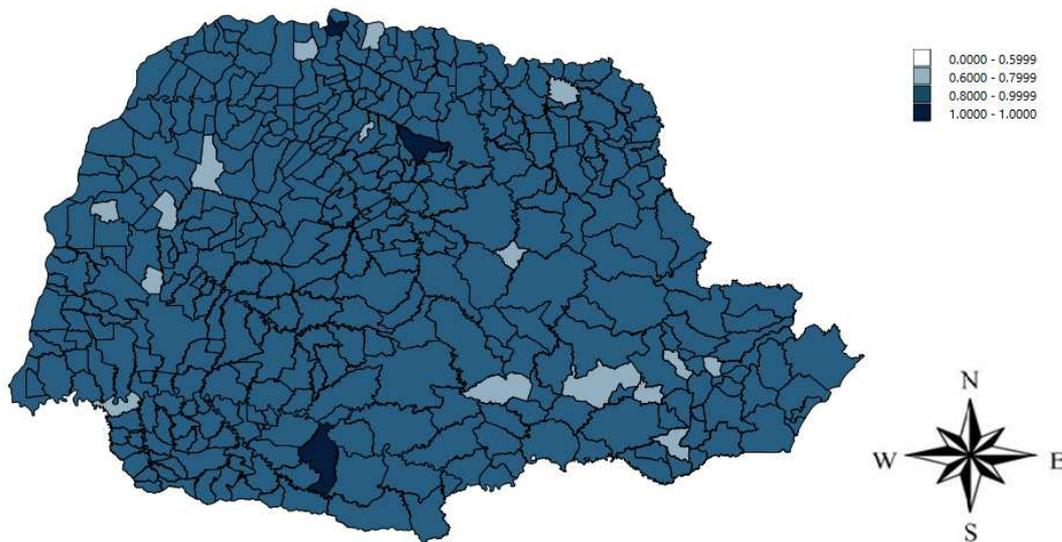
Finalmente, a Figura 5 apresenta os resultados dos níveis de eficiência do Índice de Gestão Descentralizada do PBF. E, assim como foram realizadas nas figuras anteriores, as classificações de eficiência foram divididas nos quatro critérios. As classificações também estão na cor azul, sendo que os maiores indicadores de eficiência estão na cor mais escura e os menores na cor mais clara.

Quando analisamos o IGD, identificamos que apenas os municípios de Apucarana, Mangueirinha e Paranapoema são eficientes na gestão do PBF no Paraná, esses estão localizados nas regiões Norte Central, Centro-Sul e Noroeste do estado, representando 0,75% dos municípios. Entre os municípios ineficientes, 380 apresentaram ineficiência fraca, o que representa 95% dos municípios. Dezesseis apresentaram eficiência moderada, o que representa 4% dos municípios e nenhum município apresentou ineficiência forte.

No geral, a gestão do Programa Bolsa Família não apresenta um bom desempenho no que tange aos municípios eficientes. No entanto, a grande maioria dos municípios apresenta ineficiência fraca, ou seja, municípios que pela classificação adotada pelo trabalho estão próximos da fronteira de eficiência. Além disso, o estado não apresentou municípios com ineficiência forte, podendo assim

alcançar melhores resultados na gestão do programa por meio de práticas que melhorem os indicadores analisados, resultando em uma melhor gestão do PBF.

Figura 5 – Mapa dos níveis de eficiência do Índice de Gestão Descentralizada do Programa Bolsa Família no Paraná em 2013, conforme abordagem da Análise Envoltória de Dados



Fonte: Elaboração própria com dados do MDS – Matriz de Informação Social.

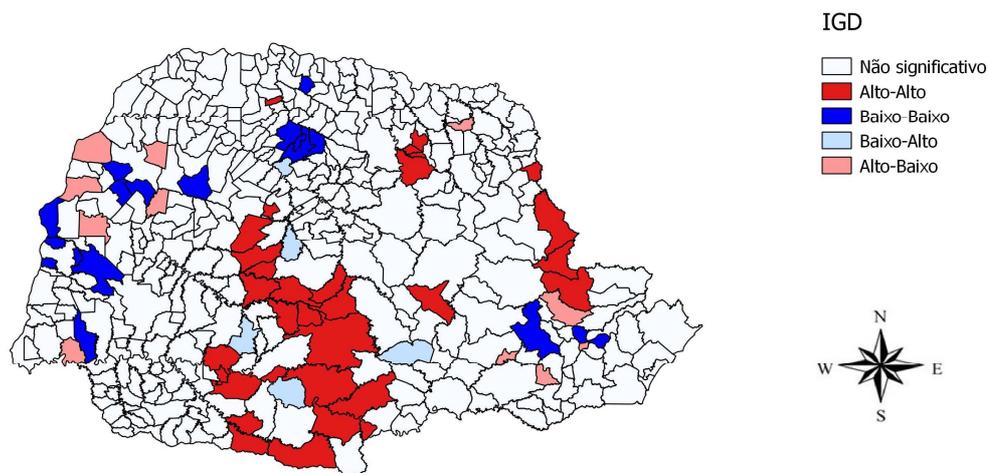
Desse modo, os resultados permitem identificar os municípios que estão adotando as melhores práticas de gestão (eficientes) e servir de referência para os demais municípios que apresentaram ineficiência. Portanto, o resultado mostra que apenas o aumento dos recursos públicos não é suficiente para melhorar a eficiência, sendo necessárias melhores práticas dos gestores municipais, assim como aponta os trabalhos de Lopes e Toyoshima (2008), Queiroz et al. (2013) e Savian e Bezerra (2013).

Outra avaliação que pode ser realizada é pela análise exploratória de dados espaciais (AEDE). A partir dessa análise, é possível verificar se há dependência espacial da gestão do PBF no Paraná. Desse modo, o resultado do coeficiente global (I de Moran) estimado foi de 0,11³, maior que o I de Moran esperado (-0,025), ou seja, existe uma autocorrelação espacial positiva da gestão do PBF nos municípios do Paraná. A Figura 6 apresenta os resultados para a análise local, em que os *clusters* em vermelho são referentes aos agrupamentos com altos escores de eficiência do PBF. Por outro lado, os *clusters* em azul se referem aos agrupamentos com baixos escores de eficiência do PBF.

É possível observar que municípios com alto IGD são cercados por vizinhos com alto indicador de gestão do PBF e municípios com baixo índice de gestão do PBF estão cercados por municípios com baixo IGD. Os agrupamentos com alto IGD (Alto-Alto) estão concentrados principalmente na região Centro-Sul paranaense. Por outro lado, os municípios em agrupamento com baixo indicador de gestão (Baixo-Baixo) estão mais dispersos no estado.

³ Para a estimação, foi utilizada a matriz de pesos espaciais k-5 vizinhos.

Figura 5 – Mapa dos níveis de eficiência do Índice de Gestão Descentralizada do Programa Bolsa Família no Paraná em 2013, conforme abordagem da Análise Envoltória de Dados



Fonte: Elaboração própria com dados do MDS – Matriz de Informação Social.

Pode ser verificado que os municípios presentes no *cluster* Alto-Alto são municípios pequenos. Em contrapartida, os municípios maiores estão no *cluster* Baixo-Baixo, como Curitiba e Maringá. Portanto, isso pode ser um indício de que municípios menores apresentam melhor gestão do PBF. Para verificar isso, foi realizada, por meio da Tabela 6, uma análise das classificações de eficiência por porte de município.

Tabela 6 – Níveis de eficiência do Índice de Gestão Descentralizada do Programa Bolsa Família no Paraná por porte de município em 2013, conforme abordagem da Análise Envoltória de Dados

Porte dos municípios	Eficiente	Ineficiência	Ineficiência	Ineficiência
		Fraca	Moderada	Forte
Pequeno Porte I	2 (1%)	301 (96%)	9 (3%)	0 (0%)
Pequeno Porte II	0 (0%)	51 (93%)	4 (7%)	0 (0%)
Médio Porte	0 (0%)	12 (86%)	2 (14%)	0 (0%)
Grande Porte	1 (6%)	15 (88%)	1 (6%)	0 (0%)
Metrópole	0 (0%)	1 (100%)	0 (0%)	0 (0%)

Fonte: Elaboração própria com dados do MDS – Matriz de Informação Social.

É possível observar na Tabela 6 que dois dos municípios de Pequeno Porte I são eficientes, representando 1% dos municípios, 301 municípios apresentaram ineficiência fraca, representando 96% e 9 apresentaram eficiência moderada, o que representa 3% dos municípios. Entre os municípios de Pequeno Porte II e Médio Porte, 51 e 12 municípios apresentaram fraca eficiência respectivamente, o que representa percentuais de 93 e 86%. Em relação às cidades de Grande Porte, é possível destacar que apresentou um município eficiente, o que representa 6% e 15 municípios com fraca ineficiência, o que representa 88% dos municípios de Grande Porte e a Metrópole apresentou ineficiência fraca.

Considerando os níveis de eficiência por porte de município, para o Índice de Gestão Descentralizada em relação aos municípios eficientes, estão com melhor desempenho os municípios de Grande Porte com o maior percentual. Os municípios de Pequeno Porte I apresentaram dois dos três municípios eficientes do estado e, sem considerar a capital, os municípios de Pequeno Porte I apresentaram o melhor desempenho em relação aos níveis de eficiência classificados como ineficiência fraca e moderada. E ainda apresentaram o maior percentual de municípios com

ineficiência fraca, seguido dos municípios de Pequeno Porte II, com o segundo maior percentual dessa mesma classificação de ineficiência. Isso indica que a eficiência da gestão do Programa Bolsa Família está inversamente relacionada com o tamanho do município.

Para confirmar a hipótese de que a gestão do PBF é mais eficiente em municípios menores, foi estimado o modelo dos Mínimos Quadrados Ordinários (MQO). A Tabela 7 apresenta o resultado da regressão da gestão do PBF em relação à população dos municípios, utilizando a o logaritmo das variáveis para verificar a elasticidade. Deve-se ressaltar que foi realizada uma regressão *robust*, além disso, o objetivo é apenas verificar a relação entre a gestão do PBF e o população do município.

Tabela 7 – Coeficiente estimado da variável independente para 2013

Variável dependente: Log do escore de eficiência do Índice de Gestão Descentralizada

Variável	Coefficientes	R ²	Observações (n)
<i>Cons.</i>	1,981629 (0,000)	0,0205	399
<i>Ln (Pop)</i>	-,0081981 (0,004)		

Nota: Os números entre parênteses abaixo dos parâmetros estimados referem-se ao valor-p.

Fonte: Elaboração própria com dados do MDS – Matriz de Informação Social e do IBGE.

Constatou-se que o aumento da população implica uma redução da eficiência do IGD nos municípios do Paraná. O coeficiente da variável independente (População) foi de -0,0081981 e estatisticamente significativo a 5%, ou seja, o aumento em 10% da população do município reduz a eficiência do IGD em 0,081981%. Portanto, percebe-se que há uma relação inversa da população com a gestão do PBF, assim como foi verificado no trabalho de Monteiro, Ferreira e Teixeira (2009), em que foi realizada a análise da eficiência da gestão do PBF nos municípios de Minas Gerais.

5. Considerações finais

Neste trabalho, analisou-se a eficiência da gestão do Programa Bolsa Família (PBF) para os municípios paranaenses. Foi realizada uma análise geral e por porte de município da eficiência da gestão do PBF e das taxas que o compõem nos municípios do Paraná, foi utilizada a Análise Envoltória de Dados para verificar a eficiência relativa dos municípios paranaenses. Além disso, foi realizada a AEDE e outra análise por porte de município para verificar a relação entre a gestão do PBF e o tamanho do município. Para a confirmação dessa relação, foi realizada a uma regressão com a gestão do PBF em relação ao tamanho do município, utilizando o método dos MQO.

Os resultados obtidos apontam que, pela análise de eficiência relativa dos municípios do Paraná na gestão do PBF, três dos 399 municípios foram eficientes (Apucarana, Mangueirinha e Paranapoema), localizados nas regiões Norte Central, Centro-Sul e Noroeste. Isso indica que há espaço para os demais municípios paranaenses melhorarem sua gestão. No que tange à análise de eficiência pelo tamanho dos municípios, apresentaram os melhores índices de eficiência as cidades menores. Municípios de Pequeno Porte I apresentaram dois dos três municípios eficientes, um percentual menor do que representou o município eficiente de Grande Porte, porém apresentaram o maior percentual de municípios com ineficiência fraca e o menor percentual com ineficiência moderada. Os resultados acerca da relação entre a gestão do PBF e o tamanho do município apontaram que quanto menor é o município melhor é a eficiência da gestão do PBF.

