

REVISTA BRASILEIRA DE ESTUDOS REGIONAIS E URBANOS

Vol. 12, n. 2, 2018

- | | |
|--|---------|
| CLIMATE CHANGE AND URBANIZATION: EVIDENCE FROM THE SEMI-ARID REGION OF BRAZIL | 129-154 |
| Linda Márcia Mendes Delazeri, Dênis Antônio da Cunha, Fabiana Rita Couto-Santos | |
| ELASTICIDADE PREÇO E RENDA DA DEMANDA DOS JORNAIS IMPRESSOS | 155-172 |
| Vitor dos Santos Amancio, Carlos Enrique Carrasco-Gutierrez | |
| DESINDUSTRIALIZAÇÃO E MUDANÇA ESTRUTURAL NA REGIÃO SUDESTE: UM ESTUDO COMPARADO | 173-204 |
| Wallace Marcelino Pereira, Silvio Antonio Ferraz Cario | |
| EXISTE NÃO LINEARIDADE NA CONVERGÊNCIA DE PREÇOS PARA MERCADOS AGRÍCOLAS NO BRASIL? | 205-224 |
| Gerrio dos Santos Barbosa, Francisco José Silva Tabosa, Nicolino Trompieri Neto, Rafael Barros Barbosa | |
| QUEM PASSA FOME NO BRASIL? UMA ANÁLISE REGIONAL DOS DETERMINANTES DA INSEGURANÇA ALIMENTAR FORTE NOS DOMICÍLIOS BRASILEIROS | 225-241 |
| Raquel Pereira Pontes, Márcio Nora Barbosa, Cristiano Aguiar de Oliveira, Patrícia Raggi Abdallah | |
| CUSTO COMPARATIVO DE ALUGUÉIS PARA CIDADES E ÁREAS DE PONDERAÇÃO | 242-260 |
| Carlos Roberto Azzoni, Deborah Maria da Silva Seabra | |
| EXTERNALIDADES DO MERCADO DE TRABALHO E CRESCIMENTO REGIONAL NO BRASIL (1996-2008) | 261-276 |
| José Wilson Aquino de Brito, Eduardo Gonçalves, Juliana Gonçalves Taveira | |

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, UFPR.
Inácio Fernandes de Araújo Junior, 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*.

**CLIMATE CHANGE AND URBANIZATION: EVIDENCE FROM THE SEMI-ARID
REGION OF BRAZIL***

Linda Márcia Mendes Delazeri

Doutoranda em Economia Aplicada no Departamento de Economia Rural da
Universidade Federal de Viçosa
E-mail: lindelazeri@yahoo.com.br

Dênis Antônio da Cunha

Departamento de Economia Rural da Universidade Federal de Viçosa
E-mail: denisufv@gmail.com

Fabiana Rita Couto-Santos

Departamento de Economia Rural da Universidade Federal de Viçosa
E-mail: couto.santos@gmail.com

ABSTRACT: To better understand urbanization in the semi-arid region of Brazil and the related intra-municipality rural-urban migration, this study aimed to examine whether climatic factors have contributed to the urbanization process in the last two decades and how future scenarios of climate change would affect it. Using fixed-effects panel data considering spatial dependence, the results confirmed that climate drivers (mainly temperature) were decisive for the intensification of the urbanization process in the municipalities of the semi-arid region. The effect of climate on the urbanization process was even more intense in municipalities that relied widely on the agricultural sector. Simulations of future climate change indicated that the urbanization process tends to accelerate over time for severe climate change scenarios.

Keywords: Intra-municipality migration flows; Urbanization rate; Climate change.

JEL Codes: Q15; Q54; R11.

**MUDANÇAS CLIMÁTICAS E URBANIZAÇÃO: EVIDÊNCIAS PARA O SEMIÁRIDO
BRASILEIRO**

RESUMO: O presente artigo procurou compreender o processo de urbanização – e de migração rural-urbana intramunicipal relacionada – na região semiárida brasileira. A principal questão analisada foi se fatores climáticos contribuíram para a intensificação da urbanização nas duas últimas décadas e se cenários futuros de mudanças climáticas poderiam alterar a dinâmica atual. Usando modelos de dados em painel com efeitos fixos e dependência espacial, os resultados confirmaram que os condutores climáticos – principalmente as variações de temperatura – foram decisivos para a intensificação da urbanização no Semiárido. O efeito do clima sobre a urbanização foi ainda mais intenso em municípios com maior dependência do setor agrícola. As simulações de cenários futuros de alteração climática indicaram que o processo de urbanização tende a se acelerar ao longo do tempo caso sejam confirmadas mudanças climáticas mais severas.

Palavras-Chave: Migração rural-urbana intramunicipal; Urbanização; Mudança climática.

Classificação JEL: Q15; Q54; R11.

1. Introduction

Over the past few years, the discussion of the impacts of human activities on climate change by increased greenhouse gas (GHG) emissions has intensified (IPCC, 2013), and has highlighted the impact of economic activity on the environment. The Fifth Assessment Report of the Intergovernmental Panel on Climate Change (IPCC AR5) projects increases in global temperatures by 2100 in different scenarios of future GHG emissions based on socioeconomic and technological characteristics. Among many other potential impacts on human societies, this report also predicts that climate change is likely to increase the displacement of people, especially in developing countries with low income.

The effects of climate change have been noticeable in different ways, and their associated risks, though uncertain, have the potential to increase social vulnerability, thereby affecting the livelihood of the most vulnerable populations and exacerbating socioeconomic challenges. Environmental factors influence individuals' decisions to leave a location and shape migration flows through a complex web of causal links. They may also interact in non-trivial ways with economic activity and indirectly affect individuals' migration decisions (MASTRORILLO et al., 2016). As the most important income source in rural areas, agriculture is one of the sectors in which the main negative impacts are expected to occur (DESCHÊNES; GREENSTONE, 2007; IPCC, 2013). Since climate change affects crop yields, Brazilian agriculture is expected to face higher risks of crop failure and agriculture losses due to climate change (HADDAD; PORSSSE; PEREDA, 2013; NELSON et al., 2014). The reduction in precipitation levels and the increasing temperature may negatively affect income and employment opportunities for people working in the agricultural sector or in industries that are strongly dependent on it. As a result, it could have implications on food production, which could lead to food insecurity due to a decrease in subsistence agriculture production (WHEELER; VON BRAUN, 2013), and possibly boost urbanization via rural-urban migration (MASTRORILLO et al., 2016). According to Henderson, Storeygard, and Deichmann (2017), adverse climatic shocks can trigger rural-urban migration of farmers. The "local mobility may therefore be relatively more available as a coping mechanism to the poor" (THIEDE; GRAY; MUELLER, 2016).

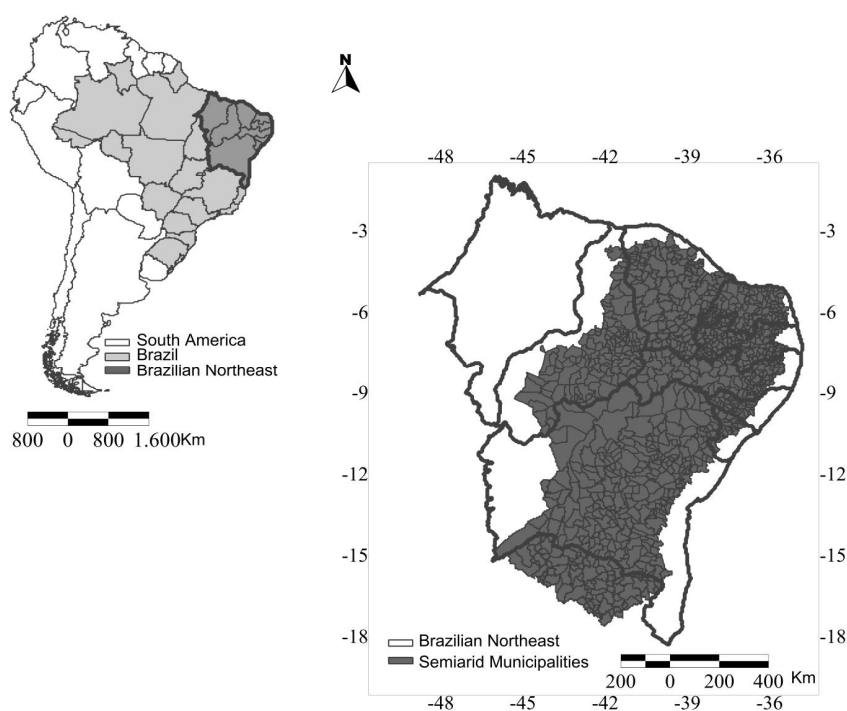
The analyses regarding urbanization and rural-urban migration induced by climate change in the literature are divergent and controversial, which reflects the methodological challenges in establishing causal links between climate change and urbanization and/or migration (JOHNSON; KRISHNAMURTHY, 2010). Although several studies have documented climate change impacts on rural-urban migration and consequent urbanization levels in other countries (BARRIOS; BERTINELLI; STROBL, 2006; BEINE; PARSONS, 2015; GRAY, 2009; MARCHIORI; MAYSTADT; SCHUMACHER, 2012; MASTRORILLO et al., 2016; MUELLER; GRAY; KOSEC, 2014; MUNSHI, 2003; VISWANATHAN; KAVI KUMAR, 2015), the Brazilian literature on this topic is still incipient (ASSUNÇÃO; FERES, 2008). Initial understandings of the vulnerability of the northeast region of Brazil to the projected impacts of climatic change have been published (BARBIERI et al., 2010; CONFALONIERI et al., 2014); however, an econometric analysis specifically for urbanization caused by intra-municipality rural migration from the semi-arid region requires attention.

Motivated by these lines of evidence, we explored whether and how climate change has affected urbanization levels across the semi-arid region of Brazil in the period of 1991-2010. Since climatic impacts on migration and urbanization patterns have shown more accurate results at regional and sub-regional levels (MCLEMAN, 2013), investigations on regional Brazilian cases have required special attention (BARBIERI et al., 2010, 2015).

The semi-arid region of Brazil is a relevant case study for many reasons. First, the northeast region of Brazil, which is composed by 58.5% of the semi-arid region municipalities (Figure 1), is historically characterized by high internal migration rates due to the occurrence of droughts. Between 1995 and 2000, approximately 805,855 people moved from rural to urban areas, which represented 39.7% of this type of migration flow in Brazil. Second, the semi-arid region of Brazil is already experiencing significant changes in climate. The average annual temperature exhibited positive trends

between 1980 and 2010, with an increase of about 1.4°C over this period. Average annual rainfall trends are weak, but there is a tendency toward significant variability in precipitation. The Brazilian Panel on Climate Change (PBMC, 2014) projects intensification of these trends by the end of this century. According to the PBMC (2014), the temperature might increase from 3.5 to 4.5°C and precipitation levels might be reduced by 40 to 50% by the end of the century, which may hinder future agricultural production in the region and result in the intensification of rural migration. Third, the semi-arid region of Brazil is characterized by persistent poverty and inequality. According to the Institute of Applied Economic Research (IPEADATA, 2014), in 2011, the share of the population below the national poverty line was 35.16%, while the income Gini coefficient was estimated to be 0.54, which makes the semi-arid region of Brazil one of the most unequal regions in the country. Fourth, although the economy of the semi-arid region of Brazil is increasingly dominated by the tertiary sector, which makes up approximately 90% of the gross domestic product (GDP), agriculture is still relevant for subsistence and rain-fed, small-holder farming. Therefore, if climate variability influences people's decision to leave the rural area of a municipality, this may occur through its impact on people directly or indirectly through the agricultural channel (MASTRORILLO et al., 2016).

Figure 1 – Geographical boundaries of the semi-arid region of Brazil highlighted inside the northeast region



Source: Elaborated by the authors using data from the IBGE.

Attempting to better understand the rural-urban intra-municipality migratory process and the consequent increase in urbanization levels in the semi-arid Brazilian municipalities, this study aimed to examine whether climatic factors associated with economic, social, and demographic factors have contributed to intra-municipality rural-urban migration, proxied by the urbanization rate, between 1991 and 2010. It is widely recognized that geographically close entities are not independent, but are spatially correlated, which means that closer municipalities tend to be more similar than further ones (BELOTTI; HUGHES; MORTARI, 2016). Since ignoring this spatial dependence may lead to model misspecification (ALMEIDA, 2012), this study used spatial econometric techniques to properly test the relationship between climate change and urbanization levels. As far as we know, it is the first

study to analyze the effects of climate change on the level of urbanization using econometric techniques to take into account spatial dependence. Furthermore, this study investigated if the relationship between climate change and urbanization levels was more evident in highly agricultural-dependent municipalities. Last, it was assessed how the rural-urban migration flows would be affected by two different climate change scenarios in the future, specifically in the periods of 2016-2035 and 2046-2065, as defined by the IPCC (2013).

It is important to emphasize that the variation in the urbanization rate between the years considered in the analysis was not exclusively due to rural migration. Other factors, such as the rate of growth of rural and urban population, influence this rate. However, according to Ojima (2013), the contribution of rural-urban migration to the growth in the urbanization rate in the northeast region between 1970 and 2000 was approximately 46%, which indicates the importance of this migratory flow in the composition of the urban population of the semi-arid region of Brazil. A better understanding of the causes that influence the decision to leave the rural area for the urban area of a municipality can enable the investment in specific policies that prevent small farmers from being forced to leave rural areas. Furthermore, these policies should be able to indirectly control the adverse factors associated with the rural-urban intra-municipality flow, such as underemployment and lack of access to public services (BLACK et al., 2011). Thus, this study is an important tool in the development of public policies to mitigate the economic and social imbalances caused by intra-municipality rural-urban migration.

The remainder of the paper proceeds as follows. In the next section, we present our estimates of the urbanization levels in the semi-arid region of Brazil, and discuss our test for spatial dependence and heterogeneity across demographic groups. Then, from a final set of analyses, we discuss whether the effects of climate variability on urbanization levels will increase over time. We conclude by discussing our results and identifying implications for future research on this topic.

2. Methodological framework

The role of intra-municipality rural-urban migratory movements in the urbanization process in developing countries is recognized in the literature (BRUECKNER, 1990, BARRIOS; BERTINELLI; STROBL, 2006; HENDERSON; STOREYGARD; DEICHMANN, 2017). Thiede, Gray, and Mueller (2016) argued that there is concrete evidence in the literature linking climate-induced population movements to urban growth and urbanization. At the same time, Henderson, Storeygard, and Deichmann (2017) argued that rural-urban migration provides a kind of "escape" from adverse climate shocks. According to Barrios, Bertinelli, and Strobl (2006), rural-urban migration is one of the most important supply-push determinants of the urbanization process in developing countries, especially in poor regions affected by climate change. In addition, Jedwab, Christiaensen, and Gindelsky (2017) postulated that in the standard models of urbanization, rural-urban migration plays a very important role. Based on these assumptions, the theoretical framework of this study was derived from the microeconomic utility maximization theory used by Beine, Doquier, and Ozden (2011) and Beine and Parsons (2015) to analyze the link between climate change and migration.

This model postulates that rural population i in municipality k at time t chooses to leave or not to leave the rural area of municipality k based on the utility maximization process. N_{it} is rural population i of municipality k that chooses to leave the rural area for urban area j of the same municipality k at time t .¹ The utility of the individual to leave the rural area is log-linear on income to capture the variation in utility on each percentage change in the product, and it depends on the characteristics of the origin and destination areas and on the costs of leaving rural area i . Thus, the utility of an individual living in rural area i to remain in rural area i of municipality k at time t (U_{iit}) is described as follows:

¹ Since this study considered intra-municipality rural-urban migration, $i, j \in k$.

$$U_{it} = \ln(W_{it}) + A_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

where W_{it} is the wage in rural area i of municipality k at time t ; A_{it} are the characteristics of rural area i at time t , considering the multiple factors that influence the decision to leave; and ε_{it} is an iid (independent and identically distributed) term of random distribution.

Alternatively, the utility of an individual living in rural area i to leave the rural area for urban area j of municipality k at time t (U_{ijt}) is described as follows:

$$U_{ijt} = \ln(W_{jt}) + A_{jt} - C_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

where W_{jt} is the wage in urban area j of municipality k at time t and C_{it} is the cost of leaving rural area i at time t .

When the random term follows an iid extreme value distribution, the probability of an individual leaving rural area i for urban area j of municipality k at time t is described as follows:

$$\left(\frac{N_{ijt}}{N_{iit}} \right) = \frac{\exp[\ln(W_{jt}) + A_{jt} - C_{it}]}{\exp[\ln(W_{it}) + A_{it}]} \quad (3)$$

where N_{ijt} is the number of individuals that decided to move from i to j and N_{iit} is the number of individuals that decided to stay in i , both at time t . Since this study dealt with intra-municipality rural-urban migration, we considered the urbanization rate as a proxy for this type of migratory flow:

$$\frac{N_{ijt}}{N_{iit}} \cong \frac{N_{jt}}{N_{kt}}$$

where N_{jt} is the urban population and N_{kt} is the total population of municipality k at time t .

Taking logarithms of the differential utility between staying in i or leaving i for j , we obtain the following specification model:

$$\ln\left(\frac{N_{jt}}{N_{kt}}\right) = \ln\left(\frac{W_{jt}}{W_{it}}\right) + A_{jt} + A_{it} - C_{it} \quad (4)$$

where W_{jt}/W_{it} is the ratio between the wage in urban area j and the wage in rural area i at time t . Therefore, Equation 4 states that intra-municipality rural-urban migration, proxied by the urbanization rate, is a function of the wage gap between areas i and j , the characteristics of the origin and destination, and the rural migration costs.

Regarding migration costs, there is no consensus in the literature. Generally, according to Alves (2006), the greater the distance between the origin and destination, the higher the costs associated with migration. A similar idea was defended by Timmins (2007), which related the fixed costs of migration to the distance between the origin and destination and to the migrant's attributes (especially schooling). Specifically, considering the integration of labor markets, Morten and Oliveira (2017) demonstrated the importance of the costs involved in inter-municipality migration processes; the authors showed that improving roads considerably reduces the migration cost. At the same time, other authors considered the possibility of very low or zero costs depending on the type of migratory flow considered. As stated by Alves (2006) and Assunção and Feres (2008), the costs of leaving a rural area for an urban area of the same municipality are very low or zero. The methodological presupposition of Barrios, Bertinelli, and Strobl (2006) indicated that migration cost is very important when dealing with displacement over larger distances; these authors argued that when considering urbanization resulting from intra-municipality rural-urban migration, the costs are irrelevant. Finally,

Thiede, Gray, and Mueller (2016) argued that the intra-municipality or local rural-urban migration, mediated by the agricultural channel (an important urbanization component), is so low that it can be disregarded.

From this brief literature review, we concluded that consideration of migration costs depend on the specificities of the research problem addressed. Therefore, in the case of this study that dealt with urbanization resulting from intra-municipality rural-urban migration, it was reasonable to follow the propositions of Barrios, Bertinelli, and Strobl (2006); Assunção and Feres (2008); and Thiede, Gray, and Mueller (2016).²

In the present study, the focus was on the characteristics of origin areas i , which were a function of economic (Eco_{it}), social (Soc_{it}), demographic (Dem_{it}), and environmental factors (Env_{it}). Since adaptive measures (Adp_{it}) could mediate the effects of climate change on the decision to leave a rural area for an urban area, responses to climate change should include the adaptation to potential impacts of GHG emissions and consequent variations in temperature and rainfall. Thus, the characteristics of the origin areas are a function of the following:

$$A_{it} = A(Eco_{it}, Soc_{it}, Dem_{it}, Env_{it}, Adp_{it}) \quad (5)$$

2.1. Econometric specification

2.1.1. Baseline specification – non-spatial model

In order to test the hypothesis introduced by this study properly, the starting point was Equations 4 and 5 from the theoretical framework, which led to the following empirical specification whose explanatory variables were based on Barrios, Bertinelli, and Strobl (2006); Beine, Doquier, and Ozden (2011); Marchiori, Maystadt, and Schumacher (2012); Dallmann and Millock (2013); and Beine and Parsons (2015):

$$\ln\left(\frac{N_{jt}}{N_{kt}}\right) = \beta_0 + \beta_1 \ln\left(\frac{W_{it}}{W_{jt}}\right) + \beta_2 SCH_{kt} + \beta_3 AGE_{kt} + \beta_4 IRR_{kt} + \beta_5 T_{kt} + \beta_6 P_{kt} + \alpha_i + \alpha_{jt} + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

where N_{jt}/N_{kt} is the urbanization rate, namely the ratio between urban population j and the total population of municipality k at time t ; W_{it}/W_{jt} , is the ratio of the agricultural GDP per capita and the non-agricultural GDP per capita in municipality k at time t , which is used as a proxy for the wage gap between rural and urban areas; SCH_{kt} is the ratio between the number of schools in rural area i and the total number of schools in municipality k ; AGE_{kt} is the percentage of the age group population more prone to leave the rural area due to adverse climate change effects³; IRR_{kt} is the share of agricultural establishments that use some kind of irrigation in the rural area of municipality k at time t ; T_{kt} and P_{kt} , are average annual temperature and rainfall anomalies, respectively, in municipality k ; α_i is the fixed effect, which is invariant over time and captures the vulnerability of rural area i of municipality k ; α_{jt} is the fixed effect of j that varies over time; and ε_{it} is the idiosyncratic error, which

² Since we dealt with data on municipality urbanization rates as a proxy to intra-municipality rural-urban migration, distance was not liable to be measured (even if it were possible to measure the distance between rural and urban areas of the same municipality, the variability in this measurement between municipalities would probably be minimal). Moreover, as opposed to the assumptions of Morten and Oliveira (2017), it is improbable that road infrastructure would be significant in the decision to leave a rural area for an urban area of the same municipality. Even recognizing the importance of Morten and Oliveira's results, data on infrastructure of the roads connecting the rural area and the urban area of the studied municipalities were not available. Finally, in order to indirectly control the cost related to migrant schooling, similar to Timmins (2007), we used the variable school in our model, which sought to capture the influence of some level of schooling on the decision to migrate.

³ Individuals between 35 and 64 years old. The age gap selected as the group most prone to migrate was due to the fact that 65.63% of the agricultural establishment owners were in this age group, according to the 2006 Agricultural Census (IBGE, 2006).

represents the non-observed factors that change over time and affect the dependent variable.

From the analytical model proposed in this study (Equation 6), the panel data model was used to evaluate the role of climatic factors and socioeconomic conditions in the urbanization level of the municipalities of the semi-arid region in the recent past. After testing for model specification, heteroscedasticity, and autocorrelation using Hausman, White, and Wooldridge tests, respectively, the fixed effects model proved to be the best fit (Table A1).

To confirm the robustness of parameter signs and significances, multiple alternative specifications of Equation 6 were tested. The first version of the model included climatic, economic, social, and demographic drivers, as well as the variable that captures adaptation. In this equation, wages, school, age group, and irrigation variables were used as explanatory variables. The second version included interaction variables, namely $T*Agri$ and $P*Agri$, which were created to verify if the effects of climate variability on urbanization levels were most evident in the municipalities that depend more heavily on the agricultural sector, as proposed by Dell, Jones, and Olken (2012) and Marchiori, Maystadt, and Schumacher (2012). The created dummy variable took a value of 1 for all municipalities with agricultural GDP participation in the total GDP higher than the average value determined for Brazil, and took a value of 0 otherwise⁴. Then, these dummy variables were interacted with the climatic variables of temperature and precipitation.

To verify if the urbanization levels were randomly distributed or if they were spatially autocorrelated and to infer about the need to estimate spatial models, Moran's I and Pesaran's CD statistics were used. Thus, residuals from the ordinary least squares (OLS) fixed-effects models, which do not incorporate any spatial components, were spatially lagged using a spatial weights matrix. If spatial autocorrelation is detected, the proposed models to relate the level of urbanization to climate change should incorporate the spatial components.

2.1.2. Spatial model specification and estimation

To evaluate the possibility of spillovers of the urbanization levels among municipalities so that attributes in some municipalities could have effects on the others through a spatial mechanism, we estimated models that considered the spatial dependence among municipalities. The spatial panel data model with fixed effects that was used is as follows:

$$\ln\left(\frac{N_{jt}}{N_{kt}}\right) = \rho W\left(\frac{N_{jt}}{N_{kt}}\right) + \beta X_{it} + \theta WX_{it} + \alpha_i + \varepsilon_{it} \quad (7a)$$

$$\varepsilon_{it} = \lambda W \varepsilon_{it} + v_{it} \quad (7b)$$

where W is the spatial weight matrix, X is a vector of explanatory variables (W_i/W_j , SCH , AGE , IRR , T , and P), ρ is the coefficient that captures the spillover effects of urbanization levels of contiguous municipalities on the urbanization level of municipality k ; θ expresses the spillover effects of explanatory variables of contiguous municipalities on the urbanization level of municipality k ; and λ represents the spatial autocorrelation error coefficient.

Based on Baumont, Ertur, and Le Galo (2004), contiguity was the criterion used to create the spatial weight matrix⁵ because it was reasonable to suppose that neighboring municipalities had stronger interactions with one another than noncontiguous municipalities. The queen contiguity

⁴ We found that 51% of the municipalities used in the analysis had a share of agricultural GDP in the total GDP that was above the average value for Brazil, which is 0.3644. Thus, we considered these municipalities as the most dependent on the agricultural sector.

⁵ The Baumont, Ertur, and Le Galo procedure (2004) involves choosing the spatial weight matrix that is able to capture the maximum of the spatial autocorrelation given by the highest value of Moran's I. The matrices of spatial weights used in the test were the queen contiguity matrix and K nearest neighbors ($K = 2, 3, 4, 5, 6, 7, 8, 9, 10, 15$, and 20). In the queen contiguity convention, in addition to the boundaries with non-zero extension, the vertices are considered contiguous.

matrix takes a value of 1 if two municipalities share a border, and takes a value of 0 otherwise. As a standard, we row normalized the matrix, which involved dividing each value in a row by the sum of the values in that row, thereby ensuring that each row added up to 1.

We considered four different fixed effects models that were able to include spatial dependence, namely the spatial autoregressive model (SAR) ($\lambda = 0, \theta = 0, \rho \neq 0$), spatial error model (SEM) ($\lambda \neq 0, \theta = 0, \rho = 0$), spatial autocorrelation model (SAC) ($\lambda \neq 0, \theta = 0, \rho \neq 0$), and spatial Durbin model (SDM) ($\lambda = 0, \theta \neq 0, \rho \neq 0$). In the presence of spatial dependence, estimates by OLS become inappropriate; therefore, the estimation method used to estimate the SAR, SEM, SAC, and SDM was the quasi-maximum likelihood model, as proposed by Belotti, Hughes, and Mortari (2016).

A common problem in spatial econometric models is selecting the correct type of spatial model. Beginning from the SDM, which includes the spatially lagged values of both dependent and independent variables, we followed the procedures described by LeSage and Pace (2009) and Elhorst (2010) and performed Wald and likelihood-ratio (LR) tests. The authors highlighted that the SDM can be used as a general specification and then tested against alternative specifications, such as the SAR, SEM, and SAC. Following the estimation of the SDM, it was possible to test if it could be simplified to a SAR if $\theta = 0$ and $\rho \neq 0$, while if $\theta = -\beta\rho$ then the model could be simplified to a SEM. Finally, since the SAC and SDM are non-nested models, Akaike information criteria (AIC) could be used to determine which is the most appropriate model (BELOTTI; HUGHES; MORTARI, 2016).

Since spatial regression models exploit the complicated dependence structure between units, the effect of an explanatory variables' change on a specific municipality will affect the municipality itself, and potentially affect all other municipalities indirectly. This implies the existence of direct, indirect, and total effects (BELOTTI; HUGHES; MORTARI, 2016). These are calculated as the partial derivatives of the dependent variable with respect to each independent variable. The direct effect measures the impact of a particular explanatory variable in municipality i on the dependent variable in municipality i , while the indirect effect measures the impact of changes of a particular explanatory variable in municipality j ($i \neq j$) on the dependent variable in municipality i . The total effect is the sum of the direct and indirect effects.

Everything else held constant, the greater the difference in per capita GDP between rural and urban areas, the population in the age group more prone to leave rural area i , and the deviation from the average temperature, the greater the incentive to leave rural areas for urban areas (BEINE; PARSONS, 2015; CONIGLIO; PESCE, 2015; MARCHIORI; MAYSTADT; SCHUMACHER, 2012; MUELLER; GRAY; KOSEC, 2014). On the other hand, the greater the number of people with some level of education, the volume of precipitation, and the number of establishments using irrigation, the higher the permanence rate (BEINE; DOCQUIER; ÖZDEN, 2011; GRAY; MUELLER, 2012; RAMÍREZ; KRONICK; MASON, 2012).

2.1.3. Simulations for future climate change impacts on urbanization levels

A comparative static analysis was performed in order to verify how urbanization levels will respond to the expected climate change. By using the estimated coefficients from Equations 7a and 7b, the semi-arid urbanization rate was estimated considering the average temperature and the average precipitation for the base year of 2010⁶ in regard to the period between 1986 and 2005⁷ according to Equation (8):

$$\left(\frac{\hat{N}_{jBASE}}{\hat{N}_{kBASE}} \right) = \hat{\beta}_0 + \exp[\hat{\beta}_1] \left(\frac{W_{it}}{W_{jt}} \right) + \hat{\beta}_2 SCH_{kt} + \hat{\beta}_3 AGE_{kt} + \hat{\beta}_4 IRR_{kt} + \hat{\beta}_5 T_{kBASE} + \hat{\beta}_6 P_{kBASE} \quad (8)$$

⁶ We used the year 2010 as a reference since this was the last year of the analysis period proposed by this study; thus, it eliminated the existing bias between the expected and observed values of the climate variables considered.

⁷ The IPCC AR5 stipulated the base period.

Then, the urbanization rate was estimated taking into consideration the average temperature and average precipitation projected for future periods established by the IPCC (2013) for the periods of 2016-2035 and 2046-2065, according to Equation (9):

$$\left(\frac{\hat{N}_{jFUTURE}}{\hat{N}_{kFUTURE}} \right) = \hat{\beta}_0 + \exp[\hat{\beta}_1] \left(\frac{W_{it}}{W_{jt}} \right) + \hat{\beta}_2 SCH_{kt} + \hat{\beta}_3 AGE_{kt} + \hat{\beta}_4 IRR_{kt} + \hat{\beta}_5 T_{kFUTURE} + \hat{\beta}_6 P_{kFUTURE} \quad (9)$$

Last, the percentage of change in the urbanization rate in response to changes in the expected temperature and precipitation was calculated according to Equation (10):

$$\% \Delta \left(\frac{\hat{N}_j}{\hat{N}_k} \right) = \frac{\frac{\hat{N}_{jFUTURE}}{\hat{N}_{kFUTURE}} - \frac{\hat{N}_{jBASE}}{\hat{N}_{kBASE}}}{\frac{\hat{N}_{jBASE}}{\hat{N}_{kBASE}}} . 100 \quad (10)$$

This study aimed to evaluate the change in the urbanization rate in response to changes in temperature and rainfall without taking into account the indirect effects of other variables, which is common in studies aimed at analyzing the effect of climate change on a given variable. In this way, following the procedure described by Seo (2011) and Cunha, Coelho, and Féres (2015), no assumption about the future values of other variables was made.

The climate change projections were provided by the IPCC (2013) based on several scenarios of socioeconomic and technological characteristics that determine future GHG emissions. The projections used in this study came from the Representative Concentration Pathways (RCPs) 8.5 and 4.5. The former describes a high GHG emission scenario with the absence of emissions reduction policies, and the latter describes an intermediate scenario of GHG emissions. The selection of these scenarios was due to the fact that they are closest to the scenarios that different forums on climate change currently propose. It is important to emphasize that the RCPs were presented by the IPCC AR5 (IPCC, 2013), which replaced the Special Report on Emissions Scenarios (SRES) (A2, A1B, B1, etc. - Fourth Assessment Report (AR4)). RCPs represent a step up from SRES because they include other factors related to climate change that are not accounted for by AR4 scenarios, such as emissions resulting from land-use change and more consistent short-lived gases. These two scenario categories (RCPs and SRES) are not exactly comparable because they are based on different technical formulations (IPCC, 2013). However, it can be stated that RCP 8.5 represents a pessimistic climate change scenario, as well as the SRES-A2, while RCP 4.5 maintains an intermediate scenario similar to SRES-B1. In addition, RCPs time windows (2016-2035, 2046-2065, and 2081-2100) are different from those of the SRES (2010-2040, 2041-2070, and 2071-2100), but maintain the idea of short, medium, and long term.⁸

For simulations of the urbanization rate, we adopted climate projections data for the average value of each month over two periods of time (2016-2035 and 2046-2065). Future climate variables were designed for three general circulation models (GCMs)⁹ from Coupled Model Intercomparison

⁸ Further technical details on RCPs and SRES can be obtained from the IPCC (2013) in Chapter 1. Figure 1.15 of this chapter shows a comparison between the time trajectories of the two sets of scenarios, namely RCPs, and SRES.

⁹ GCMs translate GHG emission levels into changes in temperature, precipitation, solar radiation, and sea level rise, among others (HANEMANN, 2008). GCMs consist of atmospheric processes and terrestrial and oceanic surface mathematical formulations based on the classical physical principles of hydrodynamics (MARGULIS; DUBEUX, 2010).

Project Phase 5, namely MIROC5, MRI-CGCM3, and NORESM1-M¹⁰. The main reason for choosing these models among several GCMs was the fact that they present the most realistic simulations of the Brazilian climatic conditions. However, despite consistency with the Brazilian climate behavior, the GCMs presented dissimilar results for magnitudes and expected mean values for the climate variables. Since they do not use the same methodology for the development of climate projections and thus were not directly comparable, it was not possible to assume which was the most appropriate model. For this reason, the temperature and precipitation average data were used for the future scenarios using the three models described above.

2.2. Data and variables construction

The main sources of data were Brazil's 1991, 2000, and 2010 demographic censuses and the 1996 and 2007 population counts provided by the Brazilian Institute of Geography and Statistics (IBGE) (2014). Economic, social, demographic, and adaptation data were collected from the Institute of Applied Economic Research (IPEADATA) (2014), school census from the National Institute for Educational Studies and Research Anísio Teixeira (INEP) (2014), Department of Informatics of the Unified Health System (Datusus) (2014), and 1996 and 2006 agricultural censuses, respectively. The climatic data (0.5×0.5 degree grid-cell aggregation level) were provided by the CL3.21 database of the Climate Research Unit (CRU) at the University of East Anglia (2014).

- i. Urbanization rate (N_{jt}/N_{kt}) is the ratio between the urban population and the total population of municipality k at time t (BARRIOS; BERTINELLI; STROBL, 2006). The data were obtained from the 1991, 2000, and 2010 demographic censuses, and from the 1996 and 2007 population counts provided by the IBGE (2014).
- ii. Wage (W_{it}/W_{jt}) is the ratio between the agricultural GDP per capita and the non-agricultural GDP per capita in municipality k at time t at base year 2000 constant prices for all years considered in the analysis (BARRIOS; BERTINELLI; STROBL, 2006; BEINE; PARSONS, 2015; MARCHIORI; MAYSTADT; SCHUMACHER, 2012). The data were obtained from the IPEADATA (2014). It represents the economic factor.
- iii. School (SCH_{kt}) is the ratio between the number of schools located in rural areas and the total number of schools in municipality k at time t . The data were obtained through the school census from the INEP (2014). It represents the social factor.
- iv. Age Group (AGE_{kt}) is the ratio between the number of people between 35 and 64 years old living in the rural area and the total number of people living in the rural area of municipality k at time t . The data were provided by Datusus (2014). It represents the demographic factor.
- v. Irrigation (IRR_{kt}) is the ratio between the number of agricultural establishments that use irrigation and the total number of agricultural establishments in municipality k at time t . The data were obtained from the agricultural censuses provided by the IBGE (1996, 2006). To obtain these data for the years under analysis, we exponentially interpolated the number of agricultural establishments with irrigation and the number of total establishments of each municipality. It represents the adaptation measures factor.

¹⁰ Model for Interdisciplinary Research on Climate version 5 (MIROC5) of the Atmosphere and Ocean Research Institute (The University of Tokyo), the National Institute for Environmental Studies, and Japan Agency for Marine-Earth Science and Technology; Meteorological Research Institute Coupled Atmosphere-Ocean General Circulation Model version 3 (MRI-CGCM3); Norwegian Earth System Model version 1 (NORESM1-M) of the Norwegian Climate Centre.

- vi. Temperature (T_{kt}) and precipitation (P_{kt}) are climatic anomalies calculated as the ratio of the difference between the current and long-term averages and the long-term standard deviation of temperature and precipitation (BEINE; PARSONS, 2015; MARCHIORI; MAYSTADT; SCHUMACHER, 2012). As climate scientists consider climate change a long-term phenomenon, the period considered in the analysis for the determination of anomalies was a 30-year period between 1981 and 2010. The data were provided by the CL3.21 database of the CRU at the University of East Anglia (2014). They represent the environmental factor.

It is important to clarify that we initially considered 957 municipalities that comprised the semi-arid region of Brazil in 1991 as observation units for the construction of the database. However, we decided to exclude all the municipalities that resulted in new municipalities since 1991. We supported the exclusion by the fact that the territory and population losses of a given municipality to another newly created municipality would introduce outlier values not consistent with the increasing or decreasing trends. For this reason, we excluded 161 municipalities from the sample; thus, 796 municipalities comprised the sample, which corresponded to approximately 70% of the total number of semi-arid region municipalities in Brazil.

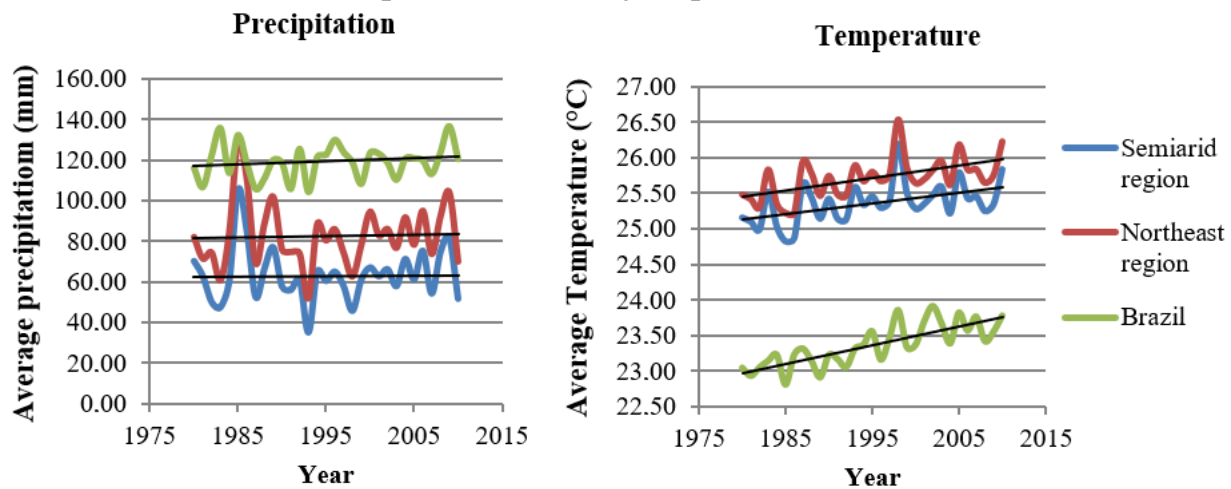
3. Results and discussion

3.1. Descriptive results

Toward an understanding of the regional differences and general characterization of the climatology of the studied area, we presented the behavior of the climate series variables (precipitation and temperature) over a 30-year period (1981-2010) distinctly for the municipalities in the semi-arid region, northeast region, and all of Brazil in Figure 2. Despite the noticeable interannual variability, the average annual rainfall of the three regions remained relatively stable over the period, with the semi-arid region showing the lowest volume of rainfall (Figure 2A). Unlike rainfall, the historical pattern of average temperature showed an increasing trend of about 1.4°C over a 30-year period for the semi-arid region, with values close to those of the northeast region (1.3°C) (Figure 2B). Figure A1 shows the relative variability in these climatic variables in the municipalities of the semi-arid region over the same period. The variability in the climate variables used in this study was consistent with the studied phenomenon type, namely slow-onset. Such climatic processes are characterized as long lasting and continuous, with slow trajectories (these include sea level rise, increasing temperatures, ocean acidification, glacial retreat and related impacts, salinization, land and forest degradation, loss of biodiversity, and desertification). Although the temperature variability was not very high when the coefficient of variation was considered as a measure, the semi-arid region maintained an increasing trend for this variable.

Droughts are part of the natural climate variability of the semi-arid region. Regional climate change projections suggest that drought conditions will be intensified mainly in the second half of the 21st century (MARENGO; BERNASCONI, 2015). During the most severe droughts of the last decade (2012-2013), about 38% of the semi-arid population was affected. This indicates that measures of reduction in GHG emissions should be applied in order to reduce the number of people affected by climate change in the future.

Figure 2 – (A) Annual average precipitation (mm) and (B) temperature (°C) from the semi-arid region, northeast region, and all Brazilian municipalities over a 30-year period (1981-2010)



Source: Elaborated by the authors using data from the CRU/CL3.21 database.

An overview of population movements showed that the semi-arid region presented the lowest urbanization rates and the highest growth rate of the urban population from 1991 to 2010, followed by the northeast region and all Brazilian municipalities, respectively (Table 1). Despite their lower urbanization rates, with an increased urbanization growth rate of about 28% and 21% in 20 years, respectively, the semi-arid and the northeast regions presented an accelerated transitional process from rural to urban areas. Remarkably, such urban growth is not a function of population growth, as according to the 2010 demographic census (IBGE, 2014), the rate of population growth is declining.

Table 1 – Evolution of the urbanization rate (%) and urbanization growth using 1991 as the calculation basis (%) for the semi-arid region, northeast region, and general Brazilian municipalities from 1991 to 2010

Region	Urbanization Rate (%)			Urbanization Growth Rate (%)
	1991	2000	2010	1991-2010
Semi-arid	48.69	56.42	62.15	27.64
Northeast	60.65	68.98	73.14	20.59
Brazil	75.59	81.19	84.37	11.62

Source: Elaborated by the authors using data from the IBGE.

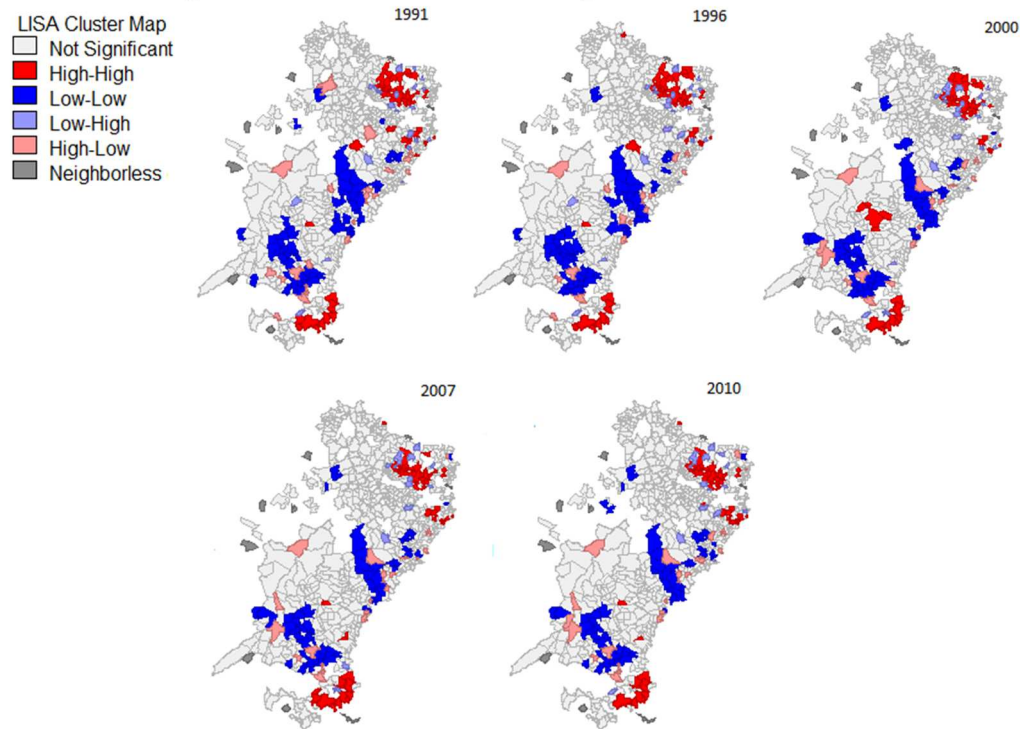
3.2. Spatial autocorrelation model results

As stated before, urbanization levels of municipalities may be under the influence of urbanization levels and other attributes that determine urbanization levels in neighboring municipalities. Aiming to analyze the existence of spatial dependence among the urbanization rates of the municipalities in the semi-arid region, we applied Moran's I spatial autocorrelation test for each year considered in the study using a queen contiguity matrix (Table A2). Moran's I statistics was highly significant in all analyzed years and revealed a positive spatial autocorrelation for the urbanization rate. It indicated that municipalities that presented a high (low) urbanization rate were contiguous of other municipalities that also presented a high (low) rate of urbanization.

Spatial autocorrelation is divided into spatial dependence and spatial heterogeneity. Through the global Moran's I statistic, which indicates the presence of spatial autocorrelation, it was not possible to infer whether it was derived from spatial dependence or from spatial heterogeneity. Thus, in order

to verify which regions contributed to the existence of spatial autocorrelation, we implemented a local spatial correlation measure, namely the local indicators of spatial association (LISA), for each of the 5 cross-section units. According to Anselin (1995), the LISA statistic evaluates the null hypothesis of the absence of local spatial association. Cluster maps (Figure 3) revealed the existence of groups of municipalities with their own characteristics, thereby rejecting the hypothesis that the entire Brazilian semi-arid territory is spatially homogeneous.

Figure 3 – Local indicators of spatial association



Source: Elaborated by the authors using GeoDa Software.

The Hausman test (Table A1) identified the fixed effects model as the most adequate model for this study. It should be noted that although the fixed effects estimates eliminate the non-observed effect, they also eliminate any type of heterogeneity, so it is not possible to capture spatial heterogeneity through fixed effects estimates. As a robustness check, a spatial model with dummy variables was also estimated for the 9 Brazilian states belonging to the semi-arid region using random effects instead of fixed effects.

Initially, we estimated the model without considering spatial dependence. Non-spatial models with and without interaction dummies were estimated using OLS with fixed effects (FE-OLS), and its residuals were analyzed to determine the presence of spatial dependence and to verify the relevance of the spatial models' estimation. Moran's I test on the residuals of each analyzed year and Pesaran's CD test for longitudinal data indicated the presence of significant spatial autocorrelation for both non-spatial models (Table A3). To explicitly consider the detected spatial dependence, we verified whether spatial lags related to spatial processes took the form of a spatial lag in the dependent variable (SAR), in the error term (SEM), in the dependent variable and in the error term jointly (SAC), or in the explanatory variables and the dependent variable (SDM). With the presence of heteroscedasticity evident in the initial specification (Table A1), the spatial models were fitted with robust standard errors. Table 2 presents the results for both spatial and non-spatial estimations and for the specification without interaction dummies (Panel A) and with interaction dummies (Panel B).

Table 2 – Coefficients of estimated equations for the semi-arid region municipalities*continued on next page*

Panel A					
Variable	FE-OLS	SDM	SAR	SEM	SAC
Constant	-0.9987*** (0.0373)	-	-	-	-
Wage	-0.0370*** (0.0037)	0.0224*** (0.0072)	-0.0168*** (0.0039)	-0.0032 (0.0123)	-0.0085*** (0.0019)
School	-0.1782*** (0.0687)	-0.0396 (0.0598)	-0.1293* (0.0662)	-0.1099 (0.0721)	-0.0543 (0.0447)
Age group	0.9951*** (0.2109)	-0.8096*** 0.2384	0.4632** (0.2240)	0.1178 (0.4664)	0.2147* (0.1258)
Irrigation	-0.0193 (0.0570)	0.0028 (0.0551)	-0.0233 (0.0524)	-0.0371 (0.0538)	0.0037 (0.0407)
Temperature	0.0533*** (0.0051)	0.1099*** (0.0194)	0.0375*** (0.0047)	0.1032*** (0.0230)	0.0103*** (0.0018)
Precipitation	-0.0125*** (0.0045)	0.0003 (0.0122)	-0.0069 (0.0040)	-0.0106 (0.0066)	-0.0024 (0.0020)
W_Wage	-	-0.0643*** (0.0097)	-	-	-
W_School	-	-0.0648 (0.0978)	-	-	-
W_Age group	-	1.8298*** (0.2319)	-	-	-
W_Irrigation	-	0.1376 (0.1006)	-	-	-
W_Temperature	-	-0.0966*** (0.0194)	-	-	-
W_Precipitation	-	-0.0099 (0.0126)	-	-	-
ρ	-	0.3587*** (0.0548)	0.4261*** (0.0656)	-	0.7970*** (0.0236)
λ	-	-	-	0.4892*** (0.1246)	-0.7313*** (0.0627)
Panel B					
Constant	-0.9866*** (0.0895)	-	-	-	-
Wage	-0.0369*** (0.0036)	0.0255*** (0.0071)	-0.0164*** (0.0039)	-0.0007 (0.0125)	-0.0086*** (0.0019)
School	-0.1925*** (0.0681)	-0.0567 (0.0587)	-0.1436** (0.0655)	-0.1239* (0.0707)	-0.0649 (0.0446)
Age group	0.9892*** (0.2094)	-0.8275*** (0.2423)	0.4573** (0.2218)	0.0567 (0.4731)	0.2187* (0.1259)
Irrigation	-0.0063 (0.0577)	0.0142 (0.0551)	-0.0104 (0.0530)	-0.0252 (0.0551)	0.0144 (0.0401)
Temperature	0.0291*** (0.0055)	0.0705*** (0.0203)	0.0134*** (0.0048)	0.0787*** (0.0228)	-0.0040 (0.0027)
Precipitation	-0.0167*** (0.0056)	-0.0009 (0.0123)	-0.0094* (0.0051)	-0.0117 (0.0073)	-0.0044 (0.0031)
Temp*Agri	0.0456*** (0.0072)	0.0513*** (0.0070)	0.0451*** (0.0067)	0.0495*** (0.0071)	0.0277*** (0.0046)
Rain*Agri	0.0075 (0.0082)	0.0032 (0.0073)	0.0047 (0.0074)	0.0026 (0.0081)	0.0035 (0.0048)
W_Wage	-	-0.0649*** (0.0096)	-	-	-
W_School	-	-0.0455 (0.0947)	-	-	-

Table 2 – Coefficients of estimated equations for the semi-arid region municipalities

					<i>Conclusion</i>
Panel B					
Variable	FE-OLS	SDM	SAR	SEM	SAC
W_Age group	-	1.8427*** (0.2348)	-	-	-
W_Irrigation	-	0.1383 (0.0962)	-	-	-
W_Temperature	-	-0.0731*** (0.0206)	-	-	-
W_Precipitation	-	-0.0150 (0.0149)	-	-	-
W_Temp*Agri	-	-0.0226*** (0.0110)	-	-	-
W_Rain*Agri	-	0.0089 (0.0121)	-	-	-
ρ	-	0.3654*** (0.0525)	0.4287*** (0.0646)	-	0.7920*** (0.0243)
λ	-	-	-	0.5084*** (0.1222)	-0.0722*** (0.0641)

Number of observations: 3970

Note: (***), (**), and (*) indicate significance levels of 1%, 5%, and 10%, respectively. Values in brackets refer to the standard errors.

Source: Elaborated by the authors using results from this research.

Starting from the SDM as a general specification, we performed the Wald and LR statistical tests for the variables exclusion for nested models (SAR and SEM), while for the SAC model we adopted the AIC criteria. Overall, the test results shown in Table 3 indicated that the SDM was the best fit for the specification without interaction dummies (Panel A) and with interaction dummies (Panel B). This meant that the urbanization level was not only a function of explanatory variables in municipality i , but also a function of urbanization levels and certain explanatory variables of neighboring municipalities.

Table 3 – Test for model selection

		Without interaction dummies			With interaction dummies		
		χ^2	<i>p</i> -value	AIC	χ^2	<i>p</i> -value	AIC
SAR vs. SDM	Wald test	615.28	0.0000	-	656.85	0.0000	-
	LR test	518.25	0.0000	-	617.27	0.0000	-
SEM vs. SDM	Wald test	616.30	0.0000	-	634.98	0.0000	-
	LR test	719.05	0.0000	-	745.12	0.0000	-
SAC		-	-	-5619.234	-	-	-5688.666
SDM		-	-	-5768.21	-	-	-5890.492

Source: Elaborated by the authors using results from this research.

The coefficient ρ for the SDM (Table 2) was positive and significant, which indicated that the level of urbanization of a municipality was positively related to the level of urbanization of the neighboring municipalities. The significance of the spatial lags of the explanatory variables showed that the characteristics of neighboring municipalities were important in determining urbanization in a given municipality. This result might have been associated with two main factors. First, the region as a whole had similar climatic characteristics, and the municipalities were undergoing a warming process and reduction/irregularity in precipitation patterns (Figure A1). In addition, the issue related to the agricultural channel emphasized in this study was the other factor that explained the importance of spatial lag of the dependent variable. The literature on the effects of climate change emphasizes

the negative impacts on agricultural production, especially in semi-arid regions (NELSON et al., 2014). As the studied municipalities generally had similar agricultural patterns and were exposed to adverse climate effects, the spillover effect identified in this study was expected.

As previously mentioned, a peculiar feature of spatial regression models is the feedback process among spatially correlated municipalities, which leads to the distinction between direct, indirect, and total effects. The interpretation of the spatial model coefficients from Table 2 was not ideal, and instead, we obtained, based on these coefficients, the marginal effects as discussed in the methodology section. According to LeSage and Pace (2009), it is now standard in the spatial econometrics literature to discuss these effects instead of the actual coefficients of the model. Since the SDM proved to be the best specification, Table 4 presents the total marginal effects for this model and for specifications without and with the interaction dummies (Panels A and B, respectively). The direct and indirect effects are reported in Table A4.

Table 4 –Total marginal effects from the SDM

Variable	Panel A	Panel B
	Total	Total
Wage	-0.0606*** (0.0065)	-0.0614*** (0.0064)
School	-0.1632 (0.1645)	-0.1577 (0.1579)
Age group	1.5637*** (0.3350)	1.5679*** (0.3222)
Irrigation	0.2199 (0.1694)	0.2349 (0.1562)
Temperature	0.0216*** (0.0052)	-0.0032 (0.0098)
Precipitation	-0.0147** (0.0071)	-0.0246** (0.0112)
Temp*Agri	-	0.0449*** (0.0164)
Rain*Agri	-	0.0178 (0.0159)

Note: (***) and (**) indicate significance levels of 1% and 5%, respectively. Values in brackets refer to the standard errors.

Source: Elaborated by the authors using results from this research.

While including spatial dependence for all the considered municipalities of the semi-arid region (Panel A), the estimated total effect for temperature stated an increase of 0.0216 percentage point in the urbanization rate in response to one unit increase in the temperature anomaly. These results corroborated the results found by Marchiori, Maystadt, and Schumacher (2012), in which temperature increase induced rural-urban migration in Sub-Saharan Africa via reductions in agricultural wages. The results also corroborated those found by Mueller, Gray, and Kosec (2014), which indicated that the increased temperature in rural areas of Pakistan resulted in increased migration to urban areas due to the negative impact of climate on agricultural income.

Regarding the total effect of precipitation, reducing one unit of its anomaly resulted in an increase of 0.0147 percentage point in the urbanization rate. This significant negative influence of precipitation on urbanization levels described in the present study corroborated the results found by Barrios, Bertinelli, and Strobl (2006), which found that reductions in the amount of precipitation in Sub-Saharan Africa led to increased urbanization rate. Additionally, Gray (2009) concluded that a decrease in rainfall in rural communities in Ecuador resulted in internal migration in the country.

Besides climatic factors, while including the socioeconomic conditions in the model, the coefficients for wage and age group were relatively consistent, significant, and with expected signs. Regarding the age group variable, an increase of 1 percentage point in the ratio of the number of

people between 35 and 64 years old living in rural areas and the total number of residents in the rural area resulted in an increase of 1.5637 percentage point in the urbanization rate. This result was also consistent with those of Beine and Parsons (2015), which found that the higher the number of people in the age group more likely to leave the origin areas, the greater the migration to urban areas.

As for the wage variable, a decrease of 1 percentage point in the ratio between the agricultural GDP per capita and the non-agricultural GDP per capita resulted in an increase of 0.0606 percentage point in the urbanization rate. A similar result was reported by Barrios, Bertinelli, and Strobl (2006) and Marchiori, Maystadt, and Schumacher (2012), who found that the higher the wage differentials between urban and rural areas, the greater the number of people who leave rural areas in Sub-Saharan Africa. The results found for the wage variable were especially important because the semi-arid municipalities are widely dependent on the agricultural sector as a source of income. People in this region are more sensitive to changes in agricultural income, thus, the lower the resulting income from agricultural production, the greater the number of people leaving rural areas for urban areas.

While the school variable showed significant negative impacts on urbanization rates in the FE-OLS estimation, which did not include spatial dependence, it was not significant in the SDM, which indicated that ignoring spatial dependence could lead to omitted variable bias. Furthermore, irrigation proved not to be significant in curbing the decision to leave the rural area for the urban area of the municipality. One possible reason for this non-significance was that, in this sample, most agricultural establishments in the semi-arid municipalities underutilized irrigation practices. An average of only 7.38% of establishments using irrigation was detected, even though this is a higher average when compared to the Brazilian agricultural establishments (6.3%), according to the 2006 agricultural census (CUNHA; COELHO; FÉRES, 2015).

Despite the significant benefits of irrigation, this practice has high implementation, operation, and maintenance costs (CUNHA; COELHO; FÉRES, 2015). Therefore, irrigated agriculture has limited benefits in terms of costs, which makes the condition of small producers even more significant because they usually have low investment capacity. Although we could not confirm irrigation effectiveness in the recent past, it is possible to infer that this practice is likely to be effective in the future, especially in the semi-arid region of Brazil where agricultural production is high-risk and low-yield without irrigation, especially considering the scenarios of future climate change. Therefore, further studies are necessary to investigate this climate change adaptation measure in future scenarios.

Scrutinizing whether the effects of climate variability on urbanization levels were most evident in municipalities that depend more heavily on the agricultural sector, the total effects in Panel B indicated that when the dummy variables interacted with the climate variables, temperature proved to be constant, significant, and with the expected sign. The increase of one unit in the temperature anomaly in the municipalities that depend more widely on the agricultural sector led to an increase of 0.0450 percentage point in the urbanization rate. On the other hand, the effect of precipitation on urbanization levels in these municipalities was not significantly different to the effect on the remaining municipalities.

Thus, the results suggested that the total effect of climate change, especially temperature, has an impact on urbanization levels, and the agricultural municipalities are the most affected by climate change. These results are consistent with existing literature and provide support for the growing body of work relating urbanization to climate change.

As previously mentioned, fixed effects models automatically exclude variables that do not vary over time, so spatial heterogeneity could not be captured by these models. Although the Hausman test indicated that the SDM with fixed effects was the most appropriate, the SDM with random effects (RE-SDM) and state dummy variables was estimated (Table A5). In general, the results obtained through the RE-SDM estimation presented the same signs and significance levels. An exception was the irrigation variable, which was not significant in the FE-SDM, but was significant and positive in the RE-SDM. This result for the irrigation variable may have been indicative of the non-adequacy of the random effects model, as indicated by the Hausman test.

We verified the residuals from both models (FE-SDM and RE-SDM) for the existence of spatial autocorrelation (Table A6) for specifications with and without climatic interaction dummies. The Moran's I test indicated the existence of spatial autocorrelation in the residuals of the FE-SDM without interaction dummies for all the years considered in the analysis, although in a lower magnitude than that verified in the OLS model without the inclusion of spatial components. However, for the FE-SDM with interaction dummies, the Moran's I test indicated the absence of spatial autocorrelation in the residuals for the years 1991, 1996, 2000, and 2007. On the other hand, spatial autocorrelation was present for both specifications estimated by the RE-SDM. This indicated that controlling for spatial heterogeneity using a model that is not the most suitable for the data, such as the random effects model, did not result in the elimination of spatial autocorrelation. The difficulty of controlling the spatial effect is not a peculiarity of this work. In some cases, as in our work, even when using spatial models, it is only possible to mitigate this effect.

To face rural poverty, rural exodus should be thought of as an adaptation process that may be the most effective way to allow people to diversify their income and build resilience where environmental change threatens livelihoods (BLACK et al., 2011). Nevertheless, policies should be implemented seeking organized and planned development of urban centers in order to receive the individuals that leave rural areas to escape the adverse effects of climate change and to seek employment.

The results found by the SDM may indicate that, among the climate variables, temperature is the most prominent variable in the individuals' decision to leave rural areas. In addition, for both Panel A and Panel B, the magnitude of the temperature coefficients was larger than that of the precipitation coefficients, which supported the premise that temperature has a greater influence on the decision to leave rural areas in the semi-arid region of Brazil. This output corroborated the results of Muller, Gray, and Kosec (2014), which found that heat stress rather than floods was the most related to migration in rural Pakistan over a 21-year period.

The increasing threat of high temperatures might lead to crop productivity losses and result in widespread famine around the world. In addition, the arguments presented by Angelotti, Sá, and Petrere (2009) indicated that temperature is the primary determinant of water stress in the semi-arid region. According to these authors, the increase in temperature leads to a greater amount of water vapor in the atmosphere, which in turn feeds back to the temperature increase. Furthermore, the increase in temperature decreases soil moisture by direct evaporation and increased plant evapotranspiration. As the soil in the semi-arid region is rich in salts, the intense evaporation caused by increasing temperatures may reduce, or even inhibit agricultural production and contribute to increased rural-urban migration.

The findings obtained so far confirmed the hypothesis that climate change, especially increased temperature, contributed to the decision of leaving the rural areas of municipalities in the semi-arid region and that this was more evident in municipalities that depend more heavily on the agricultural sector. Thus, the results of the present study indicated that it is imperative to develop specifically targeted policies for the semi-arid region of Brazil in order to eliminate, or at least control, the advancement of migration to urban areas driven by the negative impact of climate change on the population of semi-arid municipalities.

Since the FE-SDM presented greater adequacy for the estimation of the empirical model, it was from this model that we conducted the simulations for future urbanization. The assessment of the impact of two different future climate change scenarios on urbanization levels in the periods of 2016-2035 and 2046-2065 considering the average of the IPCC models indicated an increase in urbanization levels in the semi-arid region from -0.08% to 0.8% in the first period and from 4.02% to 6.98% in the second period under RCP 4.5 and RCP 8.5, respectively (Table 5).

Table 5 – Change in future urbanization rate (%) in response to climate change projected by the IPCC models under RCP 4.5 and RCP 8.5 from 2016-2035 and from 2046-2065

IPCC Models	Change in urbanization rate (%)			
	2016-2035		2046-2065	
	RCP 4.5	RCP 8.5	RCP 4.5	RCP 8.5
MIROC5	-4.11	4.43	0.78	11.21
NORESM1-M	3.23	-3.56	6.46	1.21
MRI-CGCM3	1.06	1.92	5.16	9.08
Average Models	-0.08	0.80	4.01	6.98

Source: Elaborated by the authors using results from this research.

In general, we observed that, as expected, RCP 8.5 showed higher values than RCP 4.5, thereby indicating that in a scenario of increasing GHG emissions and with the absence of emissions reduction policies, the levels of urbanization could be greater. Additionally, the values for the period between 2046 and 2065 were higher than those for the period between 2016 and 2035, which meant that the adverse weather conditions that favor the decision to leave rural areas are likely to become stronger over time.

Given the scenarios of increasing temperature and decreasing precipitation with consequent increase in urbanization in the region considered in this study, the creation of public policies in order to ensure that smallholders do not have to leave rural areas forcedly is essential. In cases where the decision to move to urban areas becomes necessary due to adverse weather, the policies should ascertain that the migration to urban areas occurs under favorable conditions.

It is a major challenge for the government to create policies related to urbanization induced by climate change because both processes are dynamic and nonlinear. However, the creation of such policies could include the expansion of new agricultural technologies, introduction of crops with greater resistance to drought, greater access to water through irrigation, and greater supply of microcredit policies, among other policies.

As a result of the increased urbanization level, the exacerbation of environmental and economic problems is expected not only in the origin areas but also in the destinations. Climate change affects rural areas as well urban areas, which are facing increasing risks associated with the migrants' marginalization. Thus, policies should focus not only on people who remain in the original area, but also on those who decide to move to urban areas. Employment policies should be reformulated to guarantee the economic inclusion of marginalized groups of migrants, which are often submitted to lower wages.

Boosted urbanization related to climate change is likely to result in adverse health and security outcomes, both for the displaced and host population. Barnett and Adger (2007) and Reuveny (2007) pointed out that human displacement induced by climate change might lead to conflict in host communities. The former stated that "climate change may undermine human security by reducing access to, and the quality of, natural resources that are important to sustain livelihoods." Climate change is also likely to undermine the capacity of states to provide the opportunities and services that help people sustain their livelihoods, which might in turn increase the risk of violent conflict. The latter author stated that the arrival of environmentally displaced people could burden the economic and resource base of the receiving area, thereby promoting competition between native and newly arrived populations over resources, which would increase the risk of conflict. Thus, policies should ensure the proper provision of public services, such as security, health, and education.

Above all, considering that anthropogenic action is one of the main causes of climate change, behavioral changes regarding GHG emissions are pivotal to deal with all the adverse effects caused by climate change, including rural emigration. At the same time, it must be recognized that mitigation measures alone are not enough, since GHG emissions persist in the atmosphere for many years while maintaining climate change. Accordingly, policies that seek to keep farmers in the countryside are essential. Agricultural insurance and credit policies for adaptation in the agricultural sector could reduce urbanization resulting from rural-urban migration.

4. Conclusion

The analysis of the drivers involved in the urbanization process indicated that multiple factors, especially climate conditions, influence this process. Mainly in Brazil, the negative effects of climate variability are expected to occur more intensely in regions that are the most vulnerable and the most dependent on climate-sensitive resources. Studies indicate that the agricultural sector will be the most affected and have more evident economic losses. This is of pivotal importance, particularly when considering that a significant proportion of the national income comes from agricultural production. In addition, losses in agriculture could bring several consequences, including the issue presently analyzed.