Pela estrutura de cálculo do IGD, o indicador que mais contribui para a gestão do IGD é a TCQC, pois obteve o maior percentual de municípios classificados como eficientes e os municípios que mais são beneficiados são de Pequeno Porte I, com o maior percentual de municípios eficientes. A TAC é a taxa que mais colaborou para a redução do IGD, apresentando um grande percentual de municípios com ineficiência moderada ou forte, sendo os municípios de Grande Porte os mais

prejudicados com o maior percentual de municípios com ineficiência moderada ou forte. Em relação à TAFE, pode-se apontar que contribui positivamente para o IGD, embora apresente apenas oito municípios eficientes, apresentou um grande percentual de municípios pertencentes à classificação de ineficiência fraca. A TAAS, assim como na TAFE, também apresentou poucos municípios eficientes, apenas nove, no entanto, os municípios com ineficiência fraca apresenta um percentual menor.

Portanto, conclui-se que o indicador que mais contribui para a gestão do Programa Bolsa Família foi o de cobertura de cadastro no Cadastro Único. Outro ponto relevante do estudo é em relação à análise da eficiência por porte de município, em que se pode concluir que a gestão do PBF está inversamente relacionada com o tamanho do município.

Espera-se que o presente trabalho contribua para a revisão da gestão pública, com o intuito de melhorar as taxas que formam o indicador da gestão do PBF, principalmente o de atualização de cadastro e do acompanhamento das famílias com perfil saúde no programa, adotando medidas mais efetivas para as famílias atualizarem o Cadastro Único a cada dois anos e para realizar o acompanhamento de saúde das famílias semestralmente, conforme determina o programa. A avaliação de programas sociais tem um papel importante, pois contribui para o melhor desempenho de sua gestão.

Desse modo, para melhorar a eficiência da gestão do PBF, os municípios ineficientes devem verificar quais as práticas adotadas pelos municípios que foram eficientes. Os municípios menores devem identificar quais as práticas implementadas pelos municípios de Manguaçu e Paranaíba e os municípios maiores, verificar quais as medidas adotadas pelo município de Apucarana. Porém, deve ser ressaltado que essa metodologia estima uma eficiência relativa, portanto, nesse caso, o indicador de eficiência é referente apenas aos municípios do estado do Paraná.

Referências

- ALMEIDA, E. *Econometria espacial aplicada*. Alínea: Campinas: SP, 2012.
- BANKER, R. D.; CHARNES, A.; COOPER, W. W. Some models for estimating technical scale inefficiencies in data envelopment analysis. *Management Science*, v. 30, n. 9, p. 1078–1092, 1984.
- BARROS, R. P.; CARVALHO, M. *Desafios para a política social brasileira*. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada. Rio de Janeiro: IPEA, 2003. (Texto para discussão, n. 985)
- BEHRMAN, J. R.; SENGUPTA, P.; TODD, P. Progressing through progress: an impact assessment of a school subsidy experiment in rural Mexico. *The University of Chicago Press Journals*, v. 54, n. 1, 2005.
- BORRAZ, F.; GONZÁLEZ, N. Impact of the Uruguayan conditional cash transfer program. *Cuadernos de Economía*, v. 46, p. 243-271, 2009.
- BRAMBILLA, M. A.; MARCONATO, M.; CAMARA, M. R. G.; CARVALHO, S. C.; NASCIMENTO, S. P. Programa Bolsa Família: uma análise espacial nos municípios do Paraná em 2004, 2008 e 2012. *Revista de Economia*, v. 40, n. 3, p. 47–67, 2014.
- CAMPELLO, T.; NERI, M. C. *Programa Bolsa Família: uma década de inclusão e cidadania*. Brasília: IPEA, 494 p., 2013.
- CASTRO, J. A.; MODESTO, L. *Bolsa Família 2003-2010: avanços e desafios*. Brasília: IPEA, v.1, 341p., 2010.
- CHARNES, A.; COOPER, W. W.; RHODES, E. Measuring the efficiency of decision-making units. *European Journal of Operational Research*, v. 2, n. 2, p. 429–444, 1978.

- FERNALD, M. N. P.; GERTLER, P.; NEUFELD, L. M. Role of cash in conditional cash transfer programmes for child health, growth, and development: an analysis of Mexico's *Oportunidades*. *The Lancet*, v. 371, n. 9615, p. 828-837, 2008.
- FERREIRA, C. M. C.; GOMES, A. P. *Introdução à Análise Envoltória de Dados: Teoria, Modelos e Aplicações*. UFV: Viçosa: MG, 2009.
- FERREIRA, M. A. M.; PEREIRA, A. A.; MONTEIRO, D. A. A. *Análise do desempenho da gestão do Programa Bolsa Família em Minas Gerais por meio da Data Envelopment Analysis (DEA)*. Ministério do Desenvolvimento Social. Sumário Executivo. Minas Gerais: SAGI-MDS, 2013.
- GLEWWE, P.; KASSOUF, A. L. The Impact of the Bolsa Escola/Familia Conditional Cash Transfer Program on Enrollment, Grade Promotion and Drop out Rates in Brazil. In: *Anais do XXXVIII Encontro Nacional de Economia*, 2009, Salvador: Anpec, 2009.
- HELFAND, S. M.; ROCHA, R.; VINHAIS, H. E. F. Pobreza e desigualdade de renda no Brasil rural: uma análise da queda recente. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 39, n. 1, p. 59-80, 2009.
- IBGE – Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. *Cidades*. Acesso em: 08 abr. 2014.
- LOPES, L. S.; TOYOSHIMA, S. H. Eficiência técnica municipal na gestão dos gastos com saúde e educação em Minas Gerais: seus impactos e determinantes. In: *Anais do Seminário sobre a Economia Mineira – Economia, História, Demografia e Políticas Públicas*. 2008, Diamantina. Anais. Diamantina, MG, 2008.
- MARCONATO, M.; BRAMBILLA, M. A.; NASCIMENTO, S. P.; CAMARA, M. R. G. A focalização do Programa Bolsa Família nos municípios de Santa Catarina: uma análise espacial. *Informe Gepec*, v. 19, n. 1, p. 38-54, 2015.
- MATTA, I. B.; FERREIRA, M. A. M. Concepções teóricas e operacionais do IGD enquanto instrumento de avaliação da gestão do Programa Bolsa Família. In: *Anais do ENAPEGS*, 2012, São Paulo, 2012.
- MDS – Ministério do Desenvolvimento Social e Combate à Fome. *Caderno informativo sobre o Índice de Gestão Descentralizada do PBF – IGD*. Disponível em: <www.mds.gov.br/bolsafamilia>. Acesso em: 05 mai. 2014.
- MDS – Ministério do Desenvolvimento Social e Combate à Fome. *Matriz de Informação Social*. Disponível em: <<http://www.mds.gov.br/bolsafamilia/condicionalidades>>. Acesso em: 08 abr. 2014.
- MELLO, J. C. C. B. S.; MEZA, L. A.; GOMES, E. G.; BIONDI NETO, L. *Curso de Análise Envoltória de Dados*. Simpósio Brasileiro de Pesquisa Operacional. 2005, Gramado-RS, 2005.
- MONTEIRO, D. A. A.; FERREIRA, M. A. M.; TEIXEIRA, K. M. D. Determinantes da gestão do Programa Bolsa Família: análise do índice de gestão descentralizada em Minas Gerais. *Revista Saúde e Sociedade*. v. 18, n. 2, p. 214–226, 2009.
- NASCIMENTO, A. F.; REIS, C. N. Os Programas de Transferência Condicionada de Renda na América Latina: especificidades de uma realidade que se mantém. *Revista de Políticas Públicas*, v. 13, n. 2, p. 183–193, 2009.
- QUEIROZ, M. F. M.; SILVA, J. L. M.; FIGUEIREDO, J. S.; VALE, F. F. R. *Eficiência do gasto público com saúde: uma análise nos municípios do Rio Grande do Norte*. Documentos técnico-científicos. Rio Grande do Norte, 2013.

- SAVIAN, M. P. G.; BEZERRA, F. M. Análise de eficiência dos gastos públicos com educação no ensino fundamental no estado do Paraná. *Economia & Região*, v. 1, n. 1, p. 26-47, 2013.
- SOARES, F. V.; RIBAS, R. P.; OSÓRIO, R. G. Evaluating the impact of Brazil's Bolsa Família: cash transfer programs in comparative perspective. *Latin American Research Review*, v. 45, n. 2, 2010.
- SOARES, F. V.; SOARES, S.; MEDEIROS, M.; OSÓRIO, R. G. Cash Transfer Programmes in Brazil: impacts on inequality e poverty. *United Nations Development Programme*. Brasília, 2006. (Working paper, n. 21)
- SOARES, S.; OSÓRIO, R. G.; SOARES, F. V.; MEDEIROS, M.; ZEPEDA, E. Conditional Cash Transfers in Brazil, Chile and México: impacts upon inequality. *Estudios Económicos*, n. 1, p. 207-224, 2009.
- SOARES, S.; OSÓRIO, R. G.; SOARES, F. V.; MEDEIROS, M.; ZEPEDA, E. *Programas de transferência condicionada de renda no Brasil, Chile e México: impactos sobre a desigualdade*. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada. Brasília: IPEA, 2007. (Texto para discussão, n. 1293)
- SOUZA, A. P. *Políticas de distribuição de renda no Brasil e o Bolsa-Família*. Escola de Economia de São Paulo da Fundação Getúlio Vargas, 2011. (Texto para discussão, n. 281)
- SOUZA, A. P.; DUARTE, J.; GADELHA, S. R. B. NEVES, J. A. S.; OLIVEIRA, P. P. *Uma investigação sobre a focalização do Programa Bolsa Família e seus determinantes imediatos*. São Paulo: Center for Applied Microeconomics São Paulo School of Economics, 2013. (Working paper, n. 12)
- ZIMMERMANN, C.; SILVA, M. C. As experiências internacionais de renda mínima na redução da pobreza. *Revista Espaço Acadêmico*, v. 7, n. 82, p.1-5, 2008.



Revista Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos (RBERU)

Vol. 11, n. 4, pp. 557-577, 2017

<http://www.revistaaber.org.br>

DIMENSÃO ECONÔMICA E AMBIENTAL DO AGRONEGÓCIO BRASILEIRO NA DÉCADA DE 2000: UMA ANÁLISE INSUMO-PRODUTO DA RENDA, DO CONSUMO DE ENERGIA E DAS EMISSÕES DE CO₂ POR FONTE DE ENERGIA*

Marco Antonio Montoya

Professor Titular da Universidade de Passo Fundo (UPF)

E-mail: montoya@upf.br

Cássia Aparecida Pasqual

Universidade de Passo Fundo (UPF)

In memoriam

Ricardo Luis Lopes

Professor da Universidade Estadual de Maringá (UEM)

E-mail: rllopes@uem.br

Joaquim José Martins Guilhoto

Economista da Organização para a Cooperação e

Desenvolvimento Econômico, Paris (OCDE)

E-mail: guilhoto@usp.br

RESUMO: O artigo avalia o PIB, o consumo de energia e as emissões de CO₂ por fonte de energia do agronegócio da economia brasileira na década de 2000. Para isso, estima uma Matriz Energética com 56 setores consumidores compatíveis com os 56 setores apresentados pela MIP do Brasil para os anos de 2000, 2005 e 2009. Verificou-se uma tendência estável da participação relativa do agronegócio no PIB do país, um consumo crescente de energia renovável e uma redução significativa das emissões de CO₂ oriundas de energia não renovável. Portanto, conclui-se que o agronegócio apresenta perspectivas e resultados que vêm conciliando suas atividades econômicas com a preservação do meio ambiente.

Palavras-chave: Agronegócio; Consumo de Energia; Emissões de CO₂; PIB; Insumo-Produto.

Classificação JEL: Q13; Q43; Q10; C67.

ABSTRACT: The article assesses GDP, energy consumption and CO₂ emissions by agribusiness energy source of the Brazilian economy in the 2000s. For this purpose, we estimate an Energy Matrix with 56 consuming sectors compatible with the 56 sectors of the MIP presented by Brazil for the years 2000, 2005 and 2009. There has been a steady trend in the relative share of agribusiness in the country's GDP, increasing consumption of renewable energy, and a meaningful reduction of CO₂ emissions derived from non-renewable energy. Therefore, it is concluded that agribusiness perspectives and presents result coming combining economic activities with the preservation of the environment.

Keywords: Agribusiness; Energy consumption; CO₂ emissions; GDP; Input-Output.

JEL Code: Q13; Q43; Q10; C67.

*Recebido em: 20/12/2016; Aceito em: 07/11/2017.

1. Introdução

As ligações relevantes que a agropecuária apresenta com os demais setores da economia, aliados ao seu crescente volume de produção em função da disponibilidade de abundantes recursos naturais, inovação tecnológica, investimentos e ganhos de produtividade acima da média internacional, têm dado ao setor agropecuário e ao agronegócio brasileiro¹ como um todo o reconhecimento de ser um componente crítico para o crescimento econômico nacional e o *status* de referência mundial para o fornecimento de alimentos com destaque no mercado de carne bovina, suína e frango, de suco de laranja, de açúcar, de café, de etanol, além do milho e da soja.

A importância do agronegócio brasileiro torna-se ainda mais relevante se considerarmos o aumento do consumo global de alimentos. As previsões sobre o crescimento da economia mundial, para o período de 2006 a 2030, apontam que o PIB aumentará em 229,36%, a população em 126,36% e a renda individual em 179,34% (IEO, 2009).

Certamente, o aproveitamento de novas oportunidades de negócios, para o agronegócio nacional, poderá contribuir no longo prazo para o crescimento econômico nacional, desde que possa conciliar o aumento da produção de alta tecnologia com a conservação e a preservação do meio ambiente.

Frente a esse panorama, não é difícil perceber que o crescimento da economia brasileira, conseqüentemente do agronegócio, terá um papel relevante no aumento do consumo energético e, portanto, nas emissões de CO₂. Cabe lembrar que as previsões sobre a demanda de energia para o Brasil indicam que, no período de 2006 a 2030, o mercado energético nacional aumentará 196,25%, passando de 202,9 milhões de tep (tonelada equivalente petróleo) para 398,2 milhões de tep (BERS, 2010; IEO, 2009). Assim, fica evidente que os riscos e as incertezas no aumento das emissões decorrentes do crescimento do consumo energético justificam-se como um tema relevante a ser avaliado. Além disso, existe uma escassez, tanto nacional quanto internacional, de informações macroeconômicas concretas sobre o consumo de energia e as emissões de tal gás relacionados com o agronegócio brasileiro.

Nesse sentido, o presente trabalho tem como objetivo geral mensurar e avaliar o consumo energético e as emissões de CO₂ no agronegócio brasileiro, a fim de uma melhor compreensão do contexto energético-ambiental que envolve suas atividades produtivas. Assim, questiona-se neste artigo: Qual é a dimensão econômica e ambiental do agronegócio na economia brasileira? Qual é a contribuição do agronegócio no consumo de energia e emissões de CO₂? As emissões do referido gás estão aumentando ou diminuindo? Como está evoluindo o consumo de energia renovável *versus* não renovável? Qual é a intensidade dos agregados do agronegócio nas emissões? Comparativamente, a intensidade nas emissões do agronegócio é maior ou menor do que no restante da economia?

Certamente, as respostas a essas questões permitirão avaliar, com mais precisão, a abrangência ambiental do agronegócio, seus impactos ao meio ambiente e, principalmente, visualizar para os próximos anos se seu crescimento econômico apresenta perspectivas que conciliam suas atividades econômicas com a crescente preocupação ambiental.

Com esses fins, o presente artigo compatibiliza as matrizes de insumo-produto do período de 2000, 2005 e 2009, todas disponibilizadas pelo NEREUS² (NEREUS, 2014), com as matrizes energéticas e de emissões brasileiras desses anos (EPE, 2010; 2012). Com isso espera-se, em um primeiro momento, compreender, com mais detalhes, as principais interações dos agregados do agronegócio com o meio ambiente, além de fornecer subsídios para um melhor planejamento energético e de emissões para o futuro.

Cabe salientar que a diferença do atual trabalho com relação ao de Montoya et al. (2016) é que este último foi uma primeira aplicação da metodologia desenvolvida em Montoya, Lopes e

¹ O agronegócio brasileiro é entendido como a soma de suprimentos, produção, armazenamento e distribuição. Ele representa cerca de 22% do PIB e 32% dos empregos do país (CEPEA, 2017; MONTROYA et al., 2016).

² Essas matrizes foram estimadas segundo a metodologia de Guilhoto e Sesso Filho (2005; 2010).

Guilhoto (2014). A análise se deu em um único corte no tempo. Já o atual trabalho procura analisar a evolução temporal, para os anos de 2000, 2005 e 2009, a fim de contribuir para seu entendimento.

Nesse sentido, o artigo está dividido da seguinte maneira: na seção 2, é apresentada uma breve referência sobre a evolução da metodologia insumo-produto utilizada na economia brasileira, a estrutura matemática para mensurar o agronegócio em termos econômico e ambiental, o método de desagregação setorial do consumo de energia e das emissões de CO₂ e a base de dados utilizada. Na seção 3, são avaliados, na estrutura do agronegócio de 2000, 2005 e 2009, a evolução do PIB, do consumo de energia e das emissões por fonte de energia renovável *versus* não renovável e, posteriormente, por meio de indicadores físicos econômicos, são avaliados o consumo setorial de energia e as emissões por unidade de renda gerada. Na última seção, são apresentadas as principais conclusões obtidas no decorrer da análise.

2. Metodologia

A dimensão econômica e ambiental do agronegócio consiste inicialmente em compatibilizar duas bases de dados: a Matriz Insumo-Produto (MIP) e o Balanço Energético Nacional (BEN). Essa metodologia foi desenvolvida por Montoya, Lopes e Guilhoto (2014).

2.1. Evolução metodológica do processo de cálculo do agronegócio

Davis e Goldberg (1957) e Malassis (1969) demonstram que a utilização das matrizes insumo-produto desenvolvidas por Leontief (1951) constitui na técnica mais adequadas para se mensurar o agronegócio e a dinâmica agroindustrial. Tal técnica permite uma visão sistêmica, na qual os fluxos e transferências de insumos e produtos de um setor a outro estejam integrados.

Informações sobre diferentes setores da economia descrevem o sistema econômico em termos de fluxo circular, em que vendas se igualam às compras e que todos os produtos são utilizados como insumos na cadeia produtiva ou como bens e serviços finais quando consumidos pela demanda final.

Para o cálculo do agronegócio, a base teórica está muito bem definida em Davis e Goldberg, década de 1950, e Malassis, 1960. Tal referencial para calcular o PIB do agronegócio foi utilizado no Brasil por Araújo et al. (1990), Lauschner (1993), Furtuoso (1998) e Montoya e Guilhoto (2000). Posteriormente, foram feitas novas contribuições por Guilhoto, Furtuoso e Barros (2000), Montoya e Finamore (2001) e CEPEA (2013), visando superar problemas de dupla contagem e dos ponderadores de rateio setorial da agroindústria.

2.1.1. O processo de cálculo da dimensão ambiental do agronegócio

A contribuição do presente artigo visa acompanhar a evolução da demanda energética e as emissões de CO₂ do agronegócio brasileiro no período de 2000 a 2009. A metodologia de mensuração do consumo de energia e emissões de CO₂ do agronegócio foi desenvolvida por Montoya et al. (2016) com base na desagregação setorial das matrizes energéticas de Montoya, Lopes e Guilhoto (2014). Essa mensuração tem como hipótese central que o consumo de energia e as emissões em unidades físicas estão linearmente relacionados com as unidades monetárias geradas pelo sistema econômico.

Para mensurar o agronegócio em unidades físicas, é necessário construir tabelas insumo-produto secundárias do consumo de energia e as emissões compatíveis setorialmente com as tabelas insumo-produto clássicas em unidades monetárias (ver Montoya et al. (2016)).

Com esse procedimento, é possível obter de forma sistêmica indicadores inéditos relacionados ao consumo de energia, às emissões de gases, ao consumo de água, etc. De fato, essa talvez seja a maior contribuição deste trabalho em relação a outros, uma vez que, por um lado, a base de dados gerada permite avaliar indicadores físicos do agronegócio brasileiro e, por outro, os resultados obtidos complementam as abordagens do modelo insumo-produto híbrido utilizado para avaliar impactos ambientais.

2.2. Mensuração do agronegócio

Nesta seção, são ilustrados os procedimentos adotados para a estimativa do PIB do agronegócio, que se dá pelo enfoque do produto tanto a preços de mercado quanto a preços básicos. O valor total do PIB nacional será dividido em oito agregados, dos quais o PIB do agronegócio está composto pelos cinco primeiros:

- a) Agregado I – Insumos Agropecuários;
- b) Agregado II – Produto Agropecuário;
- c) Agregado III – Agroindústria;
- d) Agregado IV – Serviços Agropecuários;
- e) Agregado V – Serviços Agroindustriais;
- f) Agregado VI – Indústria;
- g) Agregado VII – Serviços Industriais;
- h) Agregado VIII – Serviços.

A seguir, é exposto o procedimento de mensuração do agronegócio a preços de mercado, salientando-se que, para calcular o agronegócio a preços básicos, simplesmente devem ser subtraídos os impostos indiretos líquidos ao longo do processo de cálculo.

O Valor Adicionado a preços de mercado é obtido pela soma do valor adicionado a preços básicos aos impostos indiretos líquidos de subsídios sobre produtos, resultando na Equação 1.

$$VAPM = VAPB + IIL \quad (1)$$

em que: $VAPM$ = Valor Adicionado a Preços de Mercado; $VAPB$ = Valor Adicionado a Preços Básicos e IIL = Impostos Indiretos Líquidos.

Para o cálculo do PIB do Agregado I (Equação 3), são utilizadas as informações disponíveis nas tabelas de insumo-produto referentes aos valores dos insumos adquiridos pela Agricultura e Pecuária (definido aqui como conjunto sI^3). A coluna com os valores dos insumos é multiplicada pelos respectivos Coeficientes de Valor Adicionado (CVA_S), conforme Equação 2.

$$CVA_S = VAPM_S \cdot (\hat{X}_S)^{-1} \quad (2)$$

Tem-se, então:

$$PIB_I = CVA_S \cdot Z_{S,s1} \cdot i \quad (3)$$

em que: PIB_I = PIB do Agregado I; $Z_{S,s1}$ = Valor dos Insumos Adquiridos dos setores S por $s1$ e CVA_S = Coeficiente de Valor Adicionado dos setores da economia S .

É importante observar que o PIB do Agregado I é composto pela soma do valor adicionado dos quatro subconjuntos (Equação 4) que são: Agropecuária ($s1$), Agroindústria ($s2$), Indústria ($s3$) e Transporte, Comércio e Serviços ($s4$), que deverão ser descontados na mensuração dos demais agregados para evitar a dupla contagem.

$$CVA_S \cdot Z_{S,s1} \cdot i = CVA_{s1} \cdot Z_{s1,s1} \cdot i + CVA_{s2} \cdot Z_{s2,s1} \cdot i + CVA_{s3} \cdot Z_{s3,s1} \cdot i + CVA_{s4} \cdot Z_{s4,s1} \cdot i \quad (4)$$

³ O conjunto de setores da economia é definido com S . Seus subconjuntos são $s1$ representando a agropecuária, $s2$ representando agroindústria, $s3$ representando a indústria e $s4$ representando transporte, comércio e serviços, em que $U_{si} = S$.

em que: $CVA_{s1} \cdot Z_{s1,s1} \cdot i$ = Insumos Agropecuários; $CVA_{s2} \cdot Z_{s2,s1} \cdot i$ = Insumos Agroindustriais; $CVA_{s3} \cdot Z_{s3,s1} \cdot i$ = Insumos Industriais e $CVA_{s4} \cdot Z_{s4,s1} \cdot i$ = Insumos Transporte, Comércio e Serviços.

Para o Agregado II, considera-se no cálculo o valor adicionado gerado pela Agricultura e Pecuária e subtraem-se do valor adicionado desses setores os valores que foram utilizados como insumos e incorporados no PIB do agregado I, conforme Equação 5.

$$PIB_{II} = (VAPM_{s1} - CVA_{s1} \cdot Z_{s1,s1}) \cdot i \quad (5)$$

em que: $Z_{s1,s1}$ = Valor do Insumo da Agropecuária adquirido pela própria Agropecuária e PIB_{II} = PIB do Agregado II.