When estimating all models, we verified that a spatially dependent panel data model fit the data better than a traditional econometric model. The results found in this study confirmed that the municipalities in the semi-arid region, which rely widely on agriculture, would be the most affected by climate, especially by temperature. Temperature was more prominent in determining the decision to leave rural areas for urban areas of these municipalities. In turn, addressing the effects of climate change in the economic sphere is a challenge for policymakers.

Regarding the projected urbanization, we have confirmed the expectation that it would increase with scenarios of higher GHG emissions. The results showed that, although at different magnitudes, it is expected that more individuals living in rural areas of semi-arid municipalities in Brazil will decide to move to urban areas by 2065.

In general, the results of this study reinforce the need to formulate public policies that seek an organized and planned development of urban centers and consider this type of intra-municipality migration as an adaptive strategy to address adverse climatic effects rather than an adaptation failure. Policies should properly guarantee the absorption of displaced people and ensure that they have access to basic public services. Therefore, given the expected worsening of climate change, policymakers should focus on adaptation policies that aim to make crops less sensitive to climate. Ultimately, if the decision to move to urban areas of the municipality becomes necessary, policies that emphasize the absorption of migrants in urban areas would reduce the social costs of climate variability.

It is noteworthy that although migration will continue to be the result of multiple factors in both the origin and destination areas in the future, the factors related to climate change are likely to become increasingly significant. Thus, the reduction in GHG emissions to reduce the number of people affected by climate change in the future is the main measure that governments should take to minimize the costs and maximize the benefits of urbanization increased by climate change. Hence, the priority order of actions to be taken should be as follows: (1) mitigation of GHG emissions, (2) investments in climate change adaptation measures, and (3) implementation of migration and urbanization policies.

The present study presented limitations regarding the definitions of urbanization and rural-urban migration. Although the literature agrees that the latter is one of the main causes of the former, especially in areas such as the semi-arid region of Brazil, future studies should consider analyzing the phenomena separately. Specifically, we suggest the characterization of rural-urban migration at an individual level. Finally, it is important to recognize that farmers in vulnerable climate situations can migrate to regions outside the semi-arid region. This issue, which was outside the research scope, should be addressed in future studies.

References

- ALMEIDA, E. *Econometria Espacial Aplicada*. 1.ed. São Paulo: Alinea, 2012.
- ALVES, E. Migração rural-urbana. In: ALVES, Eliseu (Org.). *Migração Rural-Urbana, Agricultura Familiar e Novas Tecnologias: Coletânea de Artigos Revistos*. 1.ed. Brasília: Embrapa Informação Tecnológica, p. 14–40, 2006.
- ANGELOTTI, F.; SA, I. B.; PETRERE, V. G. *Mudanças climáticas e o semiárido brasileiro: o papel da Embrapa Semiárido e suas ações de pesquisa*. Petrolina: Embrapa Semiárido, 26 p., 2009.
- ANSELIN, L. Local indicators of spatial association – LISA. *Geographical Analysis*, v. 60, n. 2, p. 93-115, 1995.
- ASSUNÇÃO, J.; FERES, F. C. *Climate Migration*. In: Background Paper for World Bank Flagship Report on Climate Change in Latin America, Low Carbon, High Growth: Latin American Responses to Climate Change, World Bank Latin American and Caribbean Studies The World Bank, 2008.
- BARBIERI, A. F. et al. Climate change and population migration in Brazil's Northeast: scenarios for 2025–2050. *Population and Environment*, v. 31, n. 5, p. 344–370, 2010.
- BARBIERI, A. F. et al. Population transitions and temperature change in Minas Gerais, Brazil: a multidimensional approach. *Revista Brasileira de Estudos de População*, v. 32, n. 3, p. 461–488, 2015.
- BARRIOS, S.; BERTINELLI, L.; STROBL, E. Climatic change and rural–urban migration: The case of sub-Saharan Africa. *Journal of Urban Economics*, v. 60, n. 3, p. 357–371, 2006.
- BAUMONT, C.; ERTUR, C.; LE GALO, J. Spatial analysis of employment and population density: the case of the agglomeration of Dijon (1999). *Geographical Analysis*, v. 36, n. 2, p. 146-176, 2004.
- BEINE, M.; DOCQUIER, F.; ÖZDEN, Ç. Diasporas. *Journal of Development Economics*, v. 95, n. 1, p. 30–41, 2011.
- BEINE, M.; PARSONS, C. Climatic Factors as Determinants of International Migration. *The Scandinavian Journal of Economics*, v. 117, n. 2, p. 723–767, 2015.
- BELOTTI, F.; HUGHES, G.; MORTARI, A. P. Spatial panel data models using Stata. *The Stata Journal*, n. 2, p. 1–37, 2016.
- BLACK, R. et al. Climate change: Migration as adaptation. *Nature*, v. 478, n. 7370, p. 447–449, 2011.
- BRASIL – Ministério Da Integração Nacional. *Min. Relatório final do grupo de trabalho interministerial para redelimitação do semi-árido nordestino e do polígono das secas*. Brasília: Ministério da Integração Nacional, 117 p., 2005.
- BRUECKNER, J. Analyzing third world urbanization: A model with empirical evidence. *Economic Development and Cultural Change*, v. 38, p. 587–610, 1990.
- CONFALONIERI, E. C. et al. Social, environmental and health vulnerability to climate change in the Brazilian Northeastern Region. *Climatic Change*, v. 127, n. 1, p. 123–137, 2014.
- CONIGLIO, N. D.; PESCE, G. Climate variability and international migration: an empirical analysis. *Environment and Development Economics*, v. 20, n. 4, p. 434-468, 2015.

- CRU – *Climate Research Unit*. High-resolution gridded datasets - CL.3.21 database. University of East Anglia, Norwich, United Kingdom. Available at: <<http://www.cru.uea.ac.uk/data>>. Accessed in: 7 jan. 2014.
- CUNHA, D. A.; COELHO, A. B.; FÉRES, J. G. Irrigation as an adaptive strategy to climate change: an economic perspective on Brazilian agriculture. *Environment and Development Economics*, v. 20, n. 1, p. 57–79, 2015.
- DALLMANN, I.; MILLOCK, K. *Climate Variability and Internal Migration: A Test to Inter-state Indian Migration*. Documents de Travail du Centre d’Economie de la Sorbonn. Sorbonne, 2013. (CES Working Paper, n. 45)
- DATASUS – *Department of Informatics of The Unified Health System*. Base Populacional. Ministry of Health, Brasília, Brazil. Available at: <<http://www2.datasus.gov.br/DATASUS>>. Accessed: 7 jan. 2014.
- DELL, M.; JONES, B. F.; OLKEN, B. A. Temperature Shocks and Economic Growth: Evidence from the Last Half Century. *American Economic Journal: Macroeconomics*, v. 4, n. 3, p. 66–95, 2012.
- DESCHÊNES, O.; GREENSTONE, M. The Economic Impacts of Climate Change: Evidence from Agricultural Profits and Random Fluctuations in Weather. *American Economic Review*, v. 97, n. 1, p. 176–194, 2007.
- ELHORST, J. P. Spatial panel data models. In: FISCHER, M. M.; GETIS, A. (Eds.). *Handbook of Applied Spatial Analysis*. Springer, 2009.
- GRAY, C. Environment, Land, and Rural Out-migration in the Southern Ecuadorian Andes. *World Development*, v. 37, n. 2, p. 457–468, 2009.
- GRAY, C.; MUELLER, V. Drought and Population Mobility in Rural Ethiopia. *World Development*, v. 40, n. 1, p. 134–145, 2012.
- HADDAD, E. A.; PORSSE, A. A.; PEREDA, P. C. Regional economic impacts of climate anomalies in Brazil. *Revista Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos*, v. 7, n. 2, p. 19-33, 2013.
- HANEMANN, M. *What is the economic cost of climate change?* 2008. Available at: <<http://escholarship.org/uc/item/9g11z5cc>>. Accessed: 21 oct. 2017.
- HENDERSON, J. V.; STOREYGARD, A.; DEICHMANN, U. Has climate change driven urbanization in Africa? *Journal of Development Economics*, v. 124, p. 60–82, 2017.
- IBGE – Brazilian Institute of Geography and Statistics. *Agricultural Census*, 2006. Available at: <<http://www.sidra.ibge.gov.br/bda/pesquisas/ca/default.asp?o=2&i=P>>. Accessed in: 7 jan. 2014.
- IBGE – Brazilian Institute of Geography and Statistics. *Censo Demográfico e Contagem Populacional*, 2014. Available at: <<http://www.sidra.ibge.gov.br/cd/cd2010RgaAdAgsn.asp>>. Accessed in: 7 jan. 2014.
- INEP – National Institute for Educational Studies and Research Anísio Teixeira. *Microdados Censo Escolar*. Ministry of Education, Brasília, Brazil. Available at: <<http://portal.inep.gov.br/basic-levantamentos-acessar>>. Accessed in: 7 jan. 2014.
- IPCC – Intergovernmental Panel on Climate Change. Summary for Policymakers. In: STOCKER, T. F. et al. (Orgs.). *Climate Change 2013: The Physical Science Basis Working Group I Contribution to the Fifth Assessment Report of the Intergovernmental Panel on Climate Change*. Cambridge: Cambridge University Press, 2013.

- IPEADATA – Institute for Applied Economic Research. PIB Municipal agropecuária valor adicionado preços básicos - PIB Municipal a preços constantes, 2014. Available at: <<http://www.ipeadata.gov.br>>. Accessed in: 7 jan. 2014.
- JEDWAB, R.; CHRISTIAENSEN, L.; GINDELSKY, M. Demography, urbanization and development: Rural push, urban pull and... urban push? *Journal of Urban Economics*, v. 98, p. 6–16, 2017.
- JOHNSON, C. A.; KRISHNAMURTHY, K. Dealing with displacement: Can “social protection” facilitate long-term adaptation to climate change? *Global Environmental Change*, v. 20, n. 4, p. 648–655, 2010.
- LESAGE, J.; PACE, R. K. *Introduction to Spatial Econometrics*. CRC Press, Taylor and Francis group, USA, 2009.
- MARCHIORI, L.; MAYSTADT, J.; SCHUMACHER, I. The impact of weather anomalies on migration in sub-Saharan Africa. *Journal of Environmental Economics and Management*, v. 63, n. 3, p. 355–374, 2012.
- MARENGO, J. A.; BERNASCONI, M. Regional differences in aridity/drought conditions over Northeast Brazil: present state and future projections. *Climatic Change*, v. 129, n. 1, p. 103–115, 2015.
- MARGULIS, S.; DUBEUX, C. *Economia da Mudança do Clima no Brasil: custos e oportunidades*. São Paulo: IBEP Gráfica, 2010.
- MASTRORILLO, M. et al. The influence of climate variability on internal migration flows in South Africa. *Global Environmental Change*, v. 39, p. 155–169, 2016.
- MCLEMAN, R. Developments in modelling of climate change-related migration. *Climatic Change*, v. 117, n. 3, p. 599–611, 2013.
- MORTEN, M.; OLIVEIRA, J. *The Effects of Roads on Trade and Migration: Evidence from a Planned Capital City*, 2017. Available at: <https://web.stanford.edu/~memorten/ewExternalFiles/Morten_Oliveira_Brasilia.pdf>. Accessed in: 31 jan. 2018
- MUELLER, V; GRAY, C; KOSEC, K. Heat Stress Increases Long-term Human Migration in Rural Pakistan. *Nature Climate Change*. v. 4, n. 3, p. 182–185, 2014.
- MUNSHI, K. Networks in the Modern Economy: Mexican Migrants in the U. S. Labor Market. *The Quarterly Journal of Economics*, v. 118, n. 2, p. 549–599, 2003.
- NELSON, G. C. et al. Climate change effects on agriculture: economic responses to biophysical shocks. *Proceedings of the National Academy of Sciences of the United States of America (PNAS)*, v. 111, n. 9, p. 3274–3279, 2014.
- OJIMA, R. Urbanização, dinâmica migratória e sustentabilidade no Semiárido nordestino: o papel das cidades no processo de adaptação ambiental. *Cadernos Metrópole*, v. 15, n. 29, p. 35–54, 2013.
- PBMC – *Brazilian Panel on Climate Change*. Scientific basis of climate change, Contribution of Working Group 1 of the Brazilian Panel on Climate Change to the First Report of the National Assessment on Climate Change, 2013. Available at: <http://www.pbmc.coppe.ufrj.br/documentos/RAN1_completo_voll.pdf>. Accessed in: 7 jan. 2014.
- RAMÍREZ, J.; KRONICK, D.; MASON, A. *Rural households in a changing climate*, 2012. (Discussion Paper Series Forschungsinstitut zur Zukunft der Arbeit, n. 6872)
- SEO, S. An analysis of public adaptation to climate change using agricultural water schemes in South America. *Ecological Economics*, v. 70, n. 4, p. 825–834, 2011.

THIEDE, B.; GRAY, C.; MUELLER, V. Climate variability and inter-provincial migration in South America, 1970-2011. *Global Environmental Change*, v. 41, p. 228–240, 2016.

TIMMINS, C. If you cannot take the heat, get out of the Cerrado ... recovering the equilibrium amenity cost of nonmarginal climate change in Brazil. *Journal of Regional Science*, v. 47, n. 1, p. 1–25, 2007.

VISWANATHAN, B.; KAVI KUMAR, K.S. Weather, agriculture and rural migration: evidence from state and district level migration in India. *Environment and Development Economics*, v. 20, n. 4, p. 469–492, 2015.

WHEELER, T.; VON BRAUN, J. Climate change impacts on global food security. *Science*, v. 341, n. 6145, p. 508–513, 2013.

Appendix

Table A1 – Tests for model specification, heteroscedasticity, and autocorrelation

Tests	FE-OLS (Panel A)		FE-OLS (Panel B)		SDM (Panel A)		SDM (Panel B)	
	χ^2	<i>p</i> -value	χ^2	<i>p</i> -value	χ^2	<i>p</i> -value	χ^2	<i>p</i> -value
Hausman	875.19	0.000	1097.68	0.000	53.08	0.000	55.44	0.000
White	2.8e+05	0.000	5.1e+05	0.000	-	-	-	-
Wooldridge	75.641	0.000	73.927	0.000	-	-	-	-

Source: Elaborated by the authors using results from this research.

Table A2 – Global autocorrelation indicators for the urbanization rate

Year	Moran's I	Standard Deviation	<i>z</i> -value	<i>p</i> -value
1991	0.2263	0.0247	9.2382	0.001
1996	0.2347	0.0250	9.3865	0.001
2000	0.2423	0.0246	9.8732	0.001
2007	0.2437	0.0242	10.1291	0.001
2010	0.2287	0.0247	9.3065	0.001

Source: Elaborated by the authors using results from this research.

Table A3 – Moran's I and Pesaran's CD tests on the OLS-FE residuals

Year	Without interaction dummies				With interaction dummies			
	Moran's I	Standard Deviation	<i>z</i> -value	<i>p</i> -value	Moran's I	Standard Deviation	<i>z</i> -value	<i>p</i> -value
1991	0.1475	0.0241	6.1802	0.001	0.1509	0.0241	6.3327	0.001
1996	0.1250	0.0236	5.3547	0.001	0.1214	0.0234	5.3975	0.001
2000	0.1075	0.0234	4.6751	0.001	0.1173	0.0237	4.9883	0.001
2007	0.1606	0.0250	6.5202	0.001	0.1650	0.0248	6.7076	0.001
2010	0.2539	0.0246	10.3873	0.001	0.2536	0.0243	10.4730	0.001
	Pesaran's CD		<i>p</i> -value		Pesaran's CD		<i>p</i> -value	
Panel	101.181	-	-	0.000	95.256	-	-	0.000

Source: Elaborated by the authors using results from this research.

Table A4 –Direct and indirect marginal effects from the SDM

Variable	Panel A		Panel B	
	Direct	Indirect	Direct	Indirect
Wage	0.0195*** (0.0068)	-0.0802*** (0.0096)	0.0201*** (0.0068)	-0.0815*** (0.0097)
School	-0.0471 (0.0608)	-0.1161 (0.1433)	-0.0629 (0.0603)	-0.0948 (0.1333)
Age group	-0.6563*** (0.2301)	2.2201*** (0.2867)	-0.6710*** (0.2301)	2.2389*** (0.2753)
Irrigation	0.0145 (0.0561)	0.2053 (0.1446)	0.0264 (0.0555)	0.2085 (0.1337)
Temperature	0.1050*** (0.0172)	-0.0833*** (0.0171)	0.0665*** (0.0179)	-0.0697*** (0.0187)
Precipitation	-0.0009 (0.0112)	-0.0138 (0.0135)	-0.0027 (0.0113)	-0.0218 (0.0166)
Temp*Agri	-	-	0.0510*** (0.0071)	-0.0060 (0.0154)
Rain*Agri	-	-	0.0039 (0.0072)	0.0139 (0.0159)

Note: (***), (**), and (*) indicate significance levels of 1%, 5%, and 10%, respectively. Values in brackets refer to the standard errors. Obs: State dummy effects not reported. Source: Elaborated by the authors using results from this research.

Table A5 – Marginal effects for the RE-SDM

Variable	Panel A			Panel B		
	Direct	Indirect	Total	Direct	Indirect	Total
Wage	0.0291*** (0.0080)	-0.0819*** (0.0101)	-0.0528*** (0.0057)	0.0293*** (0.0079)	-0.0830*** (0.0101)	-0.0536*** (0.0056)
School	-0.2192*** (0.0689)	-0.1496 (0.1205)	-0.3689** (0.1507)	-0.2279*** (0.0682)	-0.1380 (0.1260)	-0.3677** (0.1582)
Age group	-0.5731*** (0.2146)	2.1684*** (0.2512)	1.5952*** (0.2968)	-0.5893*** (0.2155)	2.1848*** (0.2510)	1.5954*** (0.2875)
Irrigation	0.0553 (0.0551)	0.2461 (0.1317)	0.2964* (0.1512)	0.0614 (0.0554)	0.2684** (0.1280)	0.3299** (0.1504)
Temperature	0.1045*** (0.0174)	-0.0838*** (0.0177)	0.0206*** (0.0051)	0.0650*** (0.0185)	-0.0696*** (0.0196)	-0.0045 (0.0098)
Precipitation	0.0010 (0.0117)	-0.0094 (0.0138)	-0.0084** (0.0066)	-0.0026 (0.0118)	-0.0133 (0.0160)	-0.0160 (0.0106)
Temp*Agri	-	-	-	0.0523*** (0.0074)	-0.0067 (0.0151)	0.0456*** (0.0167)
Rain*Agri	-	-	-	0.0071 (0.0071)	0.0069 (0.0157)	0.0141 (0.0162)

Note: (***), (**), and (*) indicate significance levels of 1%, 5%, and 10%, respectively. Values in brackets refer to the standard errors. Obs: State dummy effects not reported.

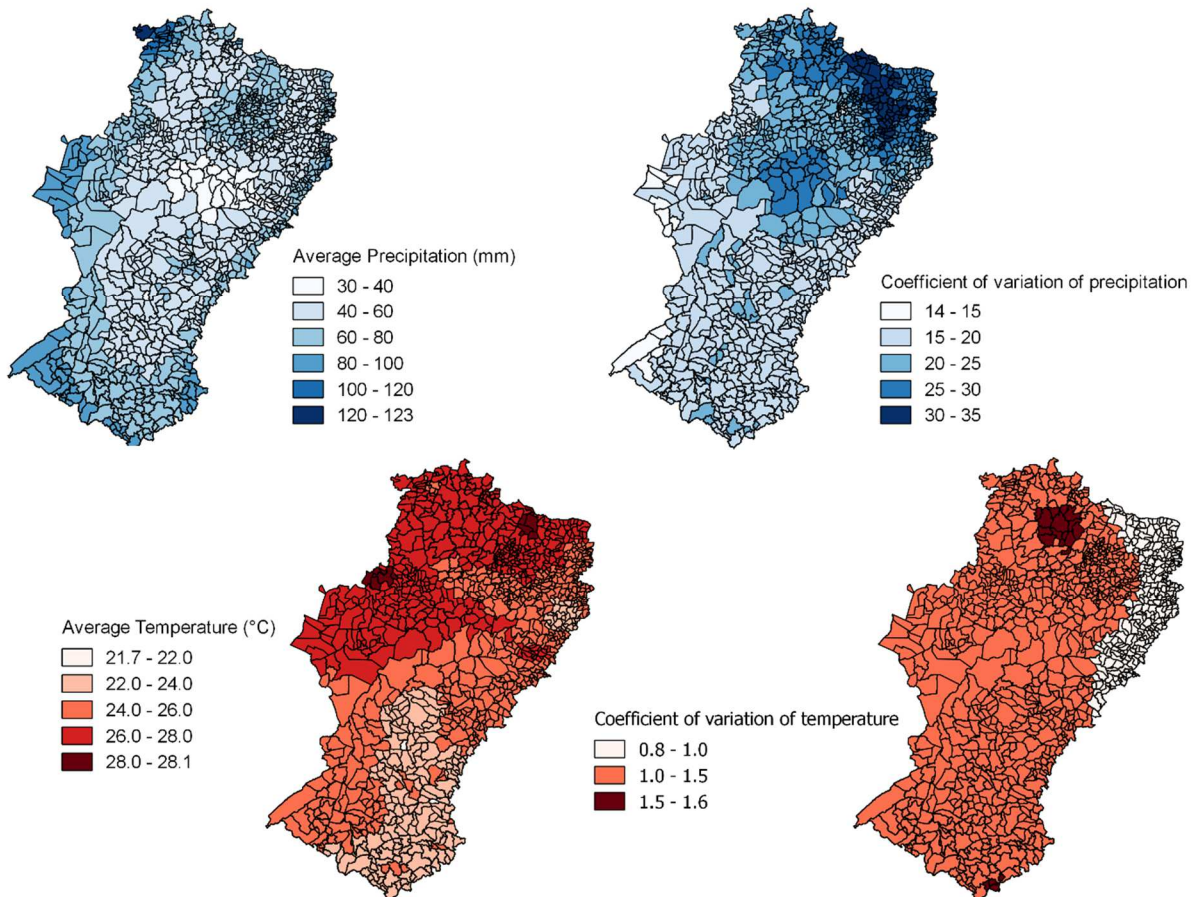
Source: Elaborated by the authors using results from this research.

Table A6 - Moran's I test on the RE-SDM and FE-SDM residuals

Year	Without interaction dummies		With interaction dummies	
	FE-SDM	RE-SDM	FE-SDM	RE-SDM
1991	-0.0630*** (0.0249)	-0.1313*** (0.0249)	-0.0190 (0.0250)	-0.1033*** (0.0250)
1996	-0.0616*** (0.0249)	-0.1302*** (0.0248)	-0.0161 (0.0249)	-0.1075*** (0.0248)
2000	-0.0558*** (0.0249)	-0.1053*** (0.0248)	-0.0069 (0.0249)	-0.0812*** (0.0248)
2007	-0.0537*** (0.0248)	-0.1008*** (0.0246)	-0.0082 (0.0250)	-0.0776*** (0.0246)
2010	-0.0768*** (0.0242)	-0.1211*** (0.0242)	-0.0429** (0.0242)	-0.1058*** (0.0240)

Note: (***) and (**) indicate significance levels of 1% and 5%, respectively. Values in brackets refer to the standard errors.

Source: Elaborated by the authors using results from this research.

Figure A1 – Average precipitation (mm) and temperature (°C) and coefficient of variation of precipitation and temperature for the semi-arid municipalities (1980-2010)

Source: Elaborated by the authors using data from the CRU/CL3.21 database.

ELASTICIDADE PREÇO E RENDA DA DEMANDA DOS JORNAIS IMPRESSOS*

Vitor dos Santos Amancio

Mestre em Economia pela Universidade Católica de Brasília (UCB)

E-mail: vitoramancio@gmail.com

Carlos Enrique Carrasco-Gutierrez

Professor do Departamento de Economia da Universidade Católica de Brasília (UCB)

Doutor em Economia pela EPGE – Fundação Getúlio Vargas e Doutor em Engenharia Elétrica
pela Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro

E-mail: carlosenrique@ucb.br

RESUMO: Este artigo analisa o comportamento da demanda por jornais impressos vendidos em banca no Brasil. Estimamos as elasticidades preço e renda e os impactos dos produtos considerados como potenciais substitutos: a modalidade de venda por assinatura, jornal popular e acesso à internet. O universo deste estudo contempla a demanda de jornais que circulam no Distrito Federal, no Rio de Janeiro e em São Paulo para o período de janeiro de 2004 a dezembro de 2012. Para se obter evidências empíricas, utilizamos a abordagem de cointegração de Pesaran et al. (2001) baseada em um modelo autorregressivo com defasagens distribuídas que permitem capturar as elasticidades da demanda de curto e longo prazo. Os resultados sugerem que a demanda de jornais é aparentemente sensível a mudanças nos preços de capa no curto prazo e que a renda não se mostrou significativa estatisticamente para explicar as variações nas vendas em banca, tanto no curto quanto no longo prazo. No Distrito Federal e no Rio de Janeiro, uma variação positiva de 1% sobre o preço de capa do jornal resulta numa redução na demanda de curto prazo dos jornais vendidos em banca também de aproximadamente 1%. No longo prazo, a queda na demanda de jornal considerando um aumento de preço é mais sensível em São Paulo, onde a redução chega a 2%.

Palavras-Chave: Elasticidade-preço; Elasticidade-renda; ARDL; Demanda; Jornais.

Classificação JEL: D11; D12; C30; C52.

PRICE AND INCOME ELASTICITY OF DEMAND OF PRINTED NEWSPAPER

ABSTRACT: This paper analyzes the behavior of the demand for printed newspapers sold in newsstand in Brazil in relation to impacts of products, initially considered as potential substitutes: sales by subscription, popular newspaper and internet access. The universe of this study includes the demand for newspapers that circulate in Distrito Federal, Rio de Janeiro and São Paulo for the period from January 2004 to December 2012. In order to provide empirical evidence, the paper presents an econometric analysis used the approach cointegration of Pesaran *et al.* (2001) which is based on a self-regressive structure of distributed lags allowing capture of short and long-term relationships and elasticities with respect to the demand for newspapers. The results suggest that the demand for newspapers is apparently very sensitive to changes in cover prices in the short run and that the income was not statistically significant in explaining the variations in sales in newsstand, both in the short and the long run. In the Distrito Federal and Rio de Janeiro, a positive variation of 1% over the newspaper's cover price results in a reduction in the short run demand for newspapers also of approximately 1%. In the long run, the fallback in newspaper demand considering a price increase is more sensitive in São Paulo, where the reduction reaches 2%.

Keywords: Elasticity price; Elasticity income; ARDL; Demand; Newspaper.

JEL Codes: D11; D12; C30; C52.

1. Introdução

O mercado de mídia informativa está passando por uma grande transformação, guiada pela velocidade em que a notícia chega ao leitor. A internet tem se mostrado um grande catalizador nesse processo de mudança, uma vez que está presente em aparelhos que estão à disposição do leitor a qualquer momento, como celulares, *tablets*, *notebooks*. Todos os meios de comunicação, sejam os tradicionais como as novas mídias digitais, convergem no objetivo de aumentar sua audiência. Aquele meio que se destacar frente aos demais tem mais relevância e conseqüentemente se apresenta melhor para o mercado anunciante, traduzindo essa importância em oportunidade de negócio para outras empresas através da publicidade.

A geração atual já nasce em um ambiente digital. Antes dos pais apresentarem o rádio ou o jornal impresso para seus filhos, eles já brincam e dominam bem tecnologias como *tablets* e celulares. Para esses jovens, consumir informação em uma mídia tradicional se mostrou algo arcaico e nada prático. Porém, ainda existem aqueles que preferem o meio físico para uma boa leitura. Atualmente, os grandes grupos de mídia buscam estar presentes em todos os momentos em que a pessoa está disponível para absorver novas notícias. O hábito do consumidor de informação, em muitos casos, consiste em assistir o jornal matinal ou ler um jornal impresso enquanto toma café, ouvir rádio ou escutar seu *podcast* preferido enquanto se desloca para o trabalho. O consumidor fica por volta de 8 horas em frente ao computador consumindo as últimas notícias que acabaram de ser publicadas em diversos *websites* e, quando finalmente chega a casa, vai assistir um pouco mais de televisão, seja em busca de entretenimento ou de mais informação. Sem falar nos aparelhos celulares, que se fazem presentes em todas essas etapas como um fiel companheiro que permite, além de estar conectado com seus amigos e familiares, fazer tudo que já foi descrito em um único aparelho.

Pesa ainda contra a mídia impressa o custo para se obter novas informações. Enquanto que na internet a notícia é atualizada em questão de segundos e está sempre ao alcance dos dedos do usuário, no caso do jornal, o leitor precisa se deslocar até uma banca ou contar com a presença de algum gazeteiro na rua para adquirir seu exemplar. Para aqueles que têm o hábito da leitura diária ou de fim de semana, pode-se fazer a assinatura desse jornal e passar a recebê-lo em casa, mas terá que se preocupar com o descarte das edições anteriores que se acumularam em sua residência.

Nos últimos anos, a mídia impressa tentou diversificar seu produto, lançando novos títulos focados na Classe C, os chamados jornais “populares”. Existem casos de grande êxito desses produtos, como é o caso do *Super Notícia*, jornal mineiro que atualmente é o título de maior circulação no país. Enquanto isso, os jornais *premium* apostavam em reformulações gráficas e análises diferenciadas das encontradas na internet.

Diante dessa mudança no hábito de consumo de informação, o jornal impresso vem travando batalhas diárias para se mostrar ainda relevante e viável em um mercado cada vez mais competitivo. Como a principal fonte de receita dos jornais é a publicidade, quanto maior o alcance em termos de leitura, maior será o preço e a quantidade de anúncios presentes. O que observa é que a mudança de hábito do leitor e conseqüentemente a queda na circulação têm gerado redução na receita, o que reduz o poder de investir em mão de obra qualificada e na aceleração da sua migração para o ambiente digital. Existe, portanto, um círculo vicioso em que a redução da circulação paga leva a uma menor leitura do jornal, conseqüentemente, a uma redução no investimento publicitário, que responde pela principal fatia do faturamento das empresas jornalísticas. Nesse intuito, os principais jornais no mundo têm trabalhado a notícia de forma mista, estando presentes tanto no produto físico quanto no digital. Para entender a demanda e traçar estratégias de sobrevivência para o meio impresso, é necessário observar o início desse círculo vicioso, isto é, quais são os fatores e seus impactos que determinam a demanda por jornal impresso.

Assim, o objetivo deste artigo é estimar uma função demanda por jornais impressos vendidos em bancas de jornal e, a partir dela, identificar e analisar as suas elasticidades. O universo do estudo contempla a demanda de jornais que circulam no Distrito Federal, no Rio de Janeiro e em São Paulo para o período compreendido entre janeiro de 2004 até dezembro de 2012. Consideramos na análise a renda de cada estado e outras variáveis que consideramos potencialmente substitutos, como os

jornais populares, a internet e a modalidade de assinatura. A metodologia empregada na estimação da demanda segue a abordagem do modelo autoregressivo com defasagens distribuídas ARDL (*Auto-Regressive Distributed Lag*) e o teste de Fronteira de Cointegração de Pesaran et al. (2001). Uma característica dessa abordagem é que podemos incluir no modelo a mistura de séries estacionárias e não estacionárias que os métodos tradicionais, como o método de Engle e Granger (1987) ou o Johansen (1991), não consideram. Esses requerem da pressuposição restritiva de que todas as variáveis sob estudo devam ser integradas de mesma ordem para testar a existência de uma relação de longo prazo entre duas ou mais variáveis.

A literatura relativa estudo da demanda de jornais é escassa, trabalhos semelhantes para o estudo da demanda de outros produtos são mais comuns. Por exemplo, Alves e Bueno (2003), utilizando técnicas de cointegração para dados anuais no período de 1973 a 1999, estimam as elasticidades de curto e longo prazo da demanda por gasolina. Randow, Fontes e Carminati (2010) estimaram a demanda de longo prazo por etanol usando cointegração em séries temporais. Farina et al. (2010), usando modelos com restrições de cointegração em séries temporais, estudam no período de julho de 2001 a agosto de 2009 as elasticidades preço e elasticidade cruzada de curto prazo para o Brasil. Mattos e Lima (2005) utilizaram um modelo vetorial de correção e erros para estimar as elasticidades de curto e longo prazo da demanda de energia elétrica de Minas Gerais para o período de 1970 a 2002, considerando essa como dependente da renda do consumidor, do preço da energia elétrica e dos preços dos eletrodomésticos. Finalmente, Bacchi e Barros (1992) estimaram um modelo de ajustamento parcial para a carne bovina com dados anuais de 1957 a 1987, de modo a obterem elasticidades de longo e curto prazo para a demanda por carne bovina no Brasil. Este trabalho se soma aos demais citados, utilizando técnicas de cointegração, tomando como base metodológica o trabalho de Pesaran et al. (2001), para então estimar as elasticidades das variáveis escolhidas e seu comportamento frente à demanda de jornais em banca. Não existem trabalhos que tenham abordado o tema em questão, assim, os resultados apresentados constituem-se como novas evidências para a literatura.

Em geral, os resultados sugerem que a demanda de jornais é aparentemente sensível a mudanças nos preços de capa no curto prazo e que a renda não se mostrou significativa estatisticamente para explicar as variações nas vendas em banca, tanto no curto quanto no longo prazo.

O artigo está estruturado, além desta introdução, da seguinte forma: na segunda seção, uma análise do mercado de jornais impressos e seu comportamento diante do consumo de informações no ambiente digital são mostrados. Na terceira seção, é apresentada a metodologia e o modelo econométrico usado na estimação da demanda por jornais. Os testes estatísticos e as discussões dos ajustes necessários ao modelo estão apresentados na quarta seção. Por fim, na quinta e sexta seções, são apresentados os resultados e as conclusões, respectivamente.

2. O mercado de jornais impressos e digitais

Os jornais impressos podem ser divididos em três categorias. Existem os jornais *premium*, também chamados de *quality papers*, voltados para um público de maior renda e que trazem conteúdos mais complexos, políticos e culturais; os populares, direcionados para a população das classes mais baixas e que focam em assuntos relacionados à segurança pública, esportes e entretenimento; e os segmentados, que atendem a um público mais específico, como os jornais *Valor Econômico* e *Jornal do Commercio*, do Rio de Janeiro. Esses jornais não precisam, necessariamente, circular todos os dias da semana. Dependendo da sua demanda, podem circular em dias específicos da semana. Um exemplo disso são alguns títulos de jornais populares e segmentados. O primeiro, normalmente comprado em bancas de revistas ou através de gazeteiros¹, depende de grande fluxo de pessoas nos pontos de venda para se viabilizar, o que não ocorre aos finais de semana. No caso dos

¹ Os gazeteiros são profissionais contratados para realizar a venda de jornais em grandes cruzamentos e em lugares de grande circulação de pessoas, onde não há uma banca de revista próxima. Eles podem fazer parte do quadro de funcionários ou ser terceirizados, dessa forma recebem uma comissão pela receita gerada.

jornais segmentados, sua leitura, muitas vezes, é realizada nos escritórios ou repartições públicas, não fazendo sentido circular aos sábados e domingos.

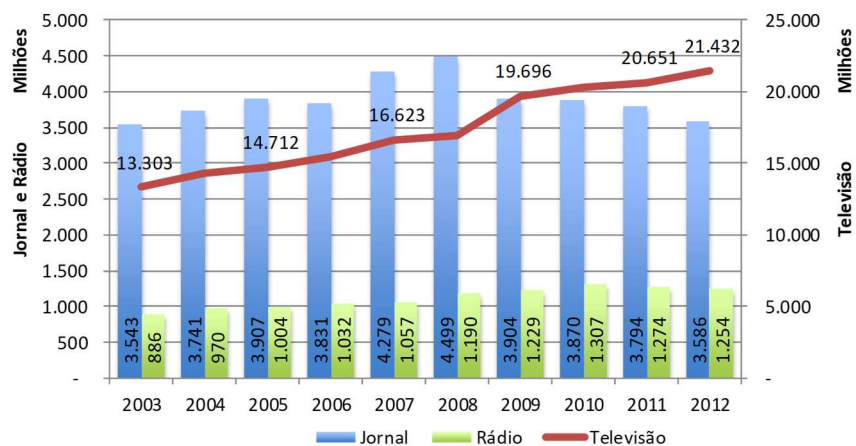
Além da venda em bancas ou em gazeteiros, existe também o modelo de assinatura, em que o leitor recebe seu exemplar em casa. O preço praticado nessa modalidade é normalmente mais baixo do que o preço na venda avulsa. Além do desconto, o leitor também pode receber brindes ou participar de algum programa de benefícios que oferece descontos em restaurantes, livrarias, espetáculos, etc. O modelo de assinatura dos jornais foi estudado por Lewis (1995), que buscou identificar a relação existente entre o preço cobrado pela assinatura e o volume de jornais vendidos no período de 1971 a 1992. Ela identificou que existe uma relação inelástica entre preço e demanda em um momento em que o acesso à internet e o conteúdo lá disponível eram extremamente escassos. Outro trabalho que também estimou elasticidade preço dos jornais do Reino Unido foi o de Reekie (1976).

No Brasil, existem mais de 90 jornais filiados e auditados regularmente pelo Instituto Verificador de Circulação (IVC). Em 2012, os estados de SP, RJ, MG, RS, GO e DF detinham juntos 80% do mercado de jornal impresso. Vale ressaltar que os dados utilizados consideram apenas os jornais de circulação paga, isto é, não incorporam jornais gratuitos. A circulação paga é um dos fatores que auxilia na rentabilidade do jornal, mas não é a principal fonte de recursos financeiros. A publicidade detém a maior parcela de receita auferida pelos jornais e se sustenta com base na quantidade de pessoas que o leem. Argentesi e Filistrucchi (2007) identificaram a relação existente entre o mercado anunciante e o leitor no mercado de mídia impressa italiana. O volume de anúncios aumenta conforme o número de leitores, porém, também existe uma relação inversa, em que a demanda por jornais também varia conforme a quantidade de anúncios.

Existe uma sutil diferença entre leitura e circulação paga. Para exemplificar, imagine um lar composto por quatro pessoas e que o chefe dessa família assine um jornal. Para fins de circulação paga, esse exemplar computa uma unidade vendida, mas potencialmente alcança quatro pessoas diferentes. Isso, para a publicidade, é muito importante. De acordo com Kelley e Jugenheimer (2004), existem quatro elementos básicos que determinam a escolha de uma mídia para investimento publicitário: alcance; frequência; impacto e continuidade. Quanto maior o alcance, a frequência e o impacto, maior é o custo da publicidade e, por sua vez, maior é a receita por parte da mídia de comunicação. Portanto, existe um ciclo virtuoso, ou vicioso, na geração de receita para o jornal. Quanto maior a venda, maior a receita de circulação, maiores são os leitores, maior é o alcance do anúncio, maior é a receita de publicidade e assim por diante.

Seguindo esse ciclo do negócio, alguns títulos foram lançados de forma gratuita. Temos alguns exemplos famosos no mundo e no Brasil. É caso do jornal *Metro*, lançado em 1995 em Estocolmo, e o *Destak*, de Portugal. Ambos os títulos também circulam de forma gratuita nas principais cidades brasileiras. Gabszewicz, Laussel e Sonnac (2012) publicaram um artigo explicando a relação que existe entre os jornais gratuitos e sua receita de publicidade. Nele, os autores demonstram que um jornal tem preferência a entrar no mercado no formato gratuito e com baixa qualidade a competir em preço e qualidade com os jornais já existentes nesse mercado. A explicação para isso está no crescimento da receita publicitária gerada pelo maior volume de leitores no formato gratuito. A existência desse tipo de jornal, segundo os autores, traz como ponto negativo o aumento no consumo de informação de pior qualidade, mas em compensação permite que mais pessoas que não faziam parte desse mercado possam obter essas informações, por pior que ela seja. Do ponto de vista comercial, também há outro ponto positivo, já que amplia o alcance dos anúncios publicitários.

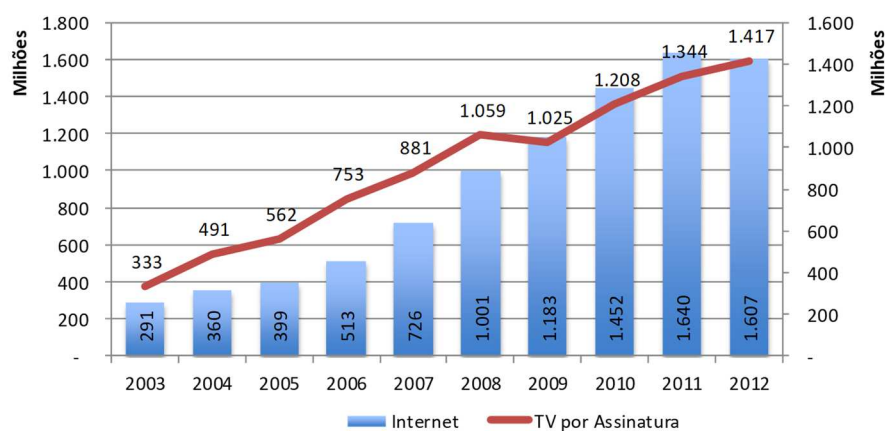
O Projeto Inter-Meios, iniciativa conjunta do jornal *Meio e Mensagem* e dos principais meios de comunicação, divulgou que, no período de 2001 a 2012, a verba publicitária nos jornais brasileiros apresentou crescimento entre 2003 e 2008, mas após esse período tem mostrado uma tendência de queda (ver Gráfico 1). Outras mídias tradicionais, como o rádio, conseguiram apresentar crescimento em todo o período, assim como a televisão.

Gráfico 1 – Investimento Publicitário: Jornal, Rádio e Televisão

Nota: Dados deflacionados pelo IPCA - Brasil (IBGE).

Fonte: Elaboração própria a partir de dados do Projeto Inter-Meios.

No Gráfico 2, as novas mídias, como a internet e a TV por Assinatura, apresentaram um crescimento muito mais expressivo de sua verba publicitária, como pode ser visto abaixo. Vale destacar que 2012 foi o primeiro ano da série analisada em que houve queda no volume investido na internet. Essa queda pode estar relacionada à baixa *performance* econômica daquele ano.

Gráfico 2 – Investimento Publicitário: Internet e TV por Assinatura

Nota: Dados deflacionados pelo IPCA - Brasil (IBGE).

Fonte: Elaboração própria a partir de dados do Projeto Inter-Meios.

De fato, a publicidade na internet permite que as agências de criação possam criar novas soluções de mídia para seus clientes. Essa é uma realidade bastante diferente da mídia impressa, sempre estática e que, muitas vezes, por conta da qualidade dos conjuntos impressores, não conseguem retratar com exatidão as cores do anúncio.

A internet permite que tanto publicitários quanto as próprias empresas que atuam nesse ambiente possam obter muito mais informações de seus usuários em relação às mídias tradicionais. Como na internet quase tudo pode ser monitorado, é possível trabalhar estratégias utilizando essas informações. Na mídia tradicional, obter esse tipo de informação de um usuário específico é quase impossível. Como cada computador tem uma identidade específica que o identifica na rede, é possível descobrir a região de onde o site está sendo visitado, a meteorologia e até mesmo os hábitos e preferências desse usuário. Isso permite que empresas possam separar aquelas pessoas que não têm

nenhum interesse no seu produto e direcionar os anúncios para aquelas que são potenciais consumidores, gerando economia e tornando seu gasto mais eficiente. De acordo com Evans (2009), os consumidores são mais receptivos à publicidade quando se trata de algo que é do seu interesse.

De acordo com os dados da IBOPE Mídia, disponibilizados pela Associação Nacional dos Jornais (ANJ), o tempo que a pessoa destina para o consumo de informação em jornal caiu. Com o passar do tempo, o indivíduo prefere ficar mais horas no computador. No período analisado, houve uma queda de aproximadamente 15% no tempo que o consumidor destina para a leitura do jornal. Em contrapartida, o tempo que esse mesmo consumidor passa em média na frente de um computador cresceu 22%.

Os jornais impressos normalmente são consumidos em momentos de tempo livre, com o objetivo de entreter e de permitir um conhecimento aprofundado de um determinado fato. Já o meio digital oferece uma quantidade maior de conteúdo, mas em alguns casos sem muito detalhamento e com atualizações constantes (MANRICH; DINIZ; SANDES-GUIMARÃES, 2013).

3. Metodologia

3.1. Base de dados

A análise do comportamento da demanda por jornal impresso será realizada para os estados do Rio de Janeiro e de São Paulo, mais o Distrito Federal. A base de dados foi concebida em uma série temporal mensal, que abrange os períodos de janeiro de 2004 a dezembro de 2012. Os jornais selecionados apresentam uma circulação relevante nos seus estados e apresentam circulação diária, isto é, são vendidos de segunda a domingo. Esses estados foram selecionados a partir daqueles que compõem 80% do mercado e que tinham pelo menos um título de jornal popular em toda a série analisada.

Na Tabela 1, temos os jornais que foram considerados dentro da base de dados. Como pode ser observado, existe uma quantidade maior de jornais populares frente aos jornais *premium*. Dos jornais populares que circulam em São Paulo, o *Agora São Paulo* pertence ao mesmo grupo econômico da *Folha de São Paulo*. O *Diário de São Paulo*, de 2001 a 2009 fez parte da Infoglobo, detentora do *O Globo* que circula no Rio de Janeiro. Em outubro de 2009 o jornal foi adquirido pela Rede Bom Dia. No Rio de Janeiro, o *Expresso da Informação* e o *Extra* pertencem ao Infoglobo. O *Meia hora* faz parte do mesmo grupo econômico do jornal *O Dia*. No Distrito Federal, o *Aqui DF* é um dos negócios da S.A. Correio Braziliense.

A estrutura de controle acionário pode gerar algum viés de controle na circulação em detrimento de outro jornal do mesmo grupo, mas, como essa informação não é pública, está se partindo da premissa que todos os jornais possuem independência na gestão de suas vendas. Esse viés é minimizado já que a análise será feita de forma agregada em cada estado, portanto, o que importa é a circulação total naquele estado e não o volume de vendas individuais de cada jornal.

Tabela 1 – Jornais Considerados na Amostra

Estado	Premium	Popular	Ligação Acionária
SP	Folha de S. Paulo	Agora São Paulo	Folha de São Paulo
		Diário de S. Paulo	Rede Bom Dia
	O Estado de S. Paulo	Gazeta de Limeira	--
		Rede Bom Dia	Rede Bom Dia
		Expresso da Informação	Infoglobo
RJ	O Globo	Extra	Infoglobo
		Mais Informação por Menos	--
	O Dia	Meia Hora	O Dia
		O Dia	O Dia
		Aqui DF	S.A. Correio Braziliense
DF	Correio Braziliense	Jornal de Brasília	

Fonte: Elaboração própria.

A Tabela 2 ajuda a resumir o significado de cada variável, sua metodologia de cálculo e a fonte. A série mensal é composta pelo somatório da média diária de venda avulsa naquele estado, pelo preço de capa dos jornais *premium* ponderado conforme a circulação paga em banca, pelo preço de capa dos jornais populares também ponderado pela sua venda em banca, pelo custo da assinatura anual ponderado pela venda, pela renda média real e pelo número de acessos à internet.

Tabela 2 – Resumo das Variáveis Utilizadas

Sigla	Variável	Metodologia	Unidade	Fonte
C_{Pr}	Venda Avulsa de jornais <i>premium</i>	Somatório da média diária da circulação paga de venda avulsa apurada no mês.	Unidades por dia	IVC
P_{Pr}	Preço dos jornais <i>premium</i>	Preço de capa médio ponderado pela circulação paga de venda avulsa cada jornal <i>premium</i> .	R\$ por Exemplar	IVC
P_{Pop}	Preço dos jornais populares	Preço de capa médio ponderado pela circulação paga de venda avulsa de cada jornal popular.	R\$ por exemplar	IVC
P_{ASS}	Preço da assinatura anual	Preço médio ponderado pela circulação paga de assinatura dos jornais <i>premium</i> .	R\$ por Exemplar	IVC
A	Acesso à internet	Série mensal da quantidade de domicílios com acesso à internet (série interpolada)	Unid. por mês	PNAD/IBGE
R	Renda	Rendimento real efetivamente recebido do trabalho principal	R\$ por mês	PME/IBGE PED/DIEESE

Fonte: Elaboração própria.

Os dados de venda dos jornais foram obtidos no Instituto Verificador de Circulação (IVC), que adota o critério de circulação média diária para apurar as vendas, tanto em venda avulsa quanto para assinatura. O cálculo para chegar à média diária de circulação consiste na aplicação de uma média geométrica da circulação em cada dia da semana e depois no cálculo da média geométrica desse resultado. Assim como os dados da quantidade vendida, os preços dos exemplares vendidos em banca, tanto dos jornais *premium* quanto dos jornais populares, e o preço da assinatura também foram obtidos pelo IVC.

O rendimento médio real do Rio de Janeiro e de São Paulo foram extraídos da Pesquisa Mensal de Emprego (PME), divulgada pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Como o Distrito Federal não participa dessa pesquisa, os dados de renda foram obtidos na Pesquisa de Emprego e Desemprego (PED), realizada pelo Departamento Interestadual de Estatística e Estudos Socioeconômicos (DIEESE).

O ideal nessa estimação seria utilizar como variável para medir a elasticidade o preço que o usuário paga para ter acesso à internet para cada região estudada, contudo, como não foi possível obter tais dados, foi utilizada como *proxy* a quantidade de domicílios com acesso à internet divulgada anualmente pela PNAD. Como é uma pesquisa anual, foi necessário realizar uma interpolação dos dados para se chegar a uma série mensal. Para tal, foi utilizada a metodologia apresentada por Mönch e Uhlig (2005), para a criação de uma série mensal a partir de dados anuais. Os testes de resíduo mostraram ausência de heteroscedasticidade e de correlação serial. Neste trabalho, o conjunto de variáveis utilizadas para se obter a quantidade de acessos à internet em cada estado analisado em uma série mensal foi: o faturamento de publicidade nacional divulgado pelo Projeto Inter-meios, o volume de vendas de eletrodomésticos e de equipamentos de escritório e informática, divulgado pelo IBGE na Pesquisa Mensal do Comércio (PMC). Os gráficos mostrando o resultado da interpolação estão no apêndice B.

A Tabela 3 apresenta estatísticas descritivas dos dados. Por ter um maior número de habitantes frente às demais regiões estudadas, São Paulo apresenta o maior volume de jornais *premium* em circulação e a maior média de preço de capa. Porém, é no Rio de Janeiro que encontramos o maior preço médio da assinatura, mostrando que o fato de existir outro título concorrendo diretamente no mesmo segmento de jornais pode implicar em um desconto mais agressivo na assinatura.

Tabela 3 – Estatística Descritiva

	UF	Média	Mediana	Máximo	Mínimo	Desvio Padrão
C_{Pr}	DF	12.835	12.831	15.139	9.973	1.033
	RJ	41.663	41.455	54.122	29.023	5.546
	SP	56.641	57.479	76.745	36.278	9.583
P_{Pr}	DF	R\$ 2,38	R\$ 2,41	R\$ 2,49	R\$ 2,16	R\$ 0,08
	RJ	R\$ 2,71	R\$ 2,67	R\$ 3,18	R\$ 2,37	R\$ 0,22
	SP	R\$ 3,06	R\$ 3,01	R\$ 3,68	R\$ 2,62	R\$ 0,26
P_{Pop}	DF	R\$ 0,79	R\$ 0,65	R\$ 1,49	R\$ 0,57	R\$ 0,25
	RJ	R\$ 1,13	R\$ 1,10	R\$ 1,45	R\$ 0,91	R\$ 0,13
	SP	R\$ 1,43	R\$ 1,44	R\$ 1,55	R\$ 1,31	R\$ 0,07
P_{Ass}	DF	R\$ 1,37	R\$ 1,38	R\$ 1,57	R\$ 1,11	R\$ 0,13
	RJ	R\$ 1,70	R\$ 1,61	R\$ 2,10	R\$ 1,43	R\$ 0,24
	SP	R\$ 1,58	R\$ 1,45	R\$ 2,11	R\$ 1,32	R\$ 0,25
A	DF	350	338	608	191	128
	RJ	1.740	1.679	3.233	831	668
	SP	4.706	4.375	8.435	2.413	1.800
R	DF	R\$ 2.133,29	R\$ 2.166,50	R\$ 2.480,00	R\$ 1.773,00	R\$ 199,61
	RJ	R\$ 1.678,30	R\$ 1.676,11	R\$ 2.001,97	R\$ 1.385,72	R\$ 194,26
	SP	R\$ 1.810,69	R\$ 1.824,25	R\$ 2.032,09	R\$ 1.593,37	R\$ 114,30

Fonte: Elaboração própria.

3.2. Modelo econométrico

Usamos na estimação dos parâmetros o modelo autoregressivo de defasagem distribuída (ARDL) e o Modelo de Correção de Erro (MCE) proposto por Pesaran et al. (2001). O modelo considera a variável dependente como função das suas defasagens e da defasagem e do valor corrente de variáveis independentes e permite capturar as relações de curto e longo prazo e as elasticidades desses produtos em relação à demanda de jornais. Por outro lado, essa abordagem propõe uma forma alternativa para se testar a existência de uma relação de longo prazo entre duas ou mais variáveis sem, necessariamente, ter que se estabelecer a ordem de integração dessas variáveis. Existem algumas vantagens desse modelo em relação ao procedimento tradicional vetor autoregressivo de ordem k - VAR(k). De acordo com Afzal et al. (2010), os benefícios dessa abordagem são que ela remove os problemas associados à autocorrelação e apresentam estimadores não viesados e eficientes e podem ser trabalhados com variáveis estacionárias em nível, isto é, $I(0)$, ou estacionárias na sua primeira diferença, $I(1)$, desde que exista cointegração, ponto imprescindível para o sucesso da estimação.

Por tanto, para nosso estudo, consideramos como ponto de partida as variáveis apresentadas no modelo (1) e partindo de um VAR(k), podemos representar o modelo de Pesaran et al. (2001) no seguinte modelo de correção de erros (ECM):

$$\begin{aligned} \Delta C_{Pr,t} = & \alpha + \delta_1 C_{Pr,t-1} + \delta_2 P_{Pr,t-1} + \delta_3 P_{Pop,t-1} + \delta_4 P_{Ass,t-1} + \delta_5 A_{t-1} + \delta_6 R_{t-1} + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta C_{Pr,t-i} \\ & + \sum_{j=1}^q (\gamma_{1j} \Delta P_{Pr,t-j} + \gamma_{2j} \Delta P_{Pop,t-j} + \gamma_{3j} \Delta P_{Ass,t-j}) + \sum_{k=1}^r (\varphi_k \Delta A_{t-k}) \\ & + \sum_{l=1}^s (\theta_l \Delta R_{t-l}) + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (1)$$

em que: $C_{Pr,t}$ é a venda avulsa de jornais *premium*; P_{Pr} o preço dos jornais *premium*; P_{Pop} o preço dos jornais populares; P_{Ass} o preço da assinatura anual; A o acesso à internet; R a Renda; α o intercepto; $\beta_i, \gamma_{nj}, \varphi_j, \theta_j$ com $n = [1,2,3]$, para todo i, j, k e l são os coeficientes de curto prazo; A a quantidade de lares com acesso à internet²; p, q, r, s são as quantidades máximas de defasagem; δ_n com $n = [1,2,3,4,5,6]$ são os coeficientes de longo prazo; ε_t o termo de erro sendo definido como ruído branco; as demais variáveis já foram apresentadas anteriormente e apresentam nesse caso já os logaritmos.

Para que seja possível encontrar a relação de longo prazo, Pesaran et al. (2001) orientam que seja realizado o teste de Wald (1943) e seja observado o valor crítico informado pelo teste e a estatística F. O teste irá testar a hipótese nula $H_0: \delta_1 = \delta_2 = \delta_3 = \delta_4 = \delta_5 = \delta_6 = 0$ contra a hipótese alternativa de pelo menos um dos coeficientes ser diferente de zero. Para verificar a existência de cointegração, basta comparar a estatística F e t e o valor crítico aos informados nas Tabela CI e CII de seu artigo. A depender do nível de significância estatística que se deseja, para que se confirme a hipótese de cointegração, é necessário que a estatística F seja superior ao valor informado na Tabela CI. Da mesma forma, o valor crítico do teste de Wald precisa ser superior ao informado na Tabela CII. Como o modelo considera a existência de constante e sem tendência determinística, foi considerado o caso (iii) da tabela de Pesaran et al. (2001), tanto para CI como para CII.

Colocando em evidência o parâmetro δ_1 , a componente de longo prazo do modelo (1) pode ser reescrita como:

$$\begin{aligned} & \delta_1 C_{Pr,t-1} + \delta_2 P_{Pr,t-1} + \delta_3 P_{Pop,t-1} + \delta_4 P_{Ass,t-1} + \delta_5 A_{t-1} + \delta_6 R_{t-1} \\ & = \delta_1 (C_{Pr,t-1} + \pi_1 P_{Pr,t-1} + \pi_2 P_{Pop,t-1} + \pi_3 P_{Ass,t-1} + \pi_4 A_{t-1} + \pi_5 R_{t-1}) \end{aligned}$$

Chamando de $\mu = \delta_1$ e $\pi_s = \delta_s / \delta_1$ para $s = 1,2,3,4$ e 5 , definimos ω_{t-1} como:

$$\omega_{t-1} = C_{Pr,t-1} + \pi_1 P_{Pr,t-1} + \pi_2 P_{Pop,t-1} + \pi_3 P_{Ass,t-1} + \pi_4 A_{t-1} + \pi_5 R_{t-1} \quad (2)$$

Assim, o modelo de Pesaran et al. (2001) pode ser também apresentado da forma restrita:

$$\begin{aligned} \Delta C_{Pr,t} = & \alpha + \mu \omega_{t-1} + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta C_{Pr,t-i} \\ & + \sum_{j=1}^q (\gamma_{1j} \Delta P_{Pr,t-j} + \gamma_{2j} \Delta P_{Pop,t-j} + \gamma_{3j} \Delta P_{Ass,t-j}) + \sum_{k=1}^r (\varphi_k \Delta A_{t-k}) \\ & + \sum_{l=1}^s (\theta_l \Delta R_{t-l}) + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (3)$$

O modelo (3) é exatamente igual ao anterior (modelo 1), porém em um formato reduzido em que o coeficiente μ informará a velocidade de ajuste a choques ocorridos no curto prazo. Como a série é mensal, o coeficiente informará o percentual ajustado a cada mês. Esse valor, para reforçar a existência de relação de longo prazo, precisa ser significante e negativo.

² Usamos como *proxy* a serie interpolada da quantidade de domicílios com acesso à internet.

4. Apresentação dos resultados

4.1. Roteiro

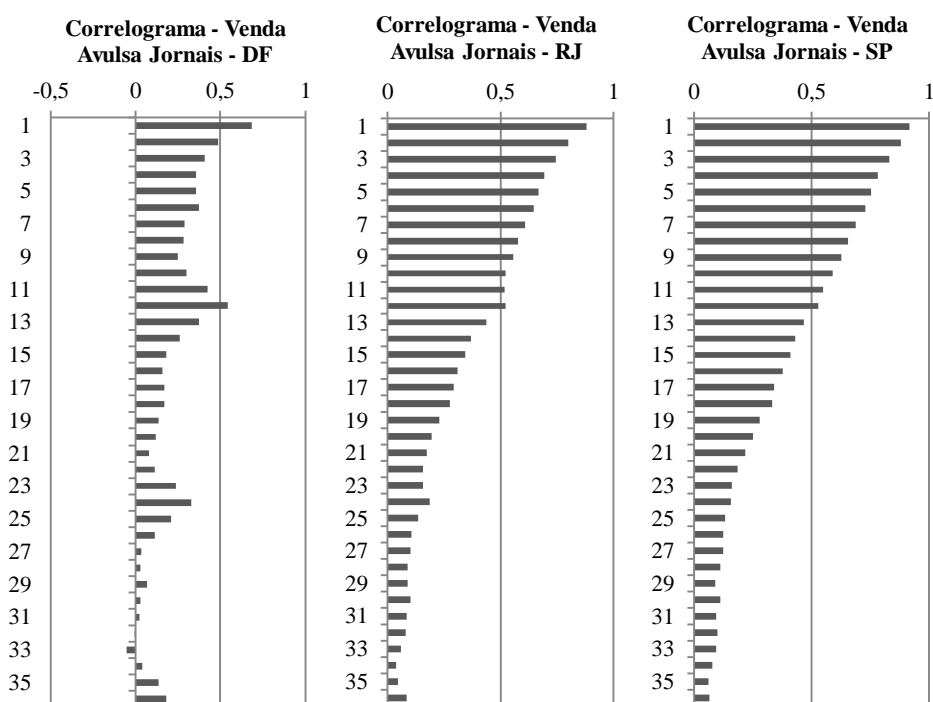
Para identificação, estimação e teste do modelo, o seguinte roteiro foi estabelecido:

- Da série original, aplica-se o logaritmo em todas as variáveis, com o objetivo de se capturar as elasticidades de cada sobre a demanda de jornal e minimizar o problema das grandezas das variáveis.
- Corrige-se aquelas séries que apresentarem comportamento sazonal ao logo do ano identificadas através do seu correlograma.
- Aplica-se testes de raiz unitária para verificar a estacionariedade das séries.
- Escolhe-se o melhor modelo conforme os critérios de informação de Akaike(AIC), Schwarz (SC) e Hannan-Quinn (HQ).
- Apesar da abordagem de cointegração de Pesaran et al. (2001) ser robusto o suficiente contra vieses causados por heteroscedasticidade e correlação serial, os testes de diagnósticos são realizados através dos testes de Breusch-Pagan-Godfrey e de Breusch-Godfrey, respectivamente.
- Verifica-se a existência de cointegração entre as variáveis e, caso todas sejam I(1), testa-se também através do teste de Engle-Granger (1987) e Johansen (1991).
- Finalmente, as elasticidades estimadas (de longo e curto prazo) são analisadas entre os estados.

4.2. Sazonalidade e testes de raiz unitária

Em relação ao passo (b), nas séries de venda avulsa de jornal, foi identificada a presença de forte sazonalidade na série do Distrito Federal. Por conta disso, foi aplicado o ajuste Census X12. Apesar de existir uma leve sazonalidade no Rio de Janeiro, por ser apenas marginal, optou-se por não realizar qualquer correção mantendo os dados originais.

Gráfico 3 – Correlograma



Fonte: Elaboração própria.

Além da abordagem de Pesaran, também testamos a existência de cointegração pelo teste de Engle-Granger (1987). Para esse procedimento, todas as variáveis precisam ser estacionárias em sua primeira diferença. Por tanto, submetemos ao teste de raiz unitária todas as variáveis apresentadas na seção 3.1. Usamos os testes de Dickey Fuller – *Generalized Least Squares* (DF-GLS) e o teste de Kwiatkowski et al. (1992), conhecido como o Kwiatkowski–Phillips–Schmidt–Shin (KPSS). E, para eliminar a hipótese de existir mais de uma raiz na série, isto é, delas também serem I(2) ou I(3), utilizou-se o teste Dickey-Pantula (1987). Para a definição da defasagem máxima utilizada nesses testes, observou-se o resultado informado da VAR, descrita no item 4.2 a seguir.

Os resultados mostrados nas Tabela 4, 5 e 6 indicam que as variáveis correspondentes ao Rio de Janeiro, a São Paulo e ao Distrito Federal têm raiz unitária e são estacionárias em sua primeira diferença a 5% do nível de significância.

Tabela 4 – Teste de Raiz Unitária – Distrito Federal

Variáveis (Em Log)	Teste de Raiz Unitária - Distrito Federal							
	DF - GLS		KPSS		Dickey - Pantula			
	Nível	1a Dif.	Nível	1a Dif.	Nível	1a Dif.	2a Dif.	3a Dif.
IVC	-1,2683	-2,4412**	0,8626***	0,3817	-1,0598	-1,1317***	-1,0869***	-1,3916***
Preço Premium	-1,0242	-3,2540***	0,7446***	0,2352	-1,9631	-1,3754***	-1,1636***	-1,446***
Preço Popular	-0,5600	-1,1651	1,0545***	0,0847	-1,2901	-8,5698***	-1,0193***	-1,1579***
Preço Assinatura	0,8174	0,8174***	1,1031***	0,1394	-1,5309	-1,0714***	-9,9499***	-1,2433***
Acessos à Internet	1,7343	-6,1347***	1,1778***	0,1099	-0,0089	-8,1042***	-1,2015***	-1,4652***
Renda	-0,5058	-6,3980***	1,1188***	0,0784	-1,4653	-7,7418***	-9,0544***	-1,037***

Nota: ***, ** e * indicam significância estatística para 1%, 5% e 10%.

Fonte: Elaboração própria.

Tabela 5 – Teste de Raiz Unitária – Rio de Janeiro

Variáveis (Em Log)	Teste de Raiz Unitária - Rio de Janeiro							
	DF - GLS		KPSS		Dickey - Pantula			
	Nível	1a Dif.	Nível	1a Dif.	Nível	1a Dif.	2a Dif.	3a Dif.
IVC	0,1395	-9,0000***	1,1678***	0,2883	-0,7419	-9,482***	-1,0026***	-1,2784***
Preço Premium	0,2541	-5,4385***	1,0621***	0,4096	-0,6547	-5,8921***	-1,0954***	-1,658***
Preço Popular	-1,1585	-4,0319***	0,4830**	0,1424	-1,3780	-1,3807***	-1,5638***	-1,2585***
Preço Assinatura	0,7588	-10,421***	1,1187***	0,0757	-0,3435	-1,0536***	-9,9499***	-1,278***
Acessos à Internet	3,7826	-12,743***	1,1858***	0,0361	0,0268	-1,0333***	-1,2334***	-1,5539***
Renda	0,6864	-12,013***	1,1613***	0,1609	-0,6855	-1,2716***	-1,022***	-1,2989***

Nota: ***, ** e * indicam significância estatística para 1%, 5% e 10%.

Fonte: Elaboração própria.