No caso da estimação do Agregado III (Agroindústrias), adota-se o somatório dos valores adicionados gerados pelos setores agroindustriais, subtraídos dos valores adicionados que foram utilizados como insumos do Agregado I, conforme Equação 6.

$$PIB_{III} = (VAPM_{s2} - CVA_{s2} \cdot Z_{s2,s1}) \cdot i \quad (6)$$

em que: $Z_{s2,s1}$ = Valor do Insumo da Agroindústria adquirido pela Agropecuária e PIB_{III} = PIB do Agregado III.

Para fins de definir o valor do produto agroindustrial, utilizou-se a Classificação Industrial Internacional Uniforme (Versão 2) de todas as atividades econômicas, publicada pela Cepal (1986), bem como a Classificação Nacional de Atividades Econômicas - CNAE 1.0 do IBGE. Como resultado, os setores que compõem o Agregado III são: Alimentos e Bebidas; Produtos do fumo; Têxteis; Artigos do vestuário e acessórios; Artefatos de couro e calçados; Produtos de madeira e mobiliário; Celulose e produtos de papel; Álcool; e Artigos de borracha e plástico, conforme Montoya et al. (2016).

Pelo nível de agregação setorial das MIPs disponíveis no Brasil (56 setores), fica evidente que alguns setores considerados contêm valores que não fazem parte de processamentos de produtos agrícolas. Assim, com fins de evitar superestimação desse agregado, foram utilizados os seguintes coeficientes (Tabela 1):

Tabela 1 – Ponderação das atividades industriais que não são essencialmente agrícolas

Setor	Ponderador (%)
Têxtil	48,49
Artigos do Vestuário e Acessórios	20,23
Artefatos de Couro e Calçados	62,01
Produtos da Madeira e Mobiliário	23,40

Fonte: CEPEA (2013).

O Agregado IV, referente à Distribuição Final, considera-se para fins de cálculo o valor agregado dos setores relativos ao Transporte, Comércio e segmentos de Serviços. Do valor total obtido, destina-se ao Agronegócio apenas a parcela que corresponde à participação dos produtos agropecuários e agroindustriais na demanda final de produtos. A distribuição é feita através da participação relativa da demanda final doméstica dos setores de interesse na demanda final total

doméstica. A demanda final doméstica é calculada conforme Equação 7. A margem de comercialização pela Equação 8, e o PIB do quarto Agregado pela Equação 9.

$$DFD = DFG - IILDF - PIDF \quad (7)$$

em que: DFD = Demanda Final Doméstica Total; DFG = Demanda Final Global Total; $IILDF$ = Total de Impostos Indiretos Líquidos pagos pela Demanda Final e $PIDF$ = Total de Produtos Importados pela Demanda Final.

$$MC = (VAPM_{s4} - CVA_{s4} \cdot Z_{s4,s1}) \cdot i \quad (8)$$

em que: MC = Margem de Comércio; $VAPM_{s4}$ = Valor Adicionado do subconjunto $s4$ e $Z_{s4,s1}$ = Valor do Insumo do Transporte, Comércio e Serviços adquirido pela Agropecuária.

A seguir, os serviços podem ser decompostos em utilizados na Agropecuária e serviços utilizados na Agroindústria.

$$PIB_{IV} = MC \cdot ([DF'_{s1}]).DFD^{-1} \quad (9)$$

em que: DF_{s1} = Demanda Final Doméstica da Agricultura e Pecuária e PIB_{IV} = PIB do Agregado IV.

$$PIB_V = MC \cdot ([DF'_{s2}]).DFD^{-1} \quad (10)$$

em que: DF_{s2} = Demanda Final Doméstica dos setores da Agroindustriais e PIB_V = PIB do Agregado V.

O PIB total do Agronegócio é dado pela soma dos seus agregados, conforme a Equação 11.

$$PIB_{ag} = PIB_I + PIB_{II} + PIB_{III} + PIB_{IV} + PIB_V \quad (11)$$

em que: PIB_{ag} = PIB do Agronegócio.

A seguir, é apresentado o PIB do restante da economia de modo desagregado. A indústria é vista como dividida no valor agregado das indústrias, além de uma parcela dos setores de Transporte, Comércio e Segmentos de Serviços. Assim, o PIB da Indústria (Agregado VI) é estimado adotando-se o somatório dos valores adicionados pelas indústrias que não utilizam insumos agrícolas para operar, subtraídos dos valores adicionados destes setores que foram utilizados como insumos do Agregado I, conforme Equação 12.

$$PIB_{VI} = (VAPM_{s3} - CVA_{s3} \cdot Z_{s3,s1}) \cdot i \quad (12)$$

em que: $Z_{s3,s1}$ = Valor do Insumo da Indústria adquirido pela Agropecuária e PIB_{VI} = PIB do Agregado VI para a Indústria.

Para fins de definir o valor do produto industrial, utilizou-se o mesmo procedimento adotado para o caso das agroindústrias, os setores que compõem tal agregado foram definidos em Montoya et al. (2016).

O Agregado VII, referente à Distribuição Final do produto da indústria, considera também, para fins de cálculo, a parte do valor agregado dos setores relativos ao Transporte, Comércio e Segmentos de Serviços, que corresponde à participação dos produtos industriais na demanda final de produtos.

Portanto, é adotado o mesmo procedimento do cálculo do valor da distribuição final do agronegócio industrial (Agregado VI). O Agregado VII é calculado segundo a Equação 13.

$$PIB_{VII} = MC. (DF'_{s3}. i). DFD^{-1} \quad (13)$$

em que: PIB_{VII} = PIB do Agregado VII para os setores industriais e DF_{s3} = Demanda Final dos setores industriais.

Por fim, o mesmo procedimento é adotado para o cálculo dos segmentos do setor Serviços (Agregado VIII), aqui chamado de “Serviços Puros”, ou seja, aquela parte dos setores de Comércio, Transporte e Setores de Serviço que não foram utilizados pela Agroindústria e Indústria. O Agregado VIII pode ser calculado pela Equação 14.

$$PIB_{VIII} = MC. (DF'_{s4}. i). DFD^{-1} \quad (14)$$

em que: PIB_{VIII} = PIB do Agregado VIII para os setores de Serviços Puros e DF_{s4} = demanda final dos setores de Comércio, Transporte e Serviços.

Portanto, o PIB total (PIB_{tot}) do sistema econômico como um todo é dado pela soma de todos os agregados, conforme Equação 15.

$$PIB_{tot} = PIB_I + PIB_{II} + PIB_{III} + PIB_{IV} + PIB_V + PIB_{VI} + PIB_{VII} + PIB_{VIII} \quad (15)$$

em que: PIB_{tot} = PIB da economia.

2.3. Mensuração do consumo de energia e das emissões de CO₂ por fonte de energia

Para se obter os valores do consumo de energia (tep) e das emissões de CO₂ por fonte de energia de cada agregado do sistema econômico, o processo metodológico é similar ao da obtenção do PIB, apresentado anteriormente. Contudo, os cálculos são efetuados separadamente para cada variável generalizada com o símbolo Q_S^k , em que k representa as variáveis de interesse, sendo 1 para consumo de energia renovável, 2 para o consumo de energia não renovável, 3 para as emissões da energia renovável e 4 para as emissões da energia não renovável.

Inicialmente, deve-se calcular o coeficiente setorial por unidade monetária para cada uma das variáveis k , conforme Equação 16.

$$CQ_S^k = Q_S^k. (\hat{X}_S)^{-1} \quad (16)$$

em que: CQ_S^k = Coeficiente Setorial da variável k por unidade monetária e Q_S^k = Quantidade Setorial da variável k .

Para se calcular os impactos do Agregado I nas variáveis de interesse (k), os valores dos insumos adquiridos pelos setores Agropecuários (sI) são multiplicados pelos coeficientes por unidade monetária em questão, conforme Equação 17.

$$Q_I^k = (CQ_S^k. Z_{S,s1}). i \quad (17)$$

em que: Q_I^k = Quantidade Q do Agregado I para as variáveis de interesse k .

Para se calcular os impactos dos produtos gerados pelo setor agropecuário nas variáveis de interesse, deve-se descontar o valor gerado pelo setor agropecuário e descontar os valores decorrentes daqueles utilizados como insumos (Equação 18).

$$Q_{II}^k = (Q_{s1}^k - CQ_{s1}^k \cdot Z_{s1,s1}). i \quad (18)$$

em que: Q_{II}^k = Quantidade Q do Agregado II para as variáveis de interesse k ; Q_{s1}^k = Quantidade Q para as variáveis de interesse k para os setores $s1$ e CQ_{s1}^k = Coeficiente do Setor $s1$ da variável k por unidade monetária.

Para o cálculo do impacto do Agregado III, utiliza-se procedimento semelhante ao cálculo do Agregado III. Deve-se descontar do valor total do setor $s2$ aqueles que foram atribuídos como insumos nos efeitos do Agregado I (Equação 19).

$$Q_{III}^k = (Q_{s2}^k - CQ_{s2}^k \cdot Z_{s2,s1}). i \quad (19)$$

em que: Q_{III}^k = Quantidade Q do Agregado III para as variáveis de interesse k ; Q_{s2}^k = Quantidade Q para as variáveis de interesse k para os setores $s2$ e CQ_{s2}^k = Coeficiente do Setor $s2$ da variável k por unidade monetária.

Para o cálculo dos impactos do Agregado IV, deve-se estimar o quanto se refere aos setores $s4$. Como este está relacionado à demanda final, deve-se calcular a ponderação do consumo da demanda final doméstica da agropecuária e da agroindústria para se distribuir o valor dos impactos do subconjunto $s4$, conforme Equações 20, 21 e 22.

$$QCM^k = (Q_{s4}^k - CQ_{s4}^k \cdot Z_{s4,s1}). i \quad (20)$$

em que: QCM^k = Quantidade Q das variáveis de interesse k , para os setores $s4$; Q_{s4}^k = Quantidade Q para as variáveis de interesse k para os setores $s4$ e CQ_{s4}^k = Coeficiente do Setor $s4$ da variável k por unidade monetária.

$$Q_{IV}^k = QCM^k \cdot ([DF'_{s1}]. i). DFD^{-1} \quad (21)$$

em que: Q_{IV}^k = quantidade Q do Agregado IV para as variáveis de interesse k .

$$Q_V^k = QCM^k \cdot ([DF'_{s2}]. i). DFD^{-1} \quad (22)$$

em que: Q_V^k = quantidade Q do Agregado V para as variáveis de interesse k .

O total da variável Q para a variável de interesse k para o Agronegócio é dado pela soma dos seus agregados, conforme Equação 23.

$$Q_{ag}^k = Q_I^k + Q_{II}^k + Q_{III}^k + Q_{IV}^k + Q_V^k \quad (23)$$

em que: Q_{ag}^k = Quantidade Q das variáveis de interesse k para o complexo do agronegócio.

Para se calcular o impacto nas variáveis de interesse k provocado pelo restante da economia, deve-se proceder de maneira similar ao cálculo do PIB setorial. O impacto do setor industrial é estimado do valor referente ao subconjunto $s3$ e exclui o que já foi contabilizado para o agronegócio, conforme Equação 24.

$$Q_{VI}^k = (Q_{s3}^k - CQ_{s3}^k \cdot Z_{s3,s1}) \cdot i \quad (24)$$

em que: Q_{VI}^k = Quantidade Q do agregado VI para as variáveis de interesse k ; Q_{s3}^k = Quantidade Q para as variáveis de interesse k para os setores $s3$ e CQ_{s3}^k = Coeficiente do Setor $s3$ da variável k por unidade monetária.

O impacto do Agregado VII é realizado através da ponderação da variável atribuída ao setor de Transporte, Comercialização e Serviços, calculado na Equação 20, através da participação relativa da demanda final dos setores industriais, conforme Equação 25.

$$Q_{VII}^k = QCM^k \cdot DF'_{s3} \cdot i \cdot DFD^{-1} \quad (25)$$

em que: Q_{VII}^k = Quantidade Q do Agregado VII para as variáveis de interesse k .

O impacto do Agregado $VIII$ refere-se à participação relativa da demanda final do complexo $s4$, conforme Equação 26.

$$Q_{VIII}^k = QCM^k \cdot DF'_{s4} \cdot i \cdot DFD^{-1} \quad (26)$$

em que: Q_{VIII}^k = Quantidade Q do Agregado $VIII$ para as variáveis de interesse k .

Portanto, o total Q^k para cada uma das variáveis de interesse será a soma das participações dos sete agregados calculados anteriormente, conforme Equação 27.

$$Q_{tot}^k = Q_I^k + Q_{II}^k + Q_{III}^k + Q_{IV}^k + Q_V^k + Q_{VI}^k + Q_{VII}^k + Q_{VIII}^k \quad (27)$$

em que: Q_{tot}^k = Quantidade Q das variáveis de interesse k para a economia.

2.4. A matriz energética nacional e as emissões de gases efeito estufa

No Brasil, embora o BEN e a MIP apresentem setores consumidores compatíveis com a Classificação Nacional de Atividades Econômicas - CNAE 1.0 do IBGE, o nível de agregação é diferente, já que a Matriz Energética do BEN apresenta 22 setores consumidores em unidades físicas e a MIP 56 setores em unidades monetárias. Em decorrência disso, a compatibilização das informações gera um reduzido número de setores consumidores o que afeta os resultados e as análises do sistema.

Para superar esse problema e calcular o impacto do agronegócio no consumo energético e nas emissões de gases de efeito estufa, é necessário compatibilizar e desagregar setorialmente os dados do BEN, tomando como referência os dados da MIP. Para tal procedimento, utilizou-se a metodologia (Base BEN) desenvolvida por Montoya; Lopes e Guilhoto (2014). Com base nesse método que compatibiliza, por um lado, os setores consumidores de energia e, por outro, os fluxos das Fontes de Energia com os setores consumidores, obteve-se, para cada ano (2000, 2005 e 2009), uma Matriz Energética Nacional desagregada setorialmente em 56 setores compatíveis com o número de setores consumidores que apresenta a MIP do país. Esse procedimento torna-se necessário para mensurar o consumo de energia do agronegócio e suas emissões por fontes de energia.

Para calcular as emissões de gases de efeito estufa da economia brasileira, foi necessário fazer a conversão da matriz energética estimada em mil tep para uma matriz de emissões setoriais em Gg de CO₂-eq. Para isso, foram utilizados os coeficientes de conversão encontrados na Matriz Energética e de Emissões (COEFICIENTE..., 2000), os quais representam a quantidade total de CO₂ medido em Gg/1000 tep emitidas na atmosfera.

2.5. Base de dados

Foram utilizadas a Matriz Insumo-Produto do Brasil de 2000, 2005 e 2009, disponibilizada pelo NEREUS (NEREUS, 2014), e a Matriz Energética do Brasil de 2000, 2005 e 2009 (EPE, 2010; 2012). As informações das MIPs de 2000, 2005 e 2009 apresentam 56 setores que estão a preços de mercado, em milhões de reais, e adotam a tecnologia setor x setor baseada na indústria. Já as informações das Matrizes energéticas estimadas para esta pesquisa apresentam 56 setores consumidores de energia, em unidades físicas (mil tep), compatíveis com os 56 setores da MIP.

3. A dimensão econômica e ambiental do agronegócio brasileiro

Os resultados da pesquisa foram organizados de modo semelhante ao apresentado por Montoya et al. (2016).

3.1. O PIB do agronegócio

O crescimento econômico brasileiro da década de 2000 foi fortemente influenciado pelas políticas de abertura econômica dos anos 1990 e pelo aumento do consumo interno dos anos 2000. Cabe lembrar que as políticas da década de 1990, pautadas pela abertura comercial, pelas privatizações e pela manutenção de uma taxa cambial valorizada, permitiram controlar a inflação e aumentar a oferta interna de bens, foram também a base para criar condições de um longo processo de modernização das atividades produtivas. Já as políticas dos anos 2000 foram marcadas pela consolidação da abertura econômica, pela retomada das empresas estatais nos setores estratégicos de infraestrutura, pela prosperidade e estabilidade econômica até 2007 e, posteriormente, pelo aumento do consumo interno induzido pelo governo, para fazer frente à recessão do mercado externo decorrente da crise do sistema financeiro internacional de 2008.

Essas mudanças que atingiram, de forma diversificada, os setores da economia fizeram com que o agronegócio da década de 2000 mantivesse sua contribuição estável no PIB da economia brasileira. Isso porque, conforme a Tabela 2, o agronegócio apresentou uma participação relativa de 21,99% no produto nacional em 2000, de 22,71% em 2005 e de 21,26% em 2009.

As informações também indicaram que o Agregado II, ou Produto Agropecuário, esteve fortemente vinculado ao setor urbano e, portanto, interconectado ao restante da economia, já que, no período, do produto total do agronegócio em média 23,49% foi gerado no campo e 76,51% (I Insumos Agropecuários, III Agroindústria, IV Serviços agropecuários, V Serviços agroindustriais) no setor urbano. Esse fato permitiu inferir que a agropecuária foi um setor com fortes encadeamentos, não só para os agregados do agronegócio, como também para a economia brasileira como um todo.

Com relação à participação dos oito agregados da economia, observou-se que os Serviços puros (Agregado VIII) constituíram a principal atividade geradora de renda do país, contribuindo em média com 41,08% do PIB nacional. Aliás, esse fato evidenciou uma importante característica estrutural na economia brasileira. O agregado Serviços puros apresentou a capacidade de gerar mais renda do que a soma do conjunto de agregados que compuseram o agronegócio. Certamente, o aumento da renda das famílias na década de 2000, que pressionaram a demanda por mais serviços, contribuíram significativamente para esse fato.

Por sua vez, o crescimento da economia brasileira mostrou, no período de 2000 a 2009 (Tabela 2), uma variação percentual de 32%, o que equivale a uma taxa média de crescimento de 3,08% a.a. No mesmo período, o produto do agronegócio mostrou um desempenho inferior, com uma variação percentual de 27,64% e uma taxa de crescimento de 2,71% a.a.

Quando calculadas as taxas de crescimento dos períodos de 2000 a 2005 e de 2005 a 2009, nota-se que emergiram evidências mais esclarecedoras sobre o comportamento do PIB do país e do agronegócio. O PIB nacional avançou a taxas crescentes passando de 2,56% a.a. no primeiro período para 3,75% a.a. no segundo. No caso do agronegócio, ocorreu uma inflexão, crescimento de 3,21% a.a. entre 2000 a 2005 e uma desaceleração entre 2005 a 2009 na ordem de 2,09% a.a.

Tabela 2 – O PIB do agronegócio na estrutura da economia brasileira dos anos de 2000, 2005 e 2009

Em milhões de reais de 2009

Agregados	PIB (2000)		PIB (2005)		PIB (2009)		Taxa de Crescimento			Evolução de 2000 a 2009		
	(R\$ Milhões)	(%)	(R\$ Milhões)	(%)	(R\$ Milhões)	(%)	2000 – 2005	2005 - 2009	2000 - 2009	Δ PIB	Δ% PIB	Contr. ΔPIB
I Insumos Agropecuários	27.569	1,30%	37.479	1,56%	38.914	1,39%	6,14%	0,94%	3,83%	11.345	41,15%	1,67%
II Produto Agropecuário	108.583	5,13%	125.044	5,20%	144.385	5,17%	2,82%	3,60%	3,17%	35.802	32,97%	5,28%
III Agroindústria	114.613	5,41%	134.376	5,59%	133.722	4,79%	3,18%	-0,12%	1,71%	19.110	16,67%	2,82%
IV Serviços agropecuários	43.486	2,05%	50.863	2,11%	62.479	2,24%	3,13%	5,14%	4,03%	18.993	43,68%	2,80%
V Serviços agroindustriais	171.211	8,09%	198.621	8,26%	214.610	7,68%	2,97%	1,94%	2,51%	43.399	25,35%	6,41%
Agronegócio (I+II+III+IV+V)	465.461	21,99%	546.384	22,71%	594.110	21,26%	3,21%	2,09%	2,71%	128.649	27,64%	18,99%
VI Indústria	392.571	18,54%	465.951	19,37%	516.721	18,49%	3,43%	2,59%	3,05%	124.149	31,62%	18,33%
VII Serviços Industriais	378.246	17,87%	445.403	18,52%	503.393	18,01%	3,27%	3,06%	3,18%	125.146	33,09%	18,47%
VIII Serviços	880.647	41,60%	947.693	39,40%	1.180.156	42,23%	1,47%	5,48%	3,25%	299.509	34,01%	44,21%
Restante da economia (VI+VII+VIII)	1.651.465	78,01%	1.859.048	77,29%	2.200.269	78,74%	2,37%	4,21%	3,19%	548.805	33,23%	81,01%
Total Nacional	2.116.926	100,00%	2.405.431	100,00%	2.794.379	100,00%	2,56%	3,75%	3,08%	677.453	32,00%	100,00%

Fonte: Resultados da pesquisa.

Tabela 3 – O consumo de energia do agronegócio na estrutura da economia brasileira dos anos de 2000, 2005 e 2009

Agregados	Consumo Energético (CE)						Taxa de crescimento			Evolução do ano de 2000 a 2009		
	2000		2005		2006		2000 a 2005	2005 a 2009	2000 a 2009	Δ energia	Δ% CE	Contribuição Δ energia
	(1000 tep)	(%)	(1000 tep)	(%)	(1000 tep)	(%)						
I Insumos Agropecuários	3.544	2,59%	4.523	2,82%	5.261	2,88%	4,88%	3,78%	4,39%	1.717	48,45%	3,76%
II Produto Agropecuário	6.689	4,88%	7.603	4,74%	8.763	4,80%	2,56%	3,55%	3,00%	2.074	31,01%	4,54%
III Agroindústria	22.965	16,77%	29.814	18,59%	38.104	20,86%	5,22%	6,13%	5,63%	15.139	65,92%	33,13%
IV Serviços agropecuários	1.729	1,26%	2.079	1,30%	2.546	1,39%	3,69%	5,06%	4,30%	817	47,27%	1,79%
V Serviços agroindustriais	6.806	4,97%	8.120	5,06%	8.745	4,79%	3,53%	1,85%	2,78%	1.939	28,49%	4,24%
Agronegócio (I+II+III+IV+V)	41.733	30,47%	52.139	32,51%	63.418	34,72%	4,45%	4,90%	4,65%	21.686	51,96%	47,46%
VI Indústria	45.191	32,99%	51.310	31,99%	50.642	27,72%	2,54%	-0,33%	1,27%	5.451	12,06%	11,93%
VII Serviços Industriais	15.036	10,98%	18.209	11,35%	20.512	11,23%	3,83%	2,98%	3,45%	5.476	36,42%	11,98%
VIII Serviços	35.008	25,56%	38.744	24,15%	48.089	26,33%	2,03%	5,40%	3,53%	13.081	37,36%	28,63%
Restante da economia (VI+VII+VIII)	95.235	69,53%	108.263	67,49%	119.243	65,28%	2,56%	2,41%	2,50%	24.008	25,21%	52,54%
Total Nacional	136.968	100,00%	160.403	100,00%	182.662	100,00%	3,16%	3,25%	3,20%	45.693	33,36%	100,00%

Fonte: Resultados da pesquisa.

Frente a essas evidências e considerando que o agronegócio sempre esteve inserido nas políticas macroeconômicas e setoriais da economia brasileira e historicamente articulado ao mercado internacional, por dispor de um dinâmico segmento exportador, pode-se afirmar que a recessão do mercado externo a partir de 2008 decorrente da crise do sistema financeiro internacional representou, na década de 2000, um divisor de águas para o desempenho do agronegócio brasileiro. Isso porque as taxas de crescimento do produto do agronegócio, quando comparadas com as do país, mostraram a ocorrência de perda significativa na dinâmica do crescimento do agronegócio no final da década. Nota-se, pelas taxas de crescimento observadas, que a inflexão para o agronegócio ocorreu na segunda metade dos anos 2000 justamente quando o mercado mundial entrou em recessão, ou seja, as condições adversas para a agroindústria brasileira (taxa de crescimento de -0,12% a.a.), particularmente a de exportação, foram se instalando na medida em que a crise internacional se aprofundava.

3.2. O consumo do agronegócio por fonte de energia e por unidade de renda gerada

O crescimento da economia brasileira na década de 2000 pressionou o aumento do consumo de energia, dada a vital importância desse insumo para o desenvolvimento das atividades produtivas. Por conta disso, a demanda total de energia na economia brasileira (consumo energético), que em 2000 foi de 136.968 mil tep, em 2009 alcançou a magnitude de 182.662 mil tep, ou seja, o mercado nacional aumentou em 33,36% (Tabela 3), esse aumento é ligeiramente maior do que o crescimento do PIB, que foi de 32%.