Tabela 6 – Teste de Raiz Unitária – São Paulo

Variáveis (Em Log)	Teste de Raiz Unitária - São Paulo							
	DF - GLS		KPSS		Dickey - Pantula			
	Nível	1a Dif.	Nível	1a Dif.	Nível	1a Dif.	2a Dif.	3a Dif.
IVC	-0,2096	-5,6732***	1,0352***	0,0915	-1,5527	-1,4305***	-1,0009***	-1,3685***
Preço Premium	0,2203	-4,0475***	0,8174***	0,1005	-0,6987	-1,1047***	-1,1297***	-1,3796***
Preço Popular	-1,7402*	-3,8706***	0,2904	0,1169	-2,1024	-1,2067***	-9,6698***	-1,2406***
Preço Assinatura	0,7480	-5,2934***	0,9811***	0,1382	-0,1457	-1,0521***	-9,9116***	-1,2782***
Acessos à Internet	2,1306	-9,4981***	1,1783***	0,1293	0,1590	-1,3104***	-1,2317***	-1,5221***
Renda	-0,0867	-3,8465***	1,1377***	0,1201	-1,4167	-7,4123***	-9,7898***	-1,2187***

Nota: ***, ** e * indicam significância estatística para 1%, 5% e 10%.

Fonte: Elaboração própria.

4.3. Identificação e estimação do modelo

Como o modelo ARDL utiliza defasagens diferenciadas para cada variável (defasagens p , q , r e s), é necessário estabelecer qual será a defasagem máxima que cada variável seguirá e, a partir desse valor, construir vários modelos, combinando possíveis defasagens para cada variável.

Portanto, para identificar qual será a defasagem utilizada para cada variável, foram seguidos os seguintes passos: primeiro, utilizamos o modelo VAR(k) para encontrar, por meio dos critérios de informação, a defasagem máxima do modelo mostrado em (2). Como segundo passo, consideramos várias combinações de modelos, formados pela combinação das defasagens (até a máxima escolhida no primeiro passo) e, desse conjunto, identificamos um modelo usando novamente os critérios de informação. A Tabela 7 mostra o primeiro passo em que os critérios de informação de Schwarz (SC) e Hannan-Quinn (HQ) sugerem uma defasagem.

Tabela 7 – Escolha da ordem máxima usando o modelo VAR

Def.	Critério de Seleção VAR (k)								
	Distrito Federal			Rio de Janeiro			São Paulo		
	AIC	SC	HQ	AIC	SC	HQ	AIC	SC	HQ
0	-17,519	-17,363	-17,456	-16,288	-16,132	-16,225	-17,061	-16,904	-16,998
1	-26,272	-25,178*	-25,829*	-26,322*	-25,228*	-25,879*	-26,127	-25,032*	-25,683*
2	-26,353	-24,321	-25,531	-26,033	-24,001	-25,211	-26,094	-24,062	-25,272
3	-26,328	-23,358	-25,126	-26,059	-23,089	-24,857	-26,298	-23,328	-25,096
4	-26,309	-22,401	-24,727	-25,855	-21,947	-24,273	-26,140	-22,233	-24,559
5	-26,652	-21,806	-24,691	-25,790	-20,944	-23,829	-26,130	-21,284	-24,168
6	-26,756	-20,973	-24,415	-25,664	-19,881	-23,324	-25,996	-20,213	-23,656
7	-27,018	-20,297	-24,298	-25,608	-18,887	-22,888	-26,210	-19,488	-23,489
8	-27,578*	-19,920	-24,479	-25,759	-18,100	-22,659	-26,530*	-18,871	-23,430

Fonte: Elaboração própria.

A partir de 16 modelos com defasagens distribuídas, foram escolhidos aqueles que apresentaram os menores índices nos critérios de informação. As defasagens apontadas foram ARDL (2, 0, 0,0) para o Distrito Federal e o modelo ARDL (1, 0, 0,0) tanto para São Paulo como para o Rio de Janeiro. A tabela completa com todos os 16 modelos e as defasagens utilizadas nessa etapa estão localizadas no apêndice A.

Dentre os modelos selecionados, apenas no de São Paulo foi possível identificar a presença de heteroscedasticidade. Por isso, o modelo utilizado foi estimado aplicando a correção de White para se obterem resultados robustos e não viesados por conta desse diagnóstico. Também não apresentaram correlação serial conforme o teste de Breusch-Godfrey. As tabelas com as estatísticas dos testes estão presentes no apêndice E.

Como já citado anteriormente, a condição principal para se utilizar o modelo ARDL proposto por Pesaran et al. (2001) é a existência de cointegração entre as variáveis. É através dela que é possível observar o comportamento de longo prazo das variáveis. Para tal, Pesaran et al. (2001) apresentam uma forma em seu trabalho para verificar a existência ou não de cointegração. Porém, afirmar a existência ou não de uma relação de longo prazo não é trivial seguindo o proposto. Pesaran disponibiliza várias tabelas que devem ser observadas conforme o modelo que se deseja trabalhar, considerando a presença de constante ou não, ou se há a presença ou não de tendência. Como o modelo a ser trabalhado aqui contém constante e não há tendência, as tabelas de referência são a CI e a CII. A tabela CI traz os valores críticos para o teste de Wald (1943) e a CII traz os valores críticos para a estatística F do mesmo teste. As tabelas estão disponíveis no apêndice C.

Para cada nível de significância (10%, 5%, 2,5% e 1%), existem valores para I(0) e I(1). Para a existência de cointegração, os valores críticos, tanto para a estatística t quanto para a estatística F do teste de Wald (1945), precisam ser maiores do que o valor da coluna I(1) da tabela. Também ocorre cointegração no caso de uma das estatísticas ficar entre as bandas I(0) e I(1) e a outra necessariamente superior a I(1).

Na Tabela 8, apresentamos os resultados dos testes de cointegração. Pelo modelo proposto por Pesaran et al. (2001), foi possível verificar a presença de cointegração entre as variáveis no Rio de Janeiro e em São Paulo. No Distrito Federal, não foi possível verificar a existência de relação de longo prazo dados os valores críticos das estatísticas terem ficado dentro das bandas em ambas as tabelas. Já observando pelo teste de Engle-Granger, foi possível verificar a existência de cointegração no Distrito Federal e no Rio de Janeiro, porém, em São Paulo, não houve cointegração. Verificou-se também a existência de cointegração através do teste proposto por Engle-Granger, embora a limitação desse teste seja na identificação de apenas um vetor de cointegração, o teste mostra a existência desse vetor. No último teste proposto, de Johansen (1991), verificou-se que existe pelo menos uma equação nos estados em questão que apresenta relação de longo prazo. Os detalhes do teste de Johansen encontram-se no apêndice F.

Diante desses resultados, foi possível considerar a existência de cointegração no modelo e assim incorporar essa evidência na estimação do modelo cujos resultados são apresentados na Tabela 9.

Tabela 8 – Teste de Cointegração – Pesaran, Engle-Granger e Johansen

	Pesaran			Engle-Granger		Johansen	
	Valor <i>F</i>	Valor <i>t</i>	Diagnóstico	Valor <i>t</i>	Diagnóstico	Valor <i>t</i>	Diagnóstico
Distrito Federal	2,328	-3,344	Indefinido	-6,061***	Cointegra	0,314**	Cointegra
Rio de Janeiro	3,325	-4,189*	Cointegra	-5,389**	Cointegra	0,467***	Cointegra
São Paulo	4,138**	-2,369	Cointegra	-3,814	Não Cointegra	0,302***	Cointegra

Nota: ***, **, * mostram a significância para 1%, 5% e 10%. Os valores críticos para o teste de cointegração proposto por Pesaran (2001), para $k=5$, com intercepto e sem tendência (Tabela CI, Caso III e Tabela CII, Caso III), estão no quadro anexo. A indefinição no Distrito Federal ocorre devido aos valores *F* e *t* estarem situados dentro da banda e não superiores ao valor crítico da tabela. Para o teste de Johansen, foram colocados a estatística referente a $r \leq 0$. Nota: Considerando uma significância estatística de 5%, existe pelo menos 1 equação cointegrante no Distrito Federal e no Rio de Janeiro; e duas equações em São Paulo. O quadro com o resultado completo desse teste se encontra no anexo do trabalho.

Fonte: Elaboração própria.

Tabela 9 – Resultados da estimação do modelo 3

COEFICIENTES DA REGRESSÃO					
Coefficientes	Variável	Nome Variável	Distrito Federal	Rio de Janeiro	São Paulo
α		Constante	4,302*** [1,3253]	5,059*** [1,5661]	4,853** [1,8662]
β_1	$\Delta C_{Pr,t-1}$	Δ Venda de Jornais (-1)	-0,257** [0,1067]	0,002 [0,095]	-0,258** [0,1275]
β_2	$\Delta C_{Pr,t-2}$	Δ Venda de Jornais (-2)	-0,221*** [0,096]		
$\gamma_{1,0}$	$\Delta P_{Pr,t}$	Δ Preço Premium	-0,305* [0,179]	-0,363* [0,1971]	-0,171 [0,1947]
$\gamma_{2,0}$	$\Delta P_{Pop,t}$	Δ Preço Popular	-0,089 [0,0696]	0,356** [0,1613]	0,577* [0,3167]
$\gamma_{3,0}$	$\Delta P_{Ass,t}$	Δ Preço Assinatura	0,486* [0,2475]	0,232 [0,251]	-0,537*** [0,1381]
φ_0	ΔA_t	Δ Internet	-0,138** [0,0671]	-0,474*** [0,1786]	-0,382*** [0,1169]
θ_0	ΔR_t	Δ Renda	0,255 [0,2414]	-0,013 [0,2363]	0,268 [0,3389]
δ_1	$C_{Pr,t-1}$	Venda de Jornais (-1)	-0,315*** [0,0942]	-0,384*** [0,0917]	-0,268** [0,1133]
δ_2	$P_{Pr,t-1}$	Preço Premium(-1)	-0,265 [0,2176]	-0,426* [0,2456]	-0,552*** [0,1803]
δ_3	$P_{Pop,t-1}$	Preço Popular(-1)	-0,120** [0,0458]	0,066 [0,0553]	0,509* [0,1982]
δ_4	$P_{Ass,t-1}$	Preço Assinatura(-1)	0,111 [0,1261]	-0,018 [0,172]	0,120 [0,1364]
δ_5	A_{t-1}	Internet(-1)	-0,128*** [0,0457]	-0,003 [0,067]	0,003 [0,0781]
δ_6	R_{t-1}	Renda(-1)	-0,044 [0,121]	-0,078 [0,1917]	-0,208 [0,2876]

Nota: ***, **, * equivalem as significâncias estatísticas a 1%, 5% e 10% respectivamente. Os valores em colchetes é o erro padrão.

Fonte: Elaboração própria.

A Tabela 10 mostra as estimativas das elasticidades de curto e longo prazo. A seguir, analisaremos esses resultados para cada unidade da federação, uma vez que as variáveis apresentam características distintas.

Tabela 10 - Elasticidade de Curto e Longo Prazo

Período	Variável	Elasticidade (%)		
		Distrito Federal	Rio de Janeiro	São Paulo
Curto Prazo	Preço Premium	-0,967*	-0,945*	-0,636
	Preço Popular	-0,284	0,927**	2,149*
	Preço Assinatura	1,542*	0,605	-2,000***
	Acessos Internet	-0,439**	-1,236***	-1,425***
	Renda	0,808	-0,033	0,999
Longo Prazo	Preço Premium	-0,841	-1,111*	-2,058***
	Preço Popular	-0,382**	0,171	1,896**
	Preço Assinatura	0,352	-0,047	0,449
	Acessos Internet	-0,408***	-0,007	0,01
	Renda	-0,139	-0,202	-0,776
	Prob (F-Statistic)	0,0001405	0,0001054	0,0000007

Nota: ***, **, * equivalem as significâncias estatísticas a 1%, 5% e 10% respectivamente.

Fonte: Elaboração Própria

5. Análise dos resultados

5.1. Distrito Federal

Considerando uma significância estatística de 10%, temos que as variáveis que impactam a circulação no curto prazo são o preço do jornal *premium* da assinatura e o acesso à internet. Os sinais dessas variáveis estão de acordo com o esperado na teoria. Dessa forma, o aumento em 1% no preço do jornal acarretaria uma redução de 0,96% na circulação em banca. O maior impacto está numa possível redução no preço da assinatura em 1%, que causaria uma redução de 1,54% na circulação. A internet, por sua vez, apresenta menor sensibilidade sobre à venda em banca, refletindo uma queda de aproximadamente 0,44%.

O fato de a internet ter um peso menor do que a assinatura mostra que a velocidade de ajuste da demanda é mais lenta. Isso significa que o fato da família ter acesso à internet não resultou numa queda imediata na sua demanda por jornais em banca. A família passa a consumir por um tempo os dois produtos, porém, em algum momento, acaba optando por ter a informação em formato digital e deixa de comprar o jornal em banca.

No longo prazo, as variações no preço do jornal popular e no acesso à internet são significativas para explicar as variações nas vendas em banca. Contudo, o sinal apresentado pelo coeficiente do preço do jornal popular não confirma a teoria que ele seja um bem substituto no Distrito Federal. A explicação para isso se dá na forma como o jornal popular é comercializado. Como a sua venda é feita a base de promoções, em que a fidelidade ao produto gera a ele a possibilidade de adquirir outro produto, seja eletrodoméstico ou utensílios para o lar, isso faz com que o produto se comporte como um complementar ao jornal *premium*. Isto é, o leitor quer se informar melhor através do jornal de maior valor, mas também quer ter a possibilidade de comprar ou ganhar o produto promocionado pelo jornal popular.

A renda, por sua vez, não foi uma variável significativa para explicar as variações na demanda de jornais. Dessa forma, não se pode afirmar a relação que ela tem com a demanda de jornais. Pelo valor observado da elasticidade, ela teria comportamentos distintos, no curto e no longo prazo, isto é, o aumento no rendimento médio do trabalhador poderia ser benéfico para a demanda de jornais no curto prazo, porém, o comportamento é oposto no longo prazo. Mas, novamente, como não houve significância estatística, não se pode inferir sobre essa variável.

5.2. Rio de Janeiro

No Rio de Janeiro, a internet se mostrou como a variável de maior impacto sobre a venda de jornal no curto prazo. Já uma redução no preço do jornal popular resultaria em uma redução na

circulação dos jornais *premium* nesse estado. O sinal dos coeficientes confirma que tanto o aumento de domicílios com acesso à internet como o jornal popular se posicionam como bens substitutos no curto prazo.

Os jornais populares do Rio de Janeiro apresentam um volume de conteúdo diferente do que é encontrado no restante do país. Muitos títulos contam até com a presença de classificados, produto bastante comum entre os jornais *premium*.

No longo prazo, apenas o preço do próprio jornal se mostrou significativo a 10%. O fato de a elasticidade ser superior à unidade mostra que a redução na quantidade demanda de jornais *premium* será maior proporcionalmente ao aumento de preço, portanto, gerando redução no faturamento.

Da mesma forma como ocorreu no Distrito Federal, a renda não se mostrou estatisticamente significativa no curto e no longo prazo. Porém, o sinal da variável indica que a renda teria um comportamento oposto ao esperado pela teoria econômica. O aumento no rendimento médio traria uma redução da demanda por jornais impressos.

5.3. São Paulo

No curto prazo, as variações no preço da assinatura, dos jornais populares e no acesso à internet se mostraram significativas para explicar as variações na circulação. Contudo, os coeficientes precisam ser analisados com certo cuidado, pois, assim como alguns populares, a venda de jornais *premium* é feita através de promoções, fazendo com que a demanda por esse produto não dependa apenas das variáveis citadas. Isso pode explicar o fato dos coeficientes apresentarem uma sensibilidade superior aos dos demais estados analisados.

Observando o comportamento da assinatura, por exemplo, o sinal obtido não era o esperado, porém, é compreensível. Em São Paulo, é bastante comum encartar algum produto agregado, como fascículos ou outro produto colecionável e de certa forma fidelizar a venda em banca para o leitor. Dessa forma, as variações no preço da assinatura não surtiriam o mesmo efeito sobre a demanda, comparada a uma situação em que não houvesse promoções.

A renda também não apresentou significância estatística suficiente para validar seu comportamento frente à demanda de jornais impressos. Caso ela fosse significativa, sua elasticidade seria muito próxima da unidade, indicando que o aumento em 1% no rendimento médio geraria o mesmo reflexo sobre a demanda de jornais. Porém, o resultado será o oposto no longo prazo, em que o aumento no rendimento causaria uma redução na venda de jornais em banca.

6. Conclusão

Este trabalho teve como objetivo estudar o comportamento da demanda por jornais impressos vendidos em banca no Brasil, a sua elasticidade preço e renda e os impactos de produtos, considerados como potenciais substitutos, tais como a modalidade de venda por assinatura, o jornal popular e o acesso à internet. Os dados contemplaram a demanda de jornais que circulam no Distrito Federal, no Rio de Janeiro e em São Paulo para o período de janeiro de 2004 a dezembro de 2012 e a metodologia empregada foi o modelo de Pesaran et al. (2001).

Os resultados mostraram que existe uma relação inversa entre o preço do jornal e a sua venda. Contudo, os coeficientes obtidos mostram que cada região apresenta um comportamento distinto frente às mudanças no preço de capa dos jornais. Por ser um mercado em que há uma rigidez nos preços dos jornais, as mudanças precisam ser estudadas com cautela por cada empresa para evitar perdas no seu faturamento. Caso ocorra uma queda maior proporcionalmente ao aumento no preço, a companhia terá uma queda na receita de venda de jornais. Caso os jornais do Distrito Federal aumentem seu preço, o retorno na receita será positivo tanto no curto quanto no longo prazo, mesmo havendo uma queda na circulação. Como exemplo, caso o aumento no preço seja de 1%, estima-se uma queda de 0,96% na circulação de jornais em banca.

No Rio de Janeiro, onde o mercado de jornais populares é muito forte, o estudo mostrou que de fato existe uma relação inversa entre os dois produtos, reforçando sua característica de bem substituto

em relação ao jornal *premium*. No longo prazo, apenas o preço do jornal é fator crítico para explicar as variações na demanda. Isso se deve ao fato do *O Globo* ter promovido ao longo do período ajustes no preço de capa. Esse mesmo fato também ocorreu no mercado de São Paulo. As variações de preço podem ser observadas no apêndice D.

Já para o mercado paulistano, a venda de seus jornais é sustentada à base de promoções de colecionáveis. Essa estratégia se mostrou interessante ao ponto de mitigar o efeito substituição que existe na compra da assinatura desses jornais.

Os jornais populares, criados para atender a uma demanda das famílias de mais baixa renda, também passaram a ser consumidos por aqueles que antes consumiam jornais *premium*. Esse movimento de substituição foi perceptível nos estados do Rio de Janeiro e de São Paulo. No Distrito Federal, onde o principal jornal popular é bastante promocionado, não foi possível identificar nenhum grau de substituição.

Vale chamar a atenção para o efeito do número de lares com acesso à internet sobre a demanda de jornais em banca. Foi possível verificar uma forte influência na redução na demanda por jornais impressos, principalmente no Rio de Janeiro e em São Paulo. Isso mostra a importância de o jornal impresso aumentar a sua relevância na internet, gerando conteúdos diferenciados e com profundidade para seus leitores. Também é preciso repensar o modelo de negócio no ambiente *online* a fim de mitigar o efeito do *trade-off* que existe entre o ambiente de elevado faturamento, mas em um meio em declínio ou expandir seus negócios em um ambiente digital favorável, porém com baixo retorno da publicidade. Outra conclusão interessante é que a renda não se mostrou significativa estatisticamente para explicar as variações na circulação paga, tanto no curto quanto no longo prazo. Futuras contribuições a este trabalho são bem-vindas no sentido de ampliar o estudo para outros períodos, regiões e jornais.

Referências

- AFZAL, M. et al. Relationship Between School Education and Economic Growth in Pakistan ARDL Bounds Testing Approach to Cointegration. *Pakistan Economic and Social Review*, v. 48, n. 1, p. 39-60, 2010.
- ALVES, D. C. O.; BUENO, R. L. S. Short-run, long-run and cross elasticities of gasoline demand in Brazil. *Energy Economics*, v. 25, n. 2, p. 191-199, 2003.
- ANJ - Associação Nacional de Jornais. 2012. Disponível em: <<http://www.anj.org.br/tempo-de-leitura-2/>>. Acesso em: 22 ago. 2013.
- ARGENTESI, E.; FILISTRUCCHI, L. Estimating market power in a two-sided market: The case of newspapers. *Journal of Applied Econometrics*, v. 22, n. 7, p. 1247-1266, 2007.
- BACCHI, M. R. P.; BARROS, G. S. C. Demanda de carne bovina no mercado brasileiro. *Revista de Economia e Sociologia Rural*, v. 30, n. 1, p. 83-96, 1992.
- DICKEY, D. A.; PANTULA, S. G. Determining the order of differencing in autoregressive processes. *Journal of Business & Economic Statistics*, v. 5, n. 4, p. 455-461, 1987.
- ENGLE, R. F.; GRANGER, C. W. J. Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing. *Econometrica*, v. 55, n. 2, p. 251-276, 1987.
- EVANS, D. S. The online advertising industry: Economics, evolution, and privacy. *Journal of Economic Perspectives*, v. 23, n. 3, p. 37-60, 2009.
- FARINA, E.; VIEGAS, C.; LACERDA, P.; GARCIA, C. Mercado e Concorrência do Etanol. In: SOUSA, E. L. de; MACEDO, I. de C. (Org.). *Etanol e Bioeletricidade: a cana de açúcar no futuro da matriz energética*. São Paulo: Editora LUC, p. 226-311, 2010.

- GABSZEWICZ, J. J.; LAUSSEL, D.; SONNAC, N. Advertising and the rise of free daily newspapers. *Economica*, v. 79, n. 313, p. 137–151, 2012.
- JOHANSEN, S. Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in Gaussian vector autoregressive models. *Econometrica*, v. 59, n. 6, p. 1551–1580, 1991.
- KELLEY, L. D.; JUGENHEIMER, D. W. *Advertising media planning – a brand management approach*. M.E. Sharpe, 2004.
- KWIATKOWSKI, D. et al. Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root: How sure are we that economic time series have a unit root?. *Journal of Econometrics*, v. 54, n. 1, p. 159–178, 1992.
- LEWIS, R. Relation between newspaper subscription price and circulation, 1971-1992. *Journal of Media Economics*, v. 8, n. 1, p. 25–41, 1995.
- MANRICH, C.; DINIZ, E. H.; SANDES-GUIMARÃES, L. V. Jornais brasileiros e sua atuação na internet. *Revista Eletrônica de Sistemas de Informação*, v. 12, n. 1, p. 1–19, 2013.
- MATTOS, L. B.; LIMA, J. E. Demanda residencial de energia elétrica em Minas Gerais: 1970-2002. *Nova Economia*, n. 15, v. 3, p. 31–52, 2005.
- MÖNCH, E.; UHLIG, H. Towards a Monthly Business Cycle Chronology for the Euro Area. *Journal of Business Cycle Measurement and Analysis*, v. 2005, n.2, p. 43–69, 2005.
- PESARAN, M. H.; SHIN, Y.; SMITH, R. J. Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of Applied Econometrics*, v. 16, n. 3, p. 289-326, 2001.
- RANDOW, B. M. V.; FONTES, R. M. O.; CARMINATI, J. G. O. Estimativas das elasticidades-preço e renda da demanda por álcool combustível no Brasil. In: *Anais do Congresso da Sociedade Brasileira de Economia, Administração e Sociologia Rural*, 48, Campo Grande-MS, 2010.
- REEKIE, W. The price elasticity of demand for evening newspapers. *Applied Economics*, v. 8, n. 1, p. 69–79, 1976.
- WALD, A. Tests of statistical hypotheses concerning several parameters when the number of observations is large. *Transactions of the American Mathematical Society*, v. 54, n. 3, p. 426–482, 1943.

**DESINDUSTRIALIZAÇÃO E MUDANÇA ESTRUTURAL NA REGIÃO SUDESTE:
UM ESTUDO COMPARADO***

Wallace Marcelino Pereira

Universidade Federal de Minas Gerais (UFMG)

Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional da UFMG (CEDEPLAR)

E-mail: wallacemp2000@yahoo.com.br

Silvio Antonio Ferraz Cario

Universidade Federal de Santa Catarina (UFSC)

E-mail: fecario@yahoo.com.br

RESUMO: O presente trabalho tem por objetivo avaliar as especificidades da mudança estrutural em três estados da região Sudeste – São Paulo, Rio de Janeiro e Minas Gerais – visando contribuir para o debate sobre a desindustrialização no Brasil entre os anos de 1996 e 2013. Para tanto, resgatam-se os estudos empírico-analíticos acerca da mudança estrutural na indústria brasileira. Utilizaram-se indicadores tradicionais de estudo sobre desindustrialização para os estados federativos selecionados por intensidade tecnológica. Contribui-se para a literatura sobre o tema ao utilizar o Índice de Desindustrialização Relativa Regional – DRR, visando mitigar os problemas relacionados à variação do câmbio que afetam a razão VTI/VBPI. Constatou-se a existência de um processo de desindustrialização relativa com impactos distintos na estrutura industrial de cada estado analisado. Apesar disso, os estados de São Paulo, Rio de Janeiro e Minas Gerais têm avançado, em níveis diferenciados, ainda que lentamente, de uma indústria de baixa intensidade tecnológica para uma indústria de média baixa e média alta intensidades tecnológicas.

Palavras chave: Desindustrialização; Economia regional; Mudança Estrutural.

Classificação JEL: R1.

**DEINDUSTRIALIZATION AND STRUCTURAL CHANGE IN THE SOUTHEAST
REGION: A COMPARATIVE STUDY**

ABSTRACT: This paper aims to assess the specific structural change in three states in the Southeast - São Paulo, Rio de Janeiro and Minas Gerais - to contribute to the debate on de-industrialization in Brazil between 1996 and 2013. Therefore, rescues to the empirical-analytic studies of structural change in the Brazilian industry. We used traditional indicators study on de-industrialization to the federal states selected by technological intensity, and contributes to the literature on the subject, using the Deindustrialization Index Relative Regional - DRR, to mitigate the exchange rate variation related issues affecting the reason VTI/VBPI. It was found that there is a process of relative de-industrialization with different impacts on the industrial structure of the analyzed state. Nevertheless, the states of São Paulo, Rio de Janeiro and Minas Gerais have advanced at different levels, albeit slowly, in a low technology industry to an average low of industry and medium-high technological intensity.

Keywords: Deindustrialization; Regional Economy; Structural Change.

JEL Codes: R1.

1. Introdução

Na literatura do desenvolvimento econômico, a indústria de transformação é considerada o motor do crescimento devido aos seus retornos crescentes de escala, ao impacto positivo sobre a taxa de produtividade da economia, sendo o seguimento promovedor de mudanças estruturais nos países subdesenvolvidos (FURTADO, 1961; KALDOR, 1966; THIRWALL, 2002). A mudança estrutural, na acepção de Kuznets (1957; 1973), implica em alterações setoriais do fator trabalho e dos fatores de produção, promovendo o aumento do investimento e da produtividade, cujo resultado passa a ser a proeminência da indústria, como geradora de renda nos países que alcançam o desenvolvimento.

No Brasil, a economia, a partir de meados da década de 80, começou a apresentar contínua queda da participação da indústria na formação do Produto Interno Bruto (PIB), indicando a ocorrência de mudança estrutural. De cerca de 32% do PIB em 1986, que correspondeu ao seu auge, caiu para 19,7% em 1998, até atingir cerca de 10% em 2016 (IEDI, 2005; 2017). Os pesquisadores têm afirmado a ocorrência de um processo de desindustrialização relativa (FEIJÓ et al., 2005; COMIN, 2009; SILVA, 2012; SAMPAIO, 2015; BOTELHO, et al., 2016; PEREIRA, 2016).

Apesar disso, a dimensão regional do processo de desindustrialização e o seu impacto, em termos da mudança estrutural, na economia brasileira, têm ganhado importância apenas recentemente e o recorte de estudo varia entre regiões ou unidades federativas. Nesse contexto, encontram-se os estudos de Scatolin et al. (2007); Silva e Alves (2010); Cruz e Santos (2011); Rosendo e Britto (2011); Arroyo (2012); Almeida e Souza (2014); Carvalho Junior et al. (2012); Botelho et al. (2016); Souza (2016); e Monteiro e Lima (2017).

Os estudos apontam que o processo de desindustrialização tem apresentado grau e extensão diferenciado entre as unidades federativas, a partir do uso de indicadores básicos e tradicionais. Porém, quando utilizados de forma isolada, podem ser insuficientes e gerar uma análise equivocada, sobre a existência ou não de desindustrialização no Brasil (MORCEIRO, 2012). Para tanto, é relevante avaliar a desindustrialização a partir de uma abordagem regional: primeiro, devido a poucos estudos tendo essa temática como referência; e, segundo, devido à necessidade de buscar formas alternativas de identificar e medir a desindustrialização em nível regional.

Neste sentido, o estudo objetiva analisar individualmente, a partir de indicadores tradicionais e por meio do Índice de Desindustrialização Relativa Regional (DRR), o processo de desindustrialização nos estados da região Sudeste do Brasil: São Paulo, Rio de Janeiro e Minas Gerais, considerados as 1ª, 2ª e 3ª economias do país, respectivamente, congregando pouco mais de 56% do PIB brasileiro em 2013.

Para tanto, o presente artigo está dividido em 9 seções. Na primeira seção, faz-se a introdução; na segunda seção, discutem-se os aspectos teóricos internacionais e os resultados de estudos nacionais sobre a desindustrialização; na terceira seção, aborda-se a questão metodológica; na quarta seção, traça-se um panorama da indústria na região Sudeste; nas quinta, sexta e sétima seções, analisa-se o comportamento da indústria dos estados de São Paulo, Rio de Janeiro e Minas Gerais; na oitava seção, faz-se uma avaliação agregada dos indicadores; e na nona seção, apresentam-se as considerações finais.

2. Aspecto analítico sobre a desindustrialização no Brasil: síntese do debate

O fenômeno denominado desindustrialização foi constatado pela primeira vez por volta da década de 70, nos países desenvolvidos, quando a indústria começou a apresentar queda continuada de participação na composição do PIB. Até então, esse comportamento não havia suscitado grande debate, até que, com a divulgação do relatório da *United Nations Conference on Trade and Development* (UNCTAD, 2003), a atenção de diversos pesquisadores passou a se concentrar no esforço em entender a origem e as causas desse processo.

Assim, Morceiro (2012) aponta para a existência de três eixos que devem ser observados quando se trata do referido processo, a saber: 1) queda do emprego (em termos absolutos e/ou em relação ao emprego total da nação); 2) queda da produção (em termos absolutos e/ou em relação ao PIB do país);

e 3) deterioração do balanço de pagamentos, especialmente a deterioração do saldo comercial da indústria de transformação.

Com base nos dois primeiros eixos, Rowthorn e Ramaswamy (1999) e Rowthorn e Coutts (2004) concentram esforços no entendimento do comportamento do emprego, em função de sua importância na geração de renda e na produtividade da indústria. Na mesma linha de pensamento, Palma (2005; 2008) considera que a desindustrialização ocorre em duas fases: a primeira, marcada pela queda em termos relativos do emprego industrial; e, a segunda, pela redução em termos absolutos, acrescido da maior absorção de mão de obra pelo setor de serviços.

Por outro lado, Tregenna (2009) observa que a desindustrialização é um fenômeno em que não só o emprego industrial, mas também o valor adicionado da indústria se reduzem em relação ao emprego total e ao PIB. Diante dessa definição abrangente, Oreiro e Feijó (2010) expõem que “uma economia não se desindustrializa quando a produção industrial está estagnada ou em queda, mas quando o setor industrial perde importância como fonte geradora de empregos e/ou de valor adicionado para uma determinada economia” (OREIRO; FEIJO, 2010, p. 221).

Outro eixo que merece atenção trata-se do balanço de pagamentos. Para Singh (1977) e Cairncross (1978), a desindustrialização torna-se um problema quando ocorre fragilidade na capacidade do país pagar suas importações, impondo, diante de tal quadro, aumento da restrição ao crescimento econômico. Nessa perspectiva, a indústria não atende o mercado local, bem como não auxilia na geração de divisas para o país.

Em relação à literatura brasileira, no campo da heterodoxia, esse processo iniciou-se na década de 80, cuja razão reside na crise econômica decorrente da exaustão do padrão de financiamento externo e da fragilidade fiscal do Estado. O Estado foi perdendo a capacidade de induzir e coordenar investimentos privados e impulsionar as inversões públicas infraestruturais (LAPLANE; SARTI, 2006; CANO, 2014; SARTI; HIRATUKA, 2011). Nesse contexto, a indústria mostrou trajetória de desenvolvimento declinante, em um contexto de mudança do paradigma tecno-produtivo mundial.

Na década de 90, acentuou-se o processo de desindustrialização com a abertura do mercado, desregulamentação econômica e privatização de empresas estatais. A concorrência aberta passou a ser o elemento central e responsável pelo crescimento econômico. Em paralelo, observou-se o arrefecimento da capacitação tecnológica do setor privado, que se enfraqueceu pela ausência de demanda e pelo fim dos estímulos induzidos pelo Estado (FERRAZ et al., 1995).

Para Laplane e Sarti (2006) e Carneiro (2008), os anos 2000 foram marcados pela tendência à incapacidade por parte da indústria de transformação em incorporar a nova onda tecnológica, ao passo que as indústrias baseadas em recursos minerais passaram a ganhar cada vez mais espaço incentivando a especialização em atividades intensivas em recursos naturais. Tal quadro levou o Brasil a um processo de “especialização regressiva” da produção industrial.

No âmbito da política econômica liberalizante, Bresser-Pereira e Marconi (2008) apontam que o processo de abertura comercial e financeira eliminou mecanismos de controles tarifários, alfandegários e cambiais até então capazes de neutralizar a “doença holandesa” na economia brasileira. Bresser-Pereira (2008, p. 48) explica que a doença holandesa decorre: “*the chronic overvaluation of the exchange rate caused by the abundance of cheap natural and human resources, compatible with a lower exchange rate than the one that would pave the way for the other tradables industries*”. Como o Brasil tem vantagem na produção de *commodities* derivadas de recursos naturais, essa doença começou a se manifestar ancorada na apreciação artificial da taxa de câmbio.

Esse comportamento cambial se, por um lado, facilitou a entrada de divisas internacionais, por outro provocou consequências nefastas para a estrutura industrial, inviabilizando investimentos produtivos em setores industriais de bens comercializáveis, além de esgarçar elos da cadeia produtiva interna provocando a desindustrialização do país (BRESSER-PEREIRA, 2005; BRESSER-PEREIRA; MARCONI, 2008; MARCONI; ROCHA, 2011).

Assim, para Loures et al. (2006), a desindustrialização é o resultado de uma política econômica que desde 1994 pode chamar-se de “servidão consentida”. Esse registro decorre da combinação de juros altos, taxa de câmbio apreciada, alta taxa de tributação e redução do gasto público em infraestrutura. A condução da política econômica tem contribuído para ocorrência de queda do nível

de produtividade e da competitividade das exportações manufatureiras, cujo resultado colabora para o processo de desindustrialização em curso (SILVA, 2012; CANO, 2011; 2012; 2014).

Para Feijó e Oliveira (2013), a trajetória de desenvolvimento adotada nos últimos vinte anos foi a responsável por: 1º) uma manufatura menos densa em termos de elos das cadeias produtivas, induzindo que parte dos estímulos de demanda agregada sejam transferidos para o exterior, em função de parte da oferta ser atendida por bens e serviços importados; e 2º) enfraquecimento das ligações dos setores industriais – tanto a montante, quanto a jusante – em relação aos demais setores da economia, limitando o dinamismo industrial brasileiro em relação ao exterior.

Até 1980, a estrutura industrial do país seguiu em linha com o padrão produtivo mundial, marcado pelo movimento internacional do capital posto pela 4ª Revolução Tecnológica (PÉREZ, 2004). A partir dos anos de 1980, a estrutura industrial adentrou em um processo de *fall behind*, caracterizado pelo reduzido dinamismo industrial em relação à economia mundial, coincidindo no plano interno com o fim das políticas industriais, abertura comercial e financeira e sobrevalorização cambial. No plano externo, a nova revolução tecnológica e industrial levou à nova geografia industrial marcada por outras formas de produção e comercialização (AREND, 2014).

Neste contexto, o Brasil apresentou uma trajetória oscilante com viés marcado pela deterioração de sua indústria, a Ásia, por meio da China, empreendeu esforços no sentido de capturar parte das manufaturas da Europa e dos Estados Unidos, como forma de alavancar seu desenvolvimento industrial. Após a crise de 2008, tanto os países desenvolvidos quanto asiáticos passaram internamente a reestruturar seu parque industrial e a adotar políticas de comércio mais agressivas para exportar seus produtos, levando o Brasil a se deparar com dificuldades no comércio internacional de bens manufaturados (SARTI; HIRATUKA, 2011; CANO, 2012).

Por outro lado, a vertente ortodoxa coloca que a possível desindustrialização no Brasil tem sua origem no processo de ajustamento pelo qual vem passando a economia internacional. Nessa perspectiva, a indústria brasileira está inserida no movimento global dos países, no sentido de convergir para o nível ideal de desenvolvimento industrial (BONELLI et al., 2013). A partir da avaliação de 170 países em um período de 40 anos, os autores identificaram que o Brasil sofre de “doença soviética”, entendida como uma indústria situada acima do padrão internacional quando se considera o grau de desenvolvimento, população, tecnologia e dotação de recursos naturais.

Conforme Giambiagi et al. (2013), a “doença soviética” no Brasil foi identificada em meados dos anos 1970 até a segunda metade dos anos 1980 e a redução da participação da indústria no PIB não seria um problema, uma vez que a indústria brasileira participava em um nível muito acima do nível previsto para o seu padrão enquanto país em desenvolvimento. E, mais que isso, a liberalização econômica seria responsável por fazer a participação da indústria no PIB voltar ao ponto de normalidade condizente com a condição brasileira.

Lazzarini et al. (2013) e Fishlow (2013) colocam que a desindustrialização não seria nociva, uma vez que os produtos primários incorporaram nos últimos anos avanços tecnológicos e inovativos, garantindo níveis de produtividade e de eficiência elevados, cujos preços podem ser superiores aos dos produtos manufaturados. Por outro lado, mesmo considerando o setor de *commodities* benéfico, Bacha (2013) atenta que a queda de participação da indústria de transformação no PIB se relaciona com a bonança externa de 2005 a 2011, amparada pela valorização da taxa de câmbio real.

Devido à bonança econômica, a letargia industrial a partir de 2010 foi agravada quando o governo, diante de quase pleno emprego, promoveu a elevação dos salários reais acima da produtividade média do trabalho e manteve a expansão do crédito, levando a um aumento do consumo com ampliação das importações líquidas. O resultado nas contas externas só não foi deficitário em razão dos preços favoráveis das *commodities* (PASTORE et al., 2013).

Além disso, agrega-se a entrada de forma ativa da China e da Índia na produção e no comércio mundial. Tais economias provocaram desequilíbrio no quadro das vantagens comparativas globais, trazendo não só impacto no setor industrial de diversos países, como afetando o desempenho da indústria brasileira (BONELLI et al., 2013).

2.1. A dimensão regional da dinâmica industrial

Na literatura de economia regional, os trabalhos seminais sobre a dinâmica industrial têm início com os estudos de Diniz (1993; 1995) e Diniz e Crocco (1996) que apontaram a existência de um processo de desconcentração entre os anos 1970 e 1990. As regiões metropolitanas do Rio de Janeiro e de São Paulo apresentaram perda de participação, ao passo que os estados de Minas Gerais, da região Sul e o interior paulista tiveram ganhos relativos. Os autores sugerem a existência de um polígono que percorre do centro de Minas Gerais até o nordeste do Rio Grande do Sul.

As origens dessa desconcentração se deveram, de um lado, ao forte crescimento da economia paulista entre 1970 e 1985, impulsionando o crescimento dos estados vizinhos; e, por outro, pelas deseconomias de aglomeração, pela ação estatal em termos de investimento e incentivos fiscais, pela expansão da fronteira agrícola e mineral e pela unificação dos mercados (DINIZ, 1995; CANO, 1997).

Diante das crises fiscal e financeira do Estado na década de 80 e das implicações na condução da política econômica, iniciou-se um período contraditório da desconcentração industrial, marcado por suave reconcentração em função da política de abertura comercial. Nesse contexto, observaram-se, de um lado, desmantelamento do Estado, abertura ao comércio exterior, fim da maturação dos projetos do II Plano Nacional de Desenvolvimento (II PND) e queda do ritmo de crescimento das exportações de manufaturados tradicionais como razões para a reconcentração. E, de outro, a expansão agroindustrial, a guerra fiscal interestadual e o crescimento das cidades médias figuraram como responsáveis pelo movimento de desconcentração (CANO, 1997; DINIZ, 1995).

A partir do início da década de 90, vários autores sugerem a retomada do processo de desconcentração industrial, porém, com a dimensão territorial amplificada, que vai além dos limites anteriormente definidos pela região metropolitana de São Paulo e interior paulista. Essa nova configuração compreende outras regiões brasileiras como Nordeste, Centro-Oeste e Zona Franca de Manaus (NEGRI, 1994; PACHECO, 1999; FIRKOWSKI, 2001; SABOIA et al., 2008; ARDISSONE, 2009; SABOIA, 2013; ABDAL, 2017).

As razões desse movimento foram a migração dos setores intensivos em mão de obra para regiões com baixos salários, em busca de menores custos de produção; o esgotamento das metrópoles, enquanto polos industriais; e a guerra fiscal entre os estados, gerando benefícios para inversão (AZEVEDO; TONETO JÚNIOR, 2001; RAMOS; FERREIRA, 2005a; OLIVEIRA JÚNIOR, 2006).

Em particular, a guerra fiscal ganha contornos relevantes a partir de meados da década de 90, como resultado da crise dos anos 80, diante da necessidade dos entes federativos em buscar de forma acirrada e na maioria dos casos de forma deletéria às finanças a atração de investimentos privados, em contexto marcado pela globalização e perda de capacidade do Estado em fomentar investimentos estratégicos (PRADO, 1999; ARBIX, 2001; NASCIMENTO, 2008).

Todavia, essa desconcentração não é absoluta. Autores como Suzigan et al. (2001), Azzoni (2002), Pereira e Lemos (2003), Lemos et al. (2003), e Ramos e Ferreira (2005b) apontam que o estado de São Paulo ainda apresenta importância relativa, uma vez que o interior paulista e alguns estados imediatamente vizinhos têm absorvido parte da migração de postos de trabalho industriais, garantindo, dessa forma, uma dinâmica específica no Sul e Sudeste brasileiro.

3. Notas metodológicas

A literatura sobre a redução da participação da indústria na economia brasileira está permeada por visões distintas e associadas a diferentes indicadores de mensuração (MORCEIRO, 2012). De modo geral, os indicadores mais utilizados são: Produto Industrial/PIB, VTI/VBPI por intensidade tecnológica, VTI/PO por intensidade tecnológica, Saldo comercial (por intensidade tecnológica) e Coeficiente de penetração das importações. Tais indicadores estão presentes nos estudos de Coutinho (1997); Carneiro (2008); Carvalho (2008); Puga (2007); Nassif (2008); Comin (2009); Oreiro e Feijo (2010); Silva (2012); Squeff (2012); Sampaio (2013); Nogueira (2017).

Métodos econométricos estão nos estudos de Cardoso e Nascimento (2013); Cunha et al. (2013); Sonaglio (2013); Feijó e Oliveira (2013); Soares et al. (2013) e Casseb e Pedroza (2017). Os estudos regionais utilizam o método histórico dedutivo e de estimação paramétrica. No primeiro, destacam-se: Scatolin et al. (2007); Silva (2009); Carvalho Junior et al. (2012); Cruz e Santos (2011); Conceição (2014); Sampaio (2015); Botelho et al. (2016); Pereira (2016); Souza (2016); Monteiro e Lima (2017); e, no segundo, Palma (2005); Rowthorn e Ramaswamy (1999).

Como aponta Morceiro (2012), por se tratar de um fenômeno complexo, a análise simultânea de indicadores tem sido comum, todavia, se faz necessário estudos que busquem suprir a ausência de indicadores específicos de desindustrialização. Neste contexto, o presente estudo objetiva avaliar as especificidades da mudança estrutural da região Sudeste¹, visando contribuir para o debate da desindustrialização no Brasil de 1996 a 2013. Além disso, visando contribuir para a literatura especializada, utilizando do Índice de Desindustrialização Relativa Regional (DRR) por intensidade tecnológica.

O presente recorte se justifica pela possibilidade de avaliar o comportamento industrial durante duas fases da economia brasileira, notadamente marcada em um primeiro momento pela adoção de políticas mais liberais até por volta do ano de 2003; e, posteriormente, com a recondução da política econômica, quando o Estado passa a desempenhar papel mais ativo.

Para tanto, o método de abordagem a ser utilizado é de caráter histórico dedutivo, dado que se parte da realidade e da observação desta para a realização da análise. As variáveis industriais correspondem aos dados da Indústria de Transformação disponibilizados pela Pesquisa Industrial Anual (PIA/IBGE); utilizaram-se o Valor Bruto da Produção Industrial (VBPI)² e o Valor da Transformação Industrial (VTI)³. Os dados do Povoal Ocupado⁴ foram extraídos da RAIS/MTE.

Foi construído o indicador tradicional de análise do comportamento industrial, a saber: a razão entre VTI e VBPI (VTI/VBPI), que expressa a proporção de valor agregado transformado pela indústria. Em outros termos, a razão (VTI/VBPI) é considerada uma *proxy* da densidade do tecido industrial, de modo que quanto mais próxima de um, mais a produção é intensiva em valor agregado gerado no próprio país.

Entretanto, como aponta Torres e Silva (2015), a razão VTI/VBPI é muito sensível a variações cambiais, além de não captar as diferenças intersetoriais, razão pela qual utiliza-se o indicador adaptado de Arend (2014) proposto por Pereira (2016), denominado Índice de Desindustrialização Relativa Regional (DRR), que pode ser expresso como:

$$DRR_{t(UF \text{ ou região})} = IVI_{t(UF \text{ ou região})} / IVI_{t(Brasil)} \quad (1)$$

em que:

$$IVI_{t,t+n} = (VBPI_{t+n} / VBPI_t) * 100 \quad (2)$$

trata-se da razão do Valor Bruto da Produção Industrial entre um período t e um período $t+n$.

¹ O estado do Espírito Santo não foi analisado na quinta parte devido à impossibilidade de desagregação metodológica, o que poderia prejudicar a análise.

² O VBPI corresponde ao conceito de valor das expedições industriais, a saber: o valor das vendas de produtos fabricados e serviços industriais prestados pela unidade local, acrescido do valor das transferências dos produtos fabricados para venda em outras unidades locais (IBGE, 2011).

³ O Valor da Transformação Industrial (VTI), segundo o IBGE (2011), corresponde à diferença entre o Valor Bruto da Produção Industrial (VBPI) e o Custo das Operações Industriais (consumo de matérias-primas, materiais auxiliares e componentes somados à variável outros custos de operação industrial) (COI), calculados ao nível das unidades locais produtivas industriais.

⁴ O Povoal Ocupado expressa o número de pessoas que se encontram trabalhando nas unidades industriais.

O DRR objetiva mostrar o desempenho industrial relativo de determinada região em relação ao país ou à região de referência, como pode ser visto no Quadro 1.

Quadro 1 – Índice de Desindustrialização Relativa Regional

Indicador	Significado	Resultado
DRR < 1	A região apresenta uma taxa de crescimento do produto manufatureiro menor do que o país ou a região de referência.	Desindustrialização relativa
DRR = 1	A taxa de crescimento do produto manufatureiro entre a região e o país ou a região de referência é a mesma ou muito próxima.	Ausência de perda ou ganho relativo
DRR > 1	A região apresenta uma taxa de crescimento do produto manufatureiro maior do que o país ou região de referência.	Industrialização relativa

Fonte: Elaboração própria.

Em outros termos, um valor menor do que 1 indica que a região está apresentando uma taxa de crescimento do produto manufatureiro menor do que o país ou a região de referência, o que caracteriza um processo de desindustrialização relativa. Um valor de DRR igual a 1 significa que a taxa de crescimento do VBPI da região é a mesma do país ou da região de referência e, por sua vez, não está ocorrendo perda ou ganho relativo. Por fim, um DRR maior do que 1 significa que a região está apresentando uma taxa de crescimento do produto manufatureiro maior do que o país ou a região de referência, sugerindo a existência de um processo de industrialização relativa.

Os dados foram deflacionados pelo IPA-OG da Fundação Getúlio Vargas, tendo como ano base 2013, e os setores industriais foram classificados por intensidade tecnológica, conforme metodologia da *Organization for Economic Cooperation and Development* (OECD)⁵, em quatro grupos, a saber: alta (AT), média-alta (MAT), média-baixa (MBT) e baixa (BT) (OECD, 2011).

4. A região Sudeste do Brasil: comportamento industrial

A região Sudeste é a economicamente mais importante do Brasil, cujos estados de São Paulo, Rio de Janeiro, Minas Gerais se destacam como a 1^a, 2^a e 3^a economias do país, respectivamente, acompanhada pelo Espírito Santo, a 12^a economia, em tamanho do PIB/2014. Esses estados vêm passando por processo lento de transformação de sua economia. Conforme a Tabela 1, entre 1996 e 2013, o estado de São Paulo apresentou perda de sua participação no valor adicionado nacional, ao passo que Minas Gerais e Espírito Santo apresentaram ligeiro crescimento. Tais registros associados à estagnação da participação do valor adicionado do Rio de Janeiro em relação ao valor adicionado nacional resultaram na queda de representatividade dessa região no valor adicionado nacional.

⁵ A classificação da OCDE (2011) por intensidade tecnológica compreende: a) Indústria de alta tecnologia (AT): Aeronáutica e aeroespacial, Farmacêutica, Material de escritório e informática, Equipamentos de rádio, TV e comunicação, Instrumentos médicos de ótica e precisão; b) Indústria de média-alta tecnologia (MAT): Máquinas e equipamentos elétricos n. e., Veículos automotores, reboques e semirreboques, Produtos químicos, excl. farmacêuticos, Equipamentos para ferrovia e material de transporte n. e., Máquinas e equipamentos mecânicos n. e.; c) Indústria de média-baixa tecnologia (MBT): Construção e reparação naval, Borracha e produtos plásticos, Produtos de petróleo refinado e outros combustíveis, Outros produtos minerais não metálicos e Produtos metálicos; e, d) Indústria de baixa tecnologia (BT): Produtos manufaturados n.e. e bens reciclados, Madeira e seus produtos, papel e celulose, Alimentos, bebidas e tabaco e Têxteis, couro e calçados. Obs: (n. e. = não especificados nem compreendidos em outra categoria).

Tabela 1 - Participação percentual dos Valores Adicionados (VAs) da indústria estaduais e regional em relação ao Valor Adicionado (VA) Nacional, 1996–2013 (%)

Ano	São Paulo					Rio de Janeiro				
	1996	2000	2004	2008	2013	1996	2000	2004	2008	2013
Participação do VA Estadual no VA Nacional	36,49	35,96	33,14	33,08	31,10	11,22	11,85	11,48	11,32	11,70
Participação do VA da Ind. no VA da Ind. Nacional	42,94	39,90	36,27	33,89	28,57	8,61	10,08	10,69	12,72	14,36
Participação do VA da Ind. Transf. no VA da Ind. Transf. Nacional	46,77	45,07	42,72	43,66	38,60	6,34	6,58	6,93	6,67	6,00

Ano	Minas Gerais					Espírito Santo				
	1996	2000	2004	2008	2013	1996	2000	2004	2008	2013
Participação do VA Estadual no VA Nacional	8,79	8,53	9,13	9,32	9,40	1,90	1,97	2,07	2,30	2,10
Participação do VA da Ind. no VA da Ind. Nacional	9,72	9,81	10,47	10,96	11,60	1,92	1,92	2,12	2,78	3,49
Participação do VA da Ind. Transf. no VA da Ind. Transf. Nacional	9,10	9,03	9,81	10,72	10,30	1,56	1,65	1,80	1,61	1,50

Ano	Sudeste				
	1996	2000	2004	2008	2013
Participação do VA Estadual no VA Nacional	58,39	58,31	55,83	56,02	54,40
Participação do VA da Ind. no VA da Ind. Nacional	63,18	61,71	59,55	60,35	58,01
Participação do VA da Ind. Transf. no VA da Ind. Transf. Nacional	63,77	62,34	61,27	62,67	56,40

Fonte: IBGE.

Tal quadro se torna evidente quando se observa o comportamento da indústria (extrativa, de transformação e construção civil), cuja trajetória ao longo do período analisado foi bastante peculiar. Considerando o valor adicionado da indústria em geral em relação ao valor adicionado nacional, percebe-se que somente o estado de São Paulo apresentou perda de participação, 14 p.p, sugerindo a existência de um comportamento diferente entre os estados, quando se analisa o setor industrial.

Para tanto, quando se analisa a indústria de transformação, percebe-se que, dos quatro estados da região Sudeste, São Paulo e Rio de Janeiro apresentaram perdas de participação, de 8 p.p e 0,35 p.p, respectivamente, ao passo que Minas Gerais expressou ganho de 1,2 p.p. entre 1996 e 2013 e o Espírito Santo praticamente se manteve estável. Esse comportamento resultou para a região Sudeste na perda da participação do valor adicionado da indústria de transformação ao longo do tempo, evidenciando a ocorrência de processo de desindustrialização com mudança do perfil industrial.

Tabela 2 - Participação das atividades econômicas no valor adicionado dos estados a preços básicos - Região Sudeste (%)

Ano	São Paulo				Rio de Janeiro			
	Agropec.	Indústria	Ind. de transf.	Serviços	Agropec.	Indústria	Ind. de transf.	Serviços
1996	1,33	31,38	22,09	67,29	0,71	19,94	9,49	79,36
2000	1,37	31,53	22,12	67,10	0,66	24,05	9,76	75,29
2004	2,18	33,83	25,43	63,99	0,60	28,91	11,96	70,49
2008	1,45	29,52	22,66	69,03	0,44	31,56	9,87	68,01
2013	1,87	22,89	15,27	75,24	0,46	30,49	6,24	69,05

Ano	Minas Gerais				Espírito Santo			
	Agropec.	Indústria	Ind. de transf.	Serviços	Agropec.	Indústria	Ind. de transf.	Serviços
1996	10,58	28,66	17,36	60,77	16,06	28,32	14,82	55,63
2000	10,53	31,51	18,01	57,96	14,93	28,18	15,04	56,89
2004	9,89	33,69	20,15	56,42	9,36	32,75	17,74	57,90
2008	9,47	32,17	18,75	58,36	6,84	36,03	12,46	57,13
2013	5,63	30,68	13,50	63,69	3,27	40,50	8,35	56,22

Fonte: IBGE.

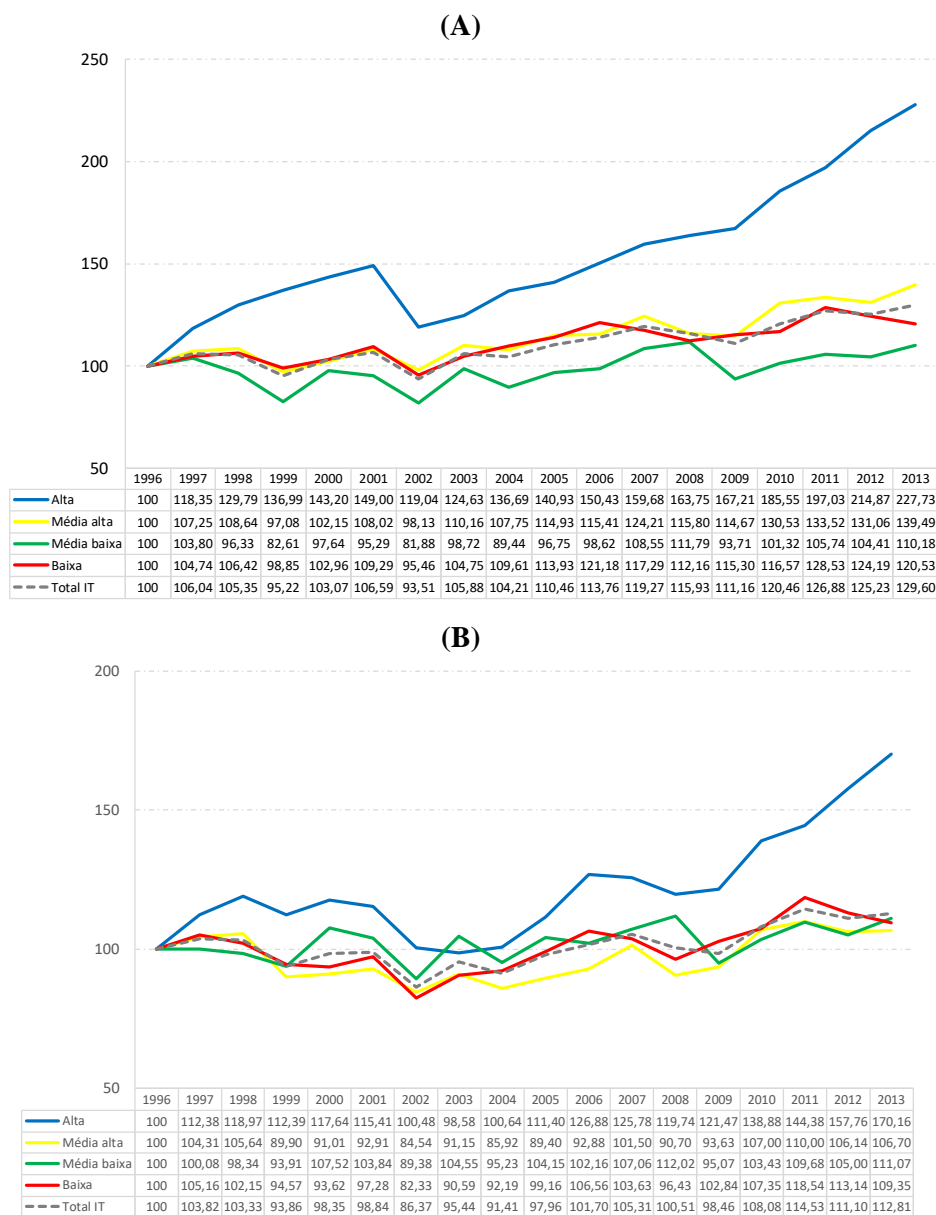
No que tange à indústria de transformação, conforme a Tabela 2, todos os estados apresentaram queda de sua participação, destacando-se os estados de São Paulo e Espírito Santo com perdas que aproximam 7 p.p. e 6,5 p.p., respectivamente, entre 1996 e 2013. Os dados sugerem que a indústria de transformação da região Sudeste tem perdido espaço em relação aos demais segmentos industriais, razão pela qual se justifica aprofundar a investigação, via indicadores específicos, visando compreender a dinâmica industrial nos estados de São Paulo, Minas Gerais e Rio de Janeiro.

5. Comportamento da indústria do estado de São Paulo

Analisando os Gráficos 1 (A) e (B) que apresentam a evolução do VBPI e VTI por intensidade tecnológica, observa-se que os setores de alta e média alta intensidade tecnológica se destacaram, sendo que partir de 2002 e 2003 avançaram até atingirem em 2013 crescimento aproximado de 127% para o VBPI e cerca de 71% para o VTI, em relação ao ano de 1996. Destacaram-se, nesse processo, os setores ligados à fabricação de máquinas de escritório e equipamentos de informática, bem como construção, montagem e reparo de aeronaves. Quanto aos setores de média alta intensidade tecnológica, destacaram-se os segmentos de construção, montagem e reparo de veículos ferroviários e construção, montagem e reparo de veículos automotores.

Assim, os resultados encontrados parecem corroborar as colocações de Cruz e Santos (2011), Araújo e Botelho (2015) e Bender Filho (2016) que indicam que a região Sudeste, em especial o estado de São Paulo, possui uma indústria cujo padrão tecnológico tem se mantido na produção de bens de alta e média alta intensidades tecnológicas. Todavia, como o VTI cresceu ao longo do tempo a taxas inferiores que o VBPI, exceto para os setores de média baixa intensidade tecnológica, sugere-se que a indústria de transformação, em todos os agrupamentos por intensidade tecnológica, passou por um processo de esvaziamento produtivo.

Gráfico 1 – (A) Evolução por intensidade tecnológica do Valor Bruto da Produção Industrial (VBPI) e (B) Valor da Transformação Industrial (VTI) – São Paulo, 1996–2013, número índice (1996 = 100)



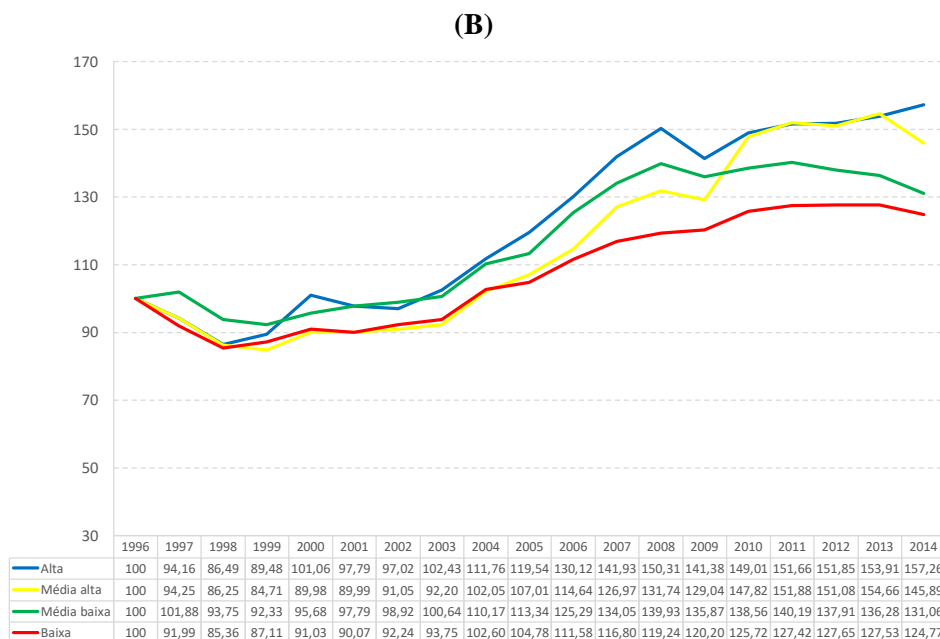
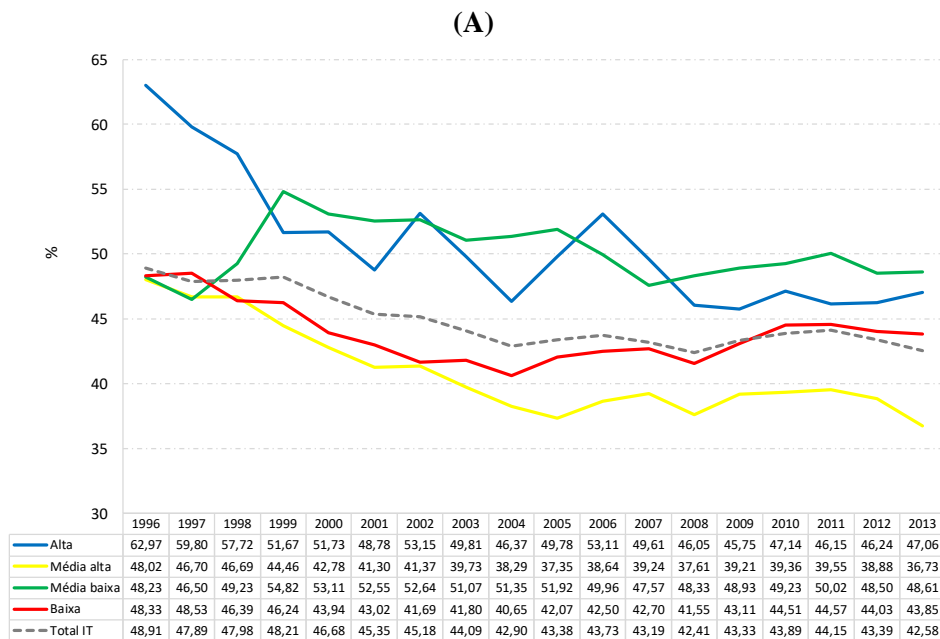
Nota: Série deflacionada pelo IPEA-OG da FGV a preços de 2013.

Fonte: Elaboração própria a partir de dados da PIA-IBGE e classificação OECD (2011).

Para tanto, quando se avalia o Gráfico 2 (A), que representa a densidade industrial, observa-se uma trajetória de queda para todos os setores por intensidade tecnológica. Entre 1996 e 2013, os setores de alta intensidade tecnológica apresentaram a maior queda da razão VTI/VBPI, em 15,5 p.p., ao passo que os setores de média baixa intensidade expressaram a menor perda, em torno de 0,38 p.p.

Esse comportamento corrobora as colocações de Monteiro e Lima (2017) e Botelho et al. (2016) no sentido da existência de um processo descentralização/desindustrialização no Sudeste, em especial no estado de São Paulo. No agregado, a razão VTI/VBPI de São Paulo se manteve praticamente estagnada entre 2004 e 2013, resultado esse muito influenciado pelo comportamento positivo dos setores de média baixa e baixa intensidade tecnológica que compensaram a queda dos demais agrupamentos.

Gráfico 2 – (A) Razão entre Valor da Transformação Industrial (VTI) e Valor Bruto da Produção Industrial (VBPI) por intensidade tecnológica – São Paulo, 1996–2013 (%) e (B) Evolução do emprego por intensidade tecnológica– São Paulo, 1996–2014, número índice (1996 =100)



Nota: Série deflacionada pelo IPEA-OG da FGV a preços de 2013.

Fonte: Elaboração própria a partir de dados da PIA-IBGE e classificação OECD (2011) e IBGE.