Nesse contexto, emergem no período de 2000 a 2009 dois padrões de comportamento no consumo de energia: o agronegócio apresentou uma contribuição crescente no consumo nacional e o restante da economia uma contribuição decrescente. Isto é, o consumo do agronegócio em 2000 representava 30,74% do consumo do país, em 2005 foi para 32,51% e em 2009 continuou sua escalada alcançando 34,72% do consumo nacional. Por outro lado, no mesmo período, o consumo de energia do restante da economia decresceu em termos relativos passando de 69,53% em 2000 para 67,49% em 2005 e 65,28% em 2009. Observando pelo lado da eficiência energética⁴, o agronegócio apresentou os seguintes resultados: 89,66; 95,43; e 106,74, enquanto o restante da economia foi de 57,67; 58,24; e 54,20, para os anos de 2000, 2005 e 2009, respectivamente.

A perda relativa de espaço do Restante da Economia para o Agronegócio sugere que as atividades do agronegócio apresentaram menor eficiência no uso de energia. As taxas de crescimento da Tabela 2 corroboram esse fato, já que o agronegócio no período de 2000 a 2009 apresentou um crescimento 4,65% a.a. e o Restante da economia e o Total Nacional apresentaram taxas inferiores da ordem de 2,50% a.a. e 3,20% a.a., respectivamente.

Cabe salientar que, embora as taxas de crescimento do PIB do agronegócio tenham apresentado uma redução no ritmo de crescimento na segunda metade do período (Tabela 2), por conta da crise econômica internacional, suas taxas do consumo de energia, no mesmo período, foram de 4,90% a.a., as quais foram as mais elevadas (Tabela 3).

Em particular, pode-se afirmar que a aceleração no ritmo de crescimento do consumo de energia do agronegócio foi impulsionada pelo agregado agroindústria (III). Este concentra, em média, 57,43% do consumo do agronegócio e apresentou no período uma taxa de crescimento de consumo de energia de 5,63% a. a., sendo 5,22% a.a. na primeira metade e de 6,13% a.a. na segunda metade, essas foram as taxas de crescimento mais elevadas de todos os agregados da economia brasileira.

Nesse contexto, e considerando que o aumento do consumo de energia contribui para o aumento dos riscos e das incertezas sobre seu impacto ambiental, torna-se necessário avaliar a tendência do consumo de energia renovável *versus* não renovável no crescimento da economia brasileira.

Analisando a Tabela 4, pode-se afirmar que a economia do país apresentou expressiva participação de energia renovável no consumo energético. Em 2000, nada menos que 40,14% do

⁴ Eficiência energética é a quantidade de energia consumida por unidade monetária produzida, para este caso tep/R\$ Milhões.

consumo de energia no Brasil foi originária de fontes renováveis. Em 2005, o consumo de energia renovável passou para 44,32% e em 2009 alcançou a marca significativa de 47,21%. Esse fato tornou-se da maior relevância se considerarmos que, segundo o *Key World Energy Statistics* (IEO-2009), no âmbito mundial, esse percentual foi de 12,7% e nos países da OCDE foi de somente 7,2%.

As taxas de crescimento de 2000 a 2009 do consumo por fonte de energia mostraram claramente a escalada da energia renovável no consumo da economia brasileira. Enquanto no período a taxa de crescimento da energia renovável foi de 5,00% a.a., a taxa da energia não renovável foi de apenas 1,80% a.a. Quando se comparam as taxas de crescimento de energia renovável e não renovável, observa-se que para todos os agregados econômicos as taxas da renovável são maiores do que as da não renovável, com exceção do agregado Indústria, o que sugere uma busca por utilização de fontes renováveis.

Com relação ao consumo do agronegócio, os resultados foram mais expressivos uma vez que a presença da energia renovável é majoritária e crescente na década de 2000. Na composição do consumo de energia, verificou-se que a participação da energia renovável aumentou de 60,88% em 2000, para 66,50% em 2005, chegando a nada menos de 70,36% em 2009, consequentemente, diminuindo o consumo de energia não renovável no agronegócio de 39,12% para 29,64% entre os anos de 2000 e 2009.

Embora todos os agregados do agronegócio apresentassem taxas de crescimento elevadas no consumo de energia renovável no período de análise, nota-se que o grande desempenho do agronegócio brasileiro foi impulsionado fortemente pela agroindústria, já que de 2000 a 2009 a energia renovável aumentou de 84,78% para 92,08% com uma taxa de crescimento de 6,54% a.a.

Nesse contexto, e considerando que as tendências crescentes da energia renovável na composição do consumo brasileiro se mantiverem nos próximos anos, em particular no agronegócio, que apresentou um forte componente exportador, pode-se afirmar que o crescimento econômico do país apresentou perspectivas e resultados concretos que vêm conciliando suas atividades econômicas com a preservação do meio ambiente.

O consumo energético por unidade de renda gerada no Agronegócio e na economia brasileira na década de 2000 corroborou esse fato (Tabela 5). Nota-se que, embora os coeficientes de consumo de energia em tep por cada milhão de reais (tep/PIB) mostrassem, no agronegócio, o uso mais intensivo e crescente de energia do que o restante da economia, uma vez que, em 2000, o agronegócio utilizou 89,7 tep por milhão de reais, passando em 2009 para 106,7 tep (aumento de 18,95%), enquanto que o restante da economia passou de 57,7 para 54,2 tep por milhão (reco de -6,07%). Nesse consumo, ficou evidente a predominância do uso mais intensivo de energia renovável, já que na composição do consumo do agronegócio por fonte de energia o consumo de energia renovável por unidade monetária foi maior e crescente, passando de 54,1 tep em 2000, para 75,1 tep em 2009 (aumento de 37,55%), enquanto que o consumo de energia não renovável recuou no período de 35,1 tep para 31,6 tep por milhão (diminuição de -9,97%).

Com base nos resultados observados, tanto no agronegócio quanto na economia nacional, e considerando que o consumo global de alimentos aumentará significativamente nos próximos anos, o aproveitamento das novas oportunidades de negócios que estejam atreladas com a conservação e a preservação do meio ambiente irão se tornar uma opção concreta para o país. Em particular para a agroindústria, que vem conciliando a produção de alta tecnologia com a conservação e a preservação do meio ambiente. De fato, a agroindústria aumentou de 2000 a 2009 a intensidade do uso de energia renovável por unidade monetária em 54,44% (de 169,9 tep para 262,4 tep) e reduziu significativamente o uso de energia não renovável em -25,90% (de 30,5 tep para 22,6 tep).

Tabela 4 – O consumo energético por fonte de energia renovável e não renovável no agronegócio na estrutura da economia brasileira dos anos de 2000, 2005 e 2009

Agregados	Consumo Energético ano 2000				Consumo Energético ano 2005				Consumo Energético ano 2009				Taxa de crescimento do consumo de energia (2000 – 2009)	
	Renovável		Não Renovável		Renovável		Não Renovável		Renovável		Não Renovável		Renovável	Não Ren.
	(1000 tep)	(%)	(1000 tep)	(%)	(1000 tep)	(%)	(1000 tep)	(%)	(1000 tep)	(%)	(1000 tep)	(%)		
I Insumos Agropecuários	1.202	33,92%	2.342	66,08%	1.761	38,93%	2.762	61,07%	2.092	39,76%	3.169	60,24%	6,15%	3,36%
II Produto Agropecuário	2.504	37,43%	4.185	62,57%	3.211	42,24%	4.391	57,76%	3.617	41,28%	5.146	58,72%	4,09%	2,30%
III Agroindústria	19.469	84,78%	3.496	15,22%	26.731	89,66%	3.083	10,34%	35.084	92,08%	3.019	7,92%	6,54%	-1,63%
IV Serviços agropecuários	452	26,16%	1.276	73,84%	605	29,09%	1.474	70,91%	864	33,92%	1.682	66,08%	7,19%	3,07%
V Serviços agroindustriais	1.781	26,16%	5.026	73,84%	2.362	29,09%	5.758	70,91%	2.967	33,92%	5.778	66,08%	5,67%	1,55%
Agronegócio (I+II+III+IV+V)	25.408	60,88%	16.325	39,12%	34.670	66,50%	17.469	33,50%	44.624	70,36%	18.795	29,64%	6,26%	1,57%
VI Indústria	16.484	36,48%	28.706	63,52%	19.849	38,69%	31.461	61,31%	18.341	36,22%	32.301	63,78%	1,19%	1,31%
VII Serviços Industriais	3.934	26,16%	11.103	73,84%	5.298	29,09%	12.912	70,91%	6.958	33,92%	13.554	66,08%	6,34%	2,22%
VIII Serviços	9.158	26,16%	25.850	73,84%	11.272	29,09%	27.472	70,91%	16.313	33,92%	31.776	66,08%	6,41%	2,29%
Restante da economia (VI+VII+VIII)	29.576	31,06%	65.659	68,94%	36.419	33,64%	71.845	66,36%	41.613	34,90%	77.630	65,10%	3,79%	1,86%
Total Nacional	54.984	40,14%	81.984	59,86%	71.089	44,32%	89.313	55,68%	86.236	47,21%	96.425	52,79%	5,00%	1,80%

Fonte: Resultados da pesquisa.

Tabela 5 – Composição do Consumo Energético por unidade de renda gerada no Agronegócio e na economia Brasileira de 2000, 2005 e 2009

Agregados	tep / milhão de PIB (2000)			tep / milhão de PIB (2005)			tep / milhão de PIB (2009)		
	Total	Renovável	Não Renovável	Total	Renovável	Não Renovável	Total	Renovável	Não Renovável
I Insumos Agropecuários	128,5	43,6	84,9	120,7	47	73,7	135,2	53,7	81,4
II Produto Agropecuário	61,6	23,1	38,5	60,8	25,7	35,1	60,7	25,1	35,6
III Agroindústria	200,4	169,9	30,5	221,9	198,9	22,9	284,9	262,4	22,6
IV Serviços agropecuários	39,8	10,4	29,4	40,9	11,9	29	40,7	13,8	26,9
V Serviços agroindustriais	39,8	10,4	29,4	40,9	11,9	29	40,7	13,8	26,9
Agronegócio (I + II + III+ IV +V)	89,7	54,6	35,1	95,4	63,5	32	106,7	75,1	31,6
VI Indústria	115,1	42	73,1	110,1	42,6	67,5	98	35,5	62,5
VII Serviços Industriais	39,8	10,4	29,4	40,9	11,9	29	40,7	13,8	26,9
VIII Serviços	39,8	10,4	29,4	40,9	11,9	29	40,7	13,8	26,9
Restante da economia (VI+VII+VIII)	57,7	17,9	39,8	58,2	19,6	38,6	54,2	18,9	35,3
Total Nacional	64,7	26	38,7	66,7	29,6	37,1	65,4	30,9	34,5

Fonte: Resultados da pesquisa.

3.3. As emissões de CO₂ por fonte de energia e por unidade de renda no agronegócio

O crescente consumo de energia observado na economia brasileira na década de 2000 salienta a importância de avaliar as emissões de CO₂, em particular no agronegócio, que apresentou acelerado crescimento no consumo de energia. Assim, verifica-se, com base na Tabela 5, que de 2000 a 2009 as emissões do país passaram de 368.773 para 508.368 Gg de CO₂, ou seja, as emissões aumentaram 137,85%, já as emissões do agronegócio, no mesmo período, passaram de 131,824 para 208.248 Gg de CO₂, aumentaram em 157,97%, ou seja, 20,12 pontos percentuais a mais do que o nacional. Por conta disso, a participação relativa ou peso do agronegócio nas emissões da economia brasileira aumentou permanentemente, passando de 35,75% em 2000, para 37,73% em 2005 e atingiu 40,96% em 2009.

As taxas de crescimento das emissões (Tabela 6) podem esclarecer a escalada acelerada nas emissões do agronegócio, já que seu crescimento no período de 2000 a 2009 foi de 5,08% ao ano, enquanto que o do restante da economia foi somente de 2,63%. Como resultado, pode-se afirmar que o agronegócio contribuiu com a maior parcela das novas emissões da economia brasileira, já que na variação total das emissões de CO₂ da década o agronegócio colaborou com 54,75%. Contudo, essas emissões majoritariamente e de forma crescente foram de energia renovável, passando de 63,31% em 2000, para 69,71% em 2005 e para 73,77% em 2009, com uma taxa de crescimento na década de 6,78% a. a.