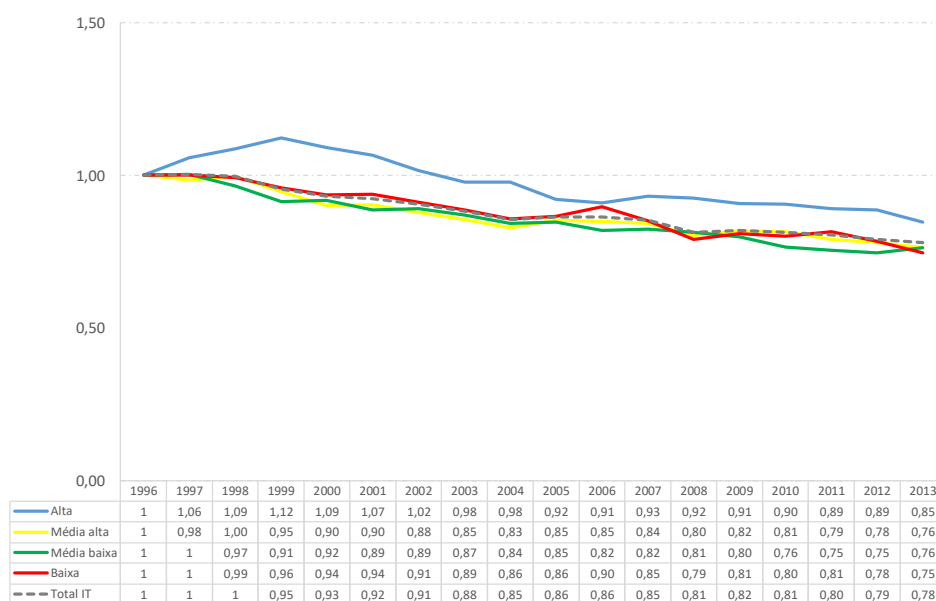
Do ponto de vista do emprego, segundo o Gráfico 2 (B), destacaram-se os grupos de maior intensidade tecnológica (média alta e alta) que conseguiram ampliar a capacidade de contratação, vindo apresentar taxas em 2013 de 54,6% e 53,9%, respectivamente, em relação a 1996. Os setores de alta tecnologia que se destacaram foram os de construção, montagem e reparação de aeronaves, fabricação de máquinas para escritório e equipamentos de informática e fabricação de equipamentos de instrumentação médico-hospitalares. No que tange aos setores de média alta, sobressaíram-se os de construção, montagem e reparação de veículos ferroviários e máquinas e equipamentos.

Conforme Cruz e Santos (2011), a evolução do emprego apresenta relação com a maturidade dos setores industriais por intensidade tecnológica, de modo que o impacto da elevação do emprego em

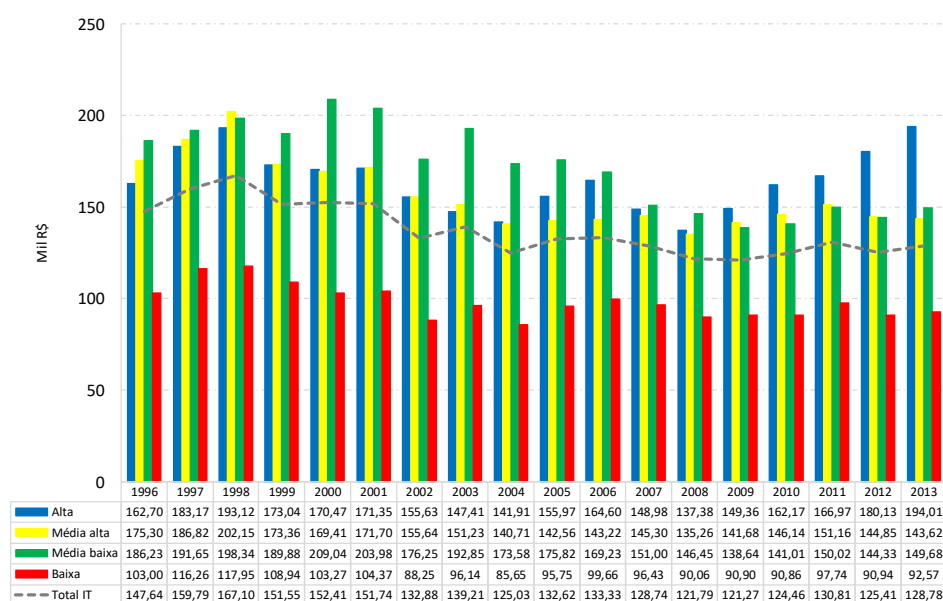
setores de alta intensidade tecnológica tende a ser maior em função de serem essas unidades produtivas mais maduras, favorecendo a especialização em indústrias de maior conteúdo tecnológico. Portanto, os resultados estão em linha com os de Cruz e Santos (2011) e Botelho et al. (2016), que São Paulo, mesmo sob processo de desindustrialização, tem conseguido manter maior concentração de empregos nas indústrias de maior conteúdo tecnológico.

Esse comportamento tem sido marcado pela elevação da produtividade nos setores de alta e média alta intensidades tecnológicas, principalmente a partir do ano de 2008, corroborando as colocações de Cruz e Santos (2011), conforme se pode observar por meio do Gráfico 3 A. Por outro lado, os setores de baixa e média baixa intensidades tecnológicas apresentaram tendência à estagnação e queda desde o ano 2000 e, quando analisado em conjunto com os Gráficos 1 e 2, ajuda a explicar a perda de dinamismo, uma vez que o VTI não acompanhou os incrementos de pessoal ocupado.

Gráfico 3 – (A) Produtividade (VTI/PO) - São Paulo, 1996–2013 e (B) Índice de Desindustrialização Relativa Regional (DRR) – São Paulo, 1996–2013
(A)



(B)



Nota: Série deflacionada pelo IPEA-OG da FGV a preços de 2013.

Fonte: Elaboração própria a partir de dados da PIA-IBGE e classificação OECD (2011).
Adaptação da metodologia de Arend (2014).

Infere-se, assim, que a indústria paulista apresentou perda de elos em sua cadeia produtiva em termos relativos, mas com a peculiaridade de ter conseguido ampliar o valor industrial para os setores de maior valor agregado. Nesses termos, unidades produtivas mantiveram-se ativas e realizaram esforços para ampliar a capacidade produtiva e melhorar a produtividade, confirmando os resultados de Cruz e Santos (2011) e Botelho et al. (2016). No agregado, observa-se queda da produtividade da indústria paulista de 1996 até 2004 e, a partir de então, constata-se ligeira elevação deste indicador até 2013.

Em complemento, verifica-se a evolução da indústria do estado de São Paulo por meio do indicador proposto no Gráfico 3 (B), que expressa o Índice de Desindustrialização Relativa Regional. Nesse, os dados apontam a existência de indícios que a indústria paulista venha sofrendo de desindustrialização relativa.

No que tange aos setores de alta intensidade tecnológica, constata-se que, em 2013, São Paulo era responsável por 85% do desempenho da indústria de transformação. É importante destacar que de 1996 a 2013 a indústria paulista apresentou em termos relativos 76% do desempenho da indústria de transformação no que tange aos setores de média alta e média baixa intensidades tecnológicas. Tal ocorrência expressou uma das trajetórias mais negativas entre os estados analisados.

Quando se analisa a indústria de transformação em sua totalidade, observa-se que a indústria paulista apresentou DRR de 78%; portanto, foi responsável em 2013 por 78% do desempenho da indústria nacional. Nesse sentido, considera-se que São Paulo apresentou desindustrialização relativa em todos setores por intensidade tecnológica, sendo que a intensidade foi maior nos setores de menor valor agregado. Em linha com os estudos de Cruz e Souza (2011) e Monteiro e Lima (2017), acredita-se que tais setores tenham se deslocado para outras localidades do território nacional.

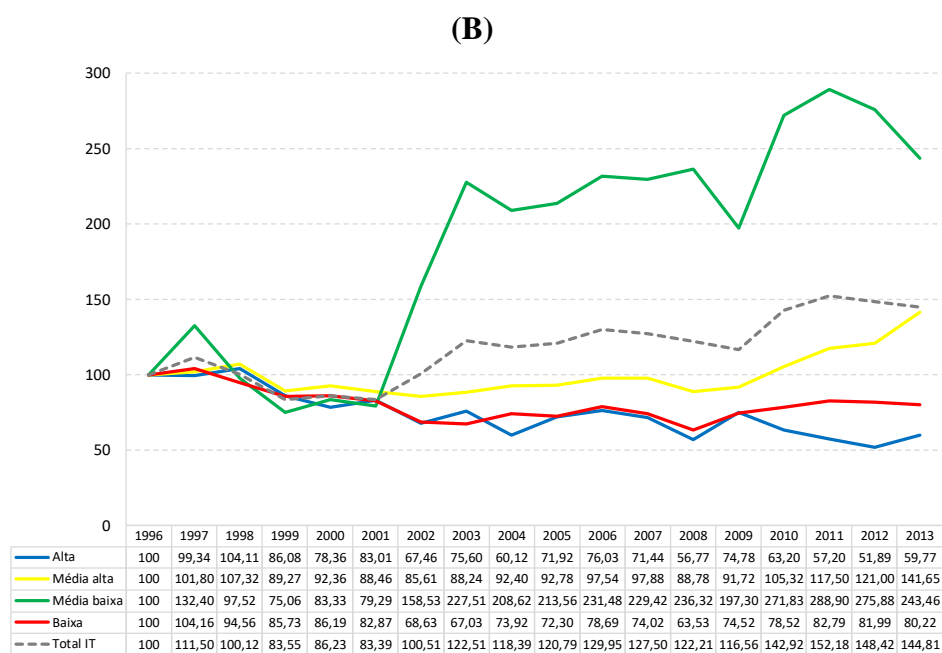
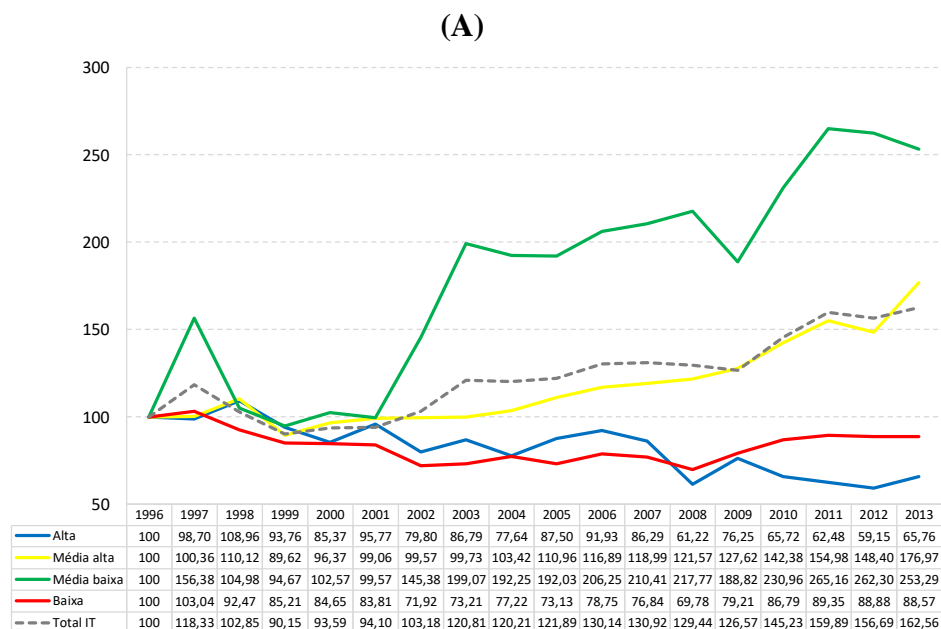
6. Comportamento da indústria do estado do Rio de Janeiro

A evolução do VBPI e VTI do estado do Rio de Janeiro, segundo os Gráficos 4 A e 4 B, aponta que os setores de média baixa e média alta intensidades tecnológicas apresentaram taxas de crescimento positivas a partir de 2001. Destacaram-se os setores de construção e reparo de embarcações, fabricação de minerais não metálicos e siderurgia, montagem de veículos automotores e de material elétrico. Os resultados corroboram as colocações de Silva (2009) e Bender Filho (2016) de formação de um padrão tecnológico, voltado para setores de média alta intensidade tecnológica.

A indústria fluminense alcançou uma taxa de crescimento de 62,5% no VBPI e próxima de 45% para o VTI, quando comparados ao ano de 1996. Os setores que mais contribuíram para esse crescimento os setores de média baixa e média alta intensidades tecnológicas. Confirma-se, assim, as colocações de Rosendo e Britto (2011), Sobral (2013) e Veríssimo e Araújo (2016) de que no Rio de Janeiro ocorreu um processo marcado pela especialização estrutural e reprimarização da pauta de exportações, fundado nas atividades ligadas à extração de petróleo.

Diante disso, como se observa no Gráfico 5 (A), que trata da densidade produtiva, todos os setores apresentaram trajetória de rareamento entre 1996 e 2013. Entretanto, o comportamento é variado ao longo do período, sendo que a trajetória de deterioração das cadeias produtivas foi mais acentuada de 1996 a 2002/2003, salvo a oscilação dos setores de média baixa intensidade tecnológica. Entre o período de 2003 até 2007, a trajetória de deterioração das cadeias produtivas foi menos intensa e, a partir de 2007, o comportamento dos grupos por intensidade foi dispare para cada setor.

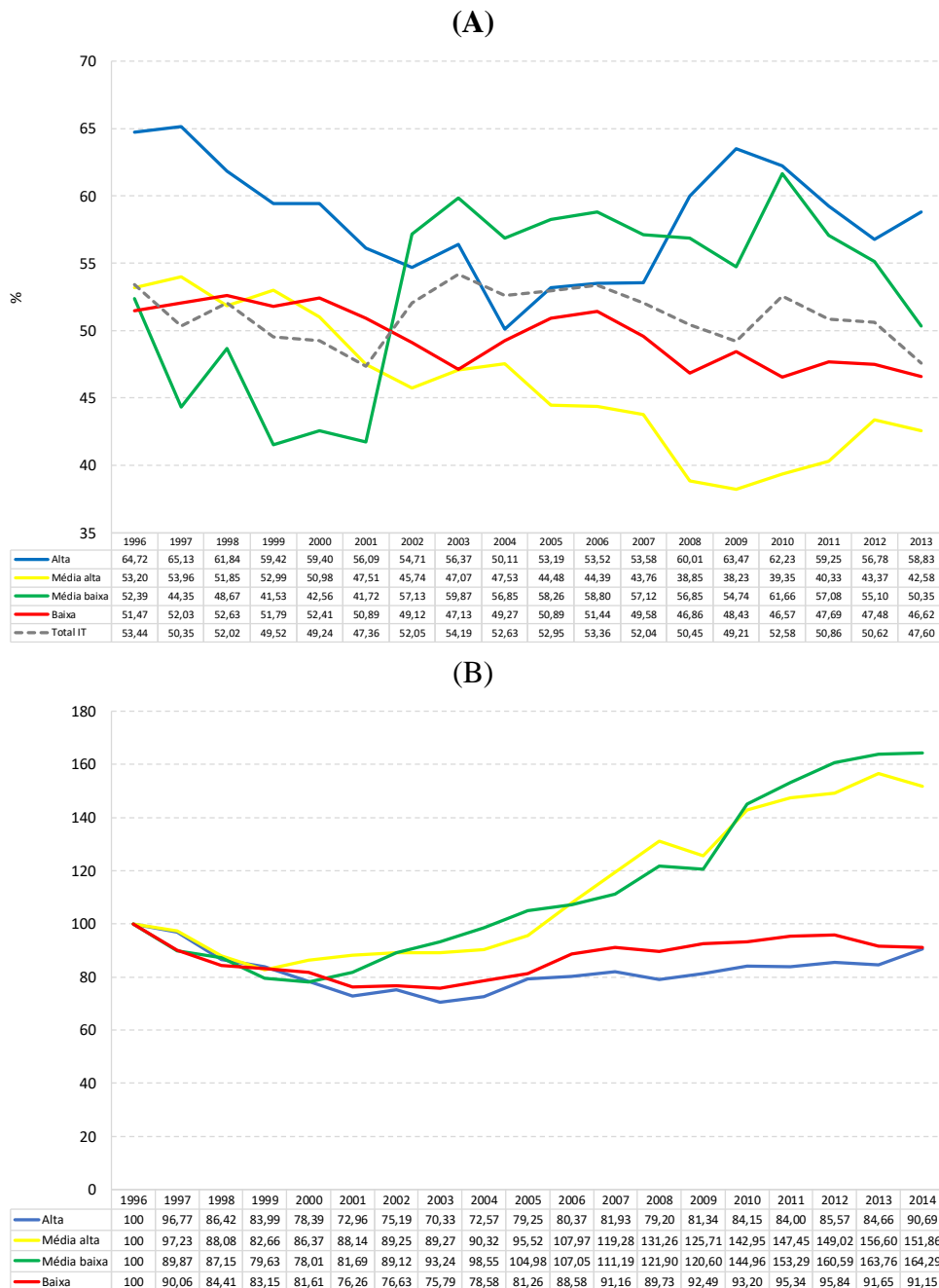
Gráfico 4 – (A) Evolução por intensidade tecnológica do Valor Bruto da Produção Industrial (VBPI) e (B) Valor da Transformação Industrial (VTI) – Rio de Janeiro, 1996–2013, número índice (1996 = 100)



Nota: Série deflacionada pelo IPEA-OG da FGV a preços de 2013.

Fonte: Elaboração própria a partir de dados da PIA-IBGE e classificação OECD (2011).

Gráfico 5 – (A) Razão entre Valor da Transformação Industrial (VTI) e Valor Bruto da Produção Industrial (VBPI) por intensidade tecnológica – Rio de Janeiro, 1996–2013 (%) e (B) Evolução do emprego por intensidade tecnológica – Rio de Janeiro, 1996–2014, número índice (1996 = 100)



Nota: Série deflacionada pelo IPEA-OG da FGV a preços de 2013.

Fonte: Elaboração própria a partir de dados da PIA-IBGE, classificação OECD (2011) e RAIS/TEM.

A evolução descrita vai ao encontro dos resultados obtidos por Rosendo e Britto (2011) e Botelho et al. (2016), ao apontarem que os agrupamentos de maior valor agregado no Rio de Janeiro não apresentaram desempenho satisfatório nos anos 2000. Do ponto de vista da indústria de transformação em geral, o indicador sugere que a indústria fluminense apresentou deterioração de sua estrutura industrial entre 1996 e 2013. Especificamente nos anos 2000, a densidade produtiva cresceu

ligeiramente, mas sustentada nas atividades da indústria extrativa e petrolífera. Contudo, esse crescimento não foi capaz de impedir o declínio cíclico estrutural da indústria do Rio de Janeiro.

No Gráfico 5 (B), observa-se que todos os grupos por intensidade tecnológica apresentaram trajetória de queda do emprego, quando, a partir do ano 2000, ocorreu a reversão desse processo. Destacaram-se os grupos de média baixa e média alta intensidades tecnológicas, que alcançaram, em 2014, 64,2% e 51,8%, respectivamente, em relação a 1996. Esse resultado reforça a proposição de que os setores de média alta intensidade tecnológica nos estados do Sudeste, como o Rio de Janeiro, concentraram maior número de trabalhadores, como apontado por Cruz e Santos (2011).

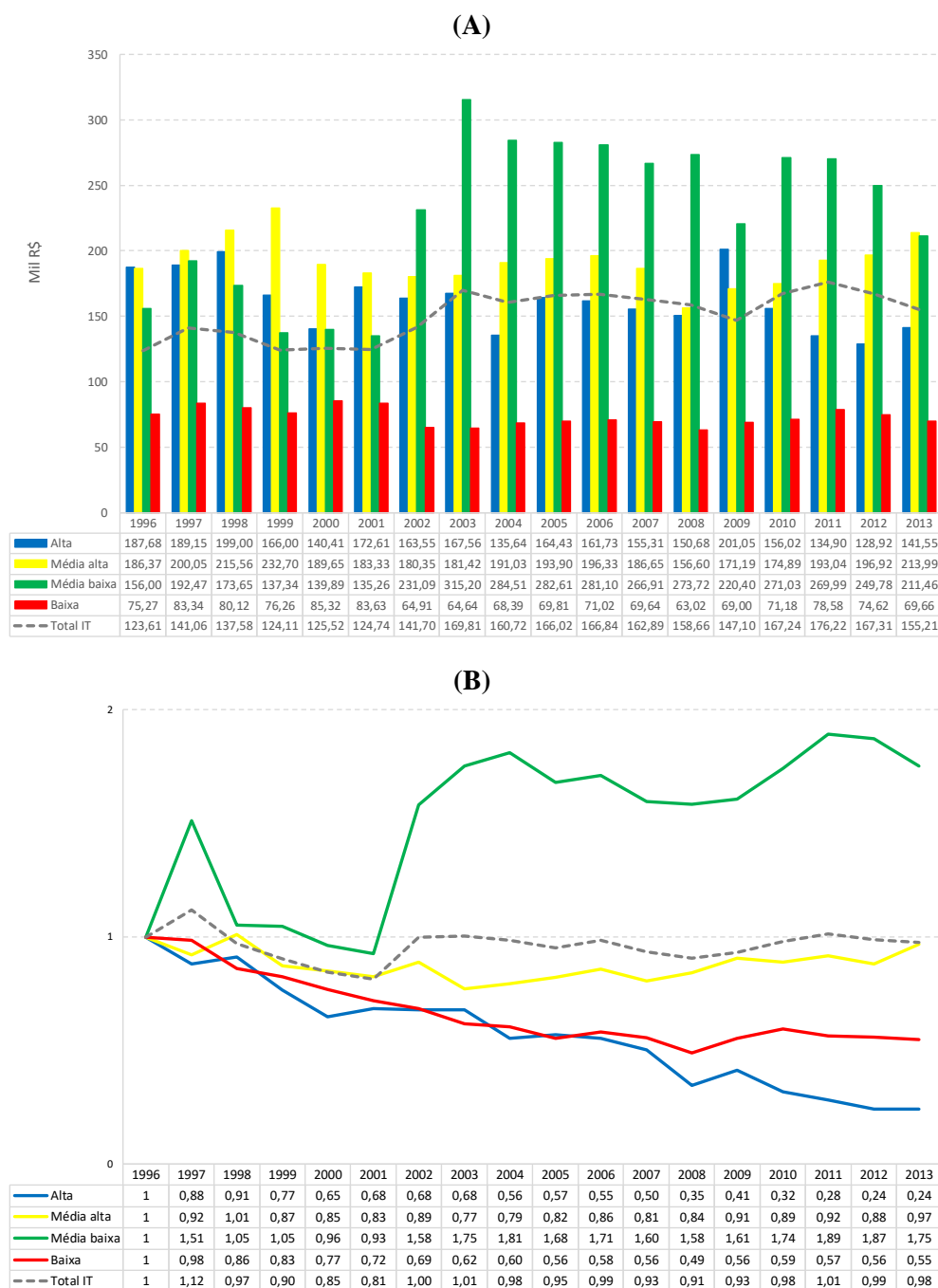
No que se refere aos setores de média baixa intensidade tecnológica, destacaram-se aqueles ligados à fabricação de coque, refino de petróleo e construção e reparação de embarcações. Os setores de média alta relevantes foram aqueles ligados à fabricação e montagem de veículos automotores e fabricação de máquinas e equipamentos. Esses resultados são compatíveis com os resultados encontrados em Cruz e Santos (2011) e Saboia (2013) acerca do crescimento do emprego em setores relacionados à extração de petróleo e de máquinas e equipamentos no Norte Fluminense.

No tocante a produtividade por intensidade tecnológica, Gráfico 6 (A), observa-se evolução desse indicador nos setores de média baixa intensidade tecnológica a partir de 2003, porém com tendência de queda até o final da série analisada. O comportamento para os demais grupos foi instável e não apresentou um padrão bem definido. O resultado para a indústria de transformação foi de crescimento da produtividade entre 1996 e 2013, ainda que os três últimos anos indicassem queda. Esse registro está em sintonia com o estudo de Botelho et al. (2016) de que a produtividade industrial fluminense de 1996 e 2012 foi positiva, sendo destaque entre os estados do Sudeste.

Por fim, o Gráfico 6 (B) evidencia que a indústria fluminense apresentou comportamento peculiar entre os grupos por intensidade tecnológica, sendo que, até 2001, observou-se o processo de desindustrialização em todos os grupos tecnológicos. A partir de então, o grupo de média baixa intensidade tecnológica iniciou trajetória positiva, de modo que em 2013 o desempenho foi 75% superior ao desempenho nacional, sugerindo a ocorrência de processo de industrialização. E o grupo caracterizado por média alta intensidade tecnológica apresentou reversão da trajetória de desindustrialização pós 2003, atingindo em 2013, 97% do desempenho nacional.

Os setores de alta e baixa intensidades tecnológicas apresentaram trajetória de queda do indicador, sugerindo a existência de desindustrialização relativa desde 1996. Ao se analisar a indústria de transformação como um todo, o indicador sugere que até 2001 a indústria do Rio de Janeiro apresentou comportamento caracterizado por desindustrialização até atingir 81% do desempenho nacional, sendo que, a partir de então, observa-se certa estagnação. Esse resultado corrobora os escritos de Rosendo e Britto (2011) de que o desempenho positivo dos setores relacionados à extração de petróleo não foram capazes de evitar a deterioração estrutural e cíclica da indústria fluminense.

Gráfico 6 – (A) Produtividade (VTI/PO) – Rio de Janeiro, 1996 – 2013 e (B) Índice de Desindustrialização Relativa Regional (DRR) - Rio de Janeiro, 1996–2013



Nota: Série deflacionada pelo IPEA-OG da FGV a preços de 2013.

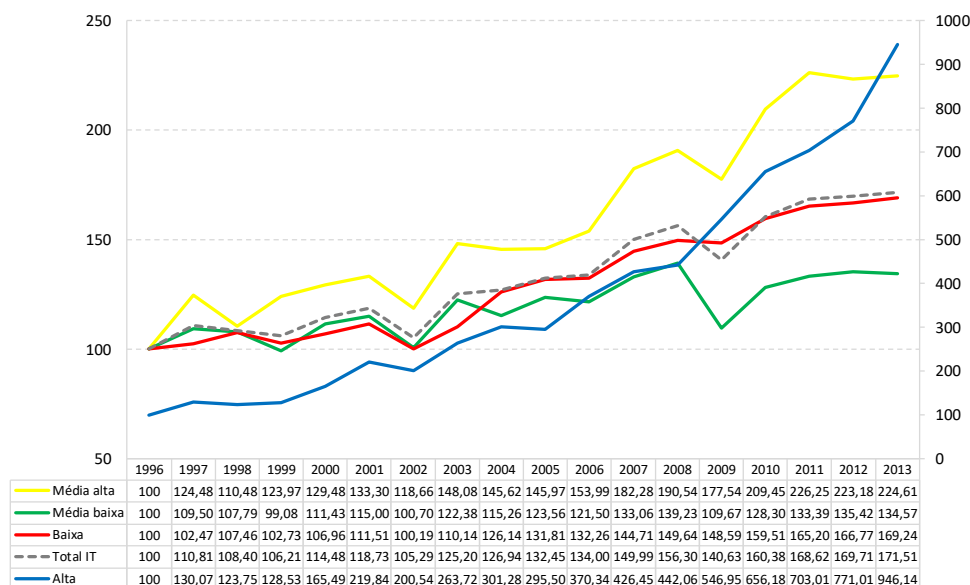
Fonte: Elaboração própria a partir de dados da PIA-IBGE e classificação OECD (2011). Adaptação da metodologia de Arend (2014).

7. Comportamento da indústria do estado de Minas Gerais

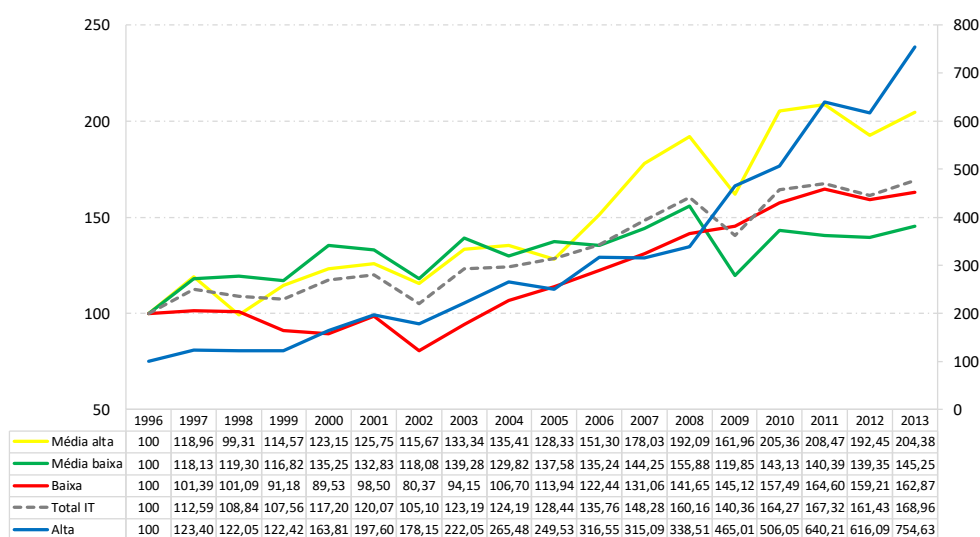
Ao se analisar a evolução do VBPI e VTI, Gráficos 7 A e 7 B, observa-se que todos os setores apresentaram taxas de crescimento positivo ao longo do período analisado, destacando os grupos de alta (eixo secundário) e média alta intensidades tecnológicas. Destacaram-se os setores ligados à fabricação de máquinas para escritório e equipamentos de informática; instrumentação médico hospitalares; material eletrônico e comunicação; construção, montagem e reparo de veículos ferroviários; material elétrico; e máquinas e equipamentos.

Gráfico 7 – (A) Evolução por intensidade tecnológica do Valor Bruto da Produção Industrial (VBPI) e (B) Valor da Transformação Industrial – Minas Gerais, 1996–2013, número índice (1996 = 100)

(A)



(B)



Nota: Série deflacionada pelo IPEA-OG da FGV a preços de 2013.

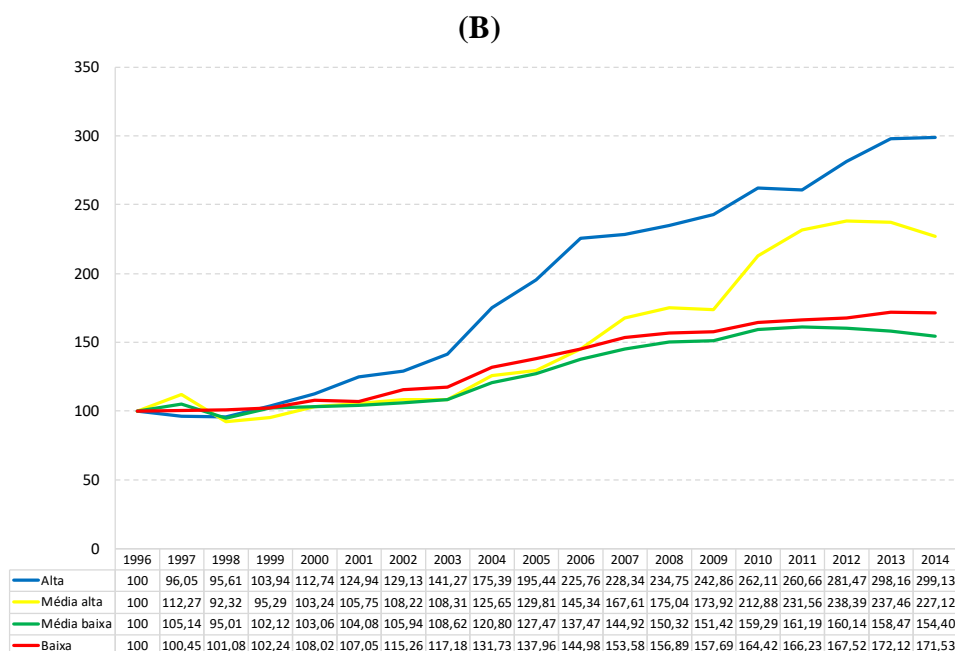
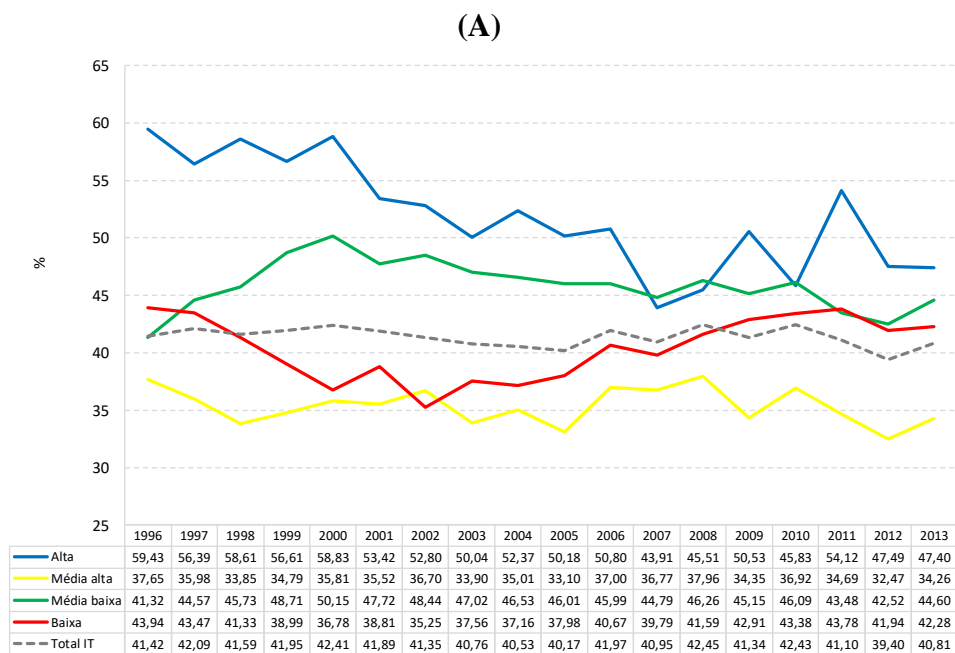
Fonte: Elaboração própria a partir de dados da PIA-IBGE e classificação OECD (2011).

Ao se analisar a evolução da indústria de transformação como um todo, os dados sugerem que a indústria mineira apresentou crescimento na geração de valor adicionado em 2013, da ordem de 71,5% no VBPI e 70% para o VTI em relação a 1996. O desempenho vai ao encontro das proposições de Sousa e Cardozo (2013) e Almeida e Souza (2014) na medida em que, ao utilizar o VTI como instrumento para avaliar a evolução da estrutura industrial mineira, constataram que essa apresentou ganho de participação positivo, o que lhe conferiu a segunda posição em termos relativos.

O indicador de densidade produtiva (VTI/VBPI), presente no Gráfico 8 (A), aponta queda em todos os grupos por intensidade tecnológica no período analisado, excetuando os ligados à média baixa intensidade tecnológica, que apresentou crescimento próximo de 3,3 p.p. de 1996 a 2013; e de

baixa intensidade que a partir de 2002 expressou reversão da trajetória de deterioração com crescimento de 7 p.p. Os setores de alta intensidade tecnológica apresentaram maior perda de todos os grupos, 12 p.p., sendo que o período de maior queda foi de 1996 e 2007 (-14,64 p.p.). Esse resultado está de acordo com os de Botelho et al. (2016) e Veríssimo e Araújo (2016) acerca da perda de densidade produtiva em setores de maior valor agregado.

Gráfico 8 – (A) Razão entre Valor da Transformação Industrial (VTI) e Valor Bruto da Produção Industrial (VBPI) por intensidade tecnológica – Minas Gerais, 1996 – 2013 (%) e (B) Evolução do emprego por intensidade tecnológica – Minas Gerais, 1996 – 2014, número índice (1996 =100)



Nota: Série deflacionada pelo IPEA-OG da FGV a preços de 2013.

Fonte: Elaboração própria a partir de dados da PIA-IBGE e classificação OECD (2011) e RAIS/MTE.

No agregado, a indústria de transformação apresentou certa estabilidade na razão VTI/VBPI, apesar da queda de -0,6 p.p. ao se analisar todo o período. Entretanto, pequena melhora na trajetória é observada a partir de 2005, muito em função do bom desempenho nos setores de média alta e baixa intensidades tecnológicas, que compensaram a queda nos demais grupos. O indicador sugere que a indústria mineira apresentou certa estabilidade, apesar da tendência de deterioração que permeou todo o período. Esse resultado corrobora as colocações de Almeida e Souza (2014) e Botelho et al. (2016) de que o desempenho poderia ter sido melhor se elos do complexo metalomecânico tivessem se desenvolvido.

No tocante ao emprego, conforme evidencia o Gráfico 8 (B), todos os grupos por intensidade tecnológica apresentaram trajetória mais significativa a partir de 2003. Destacaram-se os setores de alta e média alta intensidades tecnológicas, com 199% e 127% de crescimento, respectivamente, no ano de 2014 em relação a 1996. No que tange aos setores de alta intensidade tecnológica, notabilizaram-se os setores ligados à construção, montagem e reparação de aeronaves; fabricação de produtos farmacêuticos; e fabricação de máquinas para escritório e equipamentos de informática.

Com relação à média alta, destacaram-se os setores de fabricação de máquinas e equipamentos; de produtos químicos; e de máquinas, aparelhos e materiais elétricos. Dessa forma, os resultados relativos ao emprego para Minas Gerais corroboram as proposições de Cruz e Santos (2011) e Botelho et al. (2016) no sentido de que prevalece no Sudeste do país a manutenção de empregos ligados aos setores de maior conteúdo tecnológico.

Em especial para o caso de Minas Gerais, conforme pode-se observar por meio do Gráfico 9 (A), os setores de alta e média alta intensidades tecnológicas apresentaram crescimento da produtividade, ao passo que os setores de média baixa intensidade apresentaram queda consistente a partir de 2003. O crescimento do VTI para os setores de alta e média alta intensidades tecnológicas foi suficiente para comportar o crescimento do emprego, o que não se verificou nos setores de média baixa intensidade, o que sugere perda de dinamismo industrial para esse segmento.

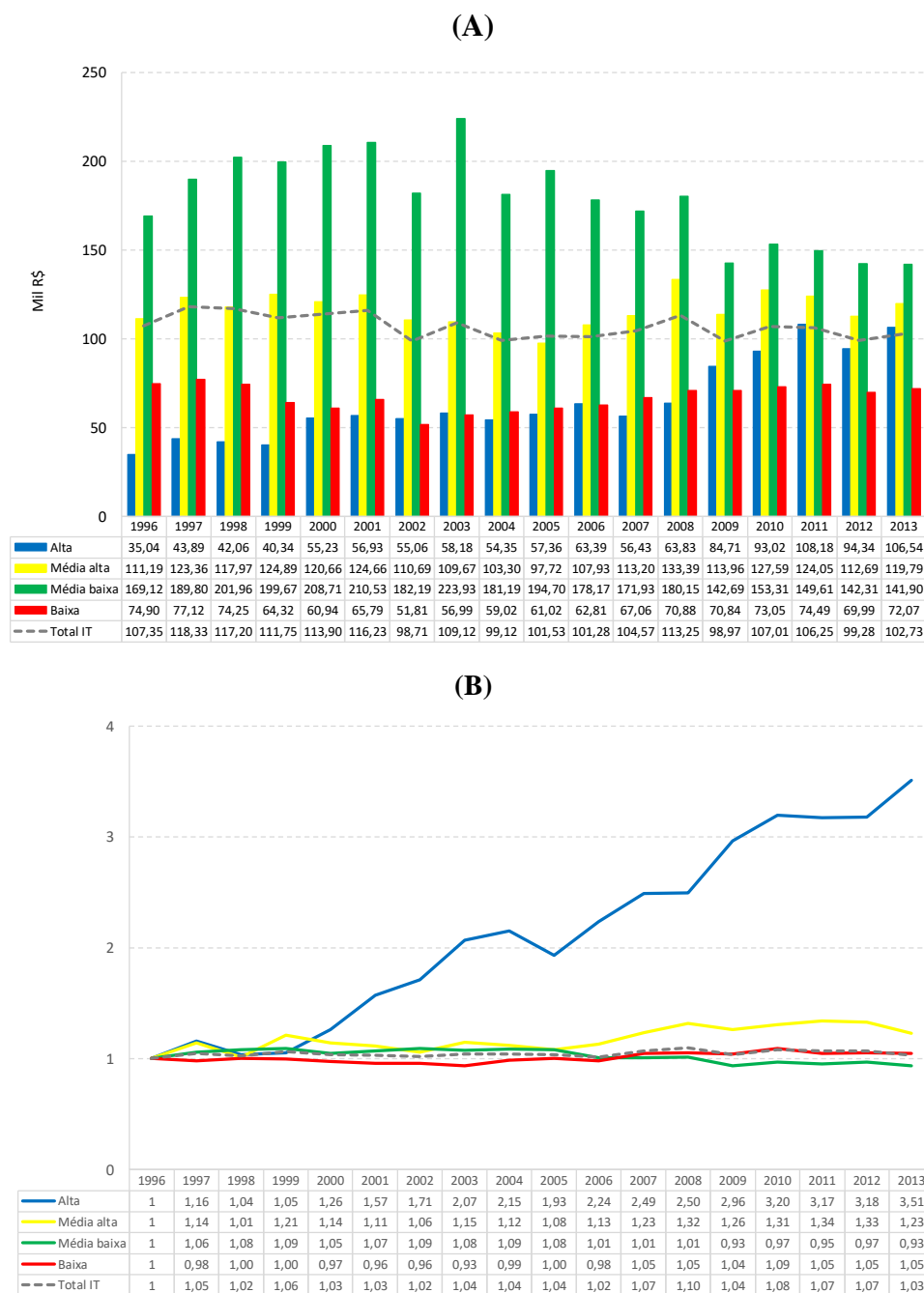
No que tange à indústria de transformação como um todo, a produtividade foi ligeiramente estável entre 1996 e 2013, salvo algumas oscilações positivas e pontuais, o que indica que os ganhos de eficiência propostos por Cruz e Santos (2011) e Botelho et al. (2016) se concentraram nas atividades de maior valor agregado, não se refletindo na indústria mineira como um todo.

O Gráfico 9 (B) sugere que, excetuando o grupo de média baixa intensidade tecnológica, todos os demais agrupamentos apresentaram evolução positiva do indicador de desindustrialização. Os setores de alta intensidade tecnológica, principalmente a partir de 2009, alcançaram em 2013 um DRR de 250%. O segundo grupo com melhor desempenho foi o de média alta intensidade tecnológica, que a partir de 2005 expressou comportamento mais positivo, com desempenho 23% superior comparativamente ao mesmo grupo em relação ao restante do Brasil.

Os setores de baixa intensidade tecnológica apresentaram desempenho praticamente estagnado e aqueles ligados à média baixa intensidade tecnológica expressaram comportamento que sugere a existência de um processo de desindustrialização, dado que, a partir de 2006, o indicador mostrou trajetória de queda até atingir em 2013, DRR de 93%.

Avaliando a indústria de transformação em sua totalidade, observa-se que a indústria mineira teve desempenho ligeiramente positivo, sugerindo que ela demonstrou trajetória de industrialização, uma vez que, em 2013, seu desempenho foi 3% superior ao do restante da indústria brasileira. Nesses termos, o indicador corrobora as colocações de Cruz e Santos (2011), Almeida e Souza (2014) e Botelho et al. (2016) em análise da estrutura industrial mineira.

Gráfico 9 – (A) Produtividade (VTI/PO) – Minas Gerais, 1996–2013 e (B) Índice de Desindustrialização Relativa Regional (DRR) (B) - Minas Gerais, 1996–2013



Nota: Série deflacionada pelo IPEA-OG da FGV a preços de 2013.

Fonte: Elaboração própria a partir de dados da PIA-IBGE e classificação OECD (2011).

Adaptação da metodologia de Arend (2014).

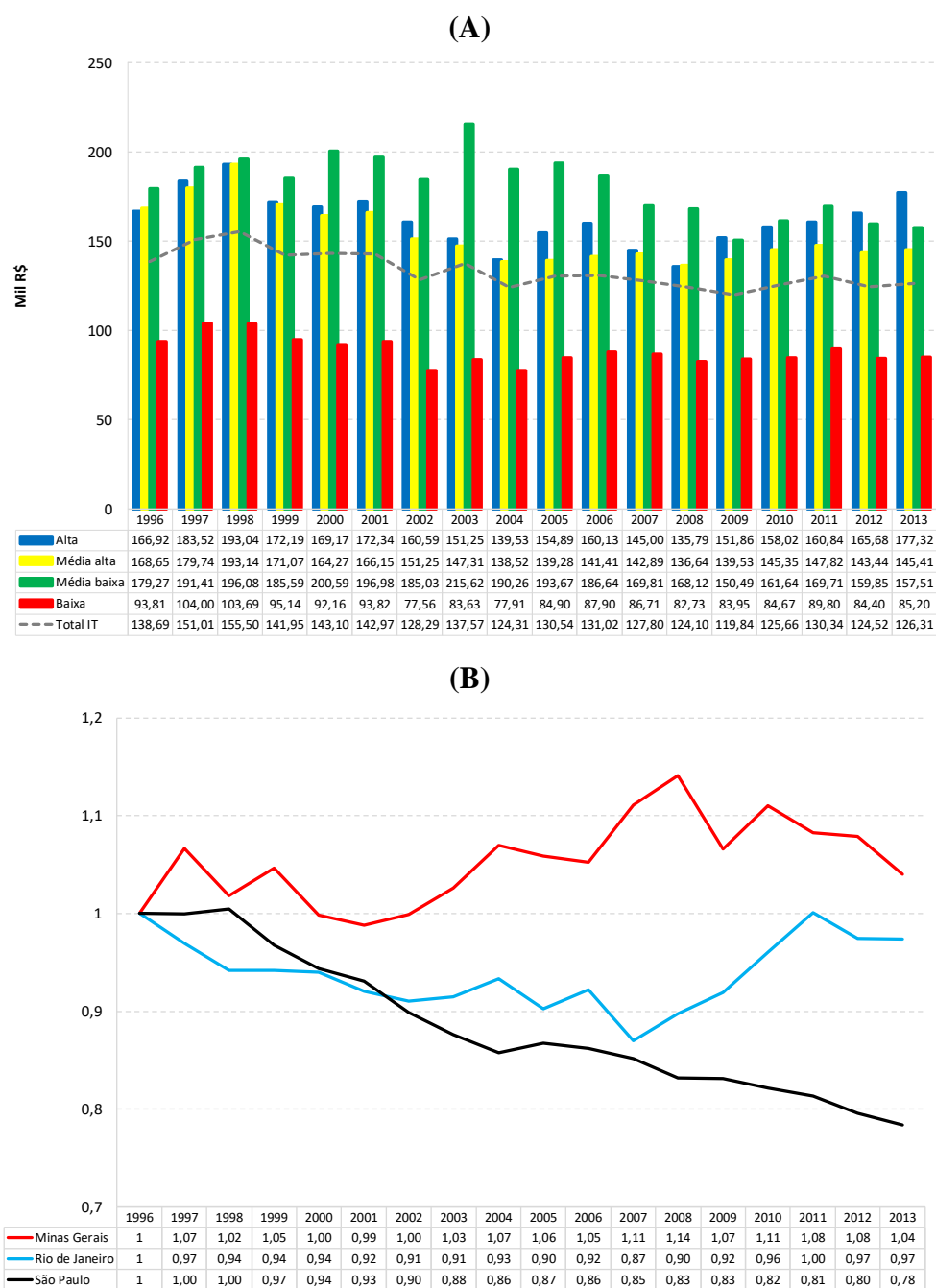
8. Avaliação Agregada da Indústria da Região Sudeste: mudança estrutural em curso

Ao avaliar o Gráfico 10 (A), observa-se que a região Sudeste apresentou ao longo do período ligeira queda da produtividade para a indústria de transformação como um todo. A partir do ano de 2008, os setores de alta, média baixa e média alta intensidades tecnológicas apresentaram trajetória positiva, o que contribuiu para o desempenho global da indústria. Para tanto, destacaram-se os setores ligados à fabricação de equipamentos de informática, material eletrônico e de comunicação; e para

os de alta tecnologia a construção, montagem e reparação de aeronaves. Para os setores de média alta, expressaram-se os setores de máquinas e equipamentos e fabricação de produtos químicos; e, para o grupo de baixa intensidade tecnológica, os setores de fabricação de papel e celulose e de fumo.

Os resultados corroboraram as colocações de Cruz e Santos (2011), Bender Filho (2016) e Botelho et al. (2016) no sentido de que a região Sudeste concentra as atividades de maior intensidade tecnológica e que, portanto, tende a apresentar níveis de produtividade mais elevados. Todavia, a trajetória geral da indústria é marcada pela tendência à queda como apontaram Nassif (2008), Silva e Alves (2010), Bender Filho (2016) como resultado da menor agregação de valor e maior incorporação de mão de obra, implicando deste modo em redução contínua do dinamismo industrial nessa região.

Gráfico 10 – (A) Produtividade (VTI/PO) – Sudeste, 1996–2013 e (B) Índice de Desindustrialização Relativa Regional (DRR) - Sudeste, 1996–2013



Nota: Série deflacionada pelo IPEA-OG da FGV a preços de 2013.

Fonte: Elaboração própria a partir de dados da PIA-IBGE e classificação OECD (2011). Adaptação da metodologia de Arend (2014).

Conforme os dados do Gráfico 10 (B), sugere-se a existência de processo de desindustrialização na região Sudeste, quando se analisa a indústria de transformação como um todo. O estado de São Paulo apresentou trajetória de desindustrialização ao longo do período analisado, ao passo que Minas Gerais e Rio de Janeiro expressaram comportamentos diferenciados. Comparando-se os resultados dos Gráfico 10 (B) e 02 (A) e 03 (B), pode-se inferir que o estado de São Paulo sofreu deterioração industrial, em linha com os resultados de Bender Filho (2016) e Botelho et al. (2016).

Na indústria mineira, percebe-se que ela reverteu sua trajetória a partir de 2001 e atingiu pico em 2008, quando foi responsável por 14% do desempenho industrial em relação ao Brasil. Todavia, desde o ano de 2008, o estado perdeu o ritmo de expansão industrial, o que confirma as colocações de Almeida e Souza (2014), Botelho et al. (2016) e Veríssimo e Araújo (2016) no sentido de que o *boom* dos preços das *commodities* beneficiou muito mais o setor primário do que a indústria de transformação, dada a fragilidade dos elos superiores da cadeia metalmeccânica.

O Rio de Janeiro reverteu sua trajetória de desindustrialização a partir de 2007 e atingiu pico em 2011, sugerindo que a indústria fluminense estabilizou o processo de desindustrialização interno. Esse resultado decorreu, em muito, à expansão das atividades relacionadas à extração petrolífera, conforme apontaram Saboia (2013) e Rosendo e Britto (2011).

Além disso, o Gráfico 10 (B) corrobora as colocações de Bender Filho e Botelho et al. (2016) que sugerem comportamentos diferenciados dos estados no que tange à indústria. O comportamento industrial diferenciado, como de trajetória positiva partir de 2004, para os estados de Minas e do Rio de Janeiro encontra relação com as políticas macroeconômicas anticíclicas e incentivos industriais regionais implementados (KUPFER, 2013; BARBOSA FILHO, 2015).

Podem-se sintetizar os indicadores para os estados da região Sudeste através da Tabela 3. Durante o período de 1996-2002, o VBPI e o VTI para os estados São Paulo e Rio de Janeiro apresentaram trajetória de crescimento negativa para todos os setores por intensidade tecnológica, excetuando aqueles de mais alto valor agregado, para a indústria paulista, e de média baixa intensidade para o Rio de Janeiro. No que tange ao emprego (EMP), ambos os estados expressaram taxas negativas para todos os setores como evidenciado por Saboia (2013) e Cruz e Santos (2011). A indústria mineira, no que tange ao VBPI, VTI e o EMP, apresentou comportamento diferenciado em relação aos demais estados, com crescimento em todos os grupos por intensidade tecnológica, excetuando aqueles de menor valor agregado, indo de encontro aos resultados de Silva e Alves (2010).

No período de 2003 a 2009, fase em que a economia brasileira apresentou taxas expressivas de crescimento econômico, observa-se trajetória ascendente do VBPI e do VTI, porém, não de forma significativa e generalizada em todos os setores, como expostos por Almeida e Souza (2014), Botelho et al. (2016). Em Minas Gerais e São Paulo, destacaram os setores de maior valor agregado, ao passo que os de média baixa intensidade nos três estados manteve trajetória negativa. É importante destacar que no período a taxa de empregabilidade foi alta em todos os setores. E, no período de 2010 a 2013, que compreendeu a fase marcada por políticas anticíclicas, observa-se o comportamento positivo por parte do VBPI, do VTI e do emprego, sendo menos intenso no último, segundo Botelho et al. (2016).

Tabela 3 – Sumário do comportamento da indústria por estado e região Sudeste 1996-2013⁶

		VTI			VBPI			VTI-VBPI			EMP			DRR		
		1996 2002	2003 2009	2010 2013	1996 2002	2003 2009	2010 2013	1996 2002	2003 2009	2010 2013	1996 2002	2003 2009	2010 2013	1996 2002	2003 2009	2010 2013
São Paulo	Alta	+/-	++	++	+	++	++	-	-	+/-	-	++	+/-	+/-	-	-
	Média alta	-	+/-	++	-	+/-	++	-	-	-	-	++	++	-	-	-
	Média baixa	-	-	-	-	-	-	+	-	+/-	-	++	-	-	-	-
	Baixa	-	+	++	-	+	+	-	+/-	+	-	++	+	-	-	-
	Total	-	+/-	++	-	+/-	++	-	-	+/-	-	++	+	-	-	-
Rio de Janeiro	Alta	-	-	+	-	-	+	-	+	-	-	+	+	-	-	-
	Média alta	-	+/-	++	-	++	++	-	-	+	-	++	++	-	+	++
	Média baixa	++	-	+/-	++	-	++	+	-	-	-	++	++	++	-	+
	Baixa	-	+	++	-	+	++	-	+/-	-	-	+	+/-	-	-	++
	Total	+/-	-	++	+/-	+/-	++	-	-	-	-	++	++	-	-	+
Minas Gerais	Alta	++	++	++	++	++	++	-	+/-	+	++	++	++	++	++	++
	Média alta	+	+	+	+	+	++	-	+/-	-	+	++	++	+/-	+	-
	Média baixa	+	-	-	+/-	-	-	+	-	-	+/-	++	+	+	-	-
	Baixa	-	++	++	+/-	++	++	-	+	+/-	+	++	+	-	+	-
	Total	+/-	+	+	+/-	+	+	-	+/-	-	+	++	++	+/-	-	-
Sudeste	Alta	-	+	++	+	++	++	-	-	+/-	-	++	+	-	-	-
	Média alta	-	+/-	++	+/-	+	++	-	-	-	-	++	++	-	-	-
	Média baixa	+/-	-	-	-	-	+/-	+	-	-	-	++	+	-	-	-
	Baixa	-	+	++	-	+	+	-	+/-	+	-	++	+	-	-	-
	Total	-	+/-	++	-	+/-	++	-	-	-	-	++	+	-	-	-

Nota: nessa tabela, o sinal (-) significa crescimento negativo, (+/-) significa estagnação entre 0% e 1% incluindo esse, (+) crescimento positivo entre 1% e 3,5% incluindo esse, e (++) crescimento maior que 3,5%.

Fonte: Elaboração própria usando taxa média de crescimento anual, a partir PIA/IBGE, SECEX, RAIS.

⁶ Os critérios utilizados para obter os resultados da Tabela 3 foram os seguintes: para o crescimento negativo e estável, utilizou-se o critério de Botelho et al. (2016). Para o crescimento positivo (entre 1% e 3,5%) e maior do que 3,5%, utilizou-se como critério a média da taxa de crescimento da economia obtida pelo Modelo Harrod Domar que foi de 2,5% e pelo modelo de Solow com capital humano e progresso técnico, que foi de 4,6% obtido por OREIRO et al. (2005). Os autores optaram por utilizar esse critério por estar sustentado em modelos tradicionais da literatura de crescimento econômico e por ser uma estimativa válida e testada para a economia brasileira.

Analisando a razão VTI/VBPI e o DRR, constata-se que o período de 1996 a 2002 foi marcado pela deterioração da estrutura industrial nos três estados, embora aqueles setores ligados à média baixa intensidade tivessem apresentado comportamento mais satisfatório. Durante o período de 2003 a 2009, ocorreu pequena melhora na trajetória de deterioração da estrutura industrial, especialmente para Minas Gerais, enquanto o Rio de Janeiro e principalmente São Paulo perderam densidade produtiva como sugerem Almeida e Souza (2014), Monteiro e Lima (2017) e Botelho et al. (2016).

Por fim, no último período, constatou-se que a estrutura industrial manteve parte do comportamento da fase anterior com estagnação em São Paulo. O indicador DRR quando contraposto à razão VTI/VBPI sugeriu que o estado de São Paulo apresentou comportamento marcado pela desindustrialização em todos os períodos analisados, ao passo que, para Minas Gerais, sugeriu a existência de uma trajetória mais favorável quando se analisa por grupo tecnológico.

Os resultados apresentados pelo setor industrial das unidades federativas da região Sudeste do país devem ser compreendidos à luz das transformações que ocorreram nas últimas décadas na economia brasileira. Ainda que as estruturas industriais expressassem resultados distintos demonstraram, no geral, perda de dinamismo desse segmento na geração de riqueza do país. A trajetória de crescimento foi interrompida na década de 80, marcada por quadro de perda de capacidade de intervenção, coordenação e investimento do Estado e arrefecimento da capacidade de investimento e de realização de esforços tecnológicos pelo setor privado.

Uma década perdida de crescimento econômico, em momento de mudança do paradigma tecnoproductivo mundial, provocou consequências nefastas para o tecido industrial do país e em particular da região Sudeste. Enquanto o novo paradigma elegia setores baseados na economia do conhecimento e na tecnologia de informação, o país retomava padrão produtivo concentrado em segmentos intensivos em trabalho e recursos naturais (COMIM, 2009).

A deterioração da estrutura industrial do país teve continuidade a partir da implementação do processo de reestruturação produtiva comandado por políticas de concorrência e de competitividade desconexas. Medidas adotadas de abertura de mercado, desregulamentação econômica e privatização de estatais culminaram no esgarçamento de elos das cadeias produtivas internas, em diminuição da produtividade do trabalho, entre outros aspectos, como demonstraram os resultados apresentados pelas estruturas industriais da região Sudeste (CANO, 2014; SARTI; HIRATUKA, 2011).

No curso do tempo, as políticas industriais adotadas foram muito mais direcionadas com viés corretivos do que transformador do estado das artes. A debilidade tecno-administrativa e a limitada condução política do Estado em coordenar esforços públicos e privados voltados em concretizar ações transformadoras da estrutura industrial ficaram evidentes a cada política industrial traçada (SHAPIRO, 2013). Soma-se a esse quadro o desinteresse do empresariado em se envolver em projetos de mudança da matriz industrial, frente a outras formas mais rentáveis e de menor risco para o capital próprio (CASTELLI, 2017). Como resultado, a estrutura industrial, em particular da região Sudeste do país, não foi de forma significativa alterada, em linha com as orientações propostas.

A supremacia da política macroeconômica de curto prazo sobrepôs políticas estruturantes de longo prazo, dificultando, com isso, respostas industrializantes ativas mesmo na região com maior estrutura industrial do país. Para manter a estabilidade econômica, reinou a política de apreciação cambial, gerando déficits comerciais no setor industrial e superávit comercial no setor não industrial. A manutenção dessa política contribuiu para reduzir as inversões produtivas de maior conteúdo tecnológico e diminuir o desenvolvimento interno do progresso técnico (OREIRO; FEIJÓ, 2010).

Ao fim e ao cabo, o país, perto de concluir a segunda década dos anos 2000, depara-se com problemas de competitividade em setores de maior conteúdo tecnológico e de limitação em promover encadeamentos setoriais, ainda que em alguns estados, como São Paulo e Minas Gerais, que encontrem segmentos ativos com maior conteúdo tecnológico. Mas, no geral, a matriz industrial ainda é marcada fortemente pela participação de segmentos de média e baixa intensidade tecnológica. Diante desse quadro, dificuldades existem em promover maior densidade industrial e elevar o perfil tecnológico doméstico, mas não impedem de se criarem condições para reversão desse processo.

Os resultados distintos apresentados pelas estruturas industriais dos estados federativos da região Sudestes colocam a necessidade de se fazer políticas especializadas e localizadas. Eleger o processo

de reindustrialização como caminho de desenvolvimento requer considerar a base produtiva regional, levando em conta as diversidades territorial, ambiental, social, cultural e econômica, em linha com os elementos constitutivos do paradigma tecno-produtivo em vigor.

Neste curso, é imperativo construir condições de desenvolvimento regional, sustentadas em articulação do setor público com atores econômicos, em seus espaços territoriais. Vários fatores contribuem para tal propósito: proximidade dos integrantes do sistema de inovação; desenvolvimento de mecanismos de aprendizado interativo; existência regional de certa homogeneidade; presença de algum tipo de coesão interna; facilidade de definição de regras formais; proximidade das barreiras e dos obstáculos ao desenvolvimento; construção e avaliação sistemática de indicadores; entre outros.

9. Conclusão geral

O presente artigo avaliou as especificidades da estrutura industrial dos estados da região Sudeste em contexto do processo de desindustrialização da economia brasileira e apontou que os três estados apresentaram comportamentos diferenciados ao longo do período analisado como sugeriu os estudos de Botelho et al. (2016) e Bender Filho (2016).

No caso do estado de São Paulo, evidenciou-se que todos os grupos por intensidade tecnológica apresentaram trajetória de queda da razão VTI/VBPI ao longo do período analisado, muito embora a geração de valor em setores de alta e média alta intensidades tecnológicas apresentaram trajetória positiva, sugerindo a existência de um processo de concentração de atividades de maior valor agregado na indústria paulista conforme aponta Cruz e Santos (2011) e Bender Filho (2016).

No Rio de Janeiro, os dados sugeriram a recuperação do tecido industrial fluminense (VTI/VBPI) para o grupo de alta, mas principalmente média baixa intensidade tecnológica, muito em função de setores ligados à extração de petróleo como apontado por Rosendo e Britto (2011), Saboia (2013) e Botelho et al. (2016).

Em Minas Gerais, observou-se um comportamento industrial marcado pela evolução positiva do valor gerado em setores de alta e média alta intensidades tecnológicas, todavia o indicador VTI/VBPI sugeriu que a indústria mineira apresentou perdas de elos na cadeia produtiva, indicando que o processo de desindustrialização manteve-se em curso em determinados períodos o que corroborou as colocações de Silva e Alves (2010), Souza e Cardozo (2013) e Almeida e Souza (2014).

Em termos de localização produtiva, os dados sugerem que as indústrias de alta e média intensidades tecnológicas seguem concentrada no Sudeste do país, como colocaram Diniz (1993;1995) e Diniz e Crocco (1996), apesar dos estados apresentarem desempenho diferenciado e em contexto de desindustrialização relativa e setorial.

O Índice de Desindustrialização Relativa Regional apontou que os estados de Minas Gerais e do Rio de Janeiro apresentaram melhor performance pós-2007 e São Paulo expressou processo de desindustrialização relativa em todo o período. Considera-se que a região Sudeste apresentou trajetória de mudança estrutural, caracterizada pela concentração em setores de alta e média alta intensidades tecnológicas, como em São Paulo e Minas Gerais, e média baixa no Rio de Janeiro. Porém, o processo de desindustrialização não foi revertido, pois a perda de adensamento produtivo permaneceu, conforme indicaram Cruz e Santos (2011) e Botelho et al. (2016) e Bender Filho (2016).

Em linhas gerais, as respostas das estruturas industriais dos estados federativos estudados inserem-se em contexto maior de perda de participação desse segmento no PIB, nas últimas décadas. Tal ocorrência, em linha com o tratamento teórico e analítico tanto internacional como nacional, figura como um processo de desindustrialização. No Brasil, esse processo se manifesta de forma precoce, dado que a indústria ainda não cumpriu aqui as funções que realizara nos países desenvolvidos antes do movimento de perda de participação.

Diante desse quadro, suscita-se realizar esforços no propósito de reposicionar a indústria como força motriz do desenvolvimento. Afinal, é na indústria que ocorrem encadeamentos para frente e para trás das cadeias produtivas; bem como é nesse espaço que as economias de escala e de escopo se manifestam. Além de ser o *locus* da maior parte dos processos inovativos gerados e com impactos

em outros setores econômicos; assim como constitui-se fonte geradora de divisas internacionais para o país (KALDOR, 1966).

Neste sentido, há necessidade de se traçar política de desenvolvimento industrial e em particular que leve em consideração as características da economia regional. Como demonstrado ao estudar a estrutura industrial de uma determinada economia regional (Sudeste), a análise das partes constitutivas (São Paulo, Minas Gerais e Rio de Janeiro) trouxe resultados distintos. Logo, o desenho de uma política de desenvolvimento industrial, traçada em nível regional, deve necessariamente se pautar, antes, no conhecimento das especificidades das partes que compõem uma determinada economia. Desta forma, têm-se melhores condições de traçar estratégias e instrumentos adequados visando alcançar as metas desejadas.

Referências

- ABDAL, A. Desenvolvimento regional no Brasil contemporâneo: para uma qualificação do debate sobre desconcentração industrial. *Novos Estudos*, v. 36, n. 108, p. 107-126, 2017.
- ALMEIDA, T. R. C.; SOUZA, C. C. A. Evolução da estrutura industrial de Minas Gerais no período 1960-2010: uma análise frente aos demais estados da federação. In: *Anais do XVI Seminário sobre a Economia Mineira em Diamantina*, Diamantina, 2014.
- ARAÚJO, V. M.; BOTELHO, M. R. A. Impactos regionais da distribuição dos novos investimentos da indústria automobilística brasileira. *Revista Espacios*, v. 36, n. 20, p. 09-19, 2015.
- ARBIX, G. Desenvolvimento regional e guerra fiscal entre estados e municípios no Brasil. *Competitividade e desenvolvimento: atores e instituições locais*. São Paulo: Senac, 2001.
- ARDISSONE, M. S. *Mudança na distribuição espacial das atividades industriais por microrregião no período 1996/2005*. 2009. 410 f. Tese (Doutorado em Ciências Econômicas) – Instituto de Economia, Universidade Federal do Rio de Janeiro, Rio de Janeiro, 2009.
- AREND, M. A industrialização do Brasil ante a nova divisão internacional do trabalho. In: IPEA - Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada. *Presente e Futuro: desafios ao desenvolvimentismo brasileiro*. IPEA, 2014.
- ARROYO, M. Circuitos espaciais de produção industrial e fluxos internacionais de mercadorias na dinâmica territorial do estado de São Paulo. *Boletim Campineiro de Geografia*, v. 2, n. 1, p. 7-26, 2012.
- AZEVEDO, P. F.; TONETO JÚNIOR, R. Relocalização do emprego industrial formal no Brasil na década de 90. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 31, n.1, p.153-186, 2001.
- AZZONI, C. R. Sobre a necessidade da política regional. In: KON, A. *Unidade e fragmentação: a questão regional no Brasil*. São Paulo: Perspectiva, 2002.
- BACHA, E. Bonança externa e desindustrialização no Brasil: uma análise do período 2005-2011. In: BACHA, E.; BOLLE, Mônica de (Org.). *O futuro da indústria no Brasil: Desindustrialização em debate*. Rio de Janeiro: José Olympio, 2013. Cap. 4. p. 7-411.
- BARBOSA FILHO, N. O desafio macroeconômico de 2015-2018. *Revista de Economia Política*, v. 35, n. 3, p. 403-425, 2015.
- BENDER FILHO, R. Dinâmica industrial: evidências para o Brasil e para as Regiões Sudeste e Sul. *Ensaio FEE*, v. 37, n. 3, p. 739-768, 2016.
- BONELLI, R.; PESSOA, S.; MATOS, S. Desindustrialização no Brasil: fatos e interpretação. *O futuro da indústria no Brasil: desindustrialização em debate*. Rio de Janeiro: Civilização Brasileira, p. 201-225, 2013.

- BOTELHO, M. R. A.; SOUSA, G. F.; AVELLAR, A. P. M. A incidência do processo de desindustrialização nos estados brasileiros. *Revista de Economia*, v. 43, n. 3, p. 01-26, 2016.
- BRESSER-PEREIRA, L. C. *Maldição dos recursos naturais*. Folha de S. Paulo, v. 6, n. 6, 2005.
- BRESSER-PEREIRA, L. C. The Dutch disease and its neutralization: a Ricardian approach. *Revista de Economia Política*, v. 28, n. 1, p. 47-71, 2008.
- BRESSER-PEREIRA, L. C.; MARCONI, N. *Existe doença holandesa no Brasil?* In: IV Fórum de Economia da Fundação Getúlio Vargas. 2008.
- CAIRNCROSS, A. What is de-industrialisation? In: BLACKABY, F. (Ed.). *Deindustrialisation*. Heinemann Educational Books. London. 1978.
- CANO, W. *A desindustrialização no Brasil*. Campinas: Instituto de Economia/Unicamp, 2012. (Texto para discussão, n. 200)
- CANO, W. Concentração e desconcentração econômica regional no Brasil: 1970/95. *Economia e Sociedade*, v. 8, n.1, p. 101-141, 1997.
- CANO, W. Industrialização e (Sub) desenvolvimento. *Cadernos de Desenvolvimento*, v. 9, n. 15, p. 139-175, 2014.
- CANO, W. Industrialização, desindustrialização e políticas de desenvolvimento. *Revista Faac*, v. 1, n. 2, p. 155-164, 2011.
- CARDOSO, B. F.; NASCIMENTO, J. S. Análise da desindustrialização no Brasil através da elasticidade-renda da demanda. *Revista de Desenvolvimento Econômico*, v. 14, n. 26, p. 159-171, 2013.
- CARNEIRO, R. *Impasses do desenvolvimento brasileiro: a questão produtiva*. Campinas: IE/UNICAMP, 2008. (Texto para discussão, n. 153)
- CARVALHO JUNIOR, C. V.; FIGUEIRÔA, E. S. B.; FILGUEIRAS, L.; O Processo de desindustrialização na economia brasileira e o seu impacto e significado no estado da Bahia. In: *Anais do XII Seminário Internacional RII*, 2012, Belo Horizonte, 2012.
- CARVALHO, L. B. *Diversificação ou especialização: uma análise do processo de mudança estrutural da indústria brasileira nas últimas décadas*. 2008. 170 f. Dissertação (Mestrado em Economia) - Instituto de Economia, Universidade Federal do Rio de Janeiro, Rio de Janeiro, 2008.
- CASSEB, N. C. B.; PEDROZA, M. F. Brasil: a hora da verdade na busca do desenvolvimento. In: LACERDA, A. C. (Org.). *Desenvolvimento brasileiro em debate*. São Paulo: Blucher, 2017. Cap. 6. p. 113-130.
- CASTELLI, J. R. *A trajetória dependente da política de inovação brasileira (1995-2012): hábitos de pensamento e enraizamento institucional*. 2017. 309 f. Tese (Doutorado em Ciências Econômicas) – Faculdade de Ciências Econômicas, Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Porto Alegre, 2017.
- COMIN, A. *A desindustrialização truncada: perspectivas do desenvolvimento econômico brasileiro*. 2009. 272 f. Tese (Doutorado em Ciências Econômicas) – Instituto de Economia, Universidade Estadual de Campinas, Campinas, 2009.
- CONCEIÇÃO, C. S. Dinâmica setorial e mudança estrutural: evolução recente da indústria no Brasil e no Rio Grande do Sul. *Indicadores Econômicos FEE*, v. 42, n. 2, p. 25-44, 2014.
- COUTINHO, L. A especialização regressiva: um balanço do desempenho industrial pós-estabilização. In: VELLOSO, J. P. R. (Org.). *Brasil: desafios de um país em transformação*. Rio de Janeiro: José Olympio, 1997.

- CRUZ, B. O.; SANTOS, I. R. S. *Dinâmica do emprego industrial no Brasil entre 1990 e 2009: uma visão regional da desindustrialização*. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA). Brasília: IPEA, 2011. (Texto para discussão, n. 1673).
- CUNHA, A. M.; LELIS, M. T. C.; FLIGENSPAN, F. B. Desindustrialização e comércio exterior: evidências recentes para o Brasil. *Revista de Economia Política*, v. 33, n. 3, p. 463-485, 2013.
- DINIZ, C. C. *A dinâmica regional recente da economia brasileira e suas perspectivas*. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA). Brasília: IPEA, 1995. (Texto para discussão, n. 375).
- DINIZ, C. C. Desenvolvimento poligonal no Brasil: nem desconcentração, nem contínua polarização. *Nova Economia*, v. 3, n. 1, p. 35-64, 1993.
- DINIZ, C. C.; CROCO, M. A. Reestruturação econômica e impacto regional: o novo mapa da indústria brasileira. *Nova Economia*, v. 6, n. 1, p. 77-103, 1996.
- FEIJÓ, C. A.; CARVALHO, P. G. M; ALMEIDA, J. S. G. *Ocorreu uma desindustrialização no Brasil*. São Paulo: IEDI, 2005. Disponível em: <http://www.iedi.org.br/admin_ori/pdf/20051129_desindustrializacao.pdf>. Acesso em: 15 mar. 2016.
- FEIJÓ, C.; OLIVEIRA, D. Mudanças estruturais na economia brasileira e seus impactos sobre a evolução da produtividade na indústria de transformação pós-1990. In: AZEVEDO, A. F; FEIJÓ, C; CORONEL, D. A. (Orgs.). *A desindustrialização brasileira*. Editora Unisinos, São Leopoldo. 2013.
- FERRAZ, J. C.; KUPFER, D; HAGUENAUER, L. *Made in Brazil: desafios competitivos para a indústria*. Rio de Janeiro: Campus, p. 386, 1995.
- FIRKOWSKI, O. L. C. F. *A nova territorialidade da indústria e o aglomerado metropolitano de Curitiba*. 2001. 278f. Tese (Doutorado em Geografia Humana) – Faculdade de Filosofia, Letras e Ciências Humanas, Universidade de São Paulo, São Paulo, 2001.
- FISHLOW, A. Origens e consequências da substituição de importações: 40 anos depois. *O futuro da indústria no Brasil: desindustrialização em debate*. Rio de Janeiro: civilização Brasileira, p. 23-44, 2013.
- FURTADO, C. *Desenvolvimento e subdesenvolvimento*. Rio de Janeiro: Fundo de Cultura, 1961.
- GIAMBIAGI, F.; VELOSO, F.; PESSÔA, S.; FERREIRA, P. C. *Desenvolvimento econômico: uma perspectiva brasileira*. Elsevier Brasil. 2013.
- IBGE – Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. *Pesquisa Industrial Anual – Empresa*. In: Série Relatórios Metodológicos do IBGE, v. 26, n. 1, 2011.
- IEDI - Instituto de Estudos para o Desenvolvimento Industrial. Indústria mundial: O Brasil na contramão dos emergentes. *Carta IEDI*, São Paulo: Instituto de Estudos para o Desenvolvimento Industrial, n. 809, 2017. Disponível em: <http://www.iedi.org.br/cartas/carta_iedi_n_809.html>. Acesso em: 10 abr. 2018.
- IEDI - Instituto de Estudos para o Desenvolvimento Industrial. Ocorreu uma Desindustrialização no Brasil? *Carta IEDI*, São Paulo: Instituto de Estudos para o Desenvolvimento Industrial, n. 183, 2005. Disponível em: <http://www.iedi.org.br/cartas/carta_iedi_n_183_ocorreu_uma_desindustrializacao_no_brasil.html>. Acesso em: 10 abr. 2018.
- KALDOR, N. *Causes of the slow rate of economic growth of the United Kingdom*. Cambridge University Press. 1966.
- KUPFER, D. Política industrial. *Econômica*, v. 5, n. 2, p. 91-108, 2003.
- KUZNETS, S. Modern economic growth: findings and reflections. *The American Economic Review*, v. 63, p. 247-258. 1973.

- KUZNETS, S. Quantitative aspects of the economic growth of nations, Part II. *Economic Development and Cultural Change*, v. 5, n. 4, p. 1-111. 1957.
- LAPLANE, M. F.; SARTI, F. Prometeu acorrentado: o Brasil na indústria mundial no início do século XXI. In: CARNEIRO, R. (Org.). *A supremacia dos mercados e a política econômica do governo Lula*. São Paulo: Editora UNESP, 2006, p. 299-320.
- LAZZARINI, S. G.; JANK, M. S.; INOUE, C. F. K. *Commodities no Brasil: maldição ou bênção. O futuro da indústria no Brasil: desindustrialização em debate*. Rio de Janeiro: Civilização Brasileira, p. 201-225, 2013.
- LEMOS, M. B.; DINIZ, C. C.; GUERRA, L. P. A nova configuração regional brasileira e sua geografia econômica. *Estudos Econômicos*, v. 33, n. 4, p. 665-700, 2003.
- LOURES, R. R.; OREIRO, J. L.; PASSOS, C. A. K. Desindustrialização: a crônica da servidão consentida. *Economia e Tecnologia*, a. 2, v. 4, p. 219-232, 2006.
- MARCONI, N.; ROCHA, M. *Desindustrialização precoce e sobrevalorização da taxa de câmbio*. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA), 2011. (Texto para discussão, n.1681).
- MONTEIRO, F. D. S. C.; LIMA, J. P. R. Desindustrialização regional no Brasil. *Nova Economia*, v. 27, n. 2, p. 247-293, 2017.
- MORCEIRO, P. C. *Desindustrialização na economia brasileira no período 2000-2011: abordagens e indicadores*. Cultura Acadêmica, 2012.
- NASCIMENTO, S. P. Guerra fiscal: uma avaliação comparativa entre alguns estados participantes. *Economia Aplicada*, v. 12, n. 4, p. 677-706, 2008.
- NASSIF, André. Há evidências de desindustrialização no Brasil? *Brazilian Journal of Political Economy*, v. 28, n. 1, p. 72-96, 2008.
- NEGRI, B. *Concentração e desconcentração industrial em São Paulo (1880-1990)*. 1994. 280 f. Tese (Doutorado em Economia) – IE - Universidade Estadual de Campinas, Campinas, 1994.
- NOGUEIRA, R. H. Desindustrialização abismo abaixo: dependência cambial e abandono das políticas de competitividade no Brasil. *Desenvolvimento brasileiro em debate*, p. 25, 2017.
- OECD – Organization for Economic Cooperation and Development (OECD). *Directorate for Science, Technology and Industry, STAN Indicators*. 2011. Disponível em: <<http://www.oecd.org/industry/industryandglobalisation/40230754.pdf>> Acesso em: 10 mai. 2016.
- OLIVEIRA JÚNIOR, M. *Agglomeração espacial e eficiência industrial: um estudo a partir da evolução da produtividade nos municípios brasileiros de 1970 a 1996*. 2006. 196 f. Tese (Doutorado em Ciências Econômicas) – IE - Universidade Federal do Rio de Janeiro, Rio de Janeiro, 2006.
- OREIRO, J. L.; FEIJÓ, C. A. Desindustrialização: conceituação, causas, efeitos e o caso brasileiro. *Revista de Economia Política*, v. 30, n. 2, p. 219-232, 2010.
- OREIRO, J. L.; LEMOS, B. P.; MISSIO, F. J.; PADILHA, R. A. Qual a taxa potencial de crescimento da economia brasileira? Uma análise com base na calibragem de dois modelos tradicionais de crescimento econômico. *Revista de Economia*, v. 31, n. 2, p. 35-46, 2005.
- PACHECO, C. A. *Novos padrões de localização industrial? Tendências recentes dos indicadores da produção e do investimento industrial*. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA), Brasília, 1999. (Texto para discussão, n. 633)
- PALMA, J. G. De-industrialization, premature de-industrialization and the Dutch Disease. In: DURLAUF, S. N.; BLUME, L. E. (Org.) *The new palgrave dictionary of economics*. 2nd Edition. Palgrave Macmillan. 2008.

- PALMA, J. G. Quatro fontes de desindustrialização e um novo conceito de “doença holandesa”. In: *Conferência de Industrialização, Desindustrialização e Desenvolvimento*, FIESP/IEDI. Centro Cultural da FIESP. 2005.
- PASTORE, A.; GAZZANO, M. P. Por que a produção industrial não cresce desde 2010. In: BACHA, E.; BOLLE, M. *O futuro da indústria no Brasil: desindustrialização em debate*. Rio de Janeiro: Civilização Brasileira, p. 121- 156, 2013.
- PEREIRA, F. M.; LEMOS, M. B. Cidades médias brasileiras: características e dinâmicas urbano-industriais. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 33, n. 1, p. 127-165, 2003.
- PEREIRA, W. M. *Mudança estrutural e desindustrialização na região do sul do Brasil: um estudo comparado*. 227 f. 2016. Dissertação (Mestrado) – Curso de Economia, Economia, Universidade Federal de Santa Catarina, Florianópolis, 2016.
- PÉREZ, C. *Revoluciones tecnológicas y capital financiero: la dinámica de las grandes burbujas financieras y las épocas de bonanza*. Siglo XXI, 2004.
- PRADO, S. Guerra fiscal e políticas de desenvolvimento estadual no Brasil. *Economia e Sociedade*, v. 13, p. 1-40, 1999.
- PUGA, F. P. Aumento das importações não gerou desindustrialização. *Visão do Desenvolvimento*, Brasília, n. 26, BNDES, 2007.
- RAMOS, L.; FERREIRA, V. Geração de empregos e realocação espacial do mercado de trabalho brasileiro – 1992-2002. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 35, n. 1, p.1-31, 2005a.
- RAMOS, L.; FERREIRA, V. *Padrões espacial e setorial da informalidade no Brasil: 1991-2003*. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA). 2005b. (Textos para discussão, n. 1099)
- ROSENDO, R. C.; BRITTO, J. N. P. Evolução da densidade industrial do Estado do Rio de Janeiro: análise comparativa com os estados do sudeste brasileiro-2000/2005. In: *Anais do XXXIX do Encontro Nacional de Economia*, v. 39, p. 1-19, 2011.
- ROWTHORN, R.; COUTTS, K. Commentary: deindustrialisation and the balance of payments in advanced economies. *Cambridge Journal of Economics*, v. 28, n. 5, p. 767–790, 2004.
- ROWTHORN, R.; RAMASWAMY, R. Growth, trade, and deindustrialization. *IMF Staff papers*, v. 46, n.1, p. 18-41, 1999.
- SABOIA, J. A continuidade do processo de desconcentração regional da indústria brasileira nos anos 2000. *Nova Economia*, v. 23, n. 2, p. 219-278, 2013.
- SABOIA, J.; KUBRUSLY, L. S.; BARROS, A. C. Diferenciação regional da indústria brasileira: agrupamento e ordenação a partir de um novo índice. *Nova Economia*, v. 18, n. 3, p. 383-427, 2008.
- SAMPAIO, D. P. A desindustrialização em marcha no Brasil. *Revista da Sociedade Brasileira de Economia Política*, v. 1 n. 34, p. 33-55, 2013.
- SAMPAIO, D. P. *Desindustrialização e estruturas produtivas regionais no Brasil*. 2015. 256 f. (Tese de Doutorado) – Programa de Pós-Graduação em Economia, IE – Universidade Estadual de Campinas, Campinas, 2015.
- SARTI, F.; HIRATUKA, C., *Desenvolvimento industrial no Brasil: oportunidades e desafios futuros*. Campinas: IE. Unicamp, 2011.
- SCATOLIN, F. D.; DA CRUZ, M. J. V.; PORCILE, G.; NAKABASHI, L. Desindustrialização? Uma análise comparativa entre Brasil e Paraná. *Indicadores Econômicos FEE*, v. 35, n. 1, p. 105-120, 2007.

- SILVA, A. B. O.; ALVES, J. D. Manufacturing and mining industry performance in Minas Gerais state regions using Annual Survey of Industry microdata, 1996-2006. *Nova Economia*, v. 20, n. 2, p. 219-252, 2010.
- SILVA, H. C. *O processo de desindustrialização: uma avaliação sob a perspectiva da economia brasileira (1990-2010)*. 157 f. Dissertação (Mestrado) – Curso de Economia, Economia, Universidade Federal de Santa Catarina, Florianópolis, 2012.
- SINGH, A. UK Industry and the world economy: a case of deindustrialization? *Cambridge Journal of Economics*, v. 1, n. 2, p. 113-136, 1977.
- SOARES, C.; TEIXEIRA, A.; OREIRO, J. L. Uma análise empírica dos determinantes da Desindustrialização no Caso Brasileiro In: AZEVEDO, A. F.; FEIJÓ, C.; CORONEL, D. A. (Orgs). *A desindustrialização brasileira*. Editora Unisinos, São Leopoldo. p. 221-248. 2013.
- SOBRAL, B. L. B. A Falácia da “inflexão econômica positiva”: algumas características da desindustrialização fluminense e do “vazio produtivo” em sua periferia metropolitana. *Cadernos do Desenvolvimento Fluminense*, Rio de Janeiro, n. 1, p. 53-85, 2013.
- SONAGLIO, C. M. Evidências de desindustrialização no Brasil: uma análise com dados em painel In: AZEVEDO, A. F.; FEIJÓ, C.; CORONEL, D. A. (Orgs). *A desindustrialização brasileira*. Editora Unisinos, São Leopoldo. p.71-104. 2013.
- SOUSA, G. F.; CARDOZO, S. A. Estrutura produtiva de Minas Gerais e participação estadual na produção industrial nacional nos anos 2000. *Revista Horizonte Científico*, v. 7, n. 1, p. 1-29, 2013.
- SOUZA, I. E. L. D. *Desindustrialização nos estados brasileiros: uma análise em painel para o período 1996-2014*. 2016. 71 f. 2016. Dissertação (Mestrado) – Curso de Economia, Economia, Universidade Federal de Uberlândia, Uberlândia, 2016.
- SQUEFF, G. C. *Desindustrialização: luzes e sombras no debate brasileiro*. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA). 2012. (Textos para discussão, n. 1747).
- SUZIGAN, W.; FURTADO, J.; GARCIA, R.; SAMPAIO, S. E. K. Aglomerações industriais no estado de São Paulo. *Economia Aplicada*, v. 5, n. 4, p. 695-717, 2001.
- THIRWALL, A. P. *The nature of economic growth*. Edward Elgar: Aldershot. 2002.
- TORRES, R. L.; DA SILVA, H. C. Uma crítica aos indicadores usuais de desindustrialização no Brasil. *Revista de Economia Política*, v. 35, n. 4, p. 859-877, 2015.
- TREGENNA, F. Characterising deindustrialisation: an analysis of changes in manufacturing employment and output internationally. *Cambridge Journal of Economics*, v. 33, n. 3, p. 433-466, 2009.
- UNCTAD - United Nations Conference on Trade and Development. *World Development Report*. Genebra, 2003.
- VERÍSSIMO, M. P.; ARAÚJO, S. C. Perfil Industrial de Minas Gerais e a hipótese de desindustrialização estadual. *Revista Brasileira de Inovação*, v. 15, n. 1, p. 113-138, 2016.

EXISTE NÃO LINEARIDADE NA CONVERGÊNCIA DE PREÇOS PARA MERCADOS AGRÍCOLAS NO BRASIL?*

Gerrio dos Santos Barbosa

Doutorando em Economia Aplicada na Universidade Federal da Paraíba (UFPB)

E-mail: gerriosantos@gmail.com

Francisco José Silva Tabosa

Professor no Mestrado de Economia Rural da Universidade Federal do Ceará (UFC)

E-mail: franzetabosa@ufc.br

Nicolino Trompieri Neto

Analista de Políticas Públicas no IPECE e Professor da Universidade de Fortaleza (UNIFOR)

E-mail: nicolinoneto@gmail.com

Rafael Barros Barbosa

Professor no Departamento de Economia Aplicada da Universidade Federal do Ceará (UFC)

E-mail: rafaelbarrosbarbosa@gmail.com

RESUMO: O presente artigo explanou acerca dos métodos para testes de raízes unitárias com efeito limiar (TAR) aplicado a dados em painel, com ênfase na técnica econométrica elaborada por Beyaert e Camacho (2008) e adaptada para o setor do tomate no Brasil por Tabosa, Ferreira e Castelar (2014). Diante disso, caso constatada a Lei do Preço Único, diz-se que ocorre convergência dos preços nos diversos mercados analisados, indicando que os preços convergem para um dado estado estacionário, ou seja, um preço de equilíbrio de longo prazo. Os primeiros testes não rejeitam a hipótese nula de que o modelo a ser estimado seja linear (modelo Evans-Karras). Os resultados apontaram para mercados que convergem no longo prazo.

Palavras-chave: Integração econômica; Lei do preço único; Produtos agropecuários.

Classificação JEL: Q11; Q13; C23.

IS THERE NON-LINEARITY IN THE CONVERGENCE OF PRICES FOR AGRICULTURAL MARKETS IN BRAZIL?

ABSTRACT: This paper explores the methods for testing unit roots with Threshold Autoregressive (TAR) for panel data, with emphasis on the econometric technique elaborated by Beyaert and Camacho (2008) and adapted for the Brazilian agricultural sector by Tabosa, Ferreira and Castelar (2014). Therefore, if the Single Price Law is established, it is said that there is convergence of prices in the various markets analyzed, implying that prices converge to a given steady state, in other words, a long-term equilibrium price. The first tests do not reject the null hypothesis that the model to be estimated is linear (Evans-Karras model). The results pointed to markets that converge in the long run.

Keywords: Economic integration; Law of one price; Agricultural goods.

JEL Codes: Q11; Q13; C23.

1. Introdução

A integração econômica refere-se à situação em que os preços dos produtos em diferentes mercados alcançam o equilíbrio. Esse resultado é derivado da hipótese de livre circulação de bens entre os mercados regionais, obtido pela condição de não arbitragem de preços. A presença de integração econômica implica, portanto, que a comercialização de bens não pode ser considerada de forma isolada e independente.

Existe uma longa literatura que investiga a convergência de preços internacionais (ROGOFF, 1996) e intranacionais (ENGEL; ROGERS, 1996; CECCHETTI et al., 2002) tanto para bens em geral como para o caso de bens agrícolas (TABOSA et al., 2014). Uma das conclusões importantes dessa literatura refere-se ao papel da não linearidade na convergência de preços, como apontado por Basher e Carrion-I-Silvestre (2011), Nath e Sakar (2014), entre outros.

Como a integração comercial representada pela convergência de preços é um fenômeno de longo prazo, flutuações do ciclo econômico podem alterar situações de estabilidade. Isso implica que a convergência de preços pode não ser observada ao longo de todo um período temporal, mas, sim, entre períodos de quebras estruturais (BASHER; CARRION-I-SILVESTRE, 2011).

Pouco tem sido estudado sobre o efeito da não linearidade para a convergência de preços em bens agrícolas. Assim, o objetivo principal deste artigo consiste em preencher essa lacuna ao investigar se a convergência de preços para bens hortifrutigranjeiros no Brasil é verificada ao se assumir a presença de não linearidade. Para isso, foram investigados 37 produtos hortifrutigranjeiros, em 16 mercados diferentes, entre 2007.01 até 2015.06.

A introdução da não linearidade foi realizada ao se assumir que os produtos dispostos temporalmente seguem um processo autorregressivo com efeito limiar (TAR). A verificação da validação dessa hipótese, bem como a corroboração da convergência de preços foi desenvolvida por Beyaert e Camacho (2008).

Na literatura recente, são amplamente utilizados modelos para mensurar o processo de convergência de preços entre países. Um método conhecido é o β -convergência, que provém do modelo de Solow (1956), posteriormente analisado por Barro e Sala-I-Martin (1991). Evans e Karras (1996) explicaram que regressões simples de β -convergência, na maioria das vezes, poderiam fornecer estimativas imprecisas, atribuindo, dessa forma, vantagens na abordagem com dados em painel.

Evans e Karras (1996) testam a presença de convergência entre o crescimento de um painel de países assumindo um processo autorregressivo linear. Beyaert e Camacho (2008) apresentam uma expansão da metodologia de teste de convergência entre países ao considerarem a presença de efeito limiar no processo autorregressivo. Segundo essa abordagem, podem existir situações em que a hipótese da convergência seja satisfeita (entre os limiares) e situações em que não seja satisfeita (além dos limiares). Essa hipótese se adequa às evidências de convergência de preços uma vez que situações de elevada volatilidade podem alterar a estabilidade de preços, constituindo, portanto, um possível limite para onde a hipótese da convergência é válida.

O procedimento de Beyaert e Camacho (2008) primeiramente testa a existência do efeito limiar comparando o modelo linear de Evans e Karras com o modelo em que existe um limiar escolhido endogenamente. Em um segundo momento, o teste de convergência é realizado sobre o modelo selecionado no primeiro estágio.

Este estudo, portanto, contribui para a literatura nacional sobre o tema em vários aspectos. Primeiro, utiliza um painel de preços hortifrutigranjeiros em 16 mercados diferentes, ou seja, utiliza uma base mais representativa da diversidade dos produtos agrícolas brasileiros. Segundo, verifica a existência de não linearidade na convergência de preços para bens hortifrutigranjeiros. Tabosa, Ferreira e Castelar (2014), por exemplo, verificam a hipótese da convergência para apenas um bem agrícola, o tomate, e não consideram a presença de não linearidade.

Dos resultados encontrados, foi rejeitada a hipótese de não linearidade para os bens hortifrutigranjeiros considerados. Assim, foi testada a existência de convergência considerando a especificação linear do processo autorregressivo. Esse resultado mostra que no período posterior à

grande crise financeira mundial, iniciada em setembro de 2007 nos EUA, período de elevada instabilidade nos preços internacionais, o mercado de hortifrutigranjeiros no Brasil apresentou convergência linear de preços, indicando a presença de integração econômica regional.

O presente artigo, além desta introdução, está dividido em mais quatro seções. Na próxima seção, será apresentada uma discussão sobre a literatura de convergência de preços agrícolas. Na terceira seção, é apresentada a metodologia de Beyaert e Camacho (2008) que acomoda tanto a especificação linear quanto a não linear. Na seção seguinte, é discutida a base dados. Na seção cinco, são discutidos os principais resultados e suas implicações para o desenvolvimento regional. Por fim, a última seção apresenta as conclusões do artigo.

2. Revisão da literatura

2.1. Métodos lineares

A pesquisa de Hotelling (1929) foi pioneira nas análises de mercados com concorrência imperfeita e das teorias espaciais sobre discriminação de preços. Segundo Enke (1951) e Samuelson (1952), a teoria do comércio internacional tem forte relação com a dispersão espacial dos preços.

O estudo apresentado neste artigo busca evidências dessa teoria para alguns mercados do Brasil, tendo em vista que podem ser utilizados conceitos semelhantes para análise espacial da distribuição de produtos agropecuários dessas unidades da federação.

Nesse sentido, a validação da LPU é apontada como ponto natural de partida. Portanto, é o mecanismo fundamental que postula a convergência e a transmissão dos preços em uma economia de mercados competitivos. Conforme foi mencionado por Barrett (2001), quando ocorre comercialização e as oportunidades de arbitragem se extinguem, os preços se igualam aos custos de comercialização.

Em estudo realizado para os países do Nafta (EUA, Canadá e México) por Susanto et al. (2007), por meio de uma abordagem do modelo de convergência de Levin e Lin (1992) aplicado aos mercados de frutas e verduras, os autores encontram evidências de convergência absoluta, definindo uma integração desses produtos nesses mercados.

Chin e Habibullah (2008) investigam a convergência de preço na Malásia Peninsular, Sabah e Sarawak. Os resultados mostraram que o grau de persistência dos desvios da Paridade Poder de Compra após um choque gerou uma meia-vida em torno de 6,75 anos para Malásia. Com relação aos grupos de mercadorias, a meia-vida para os bens *tradables* foram de 1 a 2 anos, aproximadamente; enquanto os bens não *tradables* necessitavam em torno de 10 anos. Por fim, concluíram que diversos grupos de produtos desses mercados possuíam uma integração crescente.

Na União Europeia, Dreger et al. (2007) mostraram que não havia exigência da LPU relacionada aos sistemas de ponderações de preços agregados iguais entre mercados internos e externos. Contudo, caso houvesse diferença, seriam relativamente estáveis ao longo do tempo. Eles argumentaram ainda que tal hipótese não foi sustentada para uma amostra do grupo de países da União Europeia. Ou seja, os níveis de renda foram diferentes entre novos e antigos membros, o que afetou os pesos em cada mercado, incorrendo em viés gerado por fatores estruturais nos testes com variáveis relativas a LPU.

De forma semelhante, o exame de Wolszczak-Derlacz (2008) analisou os dados de preços a níveis agregados (macro) e desagregados (micro). A abordagem macro foi baseada em um índice comparativo do nível de preços, calculada como razão entre a PPC e a taxa de câmbio, e a micro utilizou os preços reais de 150 produtos individuais comercializados nas 15 cidades capitais da União Europeia. Ao investigar a dispersão dos preços para o período de 1990 a 2005, por meio do sigma e beta convergência, em ambos os conjuntos de dados, encontrou-se elevada dispersão de preços. Entretanto, a magnitude da dispersão dos preços mostrou-se maior quando analisado o conjunto de dados desagregado do que o conjunto de dados agregado.

Em contexto empírico, examinando a LPU para 45 produtos e 13 países da região do euro, compreendendo o período de 2008 a 2012, Kulikov (2014) utilizou preços desagregados de Nielsen

baseados em regressões *log-linear* não estrutural com efeitos espaciais, com utilização do método bayesiano. Após estimação dos dados, sugeriu-se forte interdependência dos preços relativos, nos espaços geográficos e dimensões de vários produtos. Por fim, considerou que um nível de renda relativa e um forte crescimento econômico afetariam os preços dos produtos amostrados.

Na mesma perspectiva, Balchin, Edwards e Sundaram (2015) analisaram preços de varejo desagregados para 24 produtos, do seguimento de alimentos, maquinas, equipamentos, eletrônicos e sapatos. Os países envolvidos são Botswana, Malawi, África do Sul e Zâmbia, que fazem parte do *Southern African Development Community* (SADC). Os autores evidenciaram grandes e persistentes desvios absolutos da LPU, tanto dentro como entre cada um dos quatro países. A dispersão dos preços é maior quando observada entre países da SADC do que quando analisada individualmente. Ademais, mostrou-se que o desvio de preço médio dentro do país permaneceu relativamente estável ao longo do tempo. Dessa forma, em média, os preços dos produtos dentro de cada país da SADC não se tornaram mais integrados.

2.2. Modelo autorregressivo com efeito limiar

Utilizando modelos lineares, os estudos de Quandt (1958, 1960) identificaram que em algum momento no tempo poderia haver uma mudança abrupta de uma linha de regressão para outra, observando mudanças nos coeficientes de modelos lineares com um determinado valor de uma variável estocástica não observável.

Os primeiros estudos com modelos autorregressivos com efeito limiar (TAR) foram propostos por Tong (1978), Tong e Lim (1980) e Tong (1983), e, desde então, tornaram-se populares em séries temporais não lineares. Outros modelos não lineares desenvolvidos podem ser citados, como, por exemplo, o modelo Bilinear, o de estado dependente de Priestley (1980), o de mudança de Markov de Hamilton (1989), o do Coeficiente Funcional Autorregressivo de Chen e Tsay (1993), entre outros.

Em abordagem similar, estudo de Hansen (1996) inferiu o caso em que os parâmetros eram não identificados sob hipótese nula utilizando testes convencionais. Portanto, desenvolveu técnicas de simulações simples com procedimentos de valores probabilísticos com distribuições uniformes assintóticas sob essa hipótese. Esse evidenciou que a presença do efeito limiar poderia ser explicada pela variação de amostragem. Já Caner e Hansen (2001) desenvolveram modelos com quebras estruturais em que havia a possibilidade de raízes unitárias. Essa aplicação requereu testes para efeito limiar e raiz unitária, que permitiram a distinção entre processos não lineares e não estacionários, respectivamente.

No mesmo tocante, Beyaert e Camacho (2008) explicaram as limitações do modelo de Evans e Karras (1996), que possuíam suposições de independência transversal pouco sustentáveis, e a formulação considerada linear poderia não ser realista, pois os países no painel poderiam experimentar mudanças institucionais e/ou econômicas ao longo do tempo. Portanto, Beyaert e Camacho (2008) estenderam a pesquisa, na qual recomendaram uso de valores críticos *bootstrap* em testes de raízes unitárias para painel sobre dependência transversal. Ademais, incluíram a possibilidade do processo de convergência não apresentar-se uniforme ao longo do tempo, mas só se ocorresse variações de acordo com as circunstâncias institucionais e econômicas.

Nos países da América, Vieira (2009) utilizou o modelo TAR para mensurar se a convergência é absoluta ou condicional. A convergência absoluta pode ser entendida como a convergência que independe das características próprias dos países, como seu nível de poupança por exemplo. Por sua vez, a convergência relativa refere-se à convergência de países semelhantes. Testou ainda a hipótese de o modelo ser linear ou não linear, com abordagem metodológica de Evans e Karras (1996) e Beyaert e Camacho (2008), respectivamente. A análise foi realizada nos blocos de livre comércio do continente: Acordo de Livre Comércio da América do Norte (NAFTA), Comunidade Andina de Nações (CAN) e Mercado Comum do Sul (MERCOSUL).

A motivação do trabalho foi a homogeneidade econômica entre os países membros e a possível influência do livre comércio no processo de convergência. Na América Latina, Benavides et al. (2015) abordaram perspectiva idêntica à Beyaert-Camacho, escolheram o Produto Interno Bruto (PIB) *per*

capita dessa região para testar o processo de convergência, para isso, foram aglomerados os países ricos em um bloco e os pobres em outro. Destarte, Tipoy (2015) replicou na Comunidade de Desenvolvimento Sul-Africano.

No continente europeu, Bilgili (2012) replicou o método TAR com a proposição de revelar ocorrência de linearidade ou não no processo de convergência da oferta energética de biomassa, utilizando dados em painel. Usando diferentes grupos de países, que compartilham importantes ciclos de negócios e características semelhantes, Beyaert e García-Solanes (2014) analisaram a ocorrência de convergência no PIB *per capita* a longo prazo.

Poucos estudos no Brasil utilizaram-se da estratégia empírica Beyaert-Camacho. Entretanto, Matos (2011) adaptou o modelo para medir a possibilidade de convergência do indicador de pobreza, para 19 estados brasileiros, os quais foram divididos em nordestinos e não nordestinos. Já na contextualização agropecuária, o estudo de Tabosa, Ferreira e Castelar (2014) explicou a dinâmica dos modelos autorregressivos com efeito limiar para os preços dos mercados atacadistas do tomate brasileiro.

No entanto, existe uma família de modelos autorregressivos com efeito limiar que possibilitam sintetizar uma compreensão do processo de convergência. Dito isso, Bosque (2014) elaborou uma abordagem direta e prática dos modelos. Adiante, aplicou aos dados meteorológicos e a séries financeiras. Portanto, além do TAR para raízes unitárias, podem-se apresentar trabalhos com quebras estruturais em outros métodos semelhantes¹.

3. Modelos e testes econométricos

3.1. Modelo linear

A priori, as variáveis de preços presentes na Lei do Preço Único (LPU) são estocásticas e têm um comportamento ao longo do tempo. Fackler e Goodwin (2000) definiram que as transmissões de choques de demandas e ofertas entre os mercados possibilitam a arbitragem espacial, elemento responsável pela condução dos mercados à integração, expressada como

$$P_i^k - P_j^k \leq C_{ij}^k \quad (1)$$

em que k é o produto analisado, P_i^k é o preço do produto k no mercado i , P_j^k é o preço do produto k no mercado j , e C_{ij}^k é o custo médio de transação entre os mercados i e j . Essa relação é comumente estabelecida como a Lei do Preço Único. Dessa forma, pode-se transcrever para um mercado inter-regional, ou seja, com N regiões, demonstrado a seguir:

$$\lim_{t \rightarrow \infty} E_t^k [P_{i,t}^k - P_{j,t}^k] = C_{ij}^k \quad (2)$$

$$k = 1, 2, \dots, 37 ; i = 1, 2, \dots, N ; j = 1, 2, \dots, N ; i \neq j$$

sendo $P_{i,t}^k$ o logaritmo natural do preço real do bem k no mercado i no período t , $P_{j,t}^k$ o logaritmo natural do preço real do bem k no mercado j no período t , e C_{ij}^k o custo médio do produto k entre os mercados i e j .

Entretanto, Susanto et al. (2007) e Chin e Habibullah (2008) propõem examinar o comportamento do preço da i -ésima economia em relação à média dos demais preços, sendo esta última o preço base de comparação. Deste modo, a Equação (2) torna-se:

$$\lim_{t \rightarrow \infty} E_t^k [P_{i,t}^k - \bar{P}_{j,t}^k] = C_{ij}^k \quad (3)$$

$$k = 1, 2, \dots, 37 ; i = 1, 2, \dots, N ; j = 1, 2, \dots, N ; i \neq j$$

¹ Ver estudos de Costa Júnior et al. (2015) e Soares e Lopes (2015).

sendo que $\hat{P}_{j,t}^k = N^{-1} \sum_{j=1}^N P_{j,t}^k$ e os desvios de $P_{1,t}^k, P_{2,t}^k, \dots, P_{N,t}^k$ em relação a sua média entre grupos $\hat{P}_{j,t}^k$, serão, em média, igual a uma determinada constante C quando t tende para o infinito. Ou seja, valida-se a LPU se $P_{i,t}^k - \hat{P}_{j,t}^k$ é estacionário e exibirá custos de transação neste mercado se C_{ij}^k apresentar-se diferente de zero. Em termos econométricos, a LPU mostrada na Equação (3) expressa-se como:

$$\lambda_i^k(L)[P_{i,t}^k - \hat{P}_{j,t}^k] = c_i^k + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

$$k = 1, 2, \dots, 37 \quad i = 1, 2, \dots, N$$

em que, $\lambda_i^k(L) = 1 - \lambda_i^k L$; $LP_t = P_{t-1}$ e $\lambda_i^k \in [0, 1]$.

A Equação (4) será reescrita na estrutura linear abordada por Evans e Karras (1996):

$$\Delta g_{i,t}^k = c_i + \rho_i g_{i,t-1}^k + \sum_{j=1}^p \varphi_{ij,t} \Delta g_{i,t-j}^k + \varepsilon_{i,t} \quad (5)$$

Na equação, $g_{i,t}^k \equiv P_{i,t}^k - \hat{P}_{j,t}^k$ e p é o número de defasagens. A hipótese nula de divergência ocorre se $\rho_i = 0 \forall i$, e a hipótese de convergência ocorre quando $0 < \rho_i < 1 \forall i = 1, 2, \dots, n$ mercados analisados. Pode-se observar integração dos mercados sem custos de transação se $c_n = 0 \forall n$, por outro lado, se $c_n \neq 0 \forall n$ haverá custo de transação em termos significativos. A persistência nas diferenças de percentual de preços entre os períodos nos mercados ocasiona custos de transação significativos. Dessa forma, não ocorrendo custos de transação entre os mercados, a convergência será absoluta, caso contrário, a convergência será condicional. No caso condicional, explica-se que cada mercado converge para seu próprio estado estacionário (ou preço de equilíbrio).

3.2. Modelo não linear

O processo de convergência pode não ser uniforme, dessa forma, os mercados podem convergir em certas condições econômicas, políticas ou institucionais, enquanto divergem em outras. Beyaert e Camacho (2008) propõem uma extensão ao modelo apresentado na Equação (5) incluindo efeitos limiares para capturar possíveis efeitos não lineares entre as variáveis. O modelo é expresso a seguir:

$$\Delta g_{i,t}^k = \left[c_i^I + \rho_i^I \cdot g_{i,t-1}^k + \sum_{j=1}^p \varphi_{ij}^I \cdot \Delta g_{i,t-1}^k \right] \cdot I\{Z_{t-1} < \lambda\} + \left[c_i^H + \rho_i^H \cdot g_{i,t-1}^k + \sum_{j=1}^p \varphi_{ij}^H \cdot \Delta g_{i,t-1}^k \right] \cdot I\{Z_{t-1} \geq \lambda\} + \varepsilon_{i,t} \quad (6)$$

em que $I\{x\}$ é uma função indicadora que assume 1 quando x é verdadeiro e 0 caso contrário. Logo, se $Z_{t-1} < \lambda$, a equação é representada por $\Delta g_{i,t}^k = \left[c_i^I + \rho_i^I \cdot g_{i,t-1}^k + \sum_{j=1}^p \varphi_{ij}^I \cdot \Delta g_{i,t-1}^k \right] + \varepsilon_{i,t}$ e, no caso oposto, ou seja, quando $Z_{t-1} \geq \lambda$, tem-se que $\Delta g_{i,t}^k = \left[c_i^H + \rho_i^H \cdot g_{i,t-1}^k + \sum_{j=1}^p \varphi_{ij}^H \cdot \Delta g_{i,t-1}^k \right] + \varepsilon_{i,t}$.

Nesse contexto, para qualquer período de observação t , a dinâmica dos diferenciais de preços em termos de $P_{i,t}^k - \hat{P}_{j,t}^k$ pode acompanhar qualquer um dos dois regimes. Portanto, o regime I ocorre quando $Z_{t-1} < \lambda$ e o regime II, quando $Z_{t-1} \geq \lambda$. Em que λ é o parâmetro de quebra pertencente à classe dos modelos autorregressivos com efeito limiar (TAR), introduzido por Tong (1978), que aponta o valor limiar entre os regimes I e II para a variável indicadora Z_{t-1} .

Note que a Equação (5) apresentada por Evans e Karras (1996) é um caso particular do modelo abordado por Beyaert e Camacho (2008) na Equação (6). No entanto, para evitar que o efeito limiar se aproxime do efeito linear, pois ambos são explicações alternativas para um mesmo fenômeno, aplica-se a restrição $0 \leq \pi_1 \leq P[Z_{t-1} \geq \lambda] \leq 1 - \pi_1$ quando realizado o processo de estimação. Dessa forma, fração da amostra de ambos os regimes não pode ser inferior π_1 , cujo valor apresenta-se em torno de 0,10 ou 0,15. No presente trabalho, o valor de π_1 fixado será de 0,10, de acordo com o trabalho de Tabosa, Ferreira e Castelar (2014).

Com relação ao modelo TAR exposto por Tong (1978), Beyaert e Camacho (2008) propõem duas extensões: a primeira consiste no uso de modelos TAR com dados em painel multivariado em detrimento das equações de séries temporais simples. A segunda, refere-se à possibilidade de não estacionariedade dos dados, na forma de uma raiz unitária de séries individuais (mercado) quando $\rho_i = 0$. Essa última extensão foi considerada por Carner e Hansen (2001), embora seu modelo seja limitado a séries simples, enquanto, aqui, aborda-se um painel de N séries de tempo.

Note que o Modelo (6) despondará divergência se $\rho_i^I = \rho_i^{II} = 0 \forall i$. Alternativamente, corresponderá a um processo convergente global se $0 \leftarrow \rho_i^r < 1 \forall i$ e $r = I, II$. Finalmente, a convergência parcial (ou divergência parcial) surgirá se $0 \leftarrow \rho_i^r < 1$ mas $\rho_i^j = 0 \forall i$ e $r \neq j$, ou seja, quando um mercado converge em um regime, porém diverge em outros.

Na Equação (6), Z_t é chamada de variável de transição, que pode ser exógena quando se refere a diferentes variáveis econômicas apenas de $g_{i,t}^k$, ou endógenas quando seus valores são obtidos diretamente das variáveis $g_{i,t}^k$, salvo que o estudo foca no caso em que Z_t são endógenas. Portanto, escolhe-se $Z_t = g_{m,t}^k - g_{m,t-d}^k$, para algum m e algum $0 < d \leq p$ (em que m e d não são *a priori* fixos, mas determinados endogenamente). Com isso, do ponto de vista estatístico, Z_t torna-se estacionária se a economia converge ($g_{i,t}^k I(0)$ para todo i e todos os regimes), ou não estacionária ($g_{i,t}^k I(1)$ para um ou ambos os regimes). Do ponto de vista econômico, isso significa dizer que a mudança de um regime para outro relaciona-se aos custos de transação do mercado j nos últimos períodos d .

Em (6), assume-se que p é suficientemente grande, desse modo, propicia que $\varepsilon_{i,t}$ seja um processo do tipo *white noise* (ruído branco) para cada i . No entanto, mesmo com a exclusão da correlação serial, não é possível rejeitar a correlação contemporânea entre os mercados amostrados. Economicamente, embora ocorram choques serialmente não correlacionados, é provável que mercados convergentes sejam afetados pelos mesmos tipos de choques. Portanto, define-se $\varepsilon_i = [\varepsilon_{i,1}, \dots, \varepsilon_{i,T}]'$ e $\varepsilon = [\varepsilon_1', \varepsilon_2', \dots, \varepsilon_i']'$, a matriz variância-covariância de ε não é diagonal e possivelmente satisfaz:

$$V = \Omega \otimes I_T \quad (7)$$

em que $\Omega = [\sigma_I]_{i,m=1,\dots,N}$, com $\sigma_I = cov(\varepsilon_{i,t}, \varepsilon_{m,t}) \forall t$.

3.3. Estimação e testes

O Modelo (6) é estimado por mínimos quadrados. No entanto, atribuída a dependência dos coeficientes sobre o valor limiar da variável de transição (ambos desconhecidos), e dada a Estrutura (7), em que Ω é não conhecido, torna-se conveniente usar uma abordagem de Mínimos Quadrados Generalizados Factíveis (MQGF).

Os valores dos parâmetros λ , m e d são coletados do vetor $\theta_0 = [\lambda_0, m_0, d_0]'$. Portanto, condicionado a θ_0 , o Modelo (6) apresenta-se como uma equação de dados em painel com variáveis *dummies* (binárias) conhecidas. Nesse contexto, a estimação da Equação (6) consiste em buscar valores de θ que minimizem a variância amostral $S_{\theta_0}^2$. Da seguinte forma:

$$\hat{\theta} \equiv [\hat{\lambda}, \hat{m}, \hat{d}] = argmin_{\theta_0} (S_{\theta_0}^2) \quad (8)$$

então, sugere-se o procedimento de estimação *grid* de pesquisa, que consiste em estimar o Modelo (6) por MQGF com diferentes valores de θ_0 , que obtêm a soma do peso correspondente dos quadrados residuais, $S_{\theta_0}^2 = \frac{1}{T} \varepsilon_{\theta_0}' \hat{V}_0^{-1} \varepsilon_{\theta_0}$ (onde \hat{V}_0 é o valor estimado de mínimos quadrados da matriz de variância e covariância V definida na Equação (7)). Tal método de estimação será tratado no estudo como *grid*-MQGF.

Após a estimação do Modelo (6), deve-se verificar a superioridade desse em relação ao Modelo (5) de Evans-Karras (pelo teste de linearidade). Caso o Modelo (6) seja superior ao Modelo (5), teste-se a existência de convergência contra divergência, por aplicação de algum teste de raiz unitária nos

coeficientes ρ da Equação (6). Por fim, se há evidência de convergência, é necessário testar a convergência absoluta contra a condicionada por meio de um teste nos coeficientes c da Equação (6).

3.3.1. Teste de linearidade

No teste de linearidade, a hipótese nula será o Modelo (5) *versus* a alternativa, o Modelo (6), ou seja, que o modelo linear é o adequado contra a especificação que favorece o efeito limiar. Contudo, há o problema da não identificação dos parâmetros λ , m e d sob hipótese nula, pois são definidos somente na hipótese alternativa. Assim, os testes estatísticos convencionais, como razão de verossimilhança, Wald, ou testes LM, não apresentam distribuição padrão sob hipótese nula (HANSEN, 1996). Em uma estrutura TAR de equação simples, Hansen (1996) e Caner e Hansen (2001) utilizaram técnicas de simulações de *bootstrap* para obter os valores críticos. Tais procedimentos foram adaptados por Beyaert e Camacho (2008) para o Modelo (6), ou seja, TAR com dados em painel. Nesse contexto, testa-se qual o modelo apropriado sob hipótese nula:

$$H_{0,1}: c_i^I = c_i^{II}, \rho_i^I = \rho_i^{II}, \varphi_{i,j}^I = \varphi_{i,j}^{II} \quad (9)$$

$\forall i = 1, \dots, N$ e $\forall j = 1, \dots, p$, contra a hipótese alternativa de que nem todos os coeficientes sejam iguais em ambos os regimes. O modelo linear é estimado por MQGF enquanto o modelo com efeito limiar por meio de *grid*-MQGF. Posteriormente, computa-se o valor da função de verossimilhança para o ponto de estimação de cada modelo e obtém-se:

$$\mathcal{E}_{1,2} = -2\ln(L_1/L_2) \quad (10)$$

em que L_1 é o valor de verossimilhança de um modelo linear de um regime/Equação (5) e L_2 é o valor de verossimilhança do modelo TAR de dois regimes/Equação (6). A hipótese nula seria rejeitada se $\mathcal{E}_{1,2}$ apresentar-se demasiadamente grande. Para saber quão grande é o valor de $\mathcal{E}_{1,2}$, obtêm-se os valores críticos pelo procedimento *bootstrap*, conforme Caner e Hansen (2001), no entanto, adaptam-se tais modelos levando em consideração a correlação contemporânea dos erros entre os mercados, descritos na Equação (7). Mas, até o momento, não é possível afirmar se as séries têm raízes unitárias ou não, portanto, é necessário realizar dois cenários com simulações *bootstrap* para encontrar os valores críticos de $\mathcal{E}_{1,2}$. O primeiro é baseado em uma estimação não restrita do modelo linear, especificado em (5). O segundo fica restrito à imposição de uma raiz unitária $\rho_i = 0$ em (5). Após a realização dos dois cenários de simulações, a inferência de linearidade é baseada no maior valor probabilístico de *bootstrap*. Se não for rejeitada a hipótese nula de linearidade, baseia-se o modelo no procedimento *bootstrap* de Evans e Karras (1996). Caso seja rejeitada, o restante da análise é direcionado pelo modelo não linear TAR, na Equação (6).

3.3.2. Testes de convergência

Dado que as evidências empíricas favorecem o Modelo (6), o próximo passo busca testar convergência *versus* divergência. Logo, a hipótese nula para o Modelo (6) será:

$$H_{0,2}: \rho_i^I = \rho_i^{II} = 0 \forall i \quad (11)$$

A hipótese (11) aponta ausência de convergência em ambos os regimes, I e II. Ademais, três hipóteses alternativas são de interesse econômico e podem ser testadas a seguir:

$$H_{A,2a}: \rho_i^I < 0, \rho_i^{II} < 0 \forall i \quad (11a)$$

$$H_{A,2b}: \rho_i^I < 0, \rho_i^{II} = 0 \forall i \quad (11b)$$

$$H_{A,2c}: \rho_i^I = 0, \rho_i^{II} < 0 \forall i \quad (11c)$$

A hipótese alternativa (11a) significa convergência global, em ambos os regimes. Já as hipóteses (11b) e (11c) revelam que a convergência ocorre somente sob o regime *I* ou somente sob o regime *II*, respectivamente. Essa situação refere-se à “convergência parcial”, segundo Beyaert e Camacho (2008). É possível notar que a hipótese nula e as hipóteses alternativas assumem que os coeficientes ρ satisfazem as mesmas propriedades para todos os mercados em um tempo específico. Isso será consistente com a definição das séries $g_{i,t}^k$. Essas séries se desviam de suas médias transversais comuns. Então, como um dos mercados não está convergindo com os outros (mesmo que todos os outros mercados sejam convergentes entre si), nenhuma série $g_{i,t}^k$ pode ser $I(0)$. Em outras palavras, as séries $g_{i,t}^k$ em painel são todas $I(0)$ ou todas $I(1)$.

A fim de realizar os testes que discriminam entre as três hipóteses alternativas, Beyaert e Camacho (2008) adotaram o procedimento sugerido por Caner e Hansen (2001) de realizar um teste fundamentado no critério de Wald contra a hipótese alternativa $H_{A,2a}$ de convergência global. Beyaert e Camacho (2008) adequam essa proposição para dados em painel, mostrando as estatísticas como:

$$R_2 = t_I^2 + t_{II}^2 \quad (12)$$

em que t_I e t_{II} são estatísticas do tipo- t associadas com a estimação de ρ_i^I e ρ_i^{II} , respectivamente, no Modelo (6). Se $\hat{\rho}_i^r$ é a estimação *grid*-MQGF de ρ_i^r para cada regime r , tem-se $t_r = \hat{\rho}_i^r / S_{\hat{\rho}_i^r}$ para $r = I, II$. Dado o conceito de R_2 , valores estatísticos elevados favorecem a convergência.

Para hipótese alternativa de convergência parcial $H_{A,2b}$, a estatística a ser utilizada será t_I , enquanto t_{II} poderá ser testado contra a convergência parcial $H_{A,2c}$. Esses são testes do lado esquerdo. Então, se t_I (t_{II}) é muito pequeno, enquanto t_{II} (t_I) não é, os dados favorecem a hipótese de convergência sob regime *I* (*II*) e divergência sob regime *II* (*I*). Novamente, usam-se simulações *bootstrap* para delimitar os valores probabilísticos adequados.

Por último, discrimina-se entre a convergência absoluta ou condicional. Convergência absoluta implica que os mercados i caminham para convergir para o mesmo estado estacionário. Enquanto a convergência condicional significa que todos os mercados i tendem para equilíbrios estacionários diferentes, possivelmente, por apresentarem custos de transação com assimetrias. Portanto, nos termos do Modelo (6), considerando TAR (11a), ou seja, sob a manutenção da hipótese que $\rho_i^r < 0 \forall i = 1, \dots, N$ e $\forall r = I, II$, as hipóteses para esses testes são:

$$H_{0,3.1}: c_i^r = 0; \forall i = 1, \dots, N; r = I, II \quad (13)$$

$$H_{A,3.1a}: c_i^r \neq 0; \text{paraalgumi}; r = I, II \quad (13a)$$

$$H_{A,3.1b}: c_i^I = 0; \forall i = 1, \dots, N; c_i^{II} \neq 0 \text{ paraalgumi} \quad (13b)$$

$$H_{A,3.1c}: c_i^I \neq 0 \text{ paraalgumi}; c_i^{II} = 0 \forall i = 1, \dots, N \quad (13c)$$

Representada pela Equação (13), a hipótese nula evidencia que a convergência é absoluta em ambos os regimes. Já a Equação (13a) de hipótese alternativa aponta que existe convergência condicional em ambos os regimes. A hipótese alternativa (13b) significa convergência absoluta no regime *I* e condicional no regime *II*, enquanto a alternativa (13c) compreende convergência condicional no regime *I* e absoluta no regime *II*.

Será ilustrado, por exemplo, o caso de convergência condicional somente no regime *I*, sendo o teste:

$$H_{0,3.2}: c_i^I = 0; \forall i = 1, \dots, N \quad (14)$$

$$H_{A,3.2}: c_i^I \neq 0; \text{paraalgumi} \quad (15)$$

em que a hipótese nula em (14) elucida convergência absoluta e a hipótese alternativa (15) reflete a convergência condicional, ambas em relação ao regime analisado. Dessa forma, é possível realizar de maneira similar o teste para suposição de convergência parcial apenas para o regime *II*. Sabendo-se que a variável de transição apresenta endogeneidade, os p -valores são obtidos por *bootstrap* por meio do ajustamento do modelo linear com imposição da restrição $c_i^I = 0; \forall i = 1, \dots, N$.

Em resumo, o procedimento econométrico aplicado neste artigo seguirá a seguinte ordem: i. será testado para cada item hortifrutigranjeiro se existe um efeito limiar ou não; ii. a partir de i., será verificada a existência de raiz unitária em painel; iii. por fim, será testada a presença de convergência de preços.

4. Base de dados

Os dados utilizados foram extraídos do Programa Brasileiro de Modernização do Mercado Hortigranjeiro (PROHORT), da Companhia Nacional de Abastecimento (CONAB). As séries usadas são de preços médios mensais de 37 produtos hortifrutigranjeiros, com 16 mercados e 103 observações para cada mercado, no período compreendido entre janeiro de 2007 a julho de 2015, perfazendo um total de 1.648 observações por produto. Tais mercados foram selecionados devido à disponibilidade de dados. Isto é, não foi realizada nenhuma escolha *a priori* dos mercados de acordo com suas características.

Os preços nominais foram deflacionados pelo Índice Geral de Preços-Disponibilidade Interna (IGP-DI)², retirados na plataforma do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEADATA), utilizando-se como mês base julho de 2015. Os mercados analisados são Belém (PA), Belo Horizonte (MG), Campo Grande (MS), Curitiba (PR), Florianópolis (SC), Fortaleza (CE), Natal (RN), Porto Alegre (RS), Recife (PE), Rio de Janeiro (RJ), Salvador (BA), São Paulo (SP), João Pessoa (PB), Sorocaba (SP), Uberaba (MG), Vitória (ES).

Adiante, aplicou-se o logaritmo natural nas séries de preços para cada produto. Os valores são expressos em reais por dezena (R\$/Dz) para a alface e os ovos, reais por unidade (R\$/Un) para o abacaxi, coco verde e couve-flor, e os demais alimentos em reais por quilo (R\$/Kg).

5. Resultados e discussões

Primeiro, faz-se uma análise descritiva dos dados. A Tabela 1 apresenta essas estatísticas descritivas. Os produtos que se destacam com maiores preços médios nas distribuidoras brasileiras são: o morango, a alface, a pera-estrangeira e a uva-ítmalia, que custam em média, R\$ 9,42, R\$ 8,54, R\$ 4,96 e R\$ 4,31, respectivamente. Suas medidas foram avaliadas em quilogramas, exceto a alface, que é vendida em dezenas. Destarte, mostram-se com menores preços: a melancia, R\$ 0,90, o repolho, R\$ 0,99 e a laranja-pera, R\$ 1,03, por quilograma. Ademais, ao analisar o desvio padrão, o morango varia, em média, 5,71 R\$/Kg, enquanto a melancia possui menor dispersão no período observado e varia 31 centavos por quilograma.

Podem-se observar ainda as disparidades de preços de alguns produtos no período. Os produtos cujos valores apresentaram discrepâncias de preços são: o morango, com mínimo de R\$ 1,18 e preço máximo de R\$ 98,09; a alface com mínimo de R\$ 0,39 e máximo de R\$ 31,76 e a mandioca-aipim que oscila de 35 centavos a R\$ 26,75. A variabilidade desses é grande, talvez, devido à sensibilidade na produção de hortícolas, que podem ser afetadas por fatores externos aos produtores, como estiagens, excesso de chuvas, etc., o que reduz a oferta. Ou ainda, pelo fato de alguns mercados estarem localizados em regiões que produzem determinados produtos em pequena escala e necessitam importar das regiões produtoras. Desse modo, os custos ficam elevados e, na maioria das vezes, são repassados para os consumidores.

Em seguida, analisa-se o modelo e suas estimações. Os trabalhos realizados para encontrar possíveis efeitos limiares foram utilizados em países ou estados, conforme Beyarte e Camacho (2008) e Tabosa, Ferreira e Castelar (2014), respectivamente. O primeiro utilizou o PIB *per capita*, dividindo em blocos os países europeus. Enquanto o segundo aplicou para determinadas capitais e algumas cidades de interior de algumas unidades da federação, apenas para o preço no atacado do tomate.

² É medido pela Fundação Getúlio Vargas (FGV) e registra a inflação de preços desde matérias-primas agrícolas e industriais até bens e serviços finais.

Nesta pesquisa, aborda-se a possibilidade de existência do efeito limiar do preço no atacado de cada um dos 37 produtos hortifrúti da amostra, observados nos 16 mercados distribuidores.

Tabela 1 - Estatística descritiva dos preços no mercado atacadista de alimentos no Brasil

Produtos	Observações	Média	Desvio Padrão	Mínimo	Máximo
Abacate	1648	2,16	1,01	0,44	6,96
Abacaxi	1648	2,68	1,10	0,69	7,04
Abóbora	1648	1,28	0,51	0,06	5,06
Abobrinha	1648	1,70	0,78	0,30	5,29
Alface	1648	8,83	6,97	0,39	31,76
Banana-prata	1648	1,72	0,63	0,09	4,12
Batata	1648	1,73	0,68	0,49	4,60
Batata-doce	1648	1,41	0,42	0,41	3,22
Berinjela	1648	1,77	0,66	0,36	5,46
Beterraba	1648	1,54	0,53	0,28	3,92
Cebola	1648	1,68	0,72	0,37	7,06
Cenoura	1648	1,56	0,53	0,46	3,81
Chuchu	1648	1,13	0,58	0,13	7,03
Coco-verde	1648	1,42	0,74	0,36	5,17
Couve	1648	2,78	1,51	0,44	11,55
Couve-flor	1648	3,21	1,48	0,39	22,61
Goiaba	1648	2,81	1,15	0,66	7,39
Jiló	1648	2,67	1,35	0,36	10,17
Laranja-pera	1648	1,03	0,33	0,33	4,05
Limão-taiti	1648	1,71	0,89	0,48	8,85
Maçã-nacional	1648	3,08	0,79	1,21	6,25
Mamão-havaí	1648	2,19	1,13	0,51	16,11
Mandioca-aipim	1648	1,04	0,73	0,35	26,75
Manga	1648	1,96	0,84	0,39	7,00
Maracujá-azedo	1648	2,90	1,08	0,86	8,84
Melancia	1648	0,90	0,31	0,08	2,11
Melão-amarelo	1648	2,05	0,70	0,49	4,85
Morango	1648	9,42	5,71	1,18	98,09
Ovo	1648	2,60	0,70	0,19	10,85
Pepino	1648	1,23	0,46	0,22	3,69
Pera-estrangeira	1648	4,96	1,23	1,76	11,15
Pimentão-verde	1648	2,11	0,77	0,42	5,49
Quiabo	1648	3,28	1,44	0,47	8,99
Repolho	1648	0,99	0,60	0,10	5,23
Tomate	1648	1,96	0,91	0,38	16,83
Uva-italia	1648	4,31	1,01	1,47	8,65
Vagem	1648	3,45	1,41	0,46	8,65

Fonte: Elaboração dos autores a partir de dados da pesquisa.

É importante esclarecer que os dados foram estimados para os modelos com limiar, porém, em todos os 37 produtos analisados, as evidências estatísticas apontaram para rejeição do modelo TAR. Dessa forma, foi possível apenas a estimação pelo método de Evans-Karras, indicando que não houve no período da amostra distorções nos preços que não retornassem ao equilíbrio de longo prazo. Ou seja, não foi confirmada empiricamente a presença do efeito limiar no período, que compreende jan/2007 a jul/2015. Os testes são apresentados na Tabela 3, no anexo, os quais mostram a não rejeição do modelo linear, em ambas as abordagens utilizadas.

Diante da rejeição do modelo com limiar, na Tabela 2, podem ser observados os dois testes da estimação Evans-Karras (modelo linear). Primeiro, observa-se a hipótese nula de divergência

(mercados não integrados) contra a alternativa de convergência (mercados integrados). Segundo, foi testada a hipótese nula de convergência absoluta (ou mercados sem custo de transação) contra a alternativa de convergência condicional (ou mercados com custos de transação).

Tabela 2 - Modelo Linear Evans-Karras para o teste de convergência

Produtos	Modelo Linear		
	Divergência vs Convergência	Convergência Absoluta vs Condicional	
	beta	p-valor	p-valor
Abacate	-0,6640	0,0000	0,0000
Abacaxi	-0,6045	0,0000	0,0000
Abóbora	-0,6184	0,0000	0,0000
Abobrinha	-0,8271	0,0000	0,0000
Alface	-0,7661	0,0000	0,0000
Banana-prata	-0,5883	0,0000	0,0000
Batata	-0,8136	0,0000	0,0000
Batata-doce	-0,4598	0,0000	0,0000
Berinjela	-0,6691	0,0000	0,0000
Beterraba	-0,7082	0,0000	0,0000
Cebola	-0,8166	0,0000	0,0000
Cenoura	-0,7191	0,0000	0,0000
Chuchu	-0,8711	0,0000	0,0000
Coco-verde	-0,4191	0,0000	0,0000
Couve	-0,7059	0,0000	0,0000
Couve-flor	-0,8728	0,0000	0,0000
Goiaba	-0,4963	0,0000	0,0000
Jiló	-0,6182	0,0000	0,0000
Laranja-pera	-0,5626	0,0000	0,0000
Limão-taiti	-0,8200	0,0000	0,0000
Maçã-nacional	-0,6512	0,0000	0,0000
Mamão-havaí	-0,8160	0,0000	0,0000
Mandioca-aipim	-0,4015	0,0000	0,0000
Manga	-0,6883	0,0000	0,0000
Maracujá-azedo	-0,8593	0,0000	0,0000
Melancia	-0,7319	0,0000	0,0000
Melão-amarelo	-0,6392	0,0000	0,0000
Morango	-0,1863	0,0000	0,0000
Ovo	-0,6308	0,0000	0,0000
Pepino	-0,8060	0,0000	0,0000
Pera-estrangeira	-0,7272	0,0000	0,0000
Pimentão-verde	-0,7208	0,0000	0,0000
Quiabo	-0,7116	0,0000	0,0000
Repolho	-0,6646	0,0000	0,0000
Tomate	-0,8115	0,0000	0,0000
Uva-itália	-0,8444	0,0000	0,0000
Vagem	-0,4191	0,0000	0,0000

Nota: O segundo teste não apresenta os valores dos custos de transação, pois esses valores são estimados para cada mercado, o que causaria uma poluição visual. No entanto, podem ser encontrados Quadro 1.