A fim de estabelecer um panorama mais objetivo de controle das emissões, torna-se necessário avaliá-las por fonte energética. Os riscos sobre as alterações do clima devido ao “efeito estufa” se agravam na medida em que o aumento das emissões forem oriundas da utilização de combustíveis fósseis, ou seja, o acúmulo de CO₂ na atmosfera terá um impacto maior se as emissões forem produtos da queima de combustíveis não renováveis.

Nesse sentido, as emissões de fontes renováveis devem ser vistas como ecologicamente mais adequadas para o gerenciamento do “efeito estufa”. Em 2009, conforme o Balanço Energético Nacional (EPE, 2010), 64,69% (ou 67,116 Gg de CO₂) do consumo final de fontes renováveis constitui-se de biomassa e 35,317% (ou 36.638 Gg de CO₂) por eletricidade. Embora a queima de biomassa e bioenergia contribua para a emissão de CO₂, esse efeito é minimizado pela absorção das plantas durante seu crescimento, no processo de fotossíntese, o que ajuda a minimizar o “efeito estufa”. Portanto, o foco para diminuir os impactos ambientais passa pela maior utilização de fontes energéticas renováveis.

Na Tabela 7, como esperado, em função da composição do consumo de energia, os resultados para a economia brasileira mostraram que as emissões oriundas da queima de energia não renovável foram majoritariamente decrescentes no período em análise. Isto é, em 2000 representavam 64,33% das emissões, passando em 2005 para 59,27% e em 2009 para 55,38%, com uma taxa média no período de 1,90% a.a. Já no agronegócio, as emissões oriundas de energia não renovável foram relativamente pequenas e apresentaram no período uma taxa de crescimento na ordem de 1,35% a.a., ou seja, menor do que da economia brasileira, em virtude disso, contribuíram com a menor parte das emissões e sua participação foi decrescente, passando de 36,69% em 2000, para 30,29% em 2005 e para 26,23% em 2009.

Entretanto, com exceção da agroindústria, que apresentou as menores emissões de energia não renovável e simultaneamente diminuição de 13,43% para 6,33% entre 2000 e 2009, resta muito por se fazer nos demais agregados da economia brasileira para reduzir as emissões derivadas da energia não renovável. Em particular, os esforços deveriam focalizar os agregados serviços, indústria, insumos agropecuários e produto agropecuário que, embora venham reduzindo suas emissões, emitem majoritariamente CO₂ de energia não renovável.

Tabela 6 – As emissões de CO₂ do agronegócio na estrutura da economia brasileira dos anos de 2000, 2005 e 2009

Agregados	Emissão de CO ₂ ano		Emissão de CO ₂ ano		Emissão de CO ₂ ano		Taxa de crescimento (2000 2005)	Taxa de crescimento (2005 2009)	Taxa de crescimento (2000 2009)	Evolução do ano de 2000 a 2009		
	(Gg de CO ₂)	(%)	(Gg de CO ₂)	(%)	(Gg de CO ₂)	(%)				Δ emissões	% emissões	Contribuição
I Insumos Agropecuários	10.174	2,76%	13.072	2,94%	15.189	2,99%	5,01%	3,75%	4,45%	5.014	49,28%	3,59%
II Produto Agropecuário	19.492	5,29%	22.288	5,02%	25.656	5,05%	2,68%	3,52%	3,05%	6.164	31,62%	4,42%
III Agroindústria	80.636	21,87%	106.144	23,90%	138.520	27,25%	5,50%	6,66%	6,01%	57.885	71,79%	41,47%
IV Serviços agropecuários	4.359	1,18%	5.316	1,20%	6.513	1,28%	3,97%	5,08%	4,46%	2.153	49,40%	1,54%
V Serviços agroindustriais	17.163	4,65%	20.759	4,67%	22.370	4,40%	3,80%	1,87%	2,94%	5.207	30,34%	3,73%
Agronegócio (I+II+III+IV+V)	131.824	35,75%	167.577	37,73%	208.248	40,96%	4,80%	5,43%	5,08%	76.423	57,97%	54,75%
VI Indústria	110.749	30,03%	131.000	29,49%	124.632	24,52%	3,36%	-1,25%	1,31%	13.883	12,54%	9,95%
VII Serviços Industriais	37.918	10,28%	46.551	10,48%	52.472	10,32%	4,10%	2,99%	3,61%	14.554	38,38%	10,43%
VIII Serviços	88.282	23,94%	99.047	22,30%	123.016	24,20%	2,30%	5,42%	3,69%	34.734	39,34%	24,88%
Restante da economia (VI+VII+VIII)	236.949	64,25%	276.598	62,27%	300.121	59,04%	3,09%	2,04%	2,63%	63.172	26,66%	45,25%
Total Nacional	368.773	100,00%	444.175	100,00%	508.368	100,00%	3,72%	3,37%	3,57%	139.595	37,85%	100,00%

Fonte: Resultados da pesquisa.

Tabela 7 – Emissões de CO₂ por fonte de energia renovável e não renovável no agronegócio na estrutura da economia brasileira dos anos de 2000, 2005 e 2009

Agregados	2000				2005				2009				Taxa de crescimento (2000 - 2009)	
	Renovável		Não Renovável		Renovável		Não Renovável		Renovável		Não Renovável		Renovável	Não Ren.
	(Gg de CO ₂)	(%)												
I Insumos Agropecuários	3.395	33,37%	6.779	66,63%	5.222	39,95%	7.850	60,05%	6.273	41,30%	8.916	58,70%	6,82%	3,04%
II Produto Agropecuário	6.636	34,05%	12.856	65,95%	8.810	39,53%	13.478	60,47%	9.861	38,43%	15.795	61,57%	4,40%	2,29%
III Agroindústria	69.809	86,57%	10.827	13,43%	97.169	91,54%	8.975	8,46%	129.751	93,67%	8.769	6,33%	6,89%	-2,34%
IV Serviços agropecuários	732	16,79%	3.627	83,21%	1.146	21,55%	4.170	78,45%	1.744	26,78%	4.768	73,22%	9,65%	3,04%
V Serviços agroindustriais	2.881	16,79%	14.282	83,21%	4.474	21,55%	16.285	78,45%	5.991	26,78%	16.379	73,22%	8,13%	1,52%
Agronegócio (I+II+III+IV+V)	83.453	63,31%	48.371	36,69%	116.820	69,71%	50.757	30,29%	153.620	73,77%	54.628	26,23%	6,78%	1,35%
VI Indústria	26.910	24,30%	83.840	75,70%	32.733	24,99%	98.268	75,01%	26.201	21,02%	98.431	78,98%	-0,30%	1,78%
VII Serviços Industriais	6.365	16,79%	31.553	83,21%	10.033	21,55%	36.518	78,45%	14.053	26,78%	38.420	73,22%	8,80%	2,19%
VIII Serviços	14.820	16,79%	73.462	83,21%	21.347	21,55%	77.699	78,45%	32.945	26,78%	90.071	73,22%	8,88%	2,26%
Restante da economia (VI+VII+VIII)	48.095	20,30%	188.854	79,70%	64.113	23,18%	212.485	76,82%	73.199	24,39%	226.922	75,61%	4,67%	2,04%
Total Nacional	131.548	35,67%	237.225	64,33%	180.933	40,73%	263.242	59,27%	226.819	44,62%	281.549	55,38%	6,05%	1,90%

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nesse contexto, a composição das emissões por unidade de renda gerada no Agronegócio e na economia Brasileira contidas na Tabela 8 esclarece as particularidades da intensidade das emissões de CO₂ por agregados econômicos.

O coeficiente CO₂ por PIB gerado indica que o agregado Insumo Agropecuário em suas atividades é mais intensivo nas emissões pelo consumo de combustíveis não renováveis, passando de 245,9 toneladas de CO₂ por milhão de reais, em 2000, para 229,1 toneladas de CO₂ em 2009. Em segundo lugar, destaca-se o agregado Indústria passando de 213,6 para 190,5 toneladas de CO₂ por milhão de reais e, em terceiro lugar, o agregado Produto Agropecuário passou de 118,4 para 109,4 toneladas de CO₂. O agregado Agroindústria e os Serviços em geral se localizam abaixo da média nacional.

Tabela 8 – Composição da intensidade das emissões de CO₂ por unidade de renda gerada no agronegócio e na economia brasileira de 2000 a 2009

Agregados	Emissões (ton. de CO ₂ / milhão de PIB) 2000			Emissões (ton. de CO ₂ / milhão de PIB) 2009		
	Total	Emissões de Renovável	Emissões de Não Renovável	Total	Emissões de Renovável	Emissões de Não Renovável
I Insumos Agropecuários	369,1	123,1	245,9	390,3	161,2	229,1
II Produto Agropecuário	179,5	61,1	118,4	177,7	68,3	109,4
III Agroindústria	703,5	609,1	94,5	1.035,90	970,3	65,6
IV Serviços agropecuários	100,2	16,8	83,4	104,2	27,9	76,3
V Serviços agroindustriais	100,2	16,8	83,4	104,2	27,9	76,3
Agronegócio (I+II+III+IV+V)	283,2	179,3	103,9	350,5	258,6	91,9
VI Indústria	282,1	68,5	213,6	241,2	50,7	190,5
VII Serviços Industriais	100,2	16,8	83,4	104,2	27,9	76,3
VIII Serviços	100,2	16,8	83,4	104,2	27,9	76,3
Restante da economia (VI+VII+VIII)	143,5	29,1	114,4	136,4	33,3	103,1
Total Nacional	174,2	62,1	112,1	181,9	81,2	100,8

Fonte: Resultados da pesquisa

Embora exista uma clara tendência de redução nesses agregados na intensidade de emissões oriundas de combustíveis não renováveis, fica evidente que o desafio do agronegócio para os próximos anos é acelerar ainda mais a substituição de energia não renovável por energia renovável e limpa, em particular nos agregados insumos e produto agropecuário que são os alicerces da agroindústria e dos serviços para gerar maior renda e emprego no país.

4. Conclusões

Considerando as novas oportunidades de negócios que o mercado mundial oferecerá nos próximos anos ao agronegócio brasileiro e observando que as questões ambientais relacionadas ao “efeito estufa” vêm condicionando cada vez mais as atividades econômicas, este artigo teve como objetivo avaliar a dimensão econômica e ambiental do agronegócio na economia brasileira na década de 2000.

Em termos econômicos, verificou-se que o agronegócio apresentou uma participação estável no PIB nacional, na ordem de 21,99% em 2000, de 22,71% em 2005 e de 21,26% em 2009. Entretanto, as taxas de crescimento ao ano mostraram que ocorreu no agronegócio uma inflexão na segunda metade dos anos 2000, por conta de dispor de um dinâmico segmento exportador, justamente quando o mercado mundial entrou em recessão em função da crise do sistema financeiro internacional.

Com relação ao consumo de energia do período, verificaram-se dois padrões de comportamento: no agronegócio uma contribuição crescente, já que em 2000 representava 30,74% do consumo do país, em 2005 foi para 32,51% e em 2009 alcançou 34,72% do consumo nacional; pelo contrário, no mesmo período, o consumo de energia do restante da economia decresceu em termos relativos passando de 69,53% em 2000 para 67,49% em 2005 e para 65,28% em 2009. Em particular, pode-se afirmar que a aceleração do ritmo de crescimento do consumo de energia do agronegócio foi impulsionada pela agroindústria em virtude de concentrar em torno de 60% do consumo do agronegócio e por apresentar simultaneamente as taxas de crescimento mais elevadas de todos os agregados da economia brasileira.

Com relação ao consumo de energia renovável *versus* não renovável, os resultados no agronegócio são expressivos pela presença majoritária e crescente de energia renovável. Na composição do consumo de energia, verificou-se que a participação da energia renovável aumentou de 60,88% em 2000, para 66,50% em 2005, chegando a nada menos de 70,36% em 2009. Embora os agregados do agronegócio apresentem taxas de crescimento elevadas no consumo de energia renovável, ficou evidente que o grande desempenho do agronegócio brasileiro na década de 2000 está impulsionado fortemente pela agroindústria.

O consumo energético por unidade de renda gerada no Agronegócio corrobora esse fato já que, na composição do consumo por fonte de energia, o consumo de energia renovável por unidade monetária é maior e crescente, passando de 54,1 tep em 2000 para 75,1 tep em 2009, enquanto que o consumo de energia não renovável recuou no período de 35,1 tep para 31,6 tep por milhão.