Fonte: Elaboração dos autores a partir de dados da pesquisa.

O primeiro teste aponta para uma integração de cada produto nos 16 mercados. Desse modo, os sinais negativos nos coeficientes betas indicam uma redução na taxa de crescimento dos preços ao longo do período. Dessa forma, no longo prazo, os preços são dissipados até atingirem um preço único em todos os mercados considerados de forma individual, possibilitando a integração entre os mercados brasileiros de preços atacadistas e comprovando-se a Lei do Preço Único.

Diante do exposto, pode-se ratificar que os mercados atacadistas de hortifrútiis possuem características de interdependência. Na análise de integração espacial dos mercados, Mattos (2009) afirmou que elevados custos de transação tendem a crescer com a distância física, com o tempo para transferências de bens e informações, além de outros fatores que impossibilitam o fluxo comercial entre as localidades. Os resultados de Tabosa, Ferreira e Castelar (2014) confirmaram a hipótese de integração entre os principais mercados brasileiros de tomate, evidenciando custos de transação. Por fim, tem-se que cada mercado possui seu preço de equilíbrio, entretanto, a distância entre esses preços é limitada a esses custos de transação.

O segundo teste afirma que todos os mercados possuem uma condicionalidade em sua convergência. Dito isso, supõe-se que essa condição de convergência são os custos de transação, os quais estão associados à legislação dos estados, à logística do setor, aos subsídios do governo, ao câmbio de informações, ao custo de transportes, à perecibilidade dos produtos, etc.

Segundo Barret (2001), caso não sejam considerados os custos de transação, as devidas análises não apresentam uma relação verdadeira entre os mercados. Já Fackler e Goodwin (2000) diagnosticaram que esse problema é latente em países emergentes, o que é o caso do Brasil. Portanto, tais problemas podem ser relacionados à infraestrutura de transporte, à velocidade de comunicação, às garantias contratuais e às instabilidades políticas mais frequentes, que resultam em elevações nos custos.

Com relação à perecibilidade dos produtos, Mattos (2009) explicou que devem ocorrer cuidados especiais no manuseio de conservação, tanto para armazenagem quanto para transporte, elevando de forma expressiva os custos envolvidos.

No Quadro 1 (anexo), observa-se que os mercados Belém, Campo Grande, Florianópolis, João Pessoa, Porto Alegre, Rio de Janeiro, São Paulo e Uberaba apresentam custos de transação com valores menores do que zero para todos os produtos da amostra. Por outro lado, Belo Horizonte, Curitiba, Fortaleza, Natal, Recife, Salvador, Sorocaba e Vitória obtêm resultados positivos nos custos de transação. Tal fato mostra que os coeficientes do intercepto (custos de transação) têm valores positivos e negativos nas regressões de todos os produtos. Portanto, pode-se confirmar que, no geral, os mercados possuem custos de transação.

Diante disso, é possível que os mercados possuam um custo de negociação do produto, que vai desde o acordo contratual até a entrega dos produtos nos mercados distribuidores. Tais custos podem ser positivos, negativos ou nulos. É possível que os mercados que possuem custos negativos sejam aqueles cujos atacadistas baixam os preços e absorvem os custos de transação, com intuito de continuarem competitivos nesses mercados. Por outro lado, os custos positivos podem estar associados a uma negociação realizada com maiores formalidades contratuais, o que garante uma redução das incertezas desses distribuidores.

O resultado atípico ocorre para o morango, que apresenta uma convergência para os custos de transação com uma tendência para zero. Uma possível justificativa pode ser analisada por meio do coeficiente de convergência beta, que corrobora com tal resultado ao apresentar a maior velocidade de convergência entre os produtos analisados. Dessa forma, argumenta-se que há possibilidade de a produção de morango ser realizada em regiões com alta proximidade, o que impossibilita algum ganho de arbitragem, pois apresenta uma rápida interação de informações entre os mercados e uma logística de transporte mais eficiente, conforme predito na teoria de integração espacial dos mercados.

6. Considerações finais

Este artigo buscou examinar uma quebra estrutural permanente (limiar), usando modelo autorregressivo com efeito limiar nos preços dos 37 produtos hostifrutigranjeiros, no período de jan/2007 a jul/2015. Tal modelo, foi desenvolvido por Beyaert e Camacho (2008), com base no modelo de Evans Karras (1996).

Foram realizados diversos testes no modelo, em seguida, aplicou-se *bootstrap* para demonstrar as validades estatísticas dos estimadores. Os testes estimados mostram que não há evidências de quebras estruturais na amostra analisada. Dessa forma, utiliza-se apenas o modelo linear, o qual indica convergência de todos os produtos em todos os mercados da amostra, condicionados aos custos de transação existentes, para os seus respectivos preços de convergência.

Consequente, os custos de transação são examinados para todos os mercados analisados, indicando que todos esses produtos têm um custo adicional. Pode-se observar uma exceção para o morango, possivelmente, devido às regiões produtoras serem muito próximas, o que aumenta a integração nesses mercados. A dinâmica de variações de preços nos mercados são afetadas pelos valores dos fretes, embalagens, manutenção da perecibilidade, dentre outros fatores.

O fato de não ocorrer nenhuma quebra estrutural nas séries analisadas pode ser derivado dos bons resultados na agropecuária brasileira. Porém, o modelo linear explica que, embora haja convergência nesses mercados, existem custos de transação positivos, que podem ser ocasionados devido à estrutura de escoamento de carga não ter acompanhado o crescimento tecnológico e produtivo do Brasil.

Embora tenha algumas limitações no período de tempo, pode-se aprofundar o estudo. Uma sugestão seria encontrar variáveis que pudessem capturar os custos de transação e compara-los com os custos de transação estimados por este trabalho.

Referências

- BALCHIN, N.; EDWARDS, L.; SUNDARAM, A. A Disaggregated Analysis of Product Price Integration in the Southern African Development Community. *Journal of African Economies*, v. 24, n. 3, p. 390–415, 2015.
- BARRETT, C. B. Measuring integration and efficiency in international agricultural markets. *Review of Agricultural Economics*, v. 23, n. 1, p. 19–32, 2001.
- BARRO, R. J.; SALA-I-MARTIN, X. Convergence across states and regions. *Brookings Papers on Economic Activity*, v. 22, n. 1, p. 107–182, 1991.
- BASHER, S. A.; CARRION-I-SILVESTRE, J. L. Measuring Persistence of U.S. City Prices: New Evidence from Robust Tests. *Empirical Economics*, v. 41, p. 739-745, 2011.
- BENAVIDES, R. D.; MENDOZA, M. A.; PERROTINI, I. Análisis no lineal de la convergencia regional en américa latina, 1950-2010: un modelo panel TAR. *Problemas del Desarrollo*, v. 46, n. 182, p. 119–142, 2015.
- BEYAERT, A.; CAMACHO, M. TAR panel unit root tests and real convergence. *Review of Development Economics*, v. 12, n. 3, p. 668–681, 2008.
- BEYAERT, A.; GARCÍA-SOLANES, J. Output gap and non-linear economic convergence. *Journal of Policy Modeling*, v. 36, n. 1, p. 121–135, 2014.
- BILGILI, F. Linear and nonlinear TAR panel unit root analyses for solid biomass energy supply of European countries. *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, v. 16, n. 9, p. 6775–6781, 2012.

- BOSQUE, L. M. *Análise de séries temporais não-lineares com modelos auto-regressivos threshold*. Relatório da disciplina estágio supervisionado II, curso de estatística, Universidade de Brasília, Brasília, 2014. 57p.
- CANER, M.; HANSEN, B. E. Threshold autoregression with a unit root. *Econometrica*, v. 69, n. 6, p. 1555–1596, 2001.
- CECCHETTI, S. G.; MARK, N. C.; SONORA, R. J. Price Index Convergence Among United States Cities. *International Economic Review*, v. 43, n. 4, p. 1081–1099, 2002.
- CHEN, R.; TSAY, R. S. Functional-coefficient autoregressive models. *Journal of the American Statistical Association*, v. 88, n. 421, p. 298–308, 1993.
- CHIN, L.; HABIBULLAH, M. S. Price convergence and market integration: evidence from Malaysia. *International of Economics and Management*, v. 2, n. 13, p. 343–352, 2008.
- COSTA JÚNIOR, M. P. et al. Análise de cointegração com *threshold* nos mercados exportadores de mel natural no Brasil. *Revista de Economia e Sociologia Rural*, v. 53, n. 2, p. 305–320, 2015.
- DREGER, C. et al. *Price convergence in the enlarged internal market*. Berlim: CASE Network Reports, 2007.
- ENGEL, C.; ROGER, J. How Wide Is the Border? *The American Economic Review*, v. 86, n. 5, p. 1112–1125, 1996.
- ENKE, S. Equilibrium among spatially separated markets: solution by electric analogue. *Econometrica*, v. 19, n. 1, p. 40–47, 1951.
- EVANS, P.; KARRAS, G. Convergence revisited. *Journal of Monetary Economics*, v. 37, n. 2, p. 249–265, 1996.
- FACKLER, P.; GOODWIN, B. K. *Spatial price analysis: a methodological review*. North Carolina, Department of Agricultural and Resource Economics. North Carolina State University, 2000.
- HAMILTON, J. D. A new approach to the economic analysis of nonstationary time series and the business cycle. *Econometrica*, v. 57, n. 2, p. 357–384, 1989.
- HANSEN, B. Y. B. E. Inference when a nuisance parameter is not identified under the null hypothesis. *Econometrica*, v. 64, n. 2, p. 413–430, 1996.
- HOTELLING, H. Stability in competition. *Economic Journal*, v. 36, p. 41–57, 1929.
- KULIKOV, D. *Law of One Price in the euro area: an empirical investigation using Nielsen disaggregated price data*. 2014. Eesti Pank. Working Paper Series. Disponível em: <<https://www.eestipank.ee/en/publications/series/working-papers>>. Acesso em: 07 de novembro de 2018.
- LEVIN, A.; LIN, C. F. *Unit Root Test in Panel Data: Asymptotic and Finite Sample Properties*. University of California at San Diego, 1992. (Discussion Paper, n. 92–93)
- MATOS, S. S. M. *Uma aplicação de painel dinâmico com variável threshold para a proporção de pobres dos estados brasileiros*. 2011. 390 p. Dissertação (Mestrado em Economia) - Universidade Federal do Ceará. Fortaleza, 2011.
- MATTOS, L. B.; LIMA, J. E.; LÍRIO, V. S. Integração espacial de mercados na presença de custos de transação: um estudo para o mercado de boi gordo em Minas Gerais e São Paulo. *Revista de Economia e Sociologia Rural*, v. 47, n. 1, p. 249–274, 2009.

- NATH, H. K.; SARKAR, J. City Relative Price Dinamycs in Australia: Are Structural Breaks Important? *Economic Record*, v. 90, n. 288, p. 33–48, 2014.
- PRIESTLEY, M. B. State-dependent models: a general approach to non-linear time series analysis. *Journal of Time Series Analysis*, v. 1, n. 1, p. 47–71, 1980.
- QUANDT, R. E. Tests of the hypothesis that a linear regression system obeys two separate regimes. *Journal of the American Statistical Association*, v. 55, n. 290, p. 324–330, 1960.
- QUANDT, R. E. The estimation of the parameters of a linear regression system obeying two separate regimes. *Journal of the American Statistical Association*, v. 53, n. 284, p. 873–880, 1958.
- ROGOFF, K. The purchasing power parity puzzle. *Journal of Economic Literature*, v. 34, p. 64–68, 1996.
- SAMUELSON, P. A. American economic association. *American Economic Association*, v. 42, n. 3, p. 283–303, 1952.
- SOARES, T. C.; LOPES, L. S. Quebras estruturais sistêmicas e efeito *threshold* na dinâmica dos preços do boi gordo: o caso das regiões Sudeste e Centro-Oeste. *Revista de Economia e Sociologia Rural*, v. 53, n. 2, p. 343–360, 2015.
- SOLOW, R. M. A contribution to the theory of economic growth. *The Quarterly Journal of Economics*, v. 70, n. 1, p. 65–94, 1956.
- SUSANTO, D.; ROSSON, C. P.; ADCOCK, F. J.; CLARK, G. Market integration of agribusiness in the North American free trade agrément: the case of fruits and vegetables. In: *Annals of 17 Annual World Forum and Symposium Internacional Food and Agribusiness Management Association*. Parma, Italy, 2007.
- TABOSA, F. J. S.; FERREIRA, R. T.; CASTELAR, L. I. Convergência de mercados intrarregionais: o caso do mercado atacadista brasileiro do tomate. *Revista de Economia e Sociologia Rural*, v. 52, n. 1, p. 061–080, 2014.
- TIPOY, C. K. *Real convergence using TAR panel unit root tests: an application to Southern African Development Community*. Economic Research Southern Africa (ERSA). 2015. (ERSA Working Paper, n. 536)
- TONG, H. On a Threshold Model. In: CHEN, C. H. (Ed.). *Pattern Recognition and Signal Processing*. Dordrecht: Springer Netherlands, 1978. p. 575–586.
- TONG, H. *Threshold models in non-linear time series analysis*, New York: Springer, 1983.
- TONG, H.; LIM, K. S. Threshold autoregression, limit cycles and cyclical data. *Journal of the Royal Statistical Society*, v. 42, n. 3, p. 245–292, 1980.
- VIEIRA, G. C. *Clubes de convergência de renda na América: uma abordagem através de painel dinâmico não-linear com variável limiar*. 2009. 77f. Dissertação (Mestrado em Economia) - Universidade Federal do Ceará, Fortaleza, 2009.
- WOLSZCZAK-DERLACZ, J. Price convergence in the EU - an aggregate and disaggregate approach. *International Economics and Economic Policy*, v. 5, n. 1, p. 25–47, 2008.

Anexo

Tabela 3 – Testes de Linearidade do Modelo

Produtos	Teste de Linearidade	
	Restrito	Não Restrito
	p-valor (<i>bootstrap</i>)	p-valor (<i>bootstrap</i>)
Abacate	1,000	1,000
Abacaxi	1,000	1,000
Abóbora	1,000	1,000
Abobrinha	1,000	1,000
Alface	1,000	1,000
Banana-prata	1,000	1,000
Batata	1,000	1,000
Batata-doce	1,000	1,000
Berinjela	1,000	1,000
Beterraba	1,000	1,000
Cebola	1,000	1,000
Cenoura	1,000	1,000
Chuchu	1,000	1,000
Coco-verde	1,000	1,000
Couve	1,000	1,000
Couve-flor	1,000	1,000
Goiaba	1,000	1,000
Jiló	1,000	1,000
Laranja-pera	1,000	1,000
Limão-taiti	1,000	1,000
Maçã-nacional	1,000	1,000
Mamão-havaí	1,000	1,000
Mandioca-aipim	1,000	1,000
Manga	1,000	1,000
Maracujá-azedo	1,000	1,000
Melancia	1,000	1,000
Melão-amarelo	1,000	1,000
Morango	1,000	1,000
Ovo	1,000	1,000
Pepino	1,000	1,000
Pera-estrangeira	1,000	1,000
Pimentão-verde	1,000	1,000
Quiabo	1,000	1,000
Repolho	1,000	1,000
Tomate	1,000	1,000
Uva-itália	1,000	1,000
Vagem	1,000	1,000

Nota: Em ambas as abordagens, não se pode rejeitar a hipótese nula em cerca de 100%.

Fonte: Elaboração dos autores.

Quadro 1 – Custos de transação para cada produto nos 16 mercados distribuidores

Continua

Produto/Mercado		BE	BH	CG	CUR	FLO	FOR	JP	NAT	POA	REC	RJ	SAL	SP	SOR	UBE	VIT
Abacate	c_i	-14,6	12,8	-15,0	15,0	-15,1	13,1	-14,4	18,3	-15,1	30,4	-15,0	14,9	-15,2	20,5	-15,2	15,3
	Ep	1,1	3,1	1,2	3,0	1,1	2,8	1,1	3,2	1,1	3,1	1,1	3,1	1,1	3,1	1,1	2,8
Abacaxi	c_i	-14,2	7,9	-14,3	16,4	-13,5	12,0	-13,7	17,3	-13,8	18,1	-14,5	13,5	-14,2	14,1	-14,3	12,5
	Ep	1,0	1,7	1,0	3,3	1,0	3,0	1,0	2,8	1,0	3,2	1,0	3,2	1,0	2,9	1,0	2,3
Abóbora	c_i	-14,6	20,7	-14,8	15,5	-14,4	16,5	-14,4	21,2	-14,5	11,3	-14,5	14,7	-14,6	19,7	-14,8	16,0
	Ep	1,1	3,3	1,1	3,3	1,1	3,0	1,1	3,3	1,1	2,6	1,1	3,0	1,1	3,2	1,1	2,7
Abobrinha	c_i	-18,2	18,9	-18,6	23,2	-18,7	22,4	-19,0	20,7	-18,3	21,3	-18,1	17,9	-18,3	19,1	-19,5	21,7
	Ep	1,2	2,8	1,2	3,3	1,2	3,1	1,1	3,3	1,1	2,8	1,1	3,0	1,1	2,8	1,2	2,7
Alface	c_i	-11,2	17,8	-15,2	17,7	-9,5	17,0	-13,8	14,4	-17,3	17,5	-10,5	18,7	-13,1	17,2	-16,8	19,0
	Ep	1,6	3,0	1,5	3,3	1,6	3,3	1,3	2,9	1,5	3,0	1,9	3,3	1,3	2,9	1,4	2,9
Banana-prata	c_i	-13,4	16,3	-13,8	26,4	-12,8	16,5	-13,3	14,0	-13,8	11,7	-12,8	10,3	-13,4	18,0	-13,5	11,7
	Ep	1,0	3,2	1,0	3,0	1,0	2,9	1,0	2,3	1,0	3,1	1,0	3,0	1,0	2,9	1,0	2,2
Batata	c_i	-19,5	21,3	-19,4	22,6	-19,3	19,8	-20,1	16,7	-19,8	16,5	-19,7	23,8	-19,2	20,9	-19,9	25,1
	Ep	1,1	3,1	1,1	3,4	1,1	2,9	1,1	2,7	1,1	2,8	1,1	3,1	1,1	3,0	1,1	3,3
Batata-doce	c_i	-9,7	14,5	-9,9	9,0	-9,6	8,9	-9,7	8,9	-10,0	7,8	-9,9	7,0	-10,4	8,9	-10,2	15,8
	Ep	0,8	3,0	0,8	1,7	0,8	1,8	0,8	2,3	0,8	2,6	0,8	2,0	0,8	2,6	0,8	2,3
Berinjela	c_i	-15,9	24,1	-17,0	19,4	-17,2	11,5	-17,1	22,1	-17,2	17,1	-16,6	17,3	-16,2	10,2	-17,6	28,4
	Ep	1,1	3,1	1,1	3,4	1,1	2,7	1,1	3,0	1,1	2,9	1,1	2,9	1,1	2,2	1,1	3,0
Beterraba	c_i	-15,7	17,9	-15,4	23,2	-15,8	19,3	-15,9	15,9	-16,0	13,9	-15,4	18,8	-15,8	17,9	-15,7	15,9
	Ep	1,1	3,0	1,1	3,1	1,1	3,2	1,1	2,8	1,1	3,0	1,1	3,1	1,1	2,8	1,1	2,9
Cebola	c_i	-17,2	20,8	-16,9	22,9	-16,6	16,4	-17,1	22,5	-16,8	23,7	-16,5	15,3	-16,7	13,4	-17,1	22,4
	Ep	1,1	3,0	1,1	3,1	1,1	2,6	1,1	3,2	1,1	3,3	1,1	2,8	1,1	2,8	1,1	3,0
Cenoura	c_i	-15,3	15,6	-15,3	20,0	-15,4	19,7	-15,5	18,3	-15,3	17,5	-15,5	17,2	-15,3	12,3	-15,7	15,7
	Ep	1,1	2,8	1,1	3,0	1,1	2,8	1,1	3,0	1,1	2,9	1,1	3,1	1,1	2,7	1,1	2,9

Quadro 1 – Custos de transação para cada produto nos 16 mercados distribuidores*Continua*

Produto/Mercado		BE	BH	CG	CUR	FLO	FOR	JP	NAT	POA	REC	RJ	SAL	SP	SOR	UBE	VIT
Chuchu	c_i	-21,9	20,4	-22,7	25,1	-21,9	29,2	-21,8	25,2	-22,1	17,6	-21,7	25,2	-22,1	20,6	-22,6	16,3
	Ep	1,2	3,1	1,2	3,1	1,2	3,1	1,2	2,8	1,2	3,0	1,3	3,2	1,2	3,3	1,2	2,8
Coco-verde	c_i	-12,1	15,0	-12,1	10,3	-12,5	4,7	-12,1	12,4	-12,0	7,8	-12,2	7,7	-12,4	13,6	-12,6	17,3
	Ep	0,9	2,2	1,0	2,9	1,0	2,3	1,0	2,6	0,9	1,7	1,0	2,2	1,0	2,3	1,0	2,8
Couve	c_i	-16,1	19,0	-16,9	17,7	-17,2	19,8	-16,4	19,9	-16,4	26,6	-17,1	14,5	-15,7	20,5	-16,8	16,8
	Ep	1,2	3,1	1,2	3,1	1,1	3,4	1,2	3,0	1,1	3,6	1,2	3,0	1,2	3,4	1,1	3,2
Couve-flor	c_i	-16,1	19,0	-16,9	17,7	-17,2	19,8	-16,4	19,9	-16,4	26,6	-17,1	14,5	-15,7	20,5	-16,8	16,8
	Ep	1,2	3,1	1,2	3,1	1,1	3,4	1,2	3,0	1,1	3,6	1,2	3,0	1,2	3,4	1,1	3,2
Goiaba	c_i	-13,2	6,9	-13,8	15,5	-14,6	15,1	-14,5	5,5	-13,7	10,4	-14,0	15,5	-13,4	24,3	-14,5	17,2
	Ep	1,0	2,6	1,0	2,8	1,0	2,7	1,0	2,2	1,0	2,7	1,0	3,0	1,0	3,1	1,0	3,3
Jiló	c_i	-12,5	15,6	-13,5	15,1	-13,6	17,0	-14,4	15,6	-13,9	13,0	-13,6	14,3	-13,8	18,5	-14,8	20,1
	Ep	1,1	2,7	1,1	3,3	1,0	3,0	1,2	2,9	1,0	2,8	1,0	2,8	1,0	2,9	1,1	2,7
Laranja-pera	c_i	-12,2	14,0	-12,1	18,2	-11,8	7,1	-12,0	16,7	-11,9	5,2	-12,1	10,8	-12,2	17,6	-12,2	17,1
	Ep	1,0	2,6	1,0	3,0	0,9	1,9	0,9	2,9	0,9	2,0	1,0	2,7	1,0	2,8	1,0	2,6
Limão-taiti	c_i	-18,6	25,1	-18,8	22,1	-17,6	22,0	-18,5	21,2	-17,6	17,6	-17,8	17,3	-18,4	22,2	-18,8	20,2
	Ep	1,2	3,2	1,2	2,9	1,2	3,0	1,2	2,8	1,2	3,1	1,1	3,0	1,2	3,1	1,2	3,2
Maçã-nacional	c_i	-14,7	12,8	-15,6	21,1	-14,9	11,9	-14,7	15,7	-15,0	18,6	-15,2	13,7	-15,5	16,9	-15,6	23,9
	Ep	1,1	2,7	1,1	3,1	1,1	3,1	1,1	2,9	1,1	3,0	1,1	2,9	1,1	3,0	1,1	2,9
Mamão-havaí	c_i	-18,1	25,4	-20,2	15,5	-21,0	20,1	-19,6	24,9	-19,4	21,2	-19,1	22,0	-19,3	14,7	-20,7	19,5
	Ep	1,2	2,9	1,2	2,7	1,5	2,8	1,2	2,9	1,1	3,0	1,1	3,0	1,2	3,0	1,2	2,8
Mandioca-aipim	c_i	-9,6	11,7	-9,5	12,1	-9,7	7,4	-9,7	15,2	-9,4	7,3	-12,9	20,0	-9,5	6,4	-9,7	10,9
	Ep	0,9	2,8	0,9	2,2	0,9	3,1	0,9	3,0	0,9	2,7	1,8	3,3	0,9	2,5	0,9	2,0
Manga	c_i	-16,7	13,6	-17,2	14,9	-16,8	19,7	-17,0	24,2	-15,8	14,6	-16,6	15,7	-15,7	17,7	-16,6	20,0
	Ep	1,0	2,5	1,1	3,3	1,1	3,0	1,0	3,1	1,0	2,7	1,1	2,9	1,1	3,0	1,0	3,2
Maracujá-azedo	c_i	-20,6	20,6	-20,2	24,3	-20,3	17,3	-19,6	19,3	-19,4	24,5	-20,7	23,8	-20,1	21,1	-21,1	20,6
	Ep	1,4	3,1	1,2	3,3	1,2	3,1	1,3	2,8	1,3	3,2	1,2	3,2	1,2	2,9	1,2	3,0

Quadro 1 – Custos de transação para cada produto nos 16 mercados distribuidores

Produto/Mercado		BE	BH	CG	CUR	FLO	FOR	JP	NAT	POA	REC	RJ	SAL	SP	SOR	UBE	VIT	Conclusão
Melancia	c_i	-21,5	30,0	-21,5	24,1	-21,2	13,2	-21,6	29,3	-21,3	17,3	-21,5	23,4	-21,4	26,3	-21,7	16,5	
	Ep	1,4	3,1	1,4	2,7	1,3	2,7	1,4	2,7	1,3	2,5	1,4	3,1	1,4	3,1	1,4	1,8	
Melão	c_i	-13,6	14,1	-13,6	15,1	-13,5	16,4	-13,6	23,1	-13,3	12,5	-13,8	18,7	-13,6	11,6	-13,8	7,2	
	Ep	1,0	3,1	1,0	3,1	1,0	3,0	1,0	2,9	1,0	2,5	1,0	3,0	1,0	2,3	1,0	2,2	
Morango	c_i	0,1	-0,1	0,1	0,0	-0,2	0,2	0,2	0,3	0,0	0,2	0,0	-0,1	0,0	0,0	0,0	-0,1	
	Ep	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,1	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	
Ovo	c_i	-13,6	18,2	-13,7	16,5	-13,5	8,2	-13,4	13,6	-13,6	10,3	-12,5	21,2	-13,5	19,2	-13,5	19,6	
	Ep	1,0	2,9	1,1	2,9	1,0	2,2	1,0	2,5	1,1	2,6	1,0	3,1	1,0	2,5	1,1	2,6	
Pepino	c_i	-20,2	18,7	-20,5	25,9	-20,3	18,9	-19,6	22,6	-19,6	17,2	-20,4	30,1	-20,1	13,8	-20,8	10,4	
	Ep	1,1	3,1	1,1	3,4	1,1	3,1	1,1	2,9	1,1	3,2	1,1	3,2	1,1	2,2	1,1	2,3	
Pera-estrangeira	c_i	-15,2	17,7	-15,0	12,9	-13,1	18,1	-14,7	16,0	-15,1	16,4	-14,9	12,4	-15,2	20,4	-16,7	26,3	
	Ep	1,0	3,1	1,1	2,8	1,1	2,8	1,1	3,0	1,1	2,8	1,1	2,8	1,0	2,9	1,1	3,0	
Pimentão-verde	c_i	-19,3	16,7	-19,4	24,8	-19,2	31,4	-19,7	15,1	-18,9	15,0	-19,5	16,0	-18,9	18,9	-20,4	19,3	
	Ep	1,2	3,1	1,2	3,2	1,2	3,3	1,2	2,9	1,2	3,1	1,2	3,0	1,2	3,4	1,2	3,0	
Quiabo	c_i	-17,6	13,8	-16,6	14,7	-15,4	25,0	-15,2	19,7	-16,5	11,7	-17,5	21,9	-16,5	25,8	-18,0	16,8	
	Ep	1,4	3,0	1,2	3,1	1,2	3,1	1,3	3,3	1,2	2,8	1,2	2,9	1,2	3,5	1,2	3,0	
Repolho	c_i	-15,0	13,3	-15,0	16,9	-15,1	18,3	-15,1	14,4	-15,3	13,9	-15,2	23,0	-14,7	20,3	-15,0	7,8	
	Ep	1,0	2,2	1,0	2,3	1,0	3,2	1,0	2,5	1,0	2,3	1,0	2,7	1,0	2,9	1,0	2,4	
Tomate	c_i	-17,3	23,5	-18,6	30,6	-19,3	14,4	-18,8	16,8	-19,0	22,6	-18,3	21,5	-18,4	18,9	-19,0	16,2	
	Ep	1,1	3,0	1,2	3,1	1,2	2,7	1,2	3,1	1,2	3,3	1,2	3,1	1,2	2,9	1,2	3,1	
Uva-íthalia	c_i	-20,5	22,7	-20,8	20,2	-20,8	22,4	-20,5	16,7	-20,9	22,5	-20,1	21,1	-20,7	25,6	-21,7	20,9	
	Ep	1,2	3,0	1,2	3,1	1,2	3,0	1,2	2,7	1,7	2,9	1,2	2,9	1,2	3,3	1,3	3,0	
Vagem	c_i	-12,1	15,0	-12,1	10,3	-12,5	4,7	-12,1	12,4	-12,0	7,8	-12,2	7,7	-12,4	13,6	-12,6	17,3	
	Ep	0,9	2,2	1,0	2,9	1,0	2,3	1,0	2,6	0,9	1,7	1,0	2,2	1,0	2,3	1,0	2,8	

Notas: c_i – representa o custo de transação do mercado i para o produto analisado. Ep – erro padrão do coeficiente c_i . As siglas representam as cidades onde localiza-se cada mercado de distribuição. Sendo: BE (Belém), BH (Belo Horizonte), CG (Campo Grande), CUR (Curitiba), FLO (Florianópolis), FOR (Fortaleza), JP (João Pessoa), NAT (Natal), POA (Porto Alegre), REC (Recife), RJ (Rio de Janeiro), SAL (Salvador), SP (São Paulo), SOR (Sorocaba), UBE (Uberaba), VIT (Vitória).

Fonte: Elaboração dos autores.



Revista Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos (RBERU)

Vol. 12, n. 2, pp. 225-241, 2018

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

QUEM PASSA FOME NO BRASIL? UMA ANÁLISE REGIONAL DOS DETERMINANTES DA INSEGURANÇA ALIMENTAR FORTE NOS DOMICÍLIOS BRASILEIROS*

Raquel Pereira Pontes

Doutoranda no Programa de Pós-Graduação em Economia Aplicada da
Universidade Federal de Viçosa (UFV)

E-mail: raquel_sjn@hotmail.com

Márcio Nora Barbosa

Doutorando no Programa de Pós-Graduação em Economia Internacional da
Universidade do Vale do Rio dos Sinos (UNISINOS)

E-mail: marcio_nb@hotmail.com

Cristiano Aguiar de Oliveira

Professor da Universidade Federal do Rio Grande (FURG)

Doutorado em Economia Aplicada pela Universidade Federal do Rio Grande do Sul (UFRGS)

E-mail: cristiano.oliveira@ufrgs.br

Patrizia Raggi Abdallah

Professora titular do Instituto de Economia da Universidade Federal do Rio Grande (FURG)

Doutorado em Economia Aplicada pela Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz"
da Universidade de São Paulo (ESALQ/USP).

E-mail: patrizia.abdallah@gmail.com

RESUMO: O objetivo deste trabalho é investigar o perfil dos indivíduos que moram em domicílios com *Insegurança Alimentar Forte* – IAF nas regiões brasileiras, ou seja, que em algum momento tenham sofrido restrição quantitativa de alimentos (fome). Para esse fim, utilizam-se as informações extraídas da PNAD de 2013 referentes à Escala Brasileira de Insegurança Alimentar (EBIA) para construir uma variável dicotômica que representa a fome e, através dessa, obter probabilidades condicionais em um modelo *Logit*. Na amostra utilizada, 17,5 milhões de brasileiros declararam ter passado fome em algum momento. Os resultados obtidos na análise regional mostram que as chances de ter algum tipo de restrição alimentar são maiores para indivíduos com baixa escolaridade, renda abaixo de dois salários mínimos e que trabalham informalizados. O trabalho contribui para a literatura ao mostrar como fatores distintos da renda ajudam a explicar a fome no Brasil, tais como a estrutura familiar e as desigualdades econômicas regionais.

Palavras-Chave: Segurança Alimentar; Fome; *Logit*.

Classificação JEL: C25, I35, O15.

WHO DOES HUNGER IN BRAZIL? A REGIONAL ANALYSIS OF THE DETERMINANTS OF STRONG FOOD INSECURITY IN BRAZILIAN HOUSEHOLDS

ABSTRACT: The objective of this paper is to investigate the profile of the individuals who live in households with Strong Food Insecurity – SFI in Brazilian regions, that is, someone whose at some point have experienced quantitative restriction of food (hunger). To this goal, it uses the information obtained from the 2013 National Household Survey regarding the Brazilian Food Insecurity Scale (EBIA) to construct a dichotomous variable representing the hunger and, through this, obtain conditional probabilities in a logit model. In the sample 17.5 million people reported having been hungry at some point. The results obtained in regional analysis show that the chances of having some kind of food restriction are higher for individuals with low education, income less than two minimum wages and working on informal occupations. The study contributes to the literature by showing how different factors beyond income help to explain hunger in Brazil, such as family structure and regional economic inequalities.

Keywords: Food Security; Hungry; Logit.

JEL Codes: C25, I35, O15.

1. Introdução

O tema centrado em segurança alimentar, nutricional e vulnerabilidade à fome ganhou relevância internacional nas últimas décadas, tendo sido objeto de análises de reuniões, debates e recomendações ao redor do mundo. Uma mudança significativa de postura adotada por diversos países ocorreu, principalmente, a partir de 1996, através do compromisso assumido por centenas de países, incluindo o Brasil, na Cúpula Mundial da Alimentação em Roma, em que esses se comprometeram a reduzir pela metade o número de pessoas atingidas pela desnutrição até o ano de 2015 (MALUF, 2006; COSTA et al., 2014).

No Brasil, conforme Burlandy (2009), o tema passou a ganhar relevância desde a constituição de 1988, em que a saúde é instituída como direito garantido, mediante políticas sociais e econômicas, havendo a compreensão de essa que resulta das condições de alimentação, habitação, educação, renda, entre outros importantes fatores, que geraram um conjunto de políticas públicas a serem implementadas por diferentes governos. Dada a importância do tema, foi instituído em 2006 o Sistema Nacional de Segurança Alimentar e Nutricional (SISAN), destinando à aproximação entre os segmentos de produção, abastecimento, comercialização e consumo de alimentos, considerando também suas inter-relações.

Dessa forma, de acordo com Santos e Santos (2007), surgem diversos programas de combate à pobreza, à fome e à desnutrição, tornando esse propósito um objetivo estratégico dos governantes, incitando a necessidade da formulação, implementação e avaliação de políticas públicas capazes de promover a segurança alimentar e nutricional no país.

No início dos anos 2000, foram discutidos e elaborados estudos para erradicar a fome no Brasil, tendo como destaque o “Programa Fome Zero”, caracterizado como marco entre ações do Governo Federal na direção da política social. Ainda, no decorrer da política econômica e social da primeira década deste século XXI, vários outros programas pontuais, criados com o objetivo principal de combate à fome, foram incorporados em um programa mais amplo de transferência de renda, chamado “Programa Bolsa Família” (TAKAGI, 2010).

Conforme Cotta e Machado (2013), o objetivo desse programa seria de combater a pobreza e a fome e efetuar a promoção da segurança alimentar e nutricional, buscando alguns efeitos gerados pela aplicação desse programa como a melhoria da renda e dos padrões de alimentação, trabalhando em conjunto com ações de saúde e nutrição que fazem parte das condições a serem cumpridas pelas famílias beneficiadas.

Com esta temática, a caracterização de segurança alimentar traz à tona fatores que contribuem para a construção das políticas sociais e econômicas adotadas pelos governos, com o intuito de reduzir o estado de Insegurança Alimentar que afeta milhares de brasileiros, com destaque para as variáveis socioeconômicas mais relevantes e seus efeitos sobre esse contingente analisado.

Este estudo pretende investigar os determinantes da Insegurança Alimentar Forte para as regiões brasileiras, variável essa gerada para caracterizar indivíduos que apresentam redução quantitativa de alimentos, ou seja, aqueles que, em algum momento, apresentaram restrição alimentar (fome). Para tal fim, utilizou-se um modelo não linear de probabilidade condicional – *logit* –, permitindo ir além da análise de relação com a renda, ao incorporar outros determinantes importantes na discussão, tais como a educação, a estrutura familiar, o setor de atividade laboral e outras características dos indivíduos e da região em que eles residem.

O artigo está organizado em cinco seções, além desta introdução. A seguir, apresenta-se a seção sobre a segurança alimentar e seus determinantes. A metodologia é apresentada na seção três, trazendo informação quanto à fonte de dados e às estatísticas descritivas das variáveis utilizadas, assim como o modelo econométrico utilizado para a análise. A quarta seção reporta os resultados obtidos e a discussão desses. A quinta seção apresenta as conclusões deste trabalho.

2. Segurança alimentar

De acordo com Maluf (2006), uma parcela significativa da população sofre com questões alimentares e nutricionais, podendo essas ser causadas pela falta do alimento, pela má qualidade da alimentação ou ainda por condições de vida e de saúde que, de certa forma, podem impossibilitar ao indivíduo o aproveitamento de forma adequada do alimento disponível a ele.

Em 1996, em Roma, estiveram reunidos centenas de países, dentre eles o Brasil, na Cúpula Mundial da Alimentação, analisando um conjunto de políticas num esforço geral para a redução da situação de fome em seus territórios, firmando assim compromisso de reduzir pela metade o número de pessoas com fome até 2015 (BELIK, 2003).

Com esse compromisso assumido pelo Brasil, surgiram importantes marcos legais, como a promulgação da Lei Orgânica da Segurança Alimentar e Nutricional – Lei nº 11.346, de 15 de setembro de 2006 – LOSAN¹ (BRASIL, 2006), como também, em 2010, foi estabelecida a regulamentação da LOSAN e a instituição da Política Nacional de Segurança Alimentar e Nutricional – PNSAN –, por meio do Decreto nº 7.272, de 25.08.2010, houve a inclusão da alimentação aos direitos sociais previstos na Constituição Federal, através da Emenda Constitucional nº 64, de 04.02.2010 (IBGE, 2014).

O conceito utilizado na LOSAN serviu como um dos instrumentos para o desenvolvimento da Escala Brasileira de Insegurança Alimentar (Ebia) que, de acordo com Segall-Corrêa et al. (2008), é uma escala psicométrica capaz de medir o fenômeno diretamente a partir da experiência de insegurança alimentar vivenciada e também percebida por essas pessoas. Essa escala não capta somente a dificuldade de acesso aos alimentos que essas pessoas têm, mas também a dimensão psicossocial da insegurança alimentar, transformando as pessoas e os domicílios em unidade de análise, podendo ser utilizadas também através de utilização de metodologias qualitativas que resultem em diferentes contextos socioculturais locais.

De acordo com o relatório apresentado pelo IBGE (2014), a Ebia fornece informações estratégicas para a gestão de políticas e programas sociais, pois permite tanto identificar e quantificar os grupos sociais em risco de insegurança alimentar (IA) quanto os seus determinantes e consequências. Essa escala de medida direta é uma ferramenta com excelente relação custo-efetividade de acordo com o IBGE, que vem sendo utilizada em diversos países desde a década de

¹ Consiste na realização do direito de todos ao acesso regular e permanente a alimentos de qualidade, em quantidade suficiente, sem comprometer o acesso a outras necessidades essenciais, tendo como base práticas alimentares promotoras de saúde que respeitem a diversidade cultural e que sejam ambiental, cultural, econômica e socialmente sustentáveis.

1990. Sua aplicação e análises demonstraram existir aspectos comuns aos diferentes contextos socioculturais e que representam os graus de severidade, como é demonstrado no Quadro 1.

Quadro 1 – Descrição dos graus de segurança alimentar

Situação de segurança alimentar	Descrição
Segurança alimentar	A família/domicílio tem acesso regular e permanente a alimentos de qualidade, em quantidade suficiente, sem comprometer o acesso a outras necessidades essenciais.
Insegurança alimentar leve	Preocupação ou incerteza quanto acesso aos alimentos no futuro; qualidade inadequada dos alimentos resultante de estratégias que visam não comprometer a quantidade de alimentos.
Insegurança alimentar moderada	Redução quantitativa de alimentos entre os adultos e/ou ruptura nos padrões de alimentação resultante da falta de alimentos entre os adultos.
Insegurança alimentar grave	Redução quantitativa de alimentos entre as crianças e/ou ruptura nos padrões de alimentação resultante da falta de alimentos entre as crianças; fome (quando alguém fica o dia inteiro sem comer por falta de dinheiro para comprar alimentos).

Fonte: IBGE (2014).

De acordo com relatório da Kepple (2014), puderam ser evidenciados os progressos alcançados nos últimos dez anos no Brasil no que se refere ao tema de fome e também de pobreza, assim como traz à luz os desafios para a próxima década e, dentre algumas dessas agendas emergentes e também críticas, inclui-se, por exemplo, a análise de grupos da população que permanecem em situação de insegurança alimentar grave no país.

A importância de estudar a Insegurança Alimentar e a Fome é reiterada através do relatório da Organização das Nações Unidas para a Alimentação e Agricultura (FAO, 2017): o Estado da Segurança Alimentar e Nutrição no Mundo (2017), que traz consigo uma informação alarmante de que o número de pessoas que sofrem com a fome no mundo passou de cerca de 777 milhões para 815 milhões no ano de 2016, o que representa em torno de 11% da população mundial. Esse é o primeiro estudo que a ONU realiza trazendo uma avaliação global sobre segurança alimentar e nutricional depois da adoção da Agenda 2030 para o Desenvolvimento Sustentável, com o objetivo de acabar com a fome e com todas as formas de má nutrição até 2030, sendo essas as principais prioridades das políticas internacionais. Esse documento aponta os conflitos, cada vez mais agravados pelas mudanças climáticas, como alguns dos principais motivos para o ressurgimento da fome e de muitas formas de má nutrição.

3. Metodologia

3.1. Fonte e descrição de variáveis utilizadas

No presente trabalho, foi utilizada como fonte de dados a Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios – PNAD – do ano de 2013, que foi realizada em convênio com Ministério do Desenvolvimento Social e Combate à Fome (MDS).

O número de observações nessa amostra para o Brasil é de 362.555 pessoas e de 148.697 domicílios e, com o uso da variável peso disponibilizada pela PNAD, gera 201.467.084 pessoas e 65.300.857 domicílios. A amostra populacional com peso para as regiões é de 15.043.274 na região Norte, 55.881.418 na Nordeste, 84.644.536 na Sudeste, 28.857.954 na Sul e 15.043.274 pessoas no Centro-Oeste.

No ano de 2013, a Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios – PNAD – trouxe pela terceira vez, como investigação suplementar, questões que permitem classificar os domicílios brasileiros

segundo quatro categorias de condição de segurança alimentar, já citadas anteriormente, seguindo os critérios da Ebia.

A análise da Ebia é baseada em um gradiente de pontuação final resultante do somatório das respostas afirmativas de 14 questões². Essa pontuação, conforme IBGE (2014), enquadra-se em pontos de corte pré-estabelecidos, com base na teoria de segurança alimentar, formando as quatro (04) categorias descrita no Quadro 1, anteriormente apresentado.

Para este trabalho, buscou-se analisar a situação em que o indivíduo obtém uma redução quantitativa de alimentos, podendo estar assim na situação de Insegurança Alimentar Moderada e Grave. Dessa forma, foi construída uma variável, a qual foi denominada *Insegurança Alimentar Forte – IAF–*, para poder estudar se a pessoa encontra-se em uma situação de redução quantitativa de alimentos, em que é considerado que, ao ter essa redução, o indivíduo sofreu com a fome³ em pelo menos algum momento.

Como o objetivo do trabalho é caracterizar o perfil do indivíduo que se encontra em situação de Insegurança Alimentar Forte para cada região brasileira, foi necessário trabalhar com as informações dos bancos PNAD – Domicílios e PNAD – Pessoas. Sendo este trabalho uma análise do perfil do indivíduo nas regiões brasileiras, foram analisadas as cinco regiões: Nordeste, Norte, Sudeste, Sul e Centro-Oeste.

Nas pesquisas já realizadas pela PNAD referentes à segurança alimentar nos anos de 2004, 2009 e 2013, nota-se, conforme Gráfico 1, que a situação de segurança alimentar no Brasil melhorou, ou seja, no ano de 2004 cerca de 60% da população brasileira tinha segurança alimentar e, em 2013, esse percentual passou para aproximadamente 74%. Em 2009, houve aumento do número de pessoas enquadradas na situação de insegurança alimentar leve e, em 2013, ocorreu uma diminuição nesse montante, mas estando no mesmo patamar que 2004, de aproximadamente 17% da população.

O número de pessoas na categoria de insegurança alimentar moderada diminuiu nos três anos estudados, passando de 14% para aproximadamente 5%, um volume significativo de pessoas enquadradas nessa categoria. Na circunstância de insegurança alimentar grave, também diminuiu a porcentagem da população nessa categoria, em 2004 eram quase 14 milhões de pessoas nesse estado e, em 2013, esse número diminuiu para 7 milhões, ainda sendo um valor relevante, dado que essas pessoas têm redução quantitativa de alimentos e/ou fome.

Pela categoria gerada e estudada neste trabalho, que é a soma da população no estado de insegurança alimentar moderada e grave, gerando a categoria de Insegurança Alimentar Forte, a tendência segue o mesmo comportamento das variáveis de origem, diminuindo a porcentagem da população enquadrada nessa posição que, em 2004, era de quase 18%, em 2009, foi para 13,25% e, em 2013, foi de aproximadamente 9%, sendo que em 2013 um montante de 17,5 milhões de pessoas no país estiveram classificadas no estado de insegurança alimentar forte.

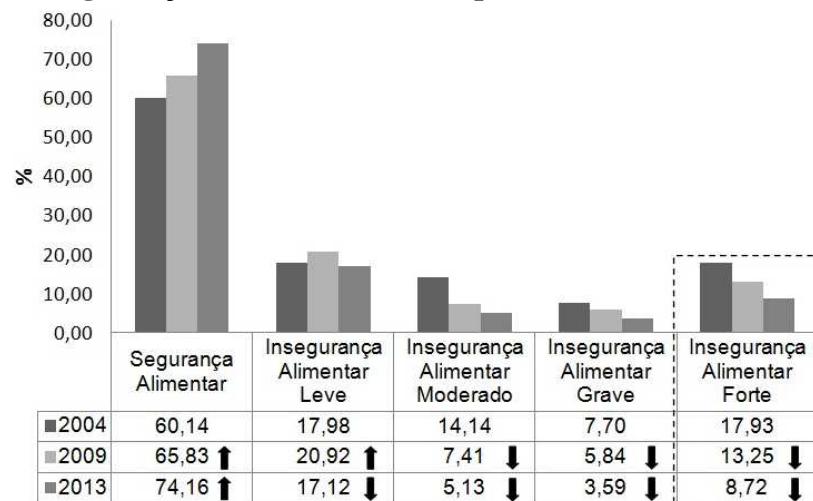
Para caracterizar o perfil dos indivíduos estudados, buscou-se utilizar de variáveis chave da teoria econômica, aquelas que poderiam influenciar, de forma expressiva, o acesso à comida, ou seja, renda mensal *per capita*, escolaridade, atividade de trabalho principal e posição na ocupação no trabalho principal, assim como variáveis sociais do indivíduo, como idade, cor, sexo, composição familiar, variáveis demográficas e censitárias no Brasil. Algumas categorias foram agrupadas, a fim de se obter um resultado mais perceptível no que tange à teoria econômica.

Em trabalhos internacionais que buscam analisar a segurança alimentar, há similaridade das variáveis utilizadas como em Adams et al. (2003), Bhattacharya et al. (2004), em que utilizam-se de variáveis como idade, raça, renda, educação, assim como variáveis relacionadas à saúde do indivíduo. Já Kuwornu et al. (2013) utilizam algumas dessas variáveis, além de características do domicílio em zona rural, como área, produção e acesso ao crédito.

² Para mais informações, segue em apêndice o Quadro 2 – Perguntas da Escala Brasileira de Insegurança Alimentar.

³ A fome é classificada pelo Ebia como Insegurança Alimentar Grave, considerando que o indivíduo ficou o dia inteiro sem comer por falta de dinheiro para comprar alimentos. Todavia, é possível que ele tenha ficado sem comer por períodos mais curtos ou simplesmente não tenha conseguido comer o suficiente.

Gráfico 1 – Classificação porcentual das pessoas, conforme as categorias da situação de segurança alimentar no Brasil para os anos de 2004, 2009 e 2013



Fonte: Elaborado pelos autores, através dos dados da PNAD dos anos de 2004, 2009 e 2013 (IBGE, 2015).

Coleman-Jensen et al. (2014) do Departamento Americano de Agricultura e também Willows et al. (2009), trazem a análise da Insegurança Alimentar com base em variáveis parecidas, como características do domicílio, características da família, raça, educação, níveis de renda, região censitária e região demográfica, assim como Kendall et al. (1995), acrescentando variável de participação em programas de assistência alimentar.

Em âmbito nacional, autores que analisam a segurança alimentar como Hoffmann e Kageyama (2007) tiveram o objetivo principal de analisar a situação de segurança alimentar da população rural brasileira segundo categorias de pobreza, com os dados da PNAD de 2004, utilizaram variáveis semelhantes às utilizadas neste trabalho.

Hoffman (2008) buscou analisar a insegurança alimentar através de seus níveis e seus determinantes, utilizando variáveis socioeconômicas, de infraestrutura do domicílio, entre outras através da PNAD de 2004 e 2013, respectivamente. Segall-Corrêa et al. (2008) e Lima et al. (2012) utilizaram variáveis semelhantes.

Alguns autores como Costa et al. (2014) buscaram identificar fatores mais relacionados com as características do domicílio, como infraestrutura da residência, suficiência, como a densidade morador/cômodo. Gubert (2009), analisando a insegurança alimentar grave, estudou variáveis socioeconômicas, características do domicílio, assim como aspectos outros das regiões censitárias e regionais.

Fritz et al. (2014) estuda os domicílios na zona rural do Rio Grande do Sul com insegurança alimentar e busca variáveis relacionadas às características do indivíduo como idade, cor ou raça, gênero, escolaridade, assim como renda e índice de condição de moradia.

É importante ser ressaltado que, devido à grande diversidade de formas de mensuração de Insegurança Alimentar, como também diversas formas de bancos de dados, optou-se, na seção de resultados e discussão, por discutir os resultados do presente trabalho com os trabalhos realizados com o intuito de investigar a insegurança alimentar no Brasil, de forma a ficar mais delimitado e factível de comparações.

Através da Tabela 1, pode ser observada a estatística descritiva das variáveis utilizadas neste trabalho. Observa-se que a região Sudeste apresenta a maior concentração de pessoas ocupadas com emprego formal – carteiras assinadas –, em relação às demais regiões no país, registrando aproximadamente 50%, a região Norte apresenta o menor porcentual de empregados formais, de 25%.

Quanto à renda domiciliar *per capita*, no ano de 2013, aproximadamente 58% da população da região Nordeste recebia uma renda entre um quarto até um salário mínimo e apenas 1,68% da população dessa região auferiam mais de 5 salários mínimos.

Quanto à escolaridade, a região com menor média de anos de estudo foi a região Nordeste, com 6,6 anos, e a região Sudeste apresentou a maior média entre as regiões, com 8,24 anos de estudo. As médias de escolaridade das regiões Norte e Nordeste ficaram abaixo dos anos de estudo equivalentes ao ensino fundamental completo em 2013.

Tabela 1 – Estatísticas descritivas das variáveis

Variável	Norte (média)	Nordeste (média)	Sudeste (média)	Sul (média)	Centro- Oeste (média)
Sexo					
Feminino	49,88%	51,59%	51,75%	51,32%	50,69%
Masculino	50,11%	48,41%	48,24%	48,68%	49,30%
Cor ou Raça					
Branca	22,61%	27,40%	54,26%	76,36%	40,37%
Outras	77,38%	72,60%	45,74%	23,64%	59,63%
Idade	29,18	32,12	34,86	35,20	32,54
Escolaridade	6,81	6,61	8,24	8,01	7,91
Nº de componentes domicílio	4,56	4,08	3,67	3,53	3,69
Posição na ocupação no trabalho principal					
Com carteira	24,92%	25,95%	48,44%	45,53%	41%
Sem carteira	18,50%	19,73%	12,26%	11,05%	15,95%
Trab. Doméstico c/ carteira	1,14%	1,20%	2,97%	1,93%	2,75%
Trab. Doméstico s/ carteira	4,68%	5,29%	4,32%	3,55%	4,66%
Conta Própria	27,53%	24,36%	18,13%	19,22%	18,02%
Outros	23,22%	23,45%	13,88%	18,70%	17,61%
Atividade principal					
Agricultura	22,48%	24,83%	7,55%	14,14%	11,47%
Indústria	10,81%	9,19%	15,07%	18,08%	11,03%
Construção Civil	9,47%	8,88%	9,31%	8,83%	9,78%
Comércio	21,78%	21,71%	23,04%	21,71%	23,24%
Educação, Saúde e Serviço Social	9,80%	10,01%	10,62%	9,78%	10,47%
Serviço doméstico	5,82%	6,50%	7,29%	5,49%	7,41%
Outras atividades	42,30%	43,69%	34,66%	36,09%	38,06%
Tipo de família					
Casal sem filhos	12,01%	12,87%	14,45%	17,57%	17,70%
Casal com filhos	62,44%	59,11%	57,72%	58,77%	57,60%
Mãe com filhos	15,84%	18,21%	16,64%	13,35%	15,55%
Outros tipos de família	9,70%	9,81%	11,20%	10,30%	10,89%
Faixas de Renda Domiciliar per capita					
Sem rendimento	1,56%	1,21%	1,25%	0,84%	1,31%
Até ¼ salário mínimo	15,30%	18,31%	3,52%	2,95%	3,60%
Mais de ¼ até 1 salário	55,04%	55,73%	40,31%	36,76%	43,57%
Mais de 1 até 2 salários	16,19%	13,78%	28,63%	33,17%	26,21%
Mais de 2 até 3 salários	4,56%	3,34%	9,06%	10,88%	8,79%
Mais de 3 até 5 salários	2,47%	1,98%	5,72%	6,45%	5,90%
Mais de 5 salários	1,64%	1,68%	4,54%	4,20%	5,34%
Sem declaração	3,22%	3,95%	6,94%	4,73%	5,26%
Regiões Censitárias					
Urbana	74,61%	73,34%	93,16%	85,54%	90,07%
Rural	25,39%	26,66%	6,84%	14,46%	9,93%

Fonte: Elaborado pelos autores a partir das informações da PNAD do ano de 2013 (IBGE, 2015) e IBGE (2014).

O número de componentes por domicílio nas regiões brasileiras é de aproximadamente 3 a 5 pessoas por residência, sendo que grande parte da população reside em área urbana. A maioria da população brasileira reside na região Sudeste, seguida pela região Nordeste, Sul, Norte e Centro-Oeste, com média de residentes regionais de 42%, 27%, 14%, 8,5% e 7,5%, respectivamente.

Ainda, no ano de 2013, segundo dados da PNAD, a composição familiar da maioria das pessoas se encontra na situação de casal com filhos, a idade média da população brasileira é de 33 anos, a cor ou raça “não branca” foi a declarada pela maioria das pessoas nas regiões Norte, Nordeste e Centro-oeste, enquanto que nas regiões Sudeste e Sul, 54,26% e 76,36%, respectivamente, declararam-se da cor branca.

3.2. Modelo Logit

Com o intuito de analisar as características das pessoas para verificar as probabilidades dessas com relação a ter ou não redução quantitativa de alimento, a metodologia mais indicada para análise de uma variável dependente dicotômica foi o modelo de regressão *Logit*.

Como a geração da distribuição dos dados de modelos de respostas binárias é feita através de modelo *Bernoulli*, a estimação desse geralmente é realizada através da Máxima Verossimilhança, dado que a probabilidade de uma resposta é p a outra resposta será $(1-p)$ (CAMERON; TRIVEDI, 2005).

Conforme Long e Freese (2001), o modelo de regressão binária pode ser derivado de três formas, através de uma hipótese de variável latente; como um modelo de probabilidade, ou gerado como utilidade aleatória ou de escolha discreta.

Por variável latente⁴, y^* é uma variável latente que representa o grau de Insegurança Alimentar e essa é relacionada com as covariadas de acordo com o seguinte modelo:

$$y_i^* = \alpha + X_i\beta + \varepsilon_i \quad (1)$$

onde y^* é a variável latente para cada indivíduo i , α é a constante, X_i são as variáveis explicativas, ε_i é o erro aleatório, α e β são parâmetros estimados. A ligação entre a variável observada e a variável latente y^* é dada por

$$y_i = \begin{cases} 1 & \text{se } y_i^* > 0 \text{ – Se o indivíduo tem restrição de alimentos (fome)} \\ 0 & \text{se } y_i^* \leq 0 \text{ – caso contrário} \end{cases}$$

A probabilidade condicional de um indivíduo passar fome (ter IAF) é:

$$\Pr(y = 1|X) = \Pr(y^* > 0|X) \quad (2)$$

Substituindo e rearranjando:

$$\Pr(y = 1|X) = \Pr(\varepsilon > -[\alpha + \beta X] | X) \quad (3)$$

A probabilidade depende da distribuição do erro ε . Para o modelo linear $y^* = \alpha + \beta x + \varepsilon$ e para o modelo de probabilidade não linear $\Pr(y = 1 | X) = F(\alpha + \beta X)$, a probabilidade do evento ocorrer, ter IAF (passar fome), é a função densidade cumulativa (cdf) do erro, dado os valores das variáveis independentes.

$$\Pr(y = 1 | X) = F(X\beta) \quad (4)$$

em que F = normal cdf Φ para modelo *Probit* e no modelo *Logit*, cdf logística Λ .

⁴ Para uma demonstração mais formal do modelo, ver em Long e Freese (2001, p. 100).

O modelo também pode ser construído através de um modelo não linear em que o modelo *Logit* permite obter *razões de chances* e isso facilita as interpretações dos resultados. Dessa forma, pode se verificar a *chance* de o indivíduo estar situado em IAF dado a característica de comparação analisada.

4. Resultados

Dado que o Brasil possui uma grande extensão territorial, com características diferentes entre suas regiões demográficas, foi oportuno examinar a proporção de pessoas que se enquadram na situação de ter redução quantitativa de alimentos entre as grandes regiões do país, o que é demonstrado na Tabela 2.

Tabela 2 – Situação de Insegurança Alimentar Forte nas regiões brasileiras

Regiões Demográficas	População	IAF	
		Freq.	%
Norte	17.039.902	2.842.137	16,68
Nordeste	55.881.418	8.719.812	15,60
Sudeste	84.644.536	3.859.289	4,56
Sul	28.857.954	1.318.805	4,57
Centro-Oeste	15.043.274	829.533	5,51
Regiões Censitárias	População	IAF	
		Freq.	%
Urbana	170.785.618	12.716.759	7,45
Rural	30.681.466	4.852.817	15,82

Fonte: Elaborado pelos autores a partir das informações da PNAD 2013.

É possível observar que 16,68% das pessoas que residem na região Norte encontram-se na categoria de Insegurança Alimentar Forte, seguida pela região Nordeste, com um percentual de 15,60%, porém, em número absoluto, o Nordeste registra um volume de pessoas na categoria de Insegurança Alimentar Forte bem maior do que a região Norte. Já as regiões com menor proporção de IAF no país são as regiões Sudeste, Sul e Centro-Oeste, com um percentual de 4,56%, 4,57% e 5,51%, respectivamente, e, em termos quantitativos, a região Centro-Oeste é a que possui menor quantidade de pessoas nesta categoria.

Em relação às áreas do domicílio (regiões censitárias), proporcionalmente ao total da população que reside em cada área, na zona rural, 15,82% dos residentes possuem Insegurança Alimentar Forte, mas quantitativamente a zona urbana possui maior número de pessoas nessa condição.

Em busca de analisar o perfil das pessoas que estão na situação de ter uma redução quantitativa de alimentos, ou seja, IAF, uma das principais variáveis a se analisar seria a renda, ou seja, se as pessoas têm condições de comprar os alimentos. Assim, foi analisada a faixa de renda mensal domiciliar *per capita* com relação à insegurança forte, conforme mostra a Tabela 3.

Tabela 3 – Insegurança Alimentar Forte de acordo com as faixas de renda domiciliar *per capita* no Brasil

Faixas de Renda Domiciliar <i>Per Capita</i>	População	População com IAF	IAF %
Sem rendimento	2.441.117	467.510	19,15
Até ¼ salário mínimo	17.184.010	5.248.468	30,54
Mais de ¼ até 1 salário	91.624.547	9.628.898	10,51
Mais de 1 até 2 salários	48.115.845	1.349.162	2,80
Mais de 2 até 3 salários	14.748.336	163.854	1,11
Mais de 3 até 5 salários	9.107.157	56.535	0,62
Mais de 5 salários	7.057.265	7.413	0,11
Sem declaração	10.773.695	618.933	5,74

Fonte: Elaborado pelos autores a partir das informações da PNAD do ano de 2013 (IBGE, 2015) e IBGE (2014).

Portanto, verifica-se que 30% das pessoas que recebem até um quarto de salário mínimo possuem redução quantitativa de alimentos, mas é na faixa de mais de um quarto do salário mínimo até um salário mínimo em que se encontram o maior número de pessoas (9.628.898) que têm Insegurança Alimentar Forte.

Os dados permitem observar uma relação inversa entre Insegurança Alimentar Forte (IAF) e nível de renda. É importante notar, pela Tabela 3, a presença de IAF mesmo em níveis mais elevados de renda, contrariando o argumento de que pessoas com níveis de renda mais elevado não apresentam insegurança alimentar, o que pode ser causado por outros motivos e não somente devido à renda. No trabalho de Costa et al. (2014), eles chegam a um resultado parecido com esse apresentado, sendo que utilizam dados da Pesquisa de Orçamentos Familiares (POF) dos anos de 2008 e 2009 (IBGE, 2010).

Conforme já comentado anteriormente, este trabalho utiliza o modelo *Logit*, no qual obtém-se a razão de chances para a variável dependente. Portanto, foi analisada qual a razão de chance da pessoa estar situada na categoria de IAF em cada região brasileira, dadas certas características socioeconômicas da população dessas regiões, para que, assim, tenha-se o perfil da pessoa que se encontra nessa situação. *A priori*, acredita-se que essas informações sejam relevantes para a sociedade e para a formulação de políticas públicas que visem minimizar esse problema social.

Foram realizados testes estatísticos para verificar se o modelo estava bem ajustado, como o teste *Wald*, que rejeitou a hipótese nula de que conjuntamente os coeficientes fossem iguais a zero; teste *LR – Razão de Máxima Verossimilhança* –, o qual rejeitou a hipótese nula de que um modelo completo e um modelo somente com constante seriam iguais.

Abaixo, segue a tabela com os resultados na forma de razão de chance obtido pelo modelo *Logit*. A variável *sexo feminino* apresentou razão de chance positiva de estar em IAF nas regiões Norte e Sudeste e negativa nas demais regiões. Em outros estudos, como em Hoffmann e Kageyama (2007) e Lima et al. (2012), com relação ao gênero, ser mulher reduz a chance em favor de ter segurança alimentar e aumenta a de ter insegurança alimentar grave. Hoffmann (2014) encontra o aumento de chance em aproximadamente 40% para as mulheres chefes de família com relação ao homem de estarem em situação de Insegurança Alimentar moderada e grave. Para Fritz et al. (2014), ao analisar a Insegurança Alimentar na zona rural do Rio Grande do Sul, as mulheres, quando chefes de família, apresentaram maior probabilidade de se encontrarem em situação de insegurança alimentar. Resultado semelhante foi encontrado por Costa et al. (2014), em que as mulheres também possuem maiores chances de estarem em estado de Insegurança Alimentar.

Tabela 4 – Razão de chances para a categoria Insegurança Alimentar Forte

Variáveis	Norte	Nordeste	Sudeste	Sul	Centro-Oeste
Insegurança Alimentar Forte					
Sexo					
Feminino	1,012*** (0,00267)	0,993*** (0,00146)	1,023*** (0,00218)	0,971*** (0,00323)	0,937*** (0,00437)
Cor ou Raça					
Branca	0,708*** (0,00219)	0,701*** (0,00110)	0,672*** (0,00126)	0,667*** (0,00206)	0,712*** (0,00298)
Idade					
Idade	0,981*** (0,000361)	0,973*** (0,000189)	0,976*** (0,000300)	0,980*** (0,000456)	0,983*** (0,000602)
Idade2	1,000*** (4,59e-06)	1,000*** (2,31e-06)	1,000*** (3,69e-06)	1,000*** (5,43e-06)	1,000*** (7,41e-06)
Educação					
Escolaridade	0,917*** (0,000287)	0,908*** (0,000162)	0,900*** (0,000237)	0,909*** (0,000409)	0,909*** (0,000484)
Estrutura familiar					
Casal com filhos	0,791*** (0,00236)	0,623*** (0,00103)	0,509*** (0,00120)	0,596*** (0,00224)	0,445*** (0,00215)
Mãe com filhos	1,167*** (0,00471)	0,953*** (0,00200)	1,046*** (0,00292)	1,112*** (0,00534)	1,041*** (0,00625)
Nº de componentes do domicílio					
Nº de componentes	1,110*** (0,000595)	1,090*** (0,000377)	1,075*** (0,000718)	1,028*** (0,00116)	1,069*** (0,00146)
Faixa de renda domiciliar per capita					
Até 1/4 de salário	4,160*** (0,0253)	4,169*** (0,0142)	9,010*** (0,0453)	11,55*** (0,100)	13,35*** (0,152)
Mais de 1/4 até 1 salário	1,879*** (0,0100)	2,120*** (0,00656)	2,545*** (0,00910)	3,915*** (0,0248)	4,592*** (0,0377)
Mais de 1 até 2 salários	0,777*** (0,00458)	0,994* (0,00348)	1,023*** (0,00365)	1,480*** (0,00927)	1,634*** (0,0137)
Mais de 2 até 3 salários	0,426*** (0,00431)	0,599*** (0,00388)	0,456*** (0,00270)	0,770*** (0,00663)	0,881*** (0,0104)
Posição na ocupação no trabalho principal					
Sem carteira	1,100*** (0,00330)	1,072*** (0,00175)	1,480*** (0,00391)	1,178*** (0,00554)	1,405*** (0,00745)
Com carteira	0,826*** (0,00277)	0,772*** (0,00148)	0,922*** (0,00210)	1,002 (0,00374)	0,817*** (0,00387)
Doméstico sem carteira	1,557*** (0,00777)	1,326*** (0,00353)	1,538*** (0,00575)	1,292*** (0,00884)	1,023*** (0,00817)
Doméstico com carteira	1,035*** (0,0113)	0,793*** (0,00519)	0,952*** (0,00510)	0,858*** (0,00918)	0,638*** (0,00758)
Atividade principal					
Comércio	0,992** (0,00319)	0,841*** (0,00152)	0,996 (0,00242)	1,017*** (0,00426)	0,684*** (0,00363)
Indústria	1,218*** (0,00438)	0,893*** (0,00222)	0,965*** (0,00287)	1,081*** (0,00479)	1,100*** (0,00649)
Construção civil	1,495*** (0,00580)	1,106*** (0,00246)	1,304*** (0,00382)	1,523*** (0,00717)	0,946*** (0,00589)
Região Censitária					
Urbana	1,043*** (0,00300)	0,881*** (0,00135)	1,349*** (0,00435)	1,113*** (0,00448)	1,317*** (0,00775)
Constante	0,215*** (0,00207)	0,391*** (0,00218)	0,101*** (0,000865)	0,0809*** (0,00112)	0,0695*** (0,00121)
Observações	7.484.650	24.534.420	41.499.512	15.326.559	7.493.722

Obs.: *** = significativo a 1% com base no teste z; ** = significativo a 5%; * = significativo a 10%. E desvio padrão em parênteses.

Fonte: Elaborado pelos autores através dos dados da PNAD do ano de 2013 (IBGE, 2015).

As pessoas declaradas de cor *branca* possuem em todas as regiões brasileiras uma probabilidade menor de ter redução quantitativa de alimentos (IAF) em torno de 30% com relação às demais raças. Essa variável, aqui analisada, traz à tona a questão de desigualdade social no país, principalmente em relação à cor ou raça do indivíduo, como destaca Abramo (2006), em que o mercado de trabalho no Brasil está marcado por significativas e persistentes desigualdades de gênero e raça.

Com relação à *idade*, para todas as regiões, tem-se uma relação inversa entre idade e redução quantitativa de alimento (IAF), denotada pelos coeficientes menores do que um, apresentados na Tabela 4. Quanto maior a idade, em todas as regiões estudadas, menor a chance da população regional encontrar-se na categoria de Insegurança Alimentar Forte. O trabalho de Lima et al. (2012), analisando apenas os indivíduos do meio rural da região Nordeste do Brasil, encontrou resultado muito próximo, com idade limite aproximada de 55 anos e cada ano a mais reduz a chance de estar em Insegurança Alimentar, até a idade crítica. Fritz et al. (2014), também encontrou relação inversa de IA e idade, em que o aumento da idade implica no aumento da chance do domicílio encontrar-se em estado de Segurança Alimentar, ou seja, reduz a chance de estar em IA.

A variável *escolaridade* mostrou que o aumento de um ano de estudo gera uma chance menor de ter Insegurança Alimentar Forte, em todas as regiões, resultado esse esperado, dado que, com maior escolaridade, espera-se que o indivíduo tenha mais oportunidades de trabalho. Gubert (2009), utilizando-se da PNAD de 2004 e analisando a IA grave, encontra a mesma relação negativa com a escolaridade obtida neste estudo. O autor demonstra que indivíduos que possuem de 1 a 3 anos de estudos tem 7,6 vezes mais chances de estarem em situação de IA grave do que os indivíduos que possuem mais de 11 anos de estudo. Hoffmann (2014), através de um modelo *Logit* com dados da PNAD de 2013, estimou uma redução de chance de aproximadamente de 6,5% para um ano a mais de escolaridade com relação à IA moderada e grave. Lima et al. (2012) encontram relação similar a deste estudo e dos demais autores citados, encontrando uma relação positiva de escolaridade com a segurança alimentar para domicílios da região rural do nordeste, constatando que cada um ano a mais de escolaridade aumenta a chance dos indivíduos de estarem em segurança alimentar e reduz a chance de estarem em IA.

Quanto à estrutura familiar, os resultados apontam para um questionamento econômico e social discutido na literatura, em que o tipo de família influencia na redução quantitativa de alimentos. A partir dos resultados, constata-se que *casal com filhos* tem uma chance menor e *mãe com filhos* uma chance maior de ter IAF (fome). Somente na região Nordeste que *mãe com filhos* tem probabilidade negativa de estar situado em IAF. No Centro-Oeste do país, a estrutura familiar *casal com filhos* tem a menor probabilidade de ter fome (-55,5%) e a estrutura *mãe com filhos*, a maior probabilidade de ter IAF é na região Norte (16,7%). Esse resultado pode estar relacionado com o número de pessoas capazes de gerar renda e prover alimentos e cuidados no domicílio.

Cada pessoa a mais no domicílio apresenta uma chance positiva de ter Insegurança Alimentar Forte, isso para todas as regiões analisadas. Essa probabilidade é maior ainda na região Norte, em que cada componente a mais no domicílio aumenta em 11% a chance de IAF. Para Hoffman (2008), o acréscimo de uma pessoa no domicílio reflete em 80,3% a mais de chance de estar em IA grave. Esses resultados nos remetem a levar em consideração a renda da família, pois pode estar representando que mais pessoas em uma residência gere um denominador maior, tornando-se importante analisar as faixas de renda domiciliar *per capita*.

Comparando as faixas de renda com as categorias acima de 3 salários mínimos, para todas as regiões do país, observa-se, pela Tabela 4, que pessoas que ganham menos de dois salários mínimos apresentam chances positivas de terem IAF, principalmente aquelas que ganham até $\frac{1}{4}$ de salário mínimo. Essa situação melhora a partir da faixa de pessoas que recebem mais de dois salários mínimos, em que os coeficientes estimados para todas as regiões apresentaram-se menores do que um.

Referente à posição na ocupação no trabalho principal, em todas as regiões, nota-se que quem trabalha *com carteira* assinada tem uma probabilidade menor de ter Insegurança Alimentar Forte,

quando comparada à categoria outras posições⁵, e o contrário acontece com trabalhador *sem carteira assinada*. Lima (2012) obtém resultado semelhante para a zona rural, em que encontrou em seu estudo que há a redução de chance de estar em IA grave para os indivíduos que são empregados com carteira assinada. Na análise das atividades principais dos indivíduos, as pessoas que trabalham na *construção civil* foram as que apresentaram maiores chances de terem IAF, na maioria das regiões, enquanto pessoas que trabalham na *indústria* e no *comércio* apresentaram, no geral, chances menores de IAF. Para Lima (2012), trabalhar no setor de comércio aumenta a chance em torno de 26% dos indivíduos de estarem em segurança alimentar, quando comparado ao setor agrícola.

Em relação às áreas do domicílio de residência, nota-se que morar em área *urbana* aumenta a chance de ter Insegurança Alimentar Forte em 4,3% no Norte, 34,9% no Sudeste, 11,30% no Sul, 31,70% no Centro-Oeste e chance negativa na região Nordeste (-11,90%). Para Hoffmann (2014), residir em zona rural reduz a chance de estar em insegurança moderada e grave em aproximadamente 33% do que residir na zona urbana. Gubert (2009) encontra também uma redução de chances para os domicílios em zona rural com relação aos domicílios da zona urbana. Hoffmann e Kageyama (2007), analisando as IA leve, moderada e grave, encontra uma redução de chance de aproximadamente 46% com relação à zona urbana. Esses resultados podem estar relacionados com o fato de que em áreas rurais há mais acesso a alimentos, já que podem plantar ou comercializar por preços mais baixos do que em áreas urbanas.

4.1. Cenários de vulnerabilidade

Com base nos resultados obtidos, foi de conveniência analisar cenários de vulnerabilidade, elaborados e estimados com estrutura de modelo *Logit*, a fim de mostrar como se comportam as chances de mães com filhos estarem em condições de IAF, dadas as características pré-fixadas, que constituem *cenários de alta e baixa vulnerabilidades*.

Num primeiro cenário de *alta vulnerabilidade*, considerou-se: mães com *menos de um ano de escolaridade*, estrutura familiar de *mãe com filhos*, faixa de renda de *até um quarto de salário mínimo*, morando em região *urbana* e com *30 anos de idade*. Com base nessa dimensão de cenário, foi gerada uma probabilidade de 23,73% (Norte), 25,27% (Nordeste), 8,53% (Sudeste), 7,70% (Sul), 9,21% (Centro-Oeste), de mães com filhos dessas respectivas regiões estarem enquadradas em uma situação de Insegurança Alimentar Forte (fome).

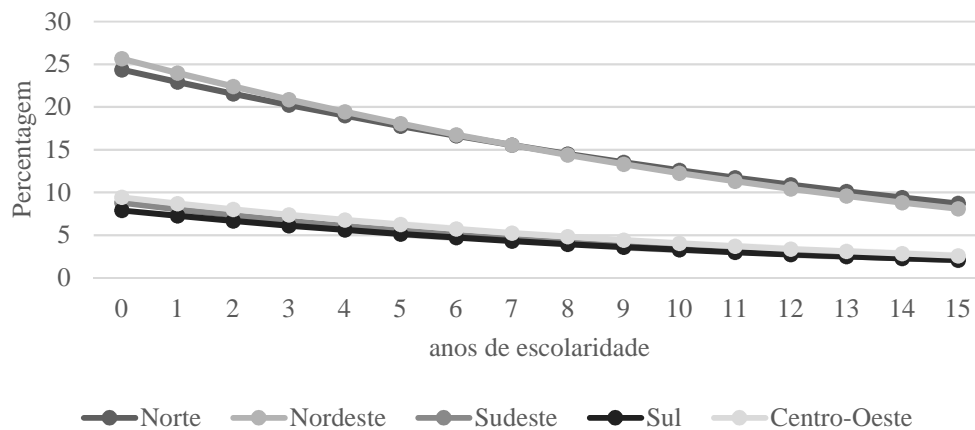
Num segundo cenário, de *baixa vulnerabilidade*, considerou-se: mães com *15 ou mais anos de estudo*, com *30 anos de idade*, morando em região *urbana*, com faixa de renda domiciliar *per capita entre dois e três salários mínimos* e estrutura familiar de *mãe com filhos*. Estimando o modelo, com essas características, obteve-se que a população apresentou chance de estar em situação de IAF de 8,46% (Norte), 8% (Nordeste), 1,97% (Sudeste), 2,05% (Sul), e 2,57% (Centro-Oeste), probabilidade bem inferior à analisada no primeiro cenário.

O terceiro cenário vem destacar o grau de escolaridade das mães em análise. Esse cenário foi construído com: estrutura familiar de *mãe de 30 anos de idade, com filhos*, que moram em *região urbana* e considerou-se estimar IAF para cada ano de escolaridade dessas mães, até o limite de 15 ou mais anos de escolaridade. Destaca-se ainda, neste cenário, que não está sendo considerada a faixa de renda das mães, variável essa usada nos dois primeiros cenários. A partir das estimativas, foram gerados resultados quanto a percentuais de IAF por anos de estudos das mães, para cada região, apresentados no Gráfico 2.

O Gráfico 2 mostra as diferentes probabilidades das mães estarem em situação de IAF, condicionadas aos anos de estudo completos.

⁵ Outras posições: Militar / Funcionário público estatutário / Conta própria / Empregador / Trabalhador na produção para o próprio consumo / Trabalhador na construção para o próprio uso / Não remunerado.

Gráfico 2 – Probabilidade de Insegurança Alimentar Forte de diferentes anos de escolaridade para mães de 30 anos de idade, residentes em área urbana, com filhos



Fonte: Elaborado pelos autores a partir das informações da PNAD 2013.

Evidencia-se que, nesse terceiro cenário de mães de 30 anos de idade, residentes em área urbana, com filhos, suas chances, nas regiões brasileiras, de estarem enquadradas em contexto de Insegurança Alimentar Forte, diminuem de forma consistente, à medida que aumentam seus anos de estudo. Essa constatação é importante no contexto da formulação de políticas públicas, pois permite examinar situações em que aprimoramentos na educação evidenciam melhores condições de vida a partir da situação de segurança alimentar.

5. Conclusão

O presente trabalho visou estudar a questão da fome, através da redução quantitativa de alimentos, sendo esse um problema relevante, em que a má alimentação pode gerar problemas de saúde para a população. Nesse sentido, este estudo buscou analisar o perfil das pessoas que têm maior razão de chance de estarem em uma situação de maior vulnerabilidade social, ou seja, em um estado de Insegurança Alimentar Forte.

Observou-se, ao longo da análise, uma queda porcentual de pessoas que estão no estado de Insegurança Alimentar Forte no país, caindo de 18%, no ano de 2004, para 9%, em 2013, sendo esse um porcentual ainda relevante, considerando significar um volume em torno de 17,5 milhões de pessoas com IAF no ano de 2013. Dentre as regiões brasileiras analisadas no ano de 2013, a região Nordeste é a que apresenta o maior número de pessoas nessa circunstância. Além disso, para esse mesmo ano, observou-se que residir em uma área urbana aumenta a chance de ter IAF, na maioria das regiões.

Outra variável que mostrou relevância nessa análise foi a relacionada à faixa de renda domiciliar *per capita*. Neste estudo, constatou-se que pessoas que ganham menos do que dois salários mínimos apresentam chances positivas de terem IAF, principalmente aquelas que estão na faixa das que ganham até $\frac{1}{4}$ de salário mínimo. Essa situação melhora a partir da faixa de pessoas que recebem mais de dois salários mínimos, em que os coeficientes estimados para todas as regiões apresentaram-se menor do que um. No que diz respeito à variável que reflete o tipo de família (estrutura familiar), constata-se que *casal com filhos* tem uma chance menor e *mãe com filhos* uma chance maior de ter IAF (fome).

Foram analisados cenários de vulnerabilidade alta e baixa, priorizando como referência a IAF das mães de 30 anos. Com cenário de vulnerabilidade alta, mães de 30 anos foram consideradas com grande chance em estarem em condições de IAF, em todas as regiões do país. No caso de baixa vulnerabilidade do cenário, essas mães obtiveram uma probabilidade pequena de estarem nestas

condições de IAF. E, por último, considerando apenas mães de 30 anos de idade, residentes em área urbana, com filhos, suas chances, nas regiões brasileiras, de estarem enquadradas em contexto de Insegurança Alimentar Forte diminuem à medida que aumentam seus anos de estudo.

De acordo com os resultados apresentados, verificou-se a importância da análise do perfil das pessoas que se enquadram no estado de Insegurança Alimentar Forte, buscando reunir mais subsídios à formação de políticas públicas de qualidade no país, servindo de ferramenta para aprimorar não só o foco destinado às políticas já implementadas, mas também trazer ao debate a importância da educação, que se mostrou uma variável muito importante para determinar se um indivíduo passa ou não fome. Estudos que buscam evidenciar a insegurança alimentar são de extrema importância, visto que ainda 11% da população mundial passa fome. Portanto, o trabalho contribuiu de forma a elencar e avaliar a importância de outros fatores que vão além da renda para explicar se o indivíduo possui algum tipo de restrição alimentar.

Referências

- ABRAMO, L. Desigualdades de gênero e raça no mercado de trabalho brasileiro. *Ciência e Cultura*, v. 58, n. 4, p. 40-41, 2006.
- ADAMS, E. J.; GRUMMER-STRAWN, L.; CHAVEZ, G. Food Insecurity Is Associated with Increased Risk of Obesity in California Women. *The Journal of Nutrition*, v. 133, n. 4, p. 1070–1074, 2003.
- BELIK W. Perspectivas para segurança alimentar e nutricional no Brasil. *Saúde e Sociedade*, v. 12, n. 1, p. 12-20, 2003.
- BHATTACHARYA, J.; CURRIE, J.; HAIDER, S. Poverty, food insecurity, and nutritional outcomes in children and adults. *Journal of Health Economics*, v. 23, n. 4, p. 839–862, 2004.
- BRASIL, Lei n. 11.346, de 15 de setembro de 2006. Cria o Sistema Nacional de Segurança Alimentar e Nutricional – SISAN – com vistas em assegurar o direito humano à alimentação adequada e dá outras providências. 2006. Disponível em: <http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/_Ato2004-2006/2006/Lei/L11346.htm>. Acesso em: 19 março 2015.
- BURLANDY, L. A construção da política de segurança alimentar e nutricional no Brasil: estratégias e desafios para a promoção da intersetorialidade no âmbito federal de governo. *Ciência & Saúde Coletiva*, v. 14, n. 3, p. 851-860, 2009.
- CAMERON, A. C.; TRIVEDI, P. K. *Microeconometrics: Methods and Applications*. New York: Cambridge University Press, 2005.
- COLEMAN-JENSEN, A.; GREGORY, C.; SINGH, A. Household food security in the United States in 2013. *USDA-ERS Economic Research Report*, n. 125, 2014.
- COSTA, L. V.; SILVIA, M. M. C.; BRAGA M. J.; LÍRIO, V.S. Fatores associados à segurança alimentar nos domicílios brasileiros em 2009. *Economia e Sociedade*, v. 23, n. 2, p. 373-394, 2014.
- COTTA, R. M. M.; MACHADO, J. C. Programa Bolsa Família e segurança alimentar e nutricional no Brasil: revisão crítica da literatura. *Revista Panamericana Salud Publica*, v. 33, n.1, p. 54–60, 2013.
- FAO - Food and Agriculture Organization of The United Nations. *El estado de la seguridad alimentaria y la nutrición en el mundo 2017*. Fomentando la resiliencia en aras de la paz y la seguridad alimentaria. Roma, FAO, 2017.

- FRITZ, K. B. B.; WAQUIL, P. D.; FRITZ FILHO, L. F. A. Insegurança Alimentar no Rural do Rio Grande do Sul: análise da privação de uma capacitação básica. *Desenvolvimento em Questão*, v. 12, n. 26, p. 41–78, 2014.
- GUBERT, M. B. *Modelo preditivo de insegurança alimentar grave para os municípios brasileiros*. 2009. 90f. Tese (Doutorado em Ciências da Saúde). Universidade de Brasília, Brasília, 2009.
- HOFFMANN, R. Brasil, 2013: mais segurança alimentar. *Segurança Alimentar e Nutricional*, v. 21, n. 2, p. 422–436, 2014.
- HOFFMANN, R. Determinantes da Insegurança Alimentar no Brasil: Análise dos Dados da PNAD de 2004. *Segurança Alimentar e Nutricional*, v. 15, n. 1, p. 49–61, 2008.
- HOFFMANN, R.; KAGEYAMA, A. Pobreza, insegurança alimentar e pluriatividade no Brasil. In: *Anais do XLV Congresso da Sociedade Brasileira de Economia Administração e Sociologia Rural*. Londrina: SOBER, 2007.
- IBGE – Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. Microdados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) de 2004. 2015.
- IBGE – Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. Microdados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) de 2009. 2015
- IBGE – Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. Microdados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) de 2013. 2015
- IBGE – Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. Microdados da POF 2008-2009 (Pesquisa de Orçamentos Familiares). 2010.
- IBGE – Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD). *Segurança Alimentar 2013*. Rio de Janeiro, 2014. 134p.
- KENDALL, A.; OLSON, C. M.; FRONGILLO JR, E. A. Validation of the Radimer/Cornell measures of hunger and food insecurity. *The Journal of Nutrition*, v. 125, n. 11, p. 2793, 1995.
- KEPPLE, A. W. *O estado da segurança alimentar e nutricional no Brasil: um retrato multidimensional*. Brasília: FAO, Relatório, 2014.
- KUWORNU, J. K.; SULEYMAN, D. M.; DITCHFIELD, A. P. Analysis of food security status of farming households in the forest belt of the Central Region of Ghana. *Russian Journal of Agricultural and Socio-Economic Sciences*, v. 13, n. 1, 2013.
- LIMA, J. R. F.; PAIXÃO, A. N.; SILVA, J. S. Determinantes da (in)segurança alimentar nos domicílios rurais dos municípios não autorrepresentativos da região Nordeste. In: *Anais do 50º Congresso da Sociedade Brasileira de Economia Administração e Sociologia Rural*. Vitória: SOBER, 2012.
- LONG, S. J.; FREESE, J. *Regression models for categorical dependent variables using Stata*. Stata Corporation, College Station, Texas. 2001.
- MALUF, R. S. *Segurança alimentar e fome no Brasil – 10 anos da Cúpula Mundial de Alimentação*. Rio de Janeiro: CERESAN, Relatórios Técnicos N. 2, 2006 (Série).
- SANTOS, S. M. C., SANTOS L. M. P. Avaliação de políticas públicas de segurança alimentar e combate à fome no período de 1995-2002. 1 – Abordagem metodológica. *Cadernos Saúde Pública*, v. 23, n. 5, p.1029-1040, 2007.
- SEGALL-CORRÊA, A. M. S.; MARIN-LEON, L.; HELITO, H.; PÉREZ-ESCAMILLA, R.; SANTOS, L. M. P.; PAES-SOUSA, R. Transferência de renda e segurança alimentar no Brasil: análise dos dados nacionais. *Revista de Nutrição*, v. 21 (Suplemento), p. 39-51, 2008.
- TAKAGI, M. A Implantação do Programa Fome Zero no Governo Lula. In: ARANHA, A. V. (Org.)

Fome Zero: Uma História Brasileira, v.1, Brasília: MDS, 2010. 190p.

WILLOWS, N. D.; VEUGELERS, P.; RAINE, K.; KUHLE, S. Prevalence and sociodemographic risk factors related to household food security in Aboriginal peoples in Canada. *Public Health Nutrition*, v. 12, n. 08, p. 1150–1156, 2009.

Apêndice

Quadro 2 – Perguntas da Escala Brasileira de Insegurança Alimentar

1	Nos últimos três meses, os moradores deste domicílio tiveram a preocupação de que os alimentos acabassem antes de poderem comprar mais comida?
2	Nos últimos três meses, os alimentos acabaram antes que os moradores deste domicílio tivessem dinheiro para comprar mais comida?
3	Nos últimos três meses, os moradores deste domicílio ficaram sem dinheiro para ter uma alimentação saudável e variada?
4	Nos últimos três meses, os moradores deste domicílio comeram apenas alguns alimentos que ainda tinham porque o dinheiro acabou?
5	Nos últimos três meses, algum morador de 18 anos ou mais de idade deixou de fazer alguma refeição porque não havia dinheiro para comprar a comida?
6	Nos últimos três meses, algum morador de 18 anos ou mais de idade, alguma vez, comeu menos do que achou que devia porque não havia dinheiro para comprar comida?
7	Nos últimos três meses, algum morador de 18 anos ou mais de idade, alguma vez, sentiu fome, mas não comeu porque não havia dinheiro para comprar comida?
8	Nos últimos três meses, algum morador de 18 anos ou mais de idade, alguma vez, fez apenas uma refeição ao dia ou ficou um dia inteiro sem comer porque não tinha dinheiro para comprar comida?
9	Nos últimos três meses, algum morador com menos de 18 anos de idade, alguma vez, deixou de ter uma alimentação saudável e variada porque não havia dinheiro para comprar comida?
10	Nos últimos três meses, algum morador com menos de 18 anos de idade, alguma vez, não comeu quantidade suficiente de comida porque não havia dinheiro para comprar comida?
11	Nos últimos três meses, alguma vez, foi diminuída a quantidade de alimentos das refeições de algum morador, com menos de 18 anos de idade, porque não havia dinheiro para comprar comida?
12	Nos últimos três meses, alguma vez, algum morador com menos de 18 anos de idade deixou de fazer alguma refeição porque não havia dinheiro para comprar comida?
13	Nos últimos três meses, alguma vez, algum morador com menos de 18 anos de idade sentiu fome, mas não comeu porque não havia dinheiro para comprar comida?
14	Nos últimos três meses, alguma vez, algum morador com menos de 18 anos de idade fez apenas uma refeição ao dia ou ficou sem comer por um dia inteiro porque não havia dinheiro para comprar comida?

Fonte: IBGE, 2014.



Revista Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos (RBERU)

Vol. 12, n. 2, pp. 242-260, 2018

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

CUSTO COMPARATIVO DE ALUGUÉIS PARA CIDADES E ÁREAS DE PONDERAÇÃO*

Carlos Roberto Azzoni

Universidade de São Paulo (USP)

E-mail: cazzoni@usp.br

Deborah Maria da Silva Seabra

Doutora em Economia pela Universidade de São Paulo (USP)

E-mail: seabrams@gmail.com

RESUMO: Este trabalho apresenta um índice de custo de aluguel para 3.218 municípios brasileiros e para 2.434 áreas de ponderação dos 100 mais populosos. Para tanto, utilizaram-se os valores de aluguel dos microdados da amostra do Censo de 2010. Estimou-se um modelo CPD com correção de viés de seleção amostral à la Heckman. Os resultados indicam grande heterogeneidade entre municípios e entre áreas das cidades. Essa heterogeneidade destaca a importância de introduzir maior desagregação geográfica na criação desses índices. Ademais, a desigualdade de renda *per capita* calculada com os valores corrigidos pelo custo de vida é muito menor do que a observada com os valores censitários de renda *per capita*.

Palavras-chave: Custo de vida; CPD; Aluguel.

Classificação JEL: R23; R31; R32.

COMPARATIVE RENTAL COST FOR CITIES AND CENSUS WEIGHTING AREA

ABSTRACT: This work presents a rent index for 3,218 Brazilian municipalities and for 2,434 census districts of the 100 most populous cities. We use micro data information on rent values from the 2010 census. We estimate a CPD model correcting for the sample selection bias à la Heckman. The results indicate great heterogeneity in rent costs among municipalities and between areas of the same city. This heterogeneity highlights the importance of introducing greater geographical breakdown in the creation of these indices. The income inequality among municipalities calculated with the values corrected for the cost of living is much lower than that observed with the Census values.

Keywords: Cost of living; CPD; Rent.

JEL Codes: R23; R31; R32.

*Recebido em: 03/01/2018; Aceito em: 03/08/2018.

1. Introdução

É consenso na literatura de economia regional e urbana a importância dos índices regionais de preço. A mensuração das diferenças no custo de vida entre as regiões geográficas é tanto útil para compreensão do processo decisório locacional dos agentes econômicos quanto para a determinação do poder de compra da sua renda. Uma das principais utilizações dos índices de preços é calcular o real poder de compra dos indivíduos.

A renda é bastante utilizada para medição do nível de bem-estar, porque está intimamente atrelada à capacidade do indivíduo de consumir bens e serviços que lhe proporcionam satisfação – isto é, está relacionada ao seu nível de utilidade (CORSEUIL; FOGUEL, 2002). Contudo, os preços dos bens e serviços não são homogêneos entre as regiões e por isso o poder de compra dos rendimentos varia de acordo com o local de moradia. Assim, para serem passíveis de comparação, as rendas dos indivíduos que residem em diferentes localidades devem ser corrigidas pelo custo de vida local (AZZONI; CARMO; MENEZES, 1998; MENEZES; AZZONI, 2000; MENEZES; MOREIRA; AZZONI, 2007; WINTERS, 2013; ALMEIDA; AZZONI, 2016). Trabalhos como os de Azzoni e Servo (2002), Silveira-Neto e Menezes (2008) e Galvão et al. (2016) fazem uso de índices de custo de vida para corrigir os diferenciais de salário e renda entre as regiões brasileiras.

A restrição de dados para o Brasil, entretanto, sempre figurou como um limitante à construção de índices de custo de vida, tanto pela reduzida abrangência geográfica quanto pelo *gap* temporal das pesquisas relativas ao consumo familiar. A solução encontrada neste trabalho para a construção de um índice de preços no cenário de inexistência de informações acerca da cesta de consumo de bens e serviços das famílias foi a utilização do valor do aluguel como *proxy* para custo de vida. Essa estratégia se alicerça em trabalhos anteriores que evidenciam a alta correlação entre valor da habitação e índices de preços amplo (GLEASER et al., 2001; MENEZES; MOREIRA; AZZONI, 2007; MARTIN; ATEN; FIGUEROA, 2011; CAVALCANTI 2014; FLORIDA, 2014). Há duas principais razões para que essas duas coisas sejam fortemente interligadas. Primeiro, sendo a moradia o bem de maior peso na cesta de consumo dos indivíduos, variações em seu preço se refletem em variações significativas no custo total de suas cestas e, portanto, no custo de vida de determinada região. Ademais, segundo Biderman (2001), existem *spillovers* dos preços praticados no setor imobiliário para os demais setores da economia local que acabam desencadeando um efeito rebote (*take-back effect*) agravador da variação inicial no valor dos imóveis.

A inclusão no Censo Demográfico de 2010 (Censo) da variável de valor do aluguel abre novas possibilidades para o estudo comparativo do custo de vida entre as regiões. Cavalcanti (2014) foram os primeiros a fazer uso desses dados para mensurar o diferencial de custo de vida entre as cidades brasileiras. A análise dos autores, contudo, trata os municípios como unidades homogêneas, que recebem um índice único de preços. Tendo em vista que as grandes cidades são bastante heterogêneas, essa abordagem desconsidera toda a diversidade nelas existente. Além disso, a inferência é feita considerando apenas os domicílios alugados da amostra, o pode levar a problemas de viés de seleção que enfraquecem os resultados encontrados.

O objetivo central do presente trabalho consiste em criar um índice de custo de vida que capte o diferencial de preços em diversas regiões do Brasil utilizando os dados de aluguel do Censo 2010. Objetiva-se contribuir para a literatura brasileira sobre o tema ao mensurar as diferenças no custo de vida para um grande número de municípios e, para os maiores, ao nível intraurbano. Esse índice permite a comparação direta dos preços praticados em um grande número de municípios e em todos os distritos¹ das 100 cidades brasileiras mais populosas. Além disso, há uma preocupação explícita em corrigir o problema de viés de seleção resultante de se realizar inferência apenas com imóveis alugados.

¹ “Distrito” é uma denominação genérica criada pelos autores para se referir às Áreas de Ponderação definidas pelo IBGE para o Censo 2010.

O uso do valor do aluguel como aproximação para o custo de vida remete naturalmente aos trabalhos de precificação imobiliária. Embora não haja dúvidas de que as características intrínsecas do imóvel alteram seu valor, crescente literatura incorpora fatores exógenos, tais como a sua localização e a qualidade da vizinhança, como fundamentais para formação de preços no setor imobiliário. Isso significa que a valoração das propriedades tende a refletir também as condições do ambiente natural e social de sua localização no espaço (ROSEN, 1974).

O fundamento teórico que conecta amenidades urbanas e qualidade da vizinhança ao custo de vida remonta aos modelos clássicos de economia urbana. Conceitualmente, amenidades são características locais desejadas por todos os agentes econômicos. Nas grandes cidades, elas podem ser entendidas como saneamento básico, mobilidade, oferta de trabalho, locais de compras, restaurantes, equipamentos culturais e de lazer, etc. Como amenidades naturais, figura em geral a importância das áreas verdes, praias, lagoas e montanhas. O modelo de Roback (1988) postula que as melhores regiões, isto é, aquelas com maior dotação de amenidades, terão aluguéis mais elevados para que a utilidade do indivíduo permaneça constante em todo o espaço geográfico. Enquanto esse modelo trata amenidades de forma mais ampla, o modelo seminal de Alonso-Muth-Mills atribui ao tempo de *commuting* o papel de amenidade urbana fundamental, concluindo que o custo habitacional nas proximidades do *central business district* é mais elevado devido ao menor tempo de *commuting* dos agentes.

Alguns trabalhos brasileiros fazem uso do arcabouço de modelos hedônicos para precificação imobiliária, ressaltando a importância das amenidades nesses problemas (HERMANN; HADDAD, 2005; SIMÕES; AGUIAR, 2012; SEABRA; SILVEIRA NETO; MENEZES, 2016, CAMPOS, 2017). Aqui, como estão sendo utilizados os dados do censo demográfico, as amenidades se limitam às variáveis de esgotamento sanitário, coleta de lixo, rede de água e energia. Essas características extrínsecas, no entanto, não influenciam apenas o preço dos imóveis, mas também o nível de preços dos bens e serviços transacionados na localidade. Entendendo, pois, que as amenidades fazem parte de um mecanismo de formação de preços que afeta a economia como um todo, esse trabalho optou pela não inclusão explícita de variáveis extrínsecas ao imóvel na equação hedônica. Isso não significa, contudo, sua desconsideração. Evidenciar tais características do imóvel na equação do índice de preços significaria dar justificativas para a disparidade de custo de vida entre as localidades, o que não é o foco da pesquisa.

Este artigo está dividido em mais quatro seções, além desta introdução. Na seção 2, discute-se a metodologia utilizada para calcular o custo de vida local, enquanto na seção 3 é apresentada a base de dados utilizada na pesquisa. A seção 4 traz e discute alguns resultados da pesquisa e, finalmente, a seção 5 resume as conclusões do trabalho.

2. Estratégia empírica

Para calcular o diferencial de custo de vida, foi utilizada uma variação do método *Country Product Dummy* - CPD (SUMMERS, 1973). Nele, regride-se o valor do aluguel sobre um grupo de variáveis que caracterizam o imóvel, utilizadas meramente como controle, e um segundo conjunto de variáveis *dummies*, que identificam a localidade em que o imóvel está situado. O coeficiente estimado para essas *dummies* dará, pois, o diferencial do custo de vida em relação ao referencial escolhido.

Apesar das características de todos os domicílios da amostra serem observáveis, os dados do Censo só apresentam valores de aluguel para aqueles domicílios que estão de fato alugados. Problemas desse tipo são classificados na literatura como *incidental truncation*, pois o corte nos valores de aluguel é incidental e depende de outra variável – a participação da residência no mercado de aluguel de imóveis. Como os domicílios alugados podem diferir de formas imensuráveis daqueles que não são alugados, é preciso tratar esse possível viés. O método de correção dessa forma de seleção amostral foi proposto por Heckman (1976; 1979) e consiste em estimar uma equação de seleção antes da estimação da equação principal.

O modelo *Heckit*, como ficou conhecido, é estimado em duas etapas. Na primeira, uma equação de seleção é estimada através de um *probit* envolvendo todas as observações, isto é, domicílios alugados e não alugados. Essa equação é dada por:

$$\Pr(Y = 1|W) \quad (1)$$

em que Y é a variável identificadora que assume o valor 1 se o domicílio da amostra é alugado e 0 em caso contrário e W representa as variáveis que afetam a probabilidade de um domicílio ser alugado. Essas variáveis podem ser categorizadas em três grandes grupos – características do domicílio, características da localidade e características do chefe da família.

Na segunda etapa, os valores preditos da estimação da Equação (1) são retidos para o cômputo da Inversa de Mills, que entra como um regressor adicional na equação principal, com o objetivo de resolver o problema de seleção amostral. Assim, o segundo passo do método consiste em estimar, via mínimos quadrados ordinários, a equação principal, que é dada por:

$$\ln(P) = \alpha + \beta X + \gamma \lambda + \delta D + \epsilon \quad (2)$$

em que P é o vetor de valores do aluguel domiciliar, X são as variáveis de controle que captam as características intrínsecas do imóvel, λ é a Inversa de Mills e D é um vetor de variáveis *dummy* que assumem o valor 1 se a moradia encontra-se na localidade i e 0 caso contrário.

Não cabe nesse contexto a inclusão de variáveis clássicas da abordagem hedônica-imobiliária na Equação (2), tais como características da localização e amenidades urbanas, pois acredita-se que elas captam diferenciais de qualidade que se refletirão no custo de vida local. É importante reiterar que o objetivo do presente trabalho é ter um índice que meça, comparativamente, o custo de vida dos distritos brasileiros, sem realizar, contudo, qualquer esforço para explicar o que leva à existência de tais diferenciais. Distritos localizados à beira mar, por exemplo, terão maior valor de aluguel por conta dessa amenidade. Se tal amenidade fosse incluída na regressão, essa influência seria extirpada do cálculo e o valor de aluguel previsto para o distrito seria menor do que realmente é. Para uma família em processo de escolha do local para morar, o que conta é o valor que deverá pagar e não o valor líquido das amenidades.

3. Dados

Foram utilizados os microdados da amostra do Censo Demográfico de 2010 (IBGE). A vantagem do uso do Censo para mensuração do custo de vida em relação a outras pesquisas tradicionais, como a PNAD (Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios) e a POF (Pesquisa de Orçamento Familiar), é sua abrangência geográfica. Enquanto a POF traz dados detalhados sobre a cesta de consumo das famílias, ela só está disponível para as regiões metropolitanas. A PNAD, por outro lado, apesar de ter dados de aluguel e ser de periodicidade anual, não é representativa para municípios.

Tendo em vista que o foco do trabalho é mensurar também o diferencial intraurbano do custo de vida, as variáveis binárias identificadoras de localidade da Equação (2) não podem se referir apenas aos municípios, uma vez que o uso dessa unidade geográfica criaria um índice de custo de vida municipal único. Destarte, a fim de captar toda a pluralidade existente dentro das grandes cidades, as Áreas de Ponderação (AP) definidas pelo IBGE constituem o nível geográfico de interesse nesses casos. A área de ponderação é a unidade geográfica formada por um agrupamento de setores censitários contíguos dentro de um mesmo município, de modo a possuir ao menos 400 domicílios particulares ocupados na amostra – DPOA (IBGE, 2013). Via de regra, o município deve ser dividido no maior número possível de áreas de ponderação. Quando há impossibilidade de subdividir um município devido ao critério de

número mínimo de DPOA, este será, *per se*, uma área de ponderação. Para aqueles municípios com mais de 190 mil habitantes, os órgãos de planejamento municipal foram consultados a fim de que a definição geográfica das áreas de ponderação respeitasse não apenas os critérios técnicos supracitados, mas também abarcasse áreas municipais mais homogêneas. Assim, foram definidas 10.184 áreas de ponderação para todo o país, sendo que 4.524 dos 5.565 municípios têm área única e apenas 1.041 possuem mais de uma AP. As cem maiores cidades, cujas localizações estão indicadas na Figura 1, possuem 2.434 áreas de ponderação.

Uma vez que a unidade de observação do trabalho é o DPOA, o questionário básico utilizado para montagem da base de dados foi o de *domicílios*. Optou-se por trabalhar apenas com domicílios particulares permanentes das áreas urbanas, por entender que o mercado imobiliário do meio rural pode não representar adequadamente a dinâmica de custo de vida local. A necessidade de se coletar informações do chefe da família para a estimação da Equação (1) fez com que fossem agregadas a cada domicílio algumas informações do questionário de *peçoas* do Censo. Para efeito de consistência, foram eliminadas todas as observações com aluguel mensal inferior a R\$ 20,00 e as AP como menos de 30 imóveis alugados. Para a primeira etapa do *Heckit*, a amostra possui informações de 4.742.375 domicílios, enquanto a segunda etapa, que considera apenas a sub amostra de domicílios alugados, contém 772.639 observações.

As Tabelas A1 e A2 apresentam as estatísticas descritivas das variáveis utilizadas na primeira e na segunda etapas da estimação do modelo, respectivamente. São consideradas as seguintes características do domicílio: número de dormitórios, banheiros e demais cômodos, assim como se a construção é em alvenaria. Para características da localidade, consideram-se as seguintes: se o imóvel é ligado às redes de energia, de água e de esgotos, se tem serviço de coleta de lixo e se a moradia é adequada. Além disso, consideraram-se algumas características referentes à área de ponderação, como as proporções de casas e apartamentos, de domicílios alugados, de domicílios com serviço de água e esgoto, de favelas, além da renda média da área. Quanto às características dos chefes de família, consideraram-se informações sobre: gênero, raça, idade, estado civil, número de filhos, tempo de moradia no imóvel, se é migrante e nível de renda.

4. Resultados

4.1. Resultados por município

Iniciamos o estudo buscando determinar o custo de vida de 3.218 municípios, sendo que para os 100 maiores será posteriormente apresentada a mesma informação também para suas AP. Adotou-se o procedimento de estimação em duas etapas, calculando-se inicialmente a probabilidade de um imóvel ser alugado em cada município e utilizando-se essa informação na segunda etapa. O trabalho foi feito em dois blocos. Para os municípios menores, estimaram-se 3.118 regressões individuais (para cada etapa), introduzindo-se um município de cada vez. Assim, identificou-se a diferença de custo de aluguel de cada município em relação à média do grupo de 3.118 municípios. Para os municípios mais populosos, estimou-se uma equação única, introduzindo-se simultaneamente 100 *dummies*, uma para cada município, sendo o grupo de referência o mesmo conjunto de 3.118 municípios considerados no primeiro bloco. Assim, os resultados dos dois blocos permitem a comparação dos níveis estimados de aluguel de todos os municípios simultaneamente.

Dado que o número de regressões é muito grande, não faz sentido apresentar todos os coeficientes estimados para as características do domicílio, da localidade e da área de ponderação, assim como dos chefes de família. Como cada estimativa difere das demais apenas pela mudança de um município – por construção, pequeno –, os coeficientes estimados das variáveis de controle acima quase não variaram entre regressões, com os respectivos coeficientes assumindo os sinais esperados, quando significantes. A Tabela 1 exhibe a média dos 3.119 coeficientes e os erros padrão estimados das variáveis de controle

nas segundas etapas; a Tabela A3, no apêndice, apresenta as médias dos coeficientes estimados nas primeiras etapas². Apesar de não ser o foco da análise, verifica-se que todos os coeficientes das variáveis de controle apresentam os sinais esperados: o valor do aluguel é tanto maior quanto maior o número de dormitórios, banheiros e outros cômodos, bem como melhor a qualidade do acabamento. Também para a probabilidade de o imóvel ser alugado, conforme indicam os resultados da Tabela A3, os sinais dos coeficientes das variáveis são aqueles esperados, sendo os coeficientes todos significantes.

Tabela 1 – Resultados médios da estimação – segunda etapa

ln (Aluguel)	(Média de 3.119 regressões)	
	Coeficiente	Erro Padrão
<i>Lambda</i>	-0,2922***	0,0018
Número de dormitórios	0,1699***	0,0010
Número de banheiros	0,4750***	0,0017
Número de outros cômodos	0,1097***	0,0006
Acabamento de alvenaria	0,1483***	0,0020
Constante	4,701***	0,0030
R ²	0,33	

Nota: *** Significantes a 1% em todas as regressões.

Fonte: Elaborada pelos autores.

Os índices calculados a partir dos coeficientes das *dummies* referentes a cada município, que representam o nível comparativo de custo de aluguel, estão dispostos no mapa da Figura 1³. Observa-se claramente que, com raras exceções, os municípios do norte de Minas Gerais e da região nordeste como um todo apresentam custo de aluguel inferior à média do conjunto de municípios. Na região sul, a prevalência de municípios com custo de aluguel superior à média é evidente, o mesmo acontecendo com os estados de São Paulo e Rio de Janeiro e com os arredores de Belo Horizonte e Vitória. Nas regiões centro-oeste e norte, a situação é variada, com grande frequência de municípios omitidos e com custo de aluguel que não difere estatisticamente da referência. Também aparecem municípios com alto custo de aluguel, o que pode resultar tanto de condições de oferta de moradia insuficiente, como de pequeno número de imóveis alugados em cada município⁴.

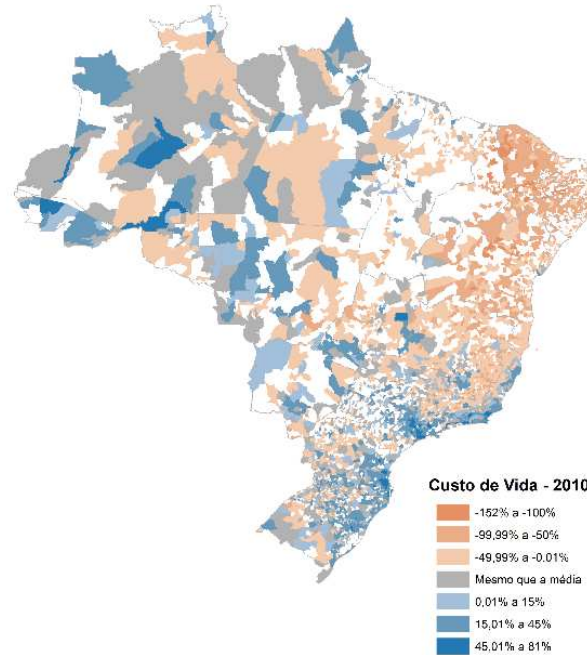
O Gráfico 1 exhibe os resultados por município para cada estado, em ordem decrescente de valor do índice dentro do estado. Nota-se que apenas nos estados de São Paulo e Santa Catarina há municípios com custo médio de aluguel superior ao dobro da média. Com municípios com níveis superiores a 50% da média, destacam-se os estados do Rio Grande do Sul, Rio de Janeiro, Amazonas, Paraná e o Distrito Federal, embora haja também municípios nessas condições em outros estados, mas em níveis menores. O destaque para a região norte aparece claramente também neste gráfico.

² Foram 3.118 regressões para os municípios de menor porte e uma regressão para os 100 municípios maiores. Os coeficientes foram todos significantes a 1%.

³ O índice comparativo corresponde ao exponencial do coeficiente calculado. Os 3.218 índices estão disponíveis em www.usp.br/nereus.

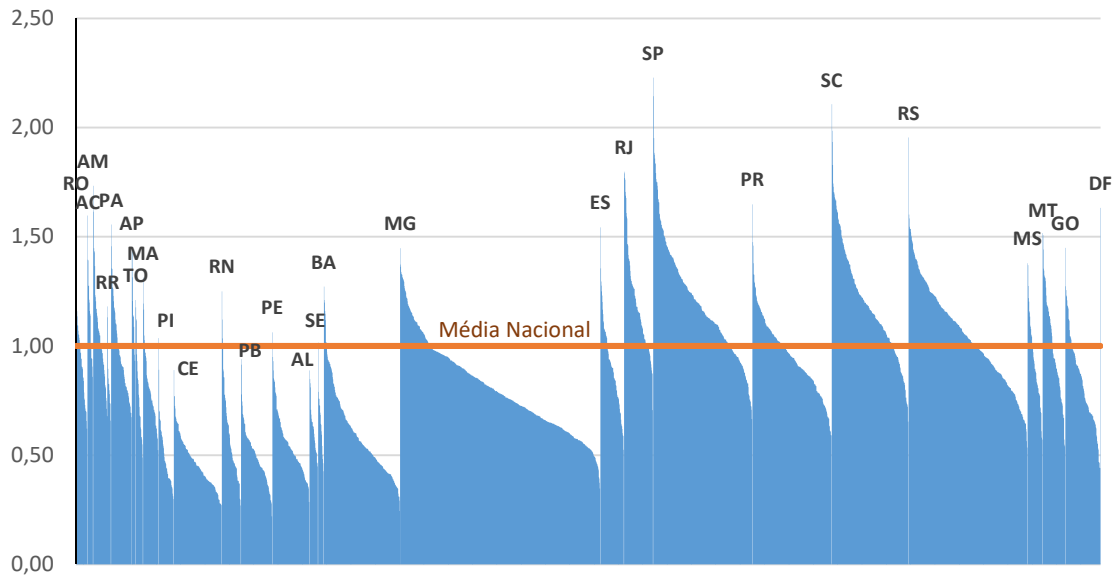
⁴ Lembrando que apenas municípios com no mínimo 30 imóveis alugados foram destacados.

Figura 1 – Níveis comparativos de custo de aluguel por município, 2010



Nota: Em branco: 2.347 municípios para os quais não foram calculados os índices de aluguel; Em cinza: municípios com coeficiente da *dummy* correspondente não significativa (custo não difere da média dos municípios); Em azul: municípios com custo de aluguel estatisticamente superior à média; Em marrom: municípios com custo de aluguel estatisticamente inferior à média.
 Fonte: Elaborada pelos autores.

Gráfico 1 - Custo de aluguel nos municípios, por UF

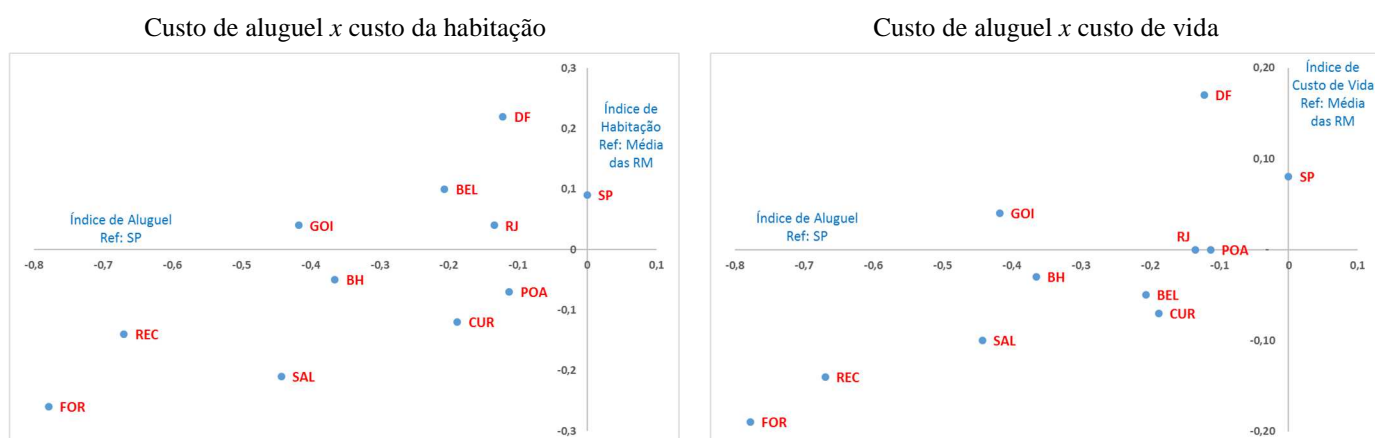


Fonte: Elaborado pelos autores.

4.2. Custo de aluguel como bom indicador do custo de vida

Para fins de comparação dos índices de custo de aluguéis aqui apresentados com os índices de custo de habitação e de custo de vida publicados em Almeida e Azzoni (2016), estimaram-se equações com *dummies* para as mesmas unidades geográficas cobertas naquele estudo (nove regiões metropolitanas, Goiânia e Distrito Federal). Os resultados compõem os gráficos da Figura 2, referentes aos resultados de 2010 daquele estudo. Há que considerar, antes da comparação, que há diferenças entre as duas estimativas com respeito ao custo da habitação. O estudo em questão engloba mais itens, além dos aluguéis, tais como condomínio, IPTU, água e luz. Além disso, restringe-se apenas a imóveis com um dormitório, enquanto que neste trabalho todos os tamanhos de imóvel foram considerados. Observando-se o gráfico da esquerda, pode-se ver que a correlação entre as medidas de custo de aluguel e de habitação é muito alta (coeficiente de correlação de 0,71), indicando que, no geral, a metodologia aqui apresentada para o cálculo de índices municipais de aluguel reproduz satisfatoriamente os resultados de estudo que utiliza informações mais detalhadas e abrangentes do custo de moradia. O gráfico da direita, que correlaciona os índices aqui apresentados com o índice geral de custo de vida daquele estudo, mostra uma correlação ainda mais intensa (0,77). Esses são resultados interessantes, pois sugerem que os índices aqui apresentados para os 3.218 municípios podem ser utilizados como uma aproximação razoável do custo de moradia e também do custo de vida nessas cidades.

Figura 2 – Índices de aluguel, habitação e custo de vida das regiões metropolitanas, 2010



Fonte: Elaboração própria baseada nos dados de Almeida e Azzoni (2016).

4.3. Resultados por área de ponderação para os 100 municípios mais populosos

Para os 100 municípios mais populosos, além do índice para o município como um todo, apresentado na seção anterior, estimaram-se também índices para suas áreas de ponderação, aplicando-se a mesma metodologia utilizada para o cálculo em nível municipal. Estimou-se equação única em cada estágio, introduzindo-se simultaneamente *dummies* para cada uma das 2.434 áreas de ponderação dos 100 maiores municípios. Dessa forma, os níveis de custo de aluguel estimados são comparáveis aos níveis municipais anteriormente apresentados, já que a referência são os mesmos 3.118 municípios. Os resultados da primeira etapa estão dispostos na Tabela A3, no apêndice. Nota-se que as variáveis de controle exibem os sinais esperados e seus coeficientes são, na sua maioria, significantes. Os coeficientes das variáveis de controle da segunda etapa constam na Tabela 2 e têm também os sinais esperados. A significância da Inversa de Mills (*lambda*) confirma a necessidade de se aplicar o procedimento de Heckman.

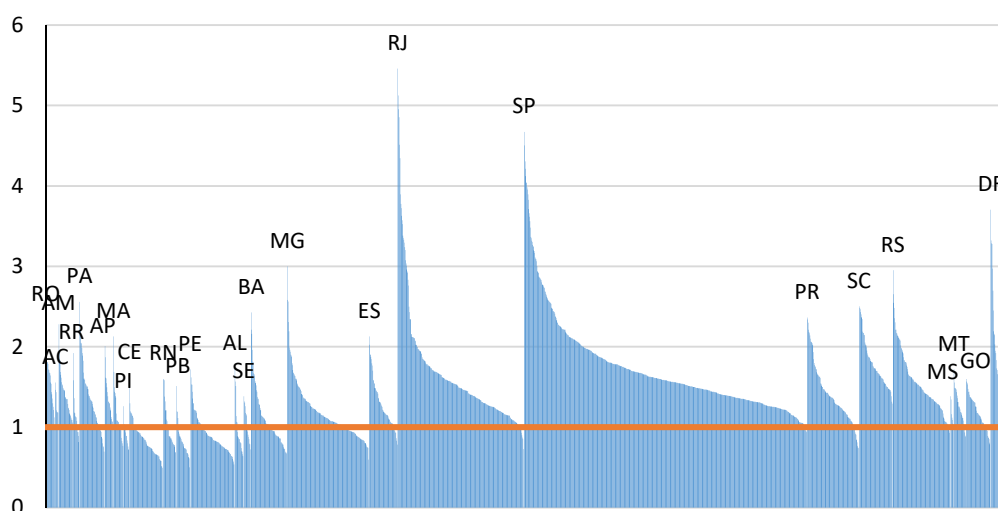
Tabela 2 – Resultados para áreas de ponderação – segunda etapa

ln (Aluguel)	(Médias de 5.562 regressões)	
	Coefficiente	Erro Padrão
<i>Lambda</i>	0,2922***	0,0018
Número de dormitório	0,1699***	0,0010
Número de banheiro	0,4750***	0,0017
Número de outros cômodos	0,1097***	0,0006
Acabamento de alvenaria	0,1483***	0,0020
Constante	105,473***	0,0026
R ²	0,50	

Nota: *** Significante a 1%.

Fonte: Elaborada pelos autores.

Os coeficientes das *dummies* de área de ponderação, que concentram o interesse deste estudo, são numerosos (2.434) e não serão apresentados aqui⁵. O Gráfico 2 dispõe os índices de custo de aluguel calculados a partir dos coeficientes estimados, sendo a média de todas as AP igual a um. Nota-se que apenas nos estados de Rio de Janeiro e São Paulo encontram-se AP com custo de aluguel superior a 5 vezes a média, sendo que quatro AP do primeiro estado têm custo de aluguel superior à AP mais cara de São Paulo. Em terceiro lugar aparecem algumas AP do Distrito Federal, seguidas por poucas AP de Minas Gerais e do Rio Grande do Sul. Constata-se também que em todos os estados⁶ há pelo menos uma AP com custo de aluguel superior à média. É interessante notar que, a despeito do Rio de Janeiro apresentar AP mais caras, os demais municípios do Rio de Janeiro têm custo de aluguel inferior aos demais municípios de São Paulo, conforme revela o Gráfico 1. Por outro lado, nesse último estado, há apenas algumas poucas AP com custo inferior à média, o que apenas se repete no DF, no Rio Grande do Sul, em Rondônia e no Amazonas.

Gráfico 2 - Custo de aluguel nas AP dos 100 municípios maiores, por UF

Fonte: Elaborado pelos autores.

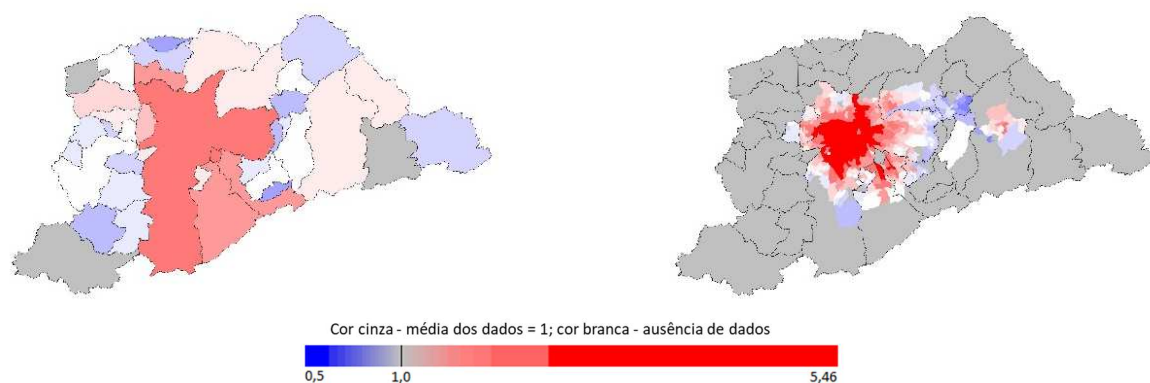
⁵ Os coeficientes estimados para cada uma das 2.434 áreas de ponderação estão disponíveis em www.usp.br/neruus.

⁶ Exceto para os municípios do Tocantins, que não têm nenhuma AP com mais de 30 imóveis alugados.

A seguir são apresentados os resultados para as regiões metropolitanas tradicionais, com dois mapas em cada caso: o da esquerda apresenta os indicadores em nível municipal e o da direita, em nível das áreas de ponderação que dispõem de informações suficientes para o cálculo. A Figura 3 revela a heterogeneidade do custo de aluguel entre os municípios da RM de São Paulo, que está entre os aluguéis mais caros do país. Ainda que a AP mais barata da capital tenha aluguel apenas 18% superior à média nacional, as APs mais caras têm aluguel superior a quatro vezes a média (4,7 vezes sendo a máxima). Entre os valores mais altos, a grande maioria está no centro expandido da cidade. A cidade tem as 53 APs mais caras dentre as 663 APs do estado.

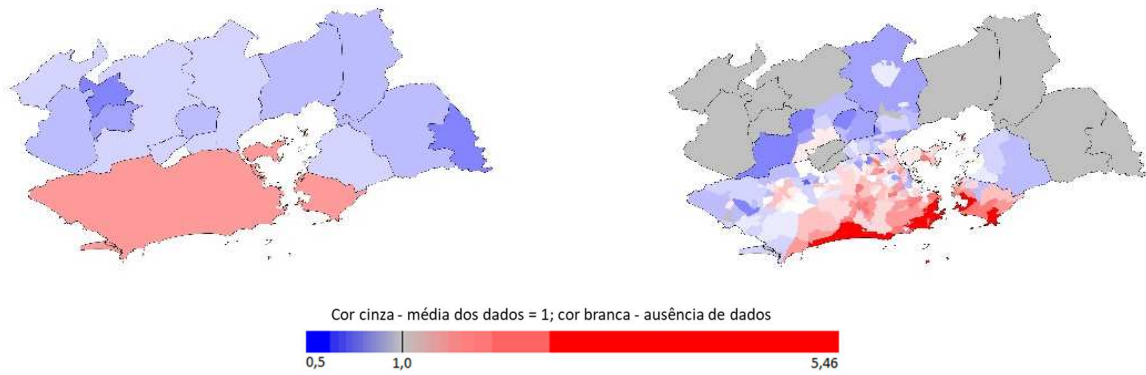
Na RM do Rio de Janeiro, as 27 AP mais caras entre as 295 APs do estado pertencem à capital, cuja AP mais barata tem custo de aluguel 7% inferior à média nacional, situando-se entre as mais baratas de todo o estado. Isso revela uma distância enorme entre a mais cara (450% maior do que a média) e a mais barata (7% inferior à média). A concentração de altos valores de aluguel na orla é patente. Todos os municípios da RM de Belo Horizonte têm nível de aluguel inferior à média nacional, mas algumas áreas de ponderação apresentam níveis muito elevados, como se pode ver no mapa da direita. Considerando os indicadores em nível dos municípios dessas regiões, uma inspeção superficial das cores dos mapas revela que apenas nas RM de SP, RJ e Belém há municípios com níveis salariais superiores à média. Já baixando para o nível das áreas de ponderação, com exceção de Fortaleza, em todas as RM há APs com níveis de aluguel acima da média, embora Recife tenha poucas APs nessa situação.

Figura 3 – Custo de aluguel na Região Metropolitana de São Paulo
SP Municípios SP Áreas de Ponderação



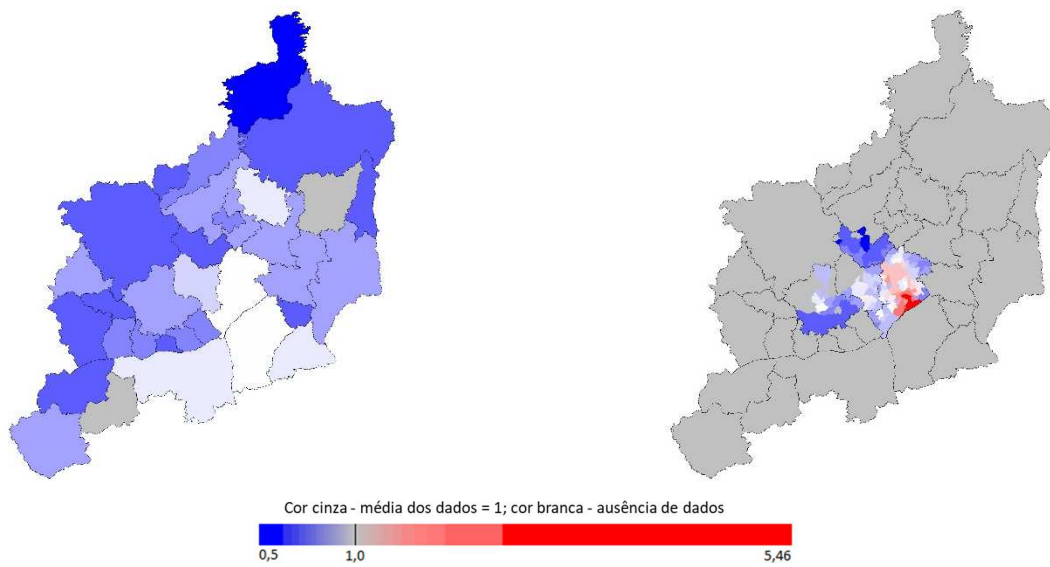
Fonte: Elaborada pelos autores.

Figura 4 - Custo de aluguel na Região Metropolitana do Rio de Janeiro
RJ Municípios **RJ Áreas de Ponderação**



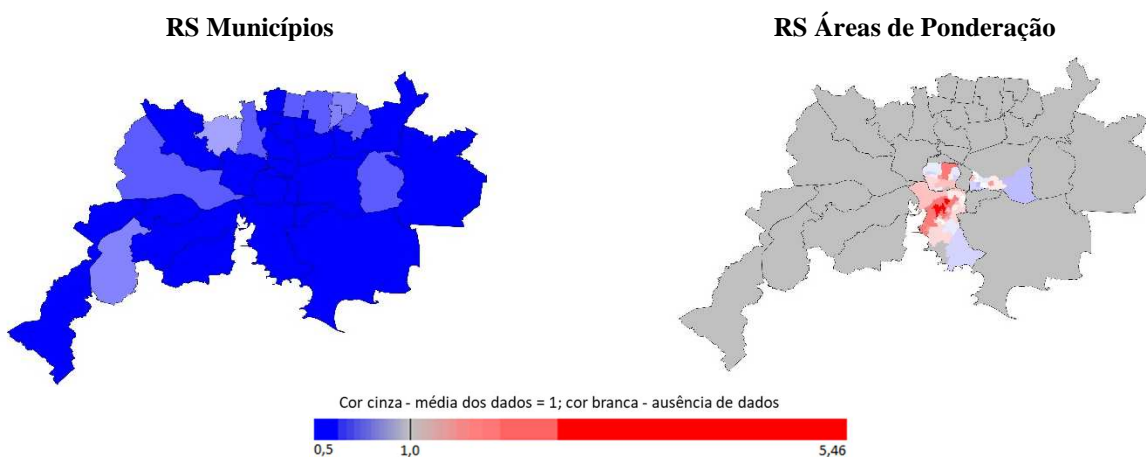
Fonte: Elaborada pelos autores.

Figura 5 - Custo de aluguel na Região Metropolitana de Belo Horizonte
MG Municípios **MG Áreas de Ponderação**



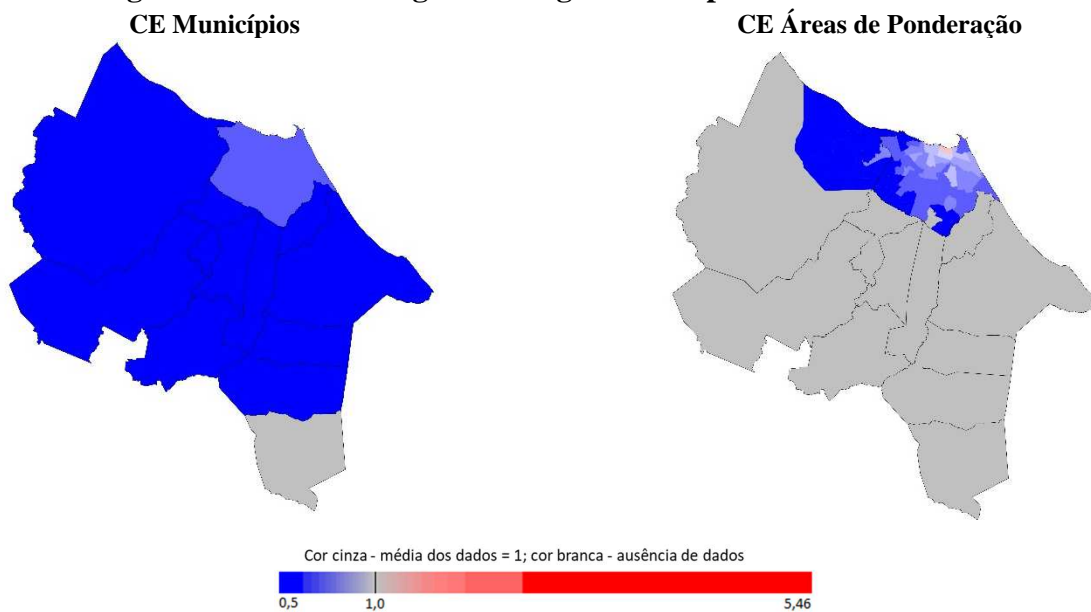
Fonte: Elaborada pelos autores.