Por sua vez, verificou-se que a participação relativa do agronegócio nas emissões de CO₂ da economia brasileira aumentou permanentemente, passando de 35,75% em 2000, para 37,73% em 2005 e atingiu 40,96% em 2009. Contudo, essas emissões majoritariamente e de forma crescente são de energia renovável, passando de 63,31% em 2000, para 69,71% em 2005 e para 73,77% em 2009, com uma taxa de crescimento na década de 6,78% a. a., ou seja, embora com a queima do bagaço da cana, casca de arroz, madeira e álcool se libere abundante emissão de CO₂ pela combustão da biomassa, esse também é minimizado pela absorção das plantas durante seu crescimento, no processo de fotossíntese, o que ajuda a controlar o “efeito estufa” global.

Nesse contexto, verificou-se que, apesar de existir uma clara tendência de redução na intensidade de emissões oriundas de combustíveis não renováveis, fica evidente que o desafio do agronegócio para os próximos anos é acelerar ainda mais a substituição de energia não renovável por energia renovável, em particular nos agregados insumos e produto agropecuário que são os alicerces da agroindústria e dos serviços para gerar renda e emprego no país.

Em síntese, considerando que as tendências crescentes do uso de energia renovável na composição do consumo brasileiro se mantenham nos próximos anos e as emissões de combustíveis não renováveis continuem diminuindo, em particular no agronegócio, que apresenta um forte componente exportador, pode-se afirmar que o crescimento econômico do país apresenta perspectivas e resultados que conciliam suas atividades econômicas com a preservação do meio ambiente. Assim, o aproveitamento das novas oportunidades de negócios que o mercado mundial oferecerá ao agronegócio brasileiro torna-se permanente e concreto.

Finalmente, deve-se destacar que a desagregação e compatibilização das matrizes energéticas com as matrizes insumo-produto constituiu-se no elemento essencial para estimar o consumo de energia e as decorrentes emissões de CO₂ do agronegócio na década de 2000. Esse fato avança em relação à literatura existente, uma vez que o banco de dados gerado abre um amplo espaço para desenvolver trabalhos na literatura de economia de energia e meio ambiente e, por outro, permitiu neste artigo gerar dados de conteúdo inédito, atual e relevante do agronegócio e seus impactos ambientais pelo uso de energia renovável e não renovável.

Referências

- ARAÚJO, N. B. et. al. *Complexo agroindustrial: O Agribusiness Brasileiro*. São Paulo. 1990.
- BERS – *Balanco Energético do Rio Grande do Sul – 2010: ano base 2009*. Gilberto José Capeletto e Gustavo Humberto Zanchi de Moura. POA, Grupo CEEE/Secretaria de infraestrutura e logística do Rio Grande do Sul, 2010. 240p.
- EPE – Empresa de Pesquisa Energética (Brasil). *Balanco Energético Nacional 2012: Ano base 2011*. Rio de Janeiro, RJ: EPE, 2012.
- EPE – Empresa de Pesquisa Energética (Brasil). *Balanco Energético Nacional 2010: Ano base 2009*. Rio de Janeiro, RJ: EPE, 2010.
- CEPEA – Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada. *PIB do agronegócio brasileiro – ESALQ/USP*. Disponível em: <<http://www.cepea.esalq.usp.br>>. Acesso em: 28 mar. 2013.
- CEPEA – Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada. *Desenvolvimento metodológico e cálculo do PIB das cadeias produtivas – ESALQ/USP*. Disponível em: <<http://www.cepea.esalq.usp.br/br/pib-do-agronegocio-brasileiro.aspx>>. Acesso em: 01 mar. 2017.
- COEFICIENTE da matriz de emissões: Projeto “fornecimento de instrumentos de avaliação de emissões de gases de efeito estufa acoplados a uma matriz energética”. *Economia & Energia*, n. 24, 2000. Disponível em: <http://ecen.com/matriz/eee24/coef_mat.htm>. Acesso em: 30 out. 2007.
- DAVIS, J.; GOLDBERG, R. *A concept of agribusiness*. Boston: Harvard University, 1957.
- FURTUOSO, M. *O produto interno bruto do complexo agroindustrial brasileiro*. 1998. p. 278. Tese (Doutorado em Economia Aplicada) – Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiros. Esalq/USP, 1998.
- GUILHOTO, J. J. M.; SESSO FILHO, U. A. Estimacão da matriz insumo-produto utilizando dados preliminares das Contas Nacionais: aplicacão e análise de indicadores econômicos para o Brasil em 2005”. *Economia & Tecnologia*, ano 6, v. 23, p. 53–62, 2010.
- GUILHOTO, J. J. M.; SESSO FILHO, U. A. Estimacão da matriz insumo-produto a partir de dados preliminares das Contas Nacionais. *Economia Aplicada*, v. 9, n. 2, p. 277–299, 2005.
- GUILHOTO, J. J. M.; FURTUOSO, O. C. M.; BARROS, G. S. C. *O Agronegócio na Economia Brasileira 1994 a 1999*. Confederação Nacional da Agricultura, 2000.
- IEO – International Energy Outlook 2009. *Key World Energy 2009*. Paris, 2009. Disponível em: <<http://www.eia.doe.gov>>. Acesso em: 01 set. 2013.
- LAUSCHNER, R. *Agribusiness, cooperativa e produtor rural*. São Leopoldo: Unisinos, 1993.
- LEONTIEF, W. *The structure of the American economy*. 2.ed. Ampliada. New York: Oxford University Press, 1951.
- MALASSIS, L. Analyse du complexe agro-alimentaire d’après la comptabilité nationale française. *Économies et sociétés*. Paris, v. 3, n. 9, p. 1667–1687, 1969.

- MONTOYA, M. A.; FINAMORE, E. B. Evolução do PIB do agronegócio brasileiro de 1959 a 1995: uma estimativa na ótica do valor adicionado. *Revista Teoria e Evidencia Econômica*, v. 9, n. 16, p. 9–24, 2001.
- MONTOYA, M. A.; LOPES, R. L.; GUILHOTO, J. J. M. Desagregação setorial do Balanço Energético Nacional a partir dos dados da matriz insumo-produto: uma avaliação metodológica. *Economia Aplicada*, v. 18, n. 4, p. 379–419, 2014.
- MONTOYA, M. A.; PASQUAL, C. A.; LOPES, R. L.; GUILHOTO, J. J. M. Consumo de Energia, Emissões de CO₂ e a Geração de Renda e Emprego no Agronegócio Brasileiro: Uma Análise Insumo-Produto. *Economia Aplicada*, v. 18, n. 3, p. 383–412, 2016.
- MONTOYA, M. A.; GUILHOTO, J. J. M. O agronegócio brasileiro entre 1959 e 1995: dimensão econômica, mudança estrutural e tendências. In: MONTOYA, M. A.; PARRÉ, J. L. (Eds.) *O agronegócio brasileiro no final do século XX*. Passo Fundo – RS: Ediupf, p. 3–32, 2000.
- NEREUS – Núcleo de economia regional e urbana da Universidade de São Paulo. Disponível em: <<http://www.usp.br/nereus/>>. Acesso em: 16 mar. 2014.

ANEXO A. Agregação e compatibilização setorial entre a MIP e a Matriz energética do Brasil

Agregação Grandes Setores	Compatibilização das Atividades Do Brasil					
	MIP BRASIL			MATRIZ ENERGETICA DO BRASIL		
	Setores	Nível 80	DESCRIÇÃO ATIVIDADES	Código	DESCRIÇÃO ATIVIDADES	
I	1	0101	Agricultura, silvicultura, exploração florestal.	11.2.5	Agropecuários	
	2	0102	Pecuária e pesca	11.2.5	Agropecuários	
II	3	0201	Petróleo e gás natural	11.2.1	Energético	
	14	0309	Refino de petróleo e coque	11.2.1	Energético	
	15	0310	Alcool	11.2.1	Energético	
	40	0401	Eletricidade e gás, água, esgoto e limpeza urbana.	11.2.1	Energético	
III	4	0202	Minério de ferro	11.2.7.4	Mineração e Pelotização	
	5	0203	Outros da indústria extrativa	11.2.7.4	Mineração e Pelotização	
IV	6	0301	Alimentos e Bebidas	11.2.7.7	Alimentos e Bebidas	
	7	0302	Produtos do fumo	11.2.7.7	Alimentos e Bebidas	
V	8	0303	Têxteis	11.2.7.8	Têxtil	
	9	0304	Artigos do vestuário e acessórios	11.2.7.8	Têxtil	
	10	0305	Artefatos de couro e calçados	11.2.7.8	Têxtil	
VI	11	0306	Produtos de madeira - exclusive móveis	11.2.7.9	Papel e Celulose	
	12	0307	Celulose e produtos de papel	11.2.7.9	Papel e Celulose	
	13	0308	Jornais, revistas, discos	11.2.7.9	Papel e Celulose	
VII	16	0311	Produtos químicos	11.2.7.6	Química	
	17	0312	Fabricação de resina e elastômeros	11.2.7.6	Química	
	18	0313	Produtos farmacêuticos	11.2.7.6	Química	
	19	0314	Defensivos agrícolas	11.2.7.6	Química	
	20	0315	Perfumaria, higiene e limpeza.	11.2.7.6	Química	
	21	0316	Tintas, vernizes, esmaltes e lacas.	11.2.7.6	Química	
	22	0317	Produtos e preparados químicos diversos	11.2.7.6	Química	
	23	0318	Artigos de borracha e plástico	11.2.7.6	Química	
	VIII	24	0319	Cimento	11.2.7.1	Cimento
	IX	25	0320	Outros produtos de minerais não metálicos	11.2.7.10	Cerâmica
X	26	0321	Fabricação de aço e derivados	11.2.7.3	Ferroligas	
				11.2.7.2	Ferro-gusa e Aço	
XI	27	0322	Metalurgia de metais não-ferrosos	11.2.7.5	Não Ferrosos e Outros Metálicos	
	28	0323	Produtos de metal - exclusive máquinas e equipamentos	11.2.7.5	Não Ferrosos e Outros Metálicos	
XII	29	0324	Máquinas e equipamentos, inclusive manutenção e reparos.	11.2.7.11	Outras indústrias	
	30	0325	Eletrodomésticos	11.2.7.11	Outras indústrias	
	31	0326	Máquinas para escritório e equipamentos de informática	11.2.7.11	Outras indústrias	
	32	0327	Máquinas, aparelhos e materiais elétricos.	11.2.7.11	Outras indústrias	
	33	0328	Material eletrônico e equipamentos de comunicações	11.2.7.11	Outras indústrias	
	34	0329	Aparelhos/instrumentos médico-hospitalares, medida e óptico.	11.2.7.11	Outras indústrias	
	35	0330	Automóveis, camionetas e utilitários.	11.2.7.11	Outras indústrias	
	36	0331	Caminhões e ônibus	11.2.7.11	Outras indústrias	
	37	0332	Peças e acessórios para veículos automotores	11.2.7.11	Outras indústrias	
	38	0333	Outros equipamentos de transporte	11.2.7.11	Outras indústrias	
	39	0334	Móveis e produtos das indústrias diversas	11.2.7.11	Outras indústrias	
	41	0501	Construção	11.2.7.11	Outras indústrias	
	XIII	42	0601	Comércio	11.2.3	Comercial
44		0801	Serviços de informação	11.2.3	Comercial	
45		0901	Intermediação financeira e seguros.	11.2.3	Comercial	
46		1001	Serviços imobiliários e aluguel	11.2.3	Comercial	
47		1101	Serviços de manutenção e reparação	11.2.3	Comercial	
48		1102	Serviços de alojamento e alimentação	11.2.3	Comercial	
49		1103	Serviços prestados às empresas	11.2.3	Comercial	
50		1104	Educação mercantil	11.2.3	Comercial	
51		1105	Saúde mercantil	11.2.3	Comercial	
52		1106	Serviços prestados às famílias e associativas	11.2.3	Comercial	
53	1107	Serviços domésticos	11.2.3	Comercial		
XIV	43	0701	Transporte, armazenagem e correio.	11.2.6	Transporte Total	
XV	54	1201	Educação pública	11.2.4	Público	
	55	1202	Saúde pública	11.2.4	Público	
	56	1203	Administração pública e seguridade social	11.2.4	Público	

Nota: O consumo não identificado (11.2.8) foi adicionado ao consumo de Outras indústrias (11.2.7.11)

Fonte: Elaborado com base em Montoya, Lopes e Guilhoto (2014).

REVISTA BRASILEIRA DE ESTUDOS REGIONAIS E URBANOS