Figura 6 - Custo de aluguel na Região Metropolitana de Porto Alegre



Fonte: Elaborada pelos autores.

Figura 7 - Custo de aluguel na Região Metropolitana de Fortaleza

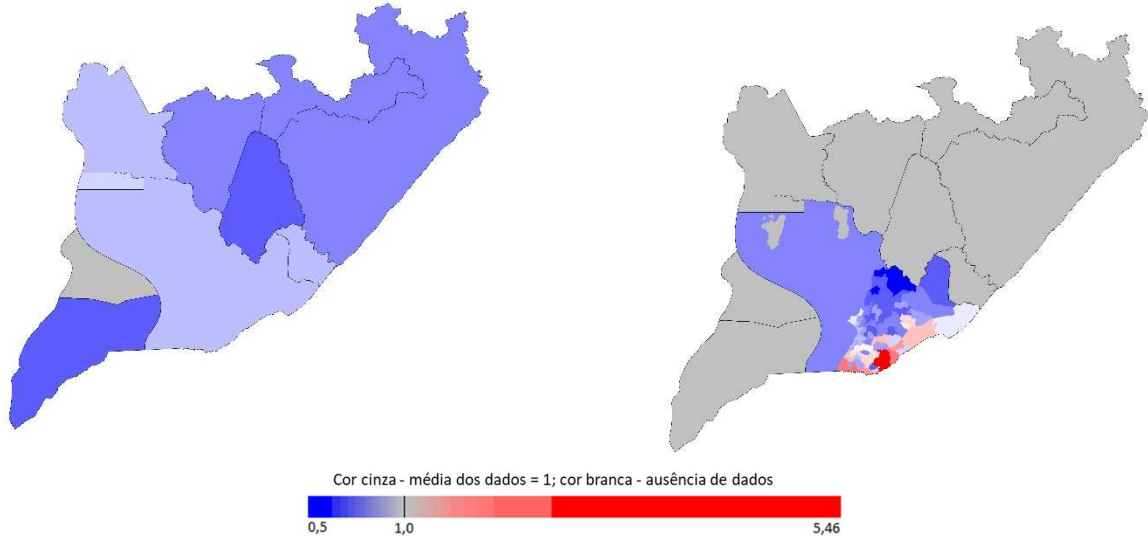


Fonte: Elaborada pelos autores.

Figura 8 - Custo de aluguel na Região Metropolitana de Salvador

BA Municípios

BA Áreas de Ponderação

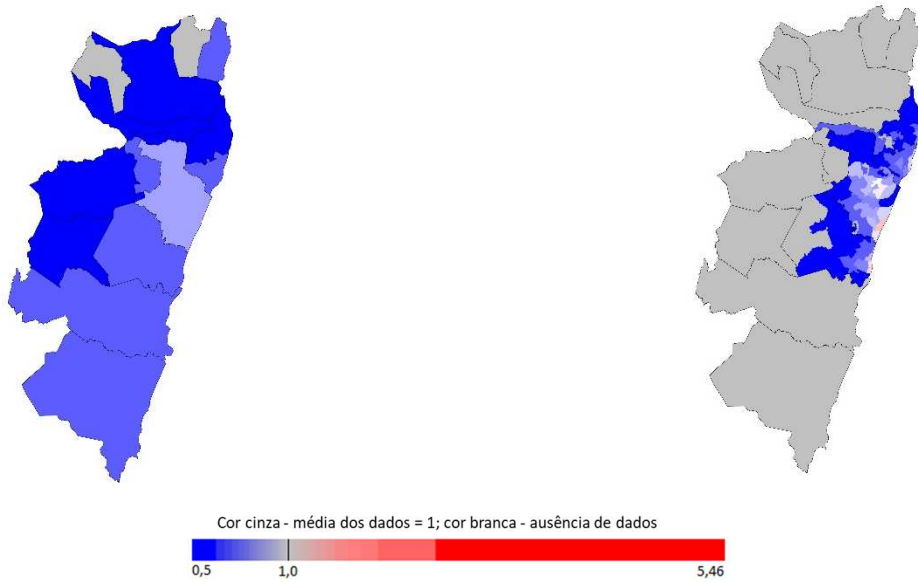


Fonte: Elaborada pelos autores.

Figura 9 - Custo de aluguel na Região Metropolitana de Recife

PE Municípios

PE Áreas de Ponderação

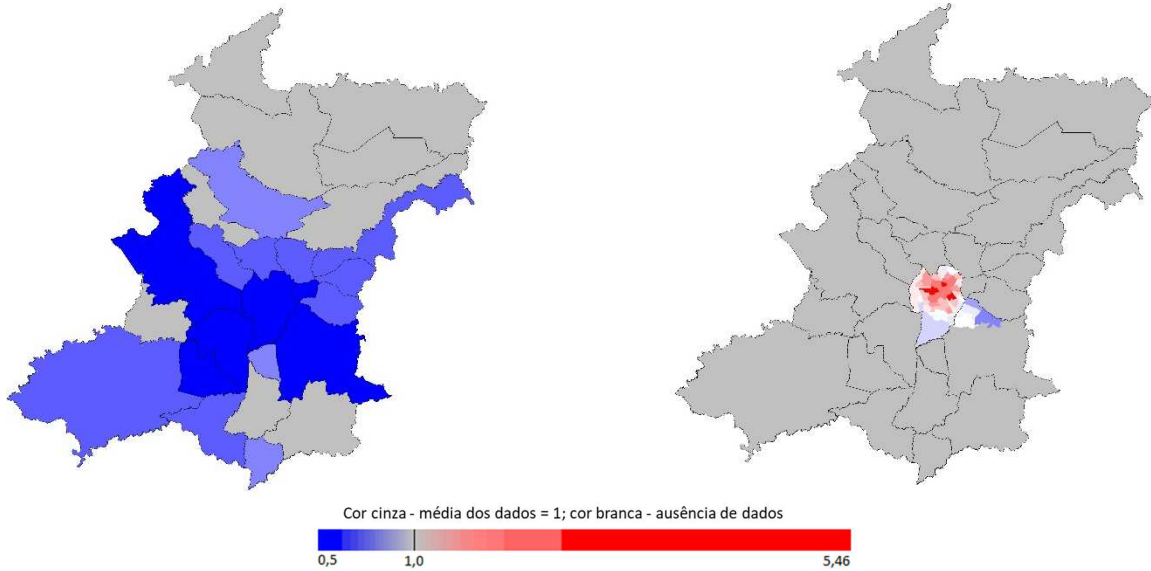


Fonte: Elaborada pelos autores.

Figura 10 - Custo de aluguel na Região Metropolitana de Curitiba

PR Municípios

PR Áreas de Ponderação

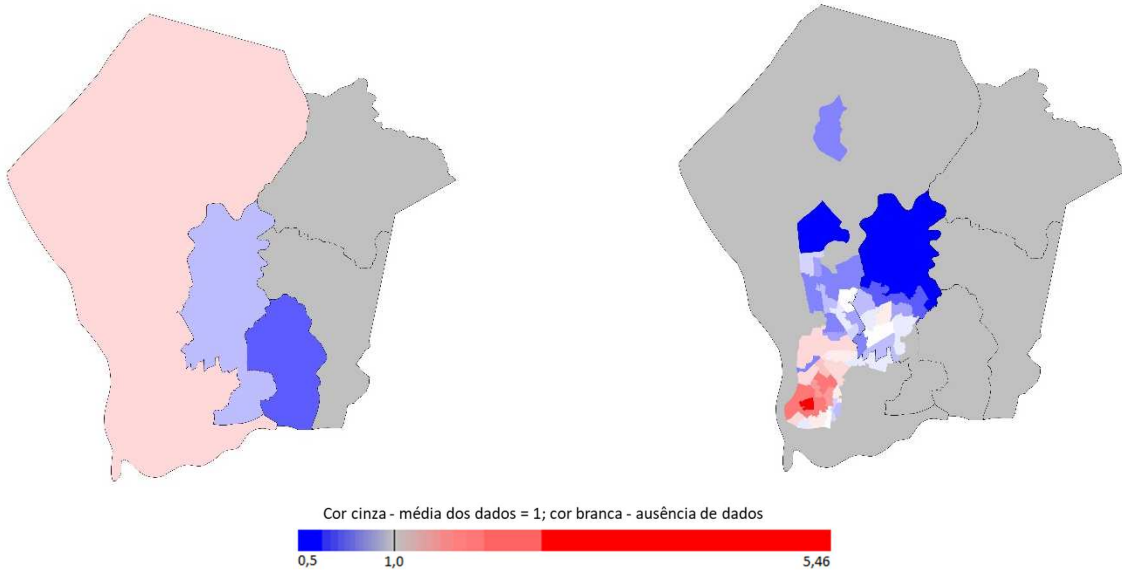


Fonte: Elaborada pelos autores.

Figura 11 - Custo de aluguel na Região Metropolitana de Belém

PA Municípios

PA Áreas de Ponderação



Fonte: Elaborada pelos autores.

5. Considerações finais

Análises regionais comparativas geralmente utilizam-se de indicadores de renda para avaliar a desigualdade regional em um país. A presunção é que tal variável é um bom indicador de nível de bem-estar da população. Todavia, níveis de custo mais elevados em algumas áreas podem corroer de tal forma o poder aquisitivo da renda que o nível resultante de bem-estar pode ser até menor em áreas com maior nível de renda nominal. Este trabalho procurou contribuir com essas análises, por disponibilizar um indicador de diferencial de custo de aluguel entre um número elevado de municípios brasileiros, assim como para áreas de ponderação internas aos 100 municípios mais populosos.

Uma indicação de como a consideração de níveis diferentes de renda *per capita* se altera com a inclusão dos diferenciais de custo de vida é obtido ao se corrigir as rendas nominais pelos respectivos indicadores de aluguel, na suposição de que esses são um bom indicador de níveis de custo de vida. Tomamos os dados de renda *per capita* presentes no Censo de 2010 para os 3.218 municípios considerados neste trabalho e introduzimos os diferenciais de custo de aluguel anteriormente apresentados, gerando-se um indicador de poder aquisitivo da renda *per capita* presente no censo. Para representar a desigualdade de renda entre os municípios, calculamos o índice de Gini, com e sem considerar os diferenciais de aluguel. Os resultados indicam que o Gini das rendas nominais é de 0,26, enquanto o calculado com as rendas corrigidas pelo índice de aluguel chega somente a 0,16, revelando que os diferenciais de poder aquisitivo são bastante menores do que os diferenciais de renda nominal entre os municípios. Isso se deve ao fato de que os municípios com maiores níveis de renda *per capita* tendem a apresentar custos de aluguel (e de vida) mais altos. Portanto, a correção da renda pelos índices de aluguel faz com que municípios com renda *per capita* nominal baixa acabem aumentando seu poder aquisitivo, enquanto o contrário ocorre com os que têm renda *per capita* alta. Como exemplo, a cidade de São Paulo tem nível de renda *per capita* nominal de R\$ 1.798,11 (em valores de 2010), valor que cai para R\$ 1.077,45 quando se corrige pelo fato de que seu nível de aluguel é alto. Já Campina Grande, na Paraíba, tem renda nominal de R\$ 747,98, que sobe para R\$ 933,68 quando corrigida por seu baixo custo de aluguel. Ou seja, em termos nominais, a renda média dos habitantes de Campina Grande é apenas 42% da renda média dos habitantes de São Paulo; mas o poder de compra de um habitante médio de Campina Grande está bem mais próximo (87%) do poder de compra de um paulistano médio.

Com os resultados aqui apresentados, dispõe-se agora de um indicador de diferencial de aluguel e, pelas argumentações desenvolvidas nas seções iniciais deste trabalho, também de custo de vida entre os municípios. Isso constitui um avanço importante para todos os estudos que tratam de desigualdade espacial de renda e bem-estar no país. Evidentemente, o trabalho não está isento de limitações. A primeira é usar o aluguel, em vez de um conjunto de bens e serviços costumeiramente utilizados pelas famílias, como feito em outros estudos. Porém, por indisponibilidade de informações, tais trabalhos são obrigados a lidar com áreas amplas, como estados ou regiões metropolitanas. O exercício de comparação para áreas metropolitanas entre os resultados deste trabalho com os de Azzoni e Almeida (2016) indica que o índice de aluguel aqui desenvolvido é bastante correlacionado com o índice de custo de habitação e de custo de vida desenvolvido naquele trabalho. Nele, os autores evidenciam também uma alta correlação entre o custo de habitação e o custo de vida entre essas áreas. Oferecer o indicador para um único ano é outra limitação importante, principalmente por estar bastante distanciado temporalmente. Em defesa, pode-se argumentar que a evolução diferencial dos níveis de custo de vida entre as áreas é pouco provável e, quando presente, muito lenta. Em Almeida e Azzoni (2016), que trata de regiões metropolitanas por um período, observa-se que o *ranking* de níveis de custo de vida entre elas altera-se apenas marginalmente entre 1996 e 2014.

Referências

- ALMEIDA, A. N.; AZZONI, C. R. Custo de vida comparativo das regiões metropolitanas brasileiras: 1996-2014. *Estudos Econômicos*, v. 46, n. 1, p. 254-276, 2016.
- AZZONI, C. R.; CARMO, H. E.; MENEZES, T. A. A Região Sudeste é mesmo mais rica ou apenas mais cara? Diferenças de custo de vida e desigualdade regional da renda real no Brasil. *Revista Econômica do Nordeste*, v. 29, p. 555-572, 1998.
- AZZONI, C. R.; SERVO, L. M. Education, cost of living and regional wage inequality in Brazil. *Papers in Regional Science*, v. 81, n. 2, p. 157-175, 2002.
- BIDERMAN, C. *Forças de atração e expulsão na Grande São Paulo*. 2001. 217f. Tese (Doutorado em Economia de Empresa), Curso de Pós-Graduação em Economia de Empresas da EASP/FGV, Fundação Getúlio Vargas, São Paulo, 2001.
- CAMPOS, R. B. A. O mercado imobiliário residencial no município de São Paulo: uma abordagem de preços hedônicos espacial. *Nova Economia*, v. 27, n. 1, p. 303-337, 2017.
- CAVALCANTI, E. M. *Diferencial de custo de vida entre as regiões: um índice baseado em aluguel*. 2014. 44f. Dissertação (Mestrado em Economia), Programa de Pós-Graduação em Economia (PIMES) do Departamento de Economia, Universidade Federal de Pernambuco, Recife/PE, 2014.
- CORSEUIL, C. H.; FOGUEL, M.N. *Uma sugestão de deflatores para rendas obtidas a partir de algumas pesquisas domiciliares do IBGE*. Rio de Janeiro: IPEA, 2002. (Texto para discussão, n. 897)
- FLORIDA, R. *Cost of living is really about housing*. *Citylab*, Jul. 21, 2014. Disponível em: <<https://www.citylab.com/equity/2014/07/cost-of-living-is-really-all-about-housing/373128/>>.
- GALVÃO, M. C.; ALMEIDA, A. N.; SPOLADOR, H.; AZZONI, C. R. Custo de vida, amenidades e salários nas regiões metropolitanas brasileiras. *Revista Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos*, v. 10, n. 2, p. 199-216, 2016.
- GLEASER, E. L.; KOLKO, J.; SAIZ, A. Consumer City. *Journal of Economic Geography*, v. 1, n. 1, p. 27-50, 2001.
- HECKMAN, J. J. Sample selection bias as a specification error. *Econometrica*, v. 47, n. 1, p. 153-61, 1979.
- HECKMAN, J. J. The common structure of statistical models of truncation, sample selection and limited dependent variables and a simple estimator for those models. *Annals of Economic and Social Measurement*, v. 5, n. 4, p. 475-92, 1976.
- HERMANN, B. M.; HADDAD, E. A. Mercado imobiliário e amenidades urbanas: a view through the window. *Estudos Econômicos*, v. 35, n. 2, p. 237-269, 2005.
- IBGE – Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. *Metodologia do Censo Demográfico 2010*. Rio de Janeiro: IBGE, 2013.
- MARTIN, T.; ATEN, B.; FIGUEROA, E. *Estimating the price of rents in regional price parities*. Bureau of Economic Analysis, 2011. (BEA Working Papers)

- MENEZES, T. A.; AZZONI, C. R. Convergência de renda real e nominal entre as regiões metropolitanas brasileiras: uma análise de dados de painel. In: *Anais do XXVIII Encontro Nacional de Economia*, Associação Nacional dos Centros de Pós-Graduação em Economia (Anpec), Campinas, 2000.
- MENEZES, T. A.; MOREIRA, G. R. C.; AZZONI, C. R. Diferenças em gastos com aluguel entre estados, tipos de área e níveis de renda familiar no Brasil. In: SILVEIRA, F. G.; SERVO, L. M.; MENEZES, T.; PIOLA, S. F. *Gasto e consumo das famílias brasileiras contemporâneas*, v. 2. Brasília: IPEA, 2007. Cap. 9, p. 329-346.
- ROBACK, J. Wages, Rents and the Quality of Life. *Journal of Political Economic*, v. 90, n. 6, p. 1257-1278, 1982.
- ROBACK. Wages, rents and amenities: differences among workers and regions. *Economic Inquiry*, n. 26, p. 23-41, 1988.
- ROSEN, S. Hedonic price and implicit markets: product differentiation in pure competition. *The Journal of Political Economy*, v. 82, n. 1, p. 34-55, 1974.
- SEABRA, D. M. S.; SILVEIRA NETO, R. M.; MENEZES, T. A. Amenidades urbanas e valor das residências: uma análise empírica para a cidade do Recife. *Economia Aplicada*, v. 20, n. 1, p. 143-169, 2016.
- SILVEIRA-NETO, R. M.; MENEZES, T. A. Preferência Revelada e Arbitragem Espacial: Determinando um Ranking de Qualidade de Vida para as Regiões Metropolitanas do Brasil. *Revista Brasileira de Economia*, v. 62, n. 4, p. 361-380, 2008.
- SIMÕES, R.; AGUIAR, M. M. A influência da localização no preço dos imóveis: uma aplicação do modelo hierárquico para o mercado de Belo Horizonte (2004-2010). In: *Anais do XV Seminário sobre a Economia Mineira*, CEDEPLAR/UFMG, Diamantina/MG, 2012.
- SUMMERS, R. International Comparisons with Incomplete Data. *Review of Income and Wealth*, v. 19, n. 1, p. 1-16, 1973.
- WINTERS, J. V. Differences in quality of life estimates using rents and home values. *Annals of Regional Science*, v. 51, p. 377-409, 2013.

Anexo

Tabela A1 – Estatísticas descritivas das variáveis utilizadas na equação de seleção

Variável	Descrição	Média	Desvio Padrão	Min	Max
dormitório	Número de dormitórios no domicílio	2,00	0,83	1	13
banheiro	Número de banheiros	1,36	0,77	0	9
outros	Número de demais cômodos	2,41	1,51	0	28
alvenaria	Paredes externas de alvenaria com revestimento=1; caso contrário (cc) = 0	0,84	0,37	0	1
esgoto	Ligado à rede geral de esgoto ou pluvial = 1; (cc) = 0	0,64	0,48	0	1
rede_agua	Ligado à rede geral de distribuição ou há poço na propriedade = 1; (cc) = 0	0,97	0,16	0	1
lixo	Lixo é coletado diretamente ou coletado por caçamba = 1; (cc) = 0	0,97	0,16	0	1
energia	Possui energia elétrica advinda de companhia de distribuição = 1; (cc) = 0	0,99	0,09	0	1
adequada	Moradia é adequada = 1; (cc) = 0	0,60	0,49	0	1
casa_apto	Razão casa/apto por AP	79,28	173,45	0,001	6.321
prop_alug	Proporção de domicílios alugados na AP	0,205	0,074	0,017	0,61
prop_esgoto	Proporção de domicílios ligados à rede de esgoto na AP	0,641	0,352	0	1
prop_favela	Proporção de domicílios classificados como favela na AP	0,014	0,033	0	0,786
renda_média	Renda domiciliar média da AP	2.769,88	2.125,60	553,62	22.916,71
homem	Homem = 1; (cc) = 0	0,590	0,492	0	1
branco	Branco ou amarelo = 1; (cc) = 0	0,523	0,499	0	1
educ1	Tem até ensino fundamental incompleto = 1, (cc) = 0	0,508	0,499	0	1
educ2	Tem de ensino fundamental completo a médio incompleto = 1, (cc) = 0	0,154	0,361	0	1
educ3	Tem de ensino médio completo a superior incompleto = 1, (cc) = 0	0,236	0,425	0	1
educ4	Tem ensino superior completo ou mais = 1, (cc) = 0	0,099	0,298	0	1
idade	Idade do chefe da família	46,45	15,87	10	135
jovem	Tem entre 17 e 29 anos = 1; (cc) = 0	0,145	0,352	0	1
adulto	Tem 30 anos ou mais = 1; (cc) = 0	0,633	0,482	0	1
idoso	Tem 60 anos ou mais = 1; (cc) = 0	0,216	0,411	0	1
casam_civil	Casado no civil = 1; (cc) = 0	0,402	0,490	0	1
casado	Vive em companhia do cônjuge = 1; (cc) = 0	0,641	0,480	0	1
filhos1	Número de filhos com até 24 anos	0,976	1,161	0	25
filhos2	Número de filhos com 25 anos ou mais	0,222	0,564	0	24
tmoradia	Tempo de moradia no município	31,032	19,237	0	135
migrante	Migrante = 1; (cc) = 0	0,532	0,499	0	1
carro	Possui automóvel = 1; (cc) = 0	0,422	0,494	0	1
classeD	Renda entre R\$ 1.020 e R\$ 3.060/mês = 1; (cc) = 0	0,417	0,493	0	1
classeC	Renda entre R\$ 3.061 e R\$ 7.650/mês = 1; (cc) = 0	0,161	0,367	0	1
classeB	Renda entre R\$ 7.650 e R\$ 15.300/mês = 1; (cc) = 0	0,044	0,204	0	1
classeA	Renda maior que R\$ 15.300/mês = 1; (cc) = 0	0,019	0,136	0	1

Nota: As variáveis do primeiro grupo respeitam a classificação definida pelo IBGE para o censo 2010. Em relação ao segundo grupo de variáveis, denominou-se “favela” domicílios cujo material predominante nas paredes externas não era alvenaria ou madeira aparelhada. Todas as variáveis do terceiro grupo se referem ao chefe da família, e, quando não existente, ao indivíduo com maior renda no domicílio (exceto a variável *renda* e as *dummies* de classe de renda, que se referem ao domicílio).

Fonte: Elaboração própria baseada nos dados do Censo 2010.

Tabela A2 – Estatísticas descritivas das variáveis utilizadas na equação final (etapa 2)

Variável	Descrição	Média	Desvio Padrão	Min	Max
aluguel	Valor mensal do aluguel (em R\$)	395,85	378,67	30	22.000
dormitório	Número de dormitórios no domicílio	1,76	0,75	1	12
banheiro	Número de banheiros	1,23	0,57	0	9
outros	Número de demais cômodos	2,09	1,27	0	28
alvenaria	Paredes externas de alvenaria com revestimento = 1; (cc) = 0	0,89	0,31	0	1

Fonte: Elaboração própria baseada nos dados do Censo 2010.

Tabela A3 - Probabilidade de o imóvel ser alugado

		Coefficiente	P-Valor
Características intrínsecas do imóvel	N. de dormitórios no domicílio	-0,1614***	0,0015
	N. de banheiros	-0,1737***	0,0018
	N. de demais cômodos	-0,0723***	0,0007
	Paredes externas de alvenaria com revestimento	0,3785***	0,0027
	Moradia é adequada	0,0134***	0,0026
Serviços públicos	Ligado à rede de esgoto	0,2040***	0,003
	Ligado à rede de água	0,2161***	0,0068
	Lixo coletado diretamente ou caçamba	0,3863***	0,008
	Energia elétrica da rede	0,4694***	0,0129
Condições da vizinhança	Proporção casa/apartamento na AP	-0,0001***	0,000001
	Proporção de imóveis alugados na AP	3,0640***	0,013
	Proporção de imóveis ligados à rede de esgotos na AP	-0,1084***	0,004
	Proporção de domicílios classificados como favela na AP	-0,5200***	0,0454
	Renda domiciliar média da AP	0,0001***	0,000001
Características do chefe e do domicílio	Homem	0,0858***	0,0021
	Idade	-0,0087***	0,0001
	Branco	0,0086***	0,0019
	Educação1 - máximo fundamental incompleto	0,0747***	0,0027
	Educação2 - no mínimo fundamental completo	0,0712***	0,0025
	Educação 3 - no mínimo ensino médio completo	0,0368***	0,0038
	Educação 4 - ensino superior completo	-0,0352*	0,0175
	Possui automóvel	-0,2651***	0,0023
	É migrante	-0,0714***	0,0024
	Renda Mensal1 - entre R\$ 1.010 e R\$ 3.060	0,1104***	0,0022
	Renda Mensal2 - entre R\$ 3.061 e R\$ 7.650	0,2237***	0,0034
	Renda Mensal3 - entre R\$ 7.650 e R\$ 15.300	0,2655***	0,0059
	Renda Mensal4 - maior do que R\$ 15.300	0,2818***	0,009
	Idade Jovem - entre 17 e 29 anos	0,4366***	0,0108
	Idade Adulto - entre 30 e 60 anos	0,3362***	0,0112
	Idade Idoso - 60 anos ou mais	0,3549***	0,0127
	Casado no civil	-0,3112***	0,0024
	Vive em companhia do cônjuge	0,0143***	0,0026
	Número de filhos com até 24 anos	0,0077***	0,001
	Número de filhos com mais de 24 anos	-0,0127***	0,0024
Tempo de moradia no imóvel	-0,0178***	0,0001	
Constante	-1,7268***	0,0191	
	Número de observações	3.778.939	

Fonte: Elaboração própria.



Revista Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos (RBERU)

Vol. 12, n. 2, pp. 261-276, 2018

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

**EXTERNALIDADES DO MERCADO DE TRABALHO E CRESCIMENTO REGIONAL
NO BRASIL (1996-2008)***

José Wilson Aquino de Brito

Mestre em Economia pela Universidade Federal de Juiz de Fora (UFJF)

E-mail: josew2@hotmail.com

Eduardo Gonçalves

Professor Associado da Universidade Federal de Juiz de Fora (UFJF)

E-mail: eduardo.goncalves@ufjf.edu.br

Juliana Gonçalves Taveira

Professora Adjunta da Universidade Federal de Juiz de Fora – Campus Governador Valares

E-mail: juliana.goncalves@ufjf.edu.br

RESUMO: O principal objetivo deste trabalho foi estimar os impactos das externalidades do mercado de trabalho analisadas por meio de graus de especialização e variedade relacionada e não relacionada da mobilidade, sobre o crescimento regional brasileiro de 1996 até 2008. Assim, foi utilizada a taxa de crescimento da remuneração média como medida de crescimento. Para realizar as estimações, foi utilizado o modelo de Métodos de Momentos Generalizados (MMG) devido a uma possível endogeneidade entre mobilidade e crescimento regional. Os resultados indicaram que o grau de especialização intrarregional é o principal impulsionador do crescimento regional, indicando que, no Brasil, a similaridade de conhecimento nos fluxos de mão de obra qualificada apresenta um impacto maior no crescimento regional.

Palavras-chave: Mobilidade de mão de obra qualificada; Crescimento regional; Especialização; Variedade relacionada; Variedade não relacionada; GMM.

Classificação JEL: O14; C33; J60.

**LABOR MARKET EXTERNALITIES AND REGIONAL GROWTH IN BRAZIL
(1996-2008)**

ABSTRACT: The main objective of this study was to estimate the impacts of externalities in the labor market analyzed by degrees of specialization, related and unrelated variety of mobility on Brazilian's regional growth from 1996 to 2008. Thus, the growth rate of the average remuneration was used as regional growth's measure. The model was estimated using Generalized Moment Methods (GMM) due to possible endogeneity issues existing between mobility and regional growth. The results indicated that the degree of intra-regional specialization is the main driver of the regional growth in the period, indicating that in Brazil the knowledge similarity in skilled labor's flow has a greater impact on regional growth.

Keywords: Skilled Labor Mobility; Regional Growth; Specialization; Related Variety; Unrelated Variety; GMM.

JEL Codes: O14; C33; J60.

**Recebido em: 10/08/2017; Aceito em: 20/04/2018.*

1. Introdução

As novas teorias de crescimento endógeno têm focado no papel da diversidade de conhecimento e dos transbordamentos em promover o crescimento regional (FRENKEN et al., 2007). Por meio de novos conhecimentos, inovações incrementais e inovações radicais¹ são criadas, impulsionando a produtividade e o nível de emprego das regiões (BOSCHMA et al., 2009), sendo a diversidade uma das principais fontes de crescimento (JACOBS, 1969).

Na literatura, o conhecimento é dividido em dois tipos: tácito e codificado. O conhecimento codificado tem uma facilidade maior de ser espraído (FAGGIAN; MCCANN, 2009), pois é facilmente decodificado e transmitido por meios formais, como livros e textos. Já o conhecimento tácito apresenta uma dificuldade maior de difusão (FRATESI, 2014), pois se trata de um conhecimento incorporado nos indivíduos, que só pode ser transmitido via contato face a face. Desse modo, pode-se utilizar a mobilidade de mão de obra como um meio de verificar o efeito da difusão espacial deste tipo de conhecimento (BOSCHMA et al., 2014).

A mobilidade de trabalhadores é um dos principais canais de difusão de conhecimento tecnológico, pois é um veículo conhecido de transbordamento de conhecimento na literatura de inovação (LUCAS, 1988; BOSCHMA et al., 2009; FAGGIAN; MCCANN, 2009). Enquanto grande parte dos trabalhos que abordam a temática prioriza a explicação desse fenômeno, buscando os determinantes da migração, este estudo dará enfoque aos impactos que a mobilidade de trabalhadores qualificados tem sobre o crescimento regional.

A mobilidade de mão de obra é considerada um fator importante para o crescimento regional *e.g.*, Vale do Silício, (SAXENIAN, 1994). Trabalhos recentes analisam a mobilidade de mão de obra em setores relacionados (BOSCHMA et al., 2009; BOSCHMA et al., 2014; SIMONEM et al., 2016), uma vez que essa análise permite mensurar o tipo de conhecimento transmitido com a migração e seus impactos (BOSCHMA et al., 2009). De acordo com esses autores, a mobilidade de indivíduos dentro do mesmo setor ou entre setores relacionados gera externalidade positiva, aumentando a produtividade das firmas (BOSCHMA et al., 2009) e gerando crescimento regional (FRENKEN et al., 2007; BOSCHMA et al., 2014).

Uma das formas de dimensionar como os fluxos de mão de obra influenciam o crescimento regional é por meio dos graus de variedade relacionada e variedade não relacionada. Variedade relacionada ocorre quando existe um compartilhamento de conhecimento complementar entre os agentes. Nesse caso, apesar de esse conhecimento não ser o mesmo, devido à proximidade cognitiva, ele consegue ser absorvido de forma mais precisa (FREKEN et al., 2007; BOSCHMA e IAMMARINO, 2009). Já a variedade não relacionada ocorre quando não existe complementaridade do conhecimento compartilhado, o que torna difícil sua assimilação entre os agentes (FREKEN et al., 2007; BOSCHMA; IAMMARINO, 2009).

Inicialmente, esses conceitos, desenvolvidos por Frenken et al. (2007), foram utilizados para captar como a composição setorial de determinada região impacta o seu crescimento. Contudo, trabalhos como Boschma et al. (2009; 2014) os utilizaram com enfoque nos fluxos de mão de obra, a fim de mensurar como a mobilidade de indivíduos, definida como externalidades do mercado de trabalho, impacta o crescimento regional.

A ideia desses autores é que o fluxo de trabalhadores por si só não gera crescimento, sendo preciso que haja proximidade cognitiva entre os indivíduos para que a região possa aproveitar de forma mais eficaz esse transbordamento de conhecimento. Por meio das variedades relacionada e não relacionada, é possível definir o fluxo de mão de obra por composição setorial, captar a proximidade cognitiva e avaliar seus impactos no crescimento.

Os fluxos dentro do mesmo setor podem gerar crescimento econômico devido à similaridade tecnológica e especialização de mão de obra (MARSHALL, 1920; SAXENIAN, 1994; JAFFE et al.,

¹ Inovação incremental é relacionada com incrementos de qualidade em bens ou serviços já existentes, enquanto inovação radical é relacionada com a criação de novos produtos/processo, substancialmente diferentes, com grandes impactos econômicos (LEMONS et al., 1999).

1993). Já aqueles entre setores diversos proporcionam crescimento por meio da troca de informações, podendo criar novos empregos e novos mercados (JACOBS, 1969; FELDMAN; AUDRETSCH, 1999; HAUG, 2004).

Sendo assim, o objetivo deste trabalho é estimar os impactos das externalidades do mercado de trabalho, mensuradas por graus de especialização e variedade relacionada e não relacionada da mobilidade de mão de obra qualificada, no desempenho de regiões brasileiras, no período de 1996-2008. Utilizam-se como medidas de resultado os salários e o emprego. O objetivo específico é verificar a diferença entre os impactos da mobilidade inter-regional e intrarregional sobre o crescimento.

Baseado em Boschma et al. (2014), utilizam-se um painel dinâmico e medidas de entropia. Para tal, a base de dados utilizada será a RAIS-MIGRA, a qual permite captar onde os indivíduos estão localizados, ano a ano. A utilização dessa metodologia é recente e, até onde vai o conhecimento dos autores, não há trabalhos empíricos para o Brasil que utilizam essa abordagem. A maioria dos trabalhos brasileiros sobre mobilidade tem enfoque nos seus determinantes, como maiores níveis de renda da região de destino (NETTO JR; MOREIRA, 2003; FREGUGLIA et al., 2014) e menores níveis de desigualdade social (DA MATA et al., 2008; SABBADINI; AZZONI, 2006). Desse modo, o presente trabalho pretende preencher essa lacuna, além de tentar mostrar de que modo os fluxos de mão de obra impactam no crescimento das regiões brasileiras.

Os resultados deste trabalho mostram que o grau de especialização intrarregional é o principal impulsionador de crescimento regional, aumentando a taxa de crescimento anual da remuneração média e podendo ser utilizado como um indicador de externalidade marshalliana. A variedade de conhecimento não apresentou impacto significativo no crescimento regional, indicando uma elevada distância cognitiva entre os setores industriais brasileiros. Além disso, os mapas de externalidades de trabalho intrarregional mostram que as Regiões brasileiras apresentaram maiores graus de especialização do que as demais medidas de externalidades utilizadas, enquanto nos mapas de externalidades de trabalho inter-regional, os graus de variedade relacionada e variedade não relacionada são as maiores medidas.

Além desta introdução, este trabalho apresenta na próxima seção o referencial teórico sobre o tema. Em seguida, serão apresentados os dados e o modelo utilizado. Logo após, são apresentados mapas de externalidades de trabalho, os resultados das estimações e um teste de robustez e, por fim, são apresentadas as conclusões.

2. Referencial teórico

O capital humano é um fator de produção diferente do capital físico, uma vez que está embutido nas habilidades dos indivíduos. Assim, a transferência do capital humano dá-se por meio da mobilidade desses agentes (FRATESI, 2014). Como consequência, esse tipo de capital é tido como um facilitador de transbordamento de conhecimento e impulsionador de inovações (BOEKER, 1997).

A interação entre capital humano e transbordamento de conhecimento gera efeitos cumulativos de aprendizagem (FAGGIAN; MCCANN, 2009), de modo que a contratação de indivíduos com alto nível de capital humano incorporado proporciona transbordamentos de conhecimento à medida que as empresas se apropriam do *know-how* desses indivíduos (FELDMAN, 1999). Assim, a migração de capital humano é um meio de transferência de conhecimento entre regiões (FAGGIAN et al., 2007).

Estudos regionais recentes analisam a composição dos fluxos de migração, com destaque para a migração de mão de obra qualificada (BOEKER, 1997; FAGGIAN; MCCANN, 2009; FRATESI, 2014). Apesar de as motivações para migrar serem quase as mesmas para a mão de obra qualificada e para a não qualificada, há um enfoque na migração de trabalhadores qualificados pelos seguintes motivos: 1) indivíduos com grau de educação maior são capazes de realizar atividades mais complexas sendo considerados mais produtivos no mercado de trabalho; 2) esse tipo de mão de obra é mais propensa a migrar de regiões, pois consegue aproveitar de forma mais eficaz as oportunidades proporcionadas pelo destino, além de obter mais informações a respeito desses, o que diminui o risco associado à mudança de região; 3) devido à sua especialização, são mais difíceis de serem

substituídos, sendo menos vulneráveis à perda de emprego (FRATESI, 2014); 4) a mão de obra qualificada possui maior impacto sobre o crescimento econômico, à medida que detém um conhecimento maior e, assim, gera inovações que aumentam a produtividade e o lucro (LUCAS, 1988).

Dessa forma, a entrada de indivíduos qualificados em regiões é uma das formas de proporcionar crescimento regional, sendo capaz de gerar inclusive mudanças estruturais na economia (BOSCHMA et al., 2009). Por meio da entrada de mão de obra, a região de destino recebe um novo tipo de conhecimento que pode ser absorvido por ela e gerar melhorias na produtividade e no nível de emprego.

A região que recebe esses indivíduos mais educados possui custo zero com sua qualificação, pois o gasto foi feito na região de origem, fato que acaba motivando a elaboração de políticas públicas visando atrair essa mão de obra (TRIPPL, 2013). Além disso, a aglomeração de mão de obra qualificada acaba gerando o fenômeno chamado *labour pooling* de indivíduos qualificados (SAXENIAN, 1994; FRATESI; PERCOCO, 2014), ou seja, a aglomeração de indivíduos qualificados acaba atraindo mais indivíduos qualificados, beneficiando as empresas localizadas na região.

Boschma et al. (2009) argumentam que a mobilidade de trabalhadores possibilita mudanças estruturais na economia, sendo fator decisivo para o desenvolvimento de longo prazo. No âmbito setorial, o argumento desses autores é de que a economia precisa de mercados de trabalho flexíveis para que trabalhadores migrem de setores em decadência para outros setores mais dinâmicos. Jacobs (1969) e Glaeser et al. (1992) destacam a importância da diversidade de conhecimento para impulsionar o crescimento, estando este relacionado à composição dos setores das firmas de determinada localidade (FRENKEN et al., 2007).

Nesse contexto, as regiões podem se especializar em determinados setores ou se diversificar. A especialização faz com que as regiões apresentem crescimento econômico devido à similaridade tecnológica e à mão de obra especializada, sendo assim, capazes de intensificar a atividade inovadora (MARSHALL, 1920; SAXENIAN, 1994; JAFFE et al., 1993). Já a diversificação proporcionaria a troca de informação entre os diversos setores da economia, o que impulsiona inovações radicais, criando assim novos empregos e novos mercados (JACOBS, 1969; FELDMAN; AUDRETSCH, 1999). Attaran (1986) e Haug (2004) argumentam ainda que a variedade de setores em uma região pode atuar como uma estratégia de portfólio, protegendo os empregos no caso de choques de demanda.

O conceito de diversidade e o de economias de aglomeração estão intimamente ligados (FRENKEN et al., 2007; BOSCHMA; IMANARRINO, 2009; O'HUALLACHÁIN; LEE, 2011). A *rationale* das economias de aglomeração é que o agrupamento de firmas atuando nos mesmos setores ou em setores diversos acaba gerando benefícios para todas as firmas. Dessa forma, pode-se definir esse fenômeno como economias em que uma firma se beneficia por estar localizada no mesmo espaço geográfico que outras (FRENKEN et al., 2007). Krugman (1991) justifica a aglomeração devido à possibilidade de retornos crescentes na produção em âmbito espacial, enquanto Feldman (1994) destaca que a localização de empresas diminui a incerteza inerente da atividade inovadora por meio da potencial troca de informações entre elas.

As economias de aglomeração proporcionam dois tipos de externalidades que são consideradas na literatura como fundamentais para o processo de criação e difusão de conhecimento. São elas: externalidades de especialização e externalidades de diversificação (GLAESER et al., 1992; FRENKEN et al., 2007; O'HUALLACHÁIN; LEE, 2011). As primeiras, também denominadas externalidades de localização, foram concebidas inicialmente por Marshall (1920), sendo seu conceito aprimorado por Arrow (1962) e Romer (1986), assim, receberam o acrônimo de externalidades MAR. Para esses autores, a concentração de indústrias que atuam nos mesmos setores acaba promovendo o transbordamento de conhecimento entre eles devido à grande proximidade cognitiva, o que facilitaria a ocorrência de inovação. O'Huallacháin e Lee (2011) argumentam ainda que o transbordamento de conhecimento advindo de economias de localização é importante na solução de desafios tecnológicos e que cidades especializadas acabariam gerando externalidades associadas com a oferta local de

insumos e serviços e com a formação de uma mão de obra especializadas que atrai mutuamente empresas e trabalhadores também especializados.

Os efeitos desses tipos de externalidades são específicos. Segundo Frenken et al. (2007), espera-se que economias de localização acarretem inovações incrementais de produtos e processos, dado que os transbordamentos são oriundos de empresas com tecnologias e produtos similares. Em outras palavras, espera-se que as externalidades de especialização gerem ganhos de produtividade para as firmas.

As externalidades de diversificação, ou externalidades de Jacobs, foram abordadas primeiramente no trabalho de Jacobs (1969). A ideia desse tipo de externalidade é que a diversificação ou variedade de setores em uma região proporciona o transbordamento de conhecimento entre firmas por intermédio de interação, cópia e recombinação de ideias e tecnologias entre todos os setores das diferentes indústrias (VAN OORT, 2004).

As economias de diversificação, por seu turno, seguem a abordagem schumpeteriana de “destruição criativa”². Essa economia proporcionaria inovações radicais e de produtos, ou seja, resultaria em novos produtos e novas tecnologias, uma vez que os conhecimentos gerados e combinados são oriundos de diversos setores. Desse modo, espera-se que externalidades de diversificação tenham um impacto maior no nível de emprego da região do que nos níveis de produtividade (FRENKEN et al., 2007).

Um ponto fundamental para a ocorrência de transbordamentos entre setores e firmas é a necessidade de proximidade cognitiva e tecnológica (LOS, 2000). Com base nisso, Frenken et al. (2007) introduzem o conceito de variedade relacionada e não relacionada, enriquecendo o debate sobre transbordamento de conhecimento e economias de aglomeração. Para esses autores, não é a variedade setorial por si que acarreta crescimento, mas sim como se dá a relação de complementaridade entre os setores.

A variedade relacionada é definida como indústrias que compartilham capacidades complementares impactando positivamente o crescimento do emprego, não só por ao interagirem aumentarem a produtividade, mas também por gerarem inovações radicais e de produtos, o que cria novos mercados e empregos (FRENKEN et al., 2007). Esse tipo de variedade é associado às externalidades de Jacob.

Já a variedade não relacionada refere-se a indústrias que não compartilham habilidades complementares. Esse tipo de variedade é vinculado à estratégia de portfólio, a qual protege os empregos de uma dada região caso ocorra um choque de demanda (FRENKEN et al., 2007). O transbordamento entre setores não relacionados apresenta uma dificuldade maior devido à distância cognitiva entre os tipos de conhecimento, no entanto, é importante para manter o nível de emprego da região. Frenken et al. (2007) e Boschma et al. (2014) encontram resultados que comprovam essa hipótese.

Os conceitos de variedade relacionada e variedade não relacionada fomentam a discussão na literatura de externalidades de modo que a dicotomia entre externalidades MAR e externalidades de Jacobs é quebrada. Isso se dá uma vez que, para que ocorra o transbordamento, faz-se necessária uma proximidade mínima entre os setores, não se tratando apenas de setores que atuam na mesma área ou de setores diversificados. Os conceitos introduzidos por Frenken et al. (2007) destacam a necessidade de conhecimentos relacionados para que ocorram transbordamentos e crescimento.

A maioria dos trabalhos empíricos sobre essa temática analisa as relações de variedade sob um enfoque de transações econômicas entre os setores (FRENKEN et al., 2007; O’HUALACHÁIN; LEE, 2011; HARTOG et al., 2012). Os trabalhos de Boschma et al. (2009; 2014) e Simonen et al. (2016) expandem o conceito de variedade relacionada e não relacionada de Frenken et al. (2007) para fluxos de migração de mão de obra. A ideia desses autores é que essa migração terá um impacto positivo caso as habilidades dos indivíduos sejam complementares às das firmas, sendo a mobilidade

² Conceito criado por Schumpeter (1942), no qual, por meio de inovações radicais, novas empresas e novos produtos eliminam empresas antigas do mercado.

condição necessária, mas não suficiente, para gerar transbordamentos. Assim, é preciso ainda uma proximidade da área de atuação do trabalhador com a área de atuação da empresa de destino.

Boschma et al. (2009) afirmam que o conhecimento adquirido através da mobilidade de mão de obra não pode nem ser idêntico ao da firma, nem muito diferente. Para que o transbordamento exista, é preciso que o fluxo de mão de obra migrante seja relacionado com o conhecimento já existente da firma, de modo que essa possa absorvê-lo de forma mais eficaz.

3. Dados³

Foi construído um painel dinâmico para os anos de 1996 a 2008. As fontes de dados foram a Relação Anual de Informações Sociais (RAIS), disponibilizada pelo Ministério do Trabalho e Emprego (MTE), o Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) e a Pesquisa de Inovação (PINTEC). Os indicadores de mobilidade foram construídos a partir RAIS-MIGRA, uma base longitudinal anual que permite acompanhar a mobilidade do indivíduo por meio do seu identificador no Programa de Identificação Social (PIS) e as empresas pelo Cadastro Nacional de Pessoa Jurídica (CNPJ). Os setores de atuação das firmas foram classificados segundo a Classificação Nacional de Atividades Econômicas (CNAE).

Os dados foram agregados de acordo com as Regiões de Influência das Cidades (REGIC), utilizando o nível de articulação urbana de Regiões Imediatas de Articulação Urbana, com um total de 482 regiões. Desse modo, o trabalho apresenta 6.266 observações, ou seja, 482 regiões consideradas num período de treze anos (IBGE, 2008).

3.1 Variáveis

A variável dependente principal do estudo é a taxa de crescimento anual da remuneração média, utilizada como medida de desempenho/crescimento regional. Para calculá-la, foi agregada a nível Regic a variável remuneração média anual dos trabalhadores, extraída a partir da RAIS. Em seguida, foi calculada sua taxa de crescimento anual. Os níveis de emprego, também originários da RAIS, são usados para o cálculo da taxa de crescimento do emprego. Essa constitui uma medida de desempenho regional alternativa utilizada como teste de robustez dos resultados obtidos com a primeira variável dependente.

As variáveis explicativas foram construídas utilizando medidas de entropia, baseadas na decomposição setorial, semelhante a outros trabalhos da área (FREKEN et al., 2007; BOSCHMA et al., 2009; 2014). Adicionalmente, foram construídos indicadores de mobilidade⁴ a partir da RAIS-MIGRA. Para tal, a classificação dos setores utilizada estava agregada em dois dígitos (Divisão) e quatro dígitos (Classe). Sendo assim, são considerados três tipos de mobilidade: 1) inter-regional, caso em que o trabalhador muda de firma e de Regic; 2) intrarregional, caso em que o indivíduo muda de firma, mas permanece na Regic; e 3) interfirma, caso em que não se leva em conta em que Regic o trabalhador está, apenas sua mobilidade de firma.

Ademais, são considerados apenas os fluxos de mão de obra qualificada, definida nesse trabalho como indivíduos com ensino superior completo, pois se acredita que esse tipo de mão de obra possua um impacto maior no crescimento regional (FAGGIAN; MCCANN, 2009; BOSCHMA et al., 2014; FRATESI, 2014). Além disso, foram analisados apenas os trabalhadores de setores da indústria extrativa e da indústria de transformação. Acredita-se que as externalidades de trabalho geradas pela mobilidade são captadas de forma mais precisa entre setores industriais, pois existe uma maior facilidade de mensurar a proximidade cognitiva na indústria do que em outros setores da economia.

As equações utilizadas para construir os graus de especialização, variedade relacionada e variedade não relacionada são apresentadas no Quadro 1. Cada índice foi construído para cada tipo

³ Os autores agradecem ao ECONS/Laboratório de Economia/FE-UFJF pela disponibilização dos dados.

⁴ No presente trabalho, mobilidade e migração são utilizadas como sinônimos. No entanto, é importante ressaltar que geralmente o termo migração é utilizado quando a mudança envolve troca de endereço de residência.

de migração. Assim, considerando que j representam a região (Regic) e i , o setor: p_{ij} se refere à parcela de firmas dentro do mesmo setor a quatro dígitos i na região j ; N representa o número de setores a quatro dígitos; e F_{ij} , R_{ij} , e U_{ij} são índices genéricos para os três tipos de mobilidade de mão de obra entre os setores i nas regiões j

Quadro 1 – Especialização, Variedade Relacionada e Variedade Não Relacionada

Especialização	$Esp_j = \sum_{i=1}^N p_{ij} * F_{ij}$	(1)
Variedade relacionada	$Relvar_j = \sum_{i=1}^N p_{ij} * R_{ij}$	(2)
Variedade não relacionada	$Unrel_j = \sum_{i=1}^N p_{ij} * U_{ij}$	(3)

Fonte: Elaboração dos autores.

O grau de especialização (1) é calculado combinando a parcela de firmas da mesma indústria a quatro dígitos em relação ao total de firmas da Regic, p_{ij} , com o índice genérico de mobilidade, F_{ij} . Esse representa a parcela de fluxo de mão de obra qualificada oriunda da mesma categoria de setores i a quatro dígitos recebida pela região j . Esse índice capta os fluxos para cada tipo de mobilidade analisada, de modo que, pela Equação 1, podem-se obter a especialização inter-regional, especialização intrarregional e especialização interfirma.

Regiões com altos graus de especialização são consideradas especializadas tanto em atividades econômicas como em externalidades de trabalho (BOSCHMA et al., 2014), pois apresentam mão de obra concentrada em setores que atuam na mesma área de conhecimento. Regiões especializadas nos mesmos setores acabam gerando inovações incrementais, o que aumenta a produtividade local (FRENKEN, et al., 2007).

O grau de variedade relacionada (2) é calculado por meio da multiplicação da parcela de firmas da mesma indústria a quatro dígitos em relação ao total de firmas da Regic, p_{ij} , com o índice genérico de mobilidade, R_{ij} , que representa a parcela de fluxo de mão de obra qualificada vinda da mesma categoria de setores a dois dígitos, mas que mudou de setor a quatro dígitos. Assim, pela Equação 2, pode-se obter o grau de variedade relacionada inter-regional, variedade relacionada intrarregional e variedade relacionada interfirma.

Índices altos de variedade relacionada indicam que as regiões apresentam alta complementaridade de conhecimento, dado que, apesar da mudança de setor a 4 dígitos, o trabalhador é familiarizado com as atividades da firma de destino, por ter vindo do mesmo setor de atuação a uma agregação de 2 dígitos. Além disso, regiões com alto grau de variedade relacionada são propensas a ter inovações radicais, dado que existe uma elevada assimilação de conhecimento das firmas, fazendo com que essa seja capaz de recombinar o conhecimento existente e criar novos produtos e tecnologias (FRENKEN et al., 2007).

O grau de variedade não relacionada (3) é calculado combinando a parcela de firmas da mesma indústria a quatro dígitos em relação ao total de firmas da Regic, p_{ij} , com o índice genérico de mobilidade, U_{ij} , que representa a parcela de fluxo de indivíduos qualificados vinda de diferentes setores a dois dígitos e, logo, diferentes setores a quatro dígitos. Esse índice capta os fluxos para cada tipo de mobilidade analisada, de modo que, por meio da Equação 3, pode-se obter o grau de variedade não relacionada inter-regional, variedade não relacionada intrarregional e variedade não relacionada interfirma.

O transbordamento de conhecimento entre setores não relacionados é difícil, devido à distância cognitiva entre os setores (BOSCHMA et al., 2014). Um elevado grau de variedade não relacionada indica que a região apresenta um portfólio de produtos e serviços diversificados, reduzindo os efeitos negativos na ocorrência de um choque de demanda (FRENKEN et al., 2007).

Foram utilizadas as seguintes variáveis de controle: aglomeração, capital humano, capacidade de pesquisa e desenvolvimento (P&D) industrial, mobilidade líquida e taxa de mobilidade. A primeira foi calculada por meio da densidade populacional anual da Regic, proveniente do IBGE. Foi utilizado como *proxy* do capital humano regional o estoque anual de trabalhadores com ensino superior da Regic, que foi, então, dividido pelo total de trabalhadores da Regic, ambos retirados da RAIS. A capacidade de P&D foi calculada pela razão entre o estoque de pessoal ocupado técnico-científico (PoTec) da Regic e seu total de trabalhadores. A mobilidade líquida foi obtida por meio da subtração do número de emigrantes anuais da Regic pelo número de imigrantes, retirados da RAIS-MIGRA. A taxa de mobilidade, por sua vez, foi calculada pela razão entre o número de imigrantes anuais da Regic e sua quantidade de emprego anual.

4. Modelo empírico

A forma geral do modelo empírico pode ser expressa da seguinte forma:

$$Y_{jt} = \beta_1 Y_{jt-1} + \beta_2 X_{jt} + \beta_3 CON_{jt} + \varepsilon_{jt} \quad (4)$$

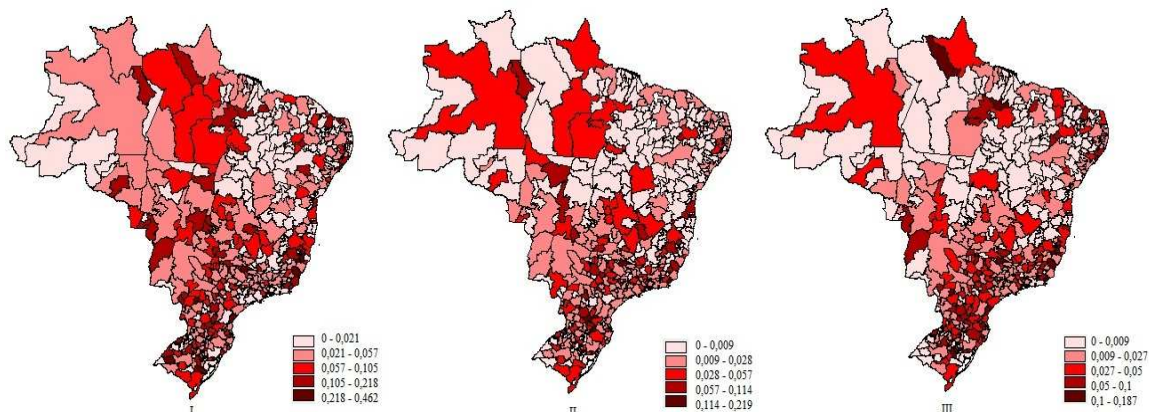
em que Y_{jt} representa a variável dependente de crescimento regional para cada Regic j no ano t ; Y_{jt-1} representa a defasagem temporal das variáveis dependentes, pois se acredita que os indicadores de crescimento no ano t são influenciados pelos valores no ano $t-1$; X_{jt} representa o conjunto de variáveis explicativas para cada Regic j no ano t ; CON_{jt} representa o conjunto de controles utilizados para cada Regic j no ano t e ε_{jt} representa o termo de erro.

Recentes trabalhos sobre mobilidade e crescimento apontam a possível existência de endogeneidade na relação entre as variáveis testadas na Equação 4 (FAGGIAN; MCCANN, 2009; HARTOG et al., 2012; BOSCHMA et al., 2014), dado que, além das externalidades de mercado de trabalho induzirem o crescimento regional, existe também a possibilidade de o crescimento regional ser um atrativo de mão de obra. Desse modo, foi utilizado o modelo de métodos de momentos generalizados (GMM) proposto por Arellano e Bond (1991) para corrigir o problema de endogeneidade. A *rationale* desse modelo é diferenciar todas as variáveis a fim de remover efeitos regionais não observados e então utilizar instrumentos internos, baseados nas defasagens das variáveis em níveis, para resolver os problemas de endogeneidade.

O poder de explicação do GMM depende da validade dos instrumentos utilizados na estimação, que é verificada por meio dos testes de Sargan e Arellano-Bond (AR). O primeiro teste analisa se os instrumentos utilizados são exógenos como grupo, indicando que o modelo é válido. O segundo testa a validade dos instrumentos por meio da autocorrelação nos termos de erro. Os instrumentos são válidos ao ser comprovado que as defasagens dos regressores são exógenas. Assim, foram estimados GMM de um estágio e as defasagens das variáveis de externalidades de trabalho foram utilizadas como instrumentos para corrigir a endogeneidade entre mobilidade e crescimento regional.

5. Mapas de externalidade de trabalho

Foram construídos mapas a partir das variáveis de externalidades de trabalho. A Figura 1 apresenta os mapas das externalidades intrarregionais: especialização intrarregional (I), variedade relacionada intrarregional (II) e variedade não relacionada intrarregional (III).

Figura 1 – Mapas de externalidades de trabalho intrarregionais

Fonte: Elaboração dos autores.

A partir da Figura 1, pode-se observar que as Regics brasileiras apresentam maiores graus de especialização do que de variedade relacionada e não relacionada, indicando a formação de regiões com conhecimento similares. Pode-se perceber, portanto, que, no Brasil, o transbordamento de conhecimento é de curto alcance provavelmente devido às diferenças tecnológicas regionais, além de ser concentrado em setores similares.

Pelo Mapa I, percebe-se um padrão de especialização relativamente homogêneo com uma leve concentração nas regiões Centro-Oeste, Norte e Sul, indicando-se, portanto, que as Regics dessas regiões possuem um elevado fluxo de mão de obra qualificada especializada nos mesmos setores.

No Mapa II, as Regics com maiores graus de variedade relacionada são concentradas nas regiões Sudeste e Sul, sugerindo uma maior variedade de conhecimento adquirida por meio da mobilidade de indivíduos nessas regiões. Destaca-se que as regiões com maiores graus de conhecimento relacionado são também as mais desenvolvidas do país, de modo que a proximidade cognitiva e a absorção de conhecimentos podem possuir um impacto positivo no nível de desenvolvimento regional.

As Regics da região Norte também apresentaram consideráveis graus de variedade de conhecimento, indicando que essas apresentam elevados graus tanto de especialização como de variedade relacionada. Observa-se que esta região, por possuir baixo desenvolvimento, adquire o conhecimento tecnológico através da mobilidade de trabalhadores qualificados, similar a que já possuíam. Isto se deve a facilidade de absorção desse tipo de conhecimento.

O grau de variedade não relacionada (Mapa III), por sua vez, é o com menores índices das externalidades de trabalho analisadas, concentrando-se nas regiões Sudeste e Sul. Esse tipo de mobilidade é dificultada pela baixa capacidade de absorção de conhecimento tecnológico da indústria brasileira, causada pelo baixo investimento interno desse conhecimento. Por isso, é natural que esse se concentre nas regiões mais desenvolvidas do país.

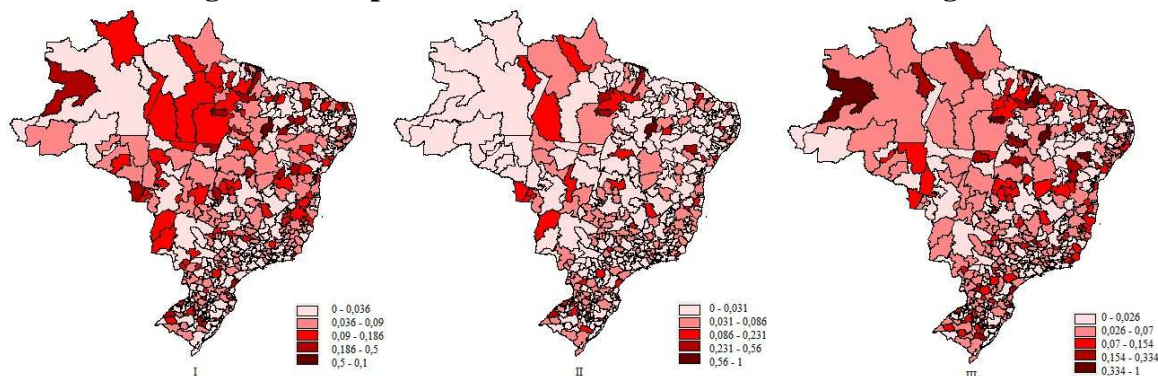
A Figura 2 apresenta os mapas das externalidades inter-regionais: especialização inter-regional (I), variedade relacionada inter-regional (II) e variedade não relacionada inter-regional (III).

Pela Figura 2, ao se levar em conta a mobilidade inter-regional, a variedade de conhecimento, mensurada pelas variedades relacionada e não relacionada, é mais intensa do que a similaridade de conhecimento. Um indício de que, ao levar em conta a mobilidade de Regic, os indivíduos tendem também a mudar o setor a quatro dígitos.

No Mapa I, o padrão de especialização se concentra nas regiões Centro-Oeste e Norte sendo possível afirmar que as Regics dessas regiões atuam como atrativas de mão de obra especializada. No Mapa II, o grau de variedade relacionada é espalhado de forma homogênea pelas Regics brasileiras. Comparando os Mapas I e II da Figura 2, percebe-se que algumas Regics apresentam tantos elevados graus de especialização quanto de variedade relacionada, indicando que essas regiões atraem indivíduos para atuar nos mesmos setores a quatro dígitos ou mesmos setores a dois dígitos. No Mapa

III, o grau de variedade não relacionada possui o padrão menos concentrado das externalidades de trabalho inter-regionais, não se concentrando em uma região específica.

Figura 2 – Mapas de externalidades de trabalho inter-regionais



Fonte: Elaboração dos autores.

Ao se comparar as Figuras 1 e 2, pode-se afirmar que, ao se levar em conta a mobilidade intrarregional, a especialização é a mais intensa das externalidades de trabalho indicando que os indivíduos tendem a se manter atuando nos mesmos setores a quatro dígitos. Já nos fluxos de mobilidade inter-regional, variedade relacionada e variedade não relacionada são mais intensas, ou seja, indivíduos ao mudar de região tendem também a mudar o setor a quatro dígitos que atuavam.

6. Resultados econométricos

Foram estimados cinco modelos utilizando o método GMM:⁵

- Modelo I: modelo base apenas com as variáveis de controle;
- Modelo II: modelo explicado pela mobilidade inter-regional;
- Modelo III: modelo explicado pela mobilidade intrarregional;
- Modelo IV: modelo explicado pelas mobilidade inter-regional e mobilidade intrarregional;
- Modelo V: modelo explicado pela mobilidade interfirma.

A Tabela 1 apresenta os resultados das estimações dos modelos tendo como variável dependente a taxa de crescimento anual da remuneração média regional de trabalho.

Os testes AR (1) e AR (2), os quais verificam a autocorrelação dos termos de erro para todos os modelos GMM, indicam que as defasagens das variáveis são exógenas, sendo assim bons instrumentos. O teste de Sargan, por seu turno, indica que os instrumentos são exógenos como um grupo. Ademais, como o número de instrumentos não ultrapassa o número de grupos, os modelos GMM passam nos testes de diagnóstico, podendo ser utilizados para minimizar a endogeneidade.

Dessa forma, pelos resultados da Tabela 1, destaca-se que apenas os modelos que levam em conta a mobilidade intrarregional apresentaram resultados significativos. No modelo III, o grau de especialização apresentou sinal positivo, indicando que a mobilidade intrarregional de indivíduos qualificados atuando no mesmo setor a quatro dígitos impacta positivamente na taxa de crescimento da remuneração. Uma possível explicação é a ocorrência de inovações incrementais que por sua vez acabam aumentando a produtividade dos trabalhadores. O grau de especialização pode ser considerado um indicador de externalidades marshalianas, pois seu sinal positivo e significativo indica que a formação de mercados de trabalhos regionais com indivíduos atuando nos mesmos setores promove o crescimento regional. Os resultados do modelo IV confirmam os resultados do modelo

⁵ Em todos os modelos, as variáveis explicativas foram logaritimizadas.

III, indicando que o grau de especialização intrarregional é um impulsionador do crescimento regional.

Um dos diferenciais deste trabalho é a divisão entre os fluxos de mobilidade. Ao se compararem os resultados dos modelos de mobilidade inter-regional e intrarregional, é possível afirmar que a especialização somente apresenta um impacto significativo quando os indivíduos são da mesma Regic. Uma possível explicação seria que, mesmo atuando nos mesmos setores, a transmissão de conhecimento seria dificultada devido às especificidades regionais. Outra afirmação que pode ser feita é que a mobilidade intrarregional cria regiões especializadas que por sua vez impulsionam o crescimento regional.

Em nenhum dos modelos, os graus de variedade relacionada e variedade não relacionada apresentaram resultados significativos, diferente de outros trabalhos (FRENKEN et al., 2007; BOSCHMA et al., 2014). Isso é um indicativo de que existe uma grande distância cognitiva entre os setores industriais brasileiros, em que mesmo a migração intrarregional de indivíduos atuando em setores a dois dígitos, essa não apresentou impacto no crescimento regional. As firmas industriais brasileiras parecem ser impactadas apenas por indivíduos que atuam no mesmo setor a quatro dígitos, que indica uma falta de capacidade de absorção de conhecimento diferente do que produzem. Desse modo, é possível afirmar que, no caso empírico brasileiro de mobilidade de trabalhadores qualificados em setores industriais, apenas a similaridade de conhecimento possui um impacto positivo no crescimento da taxa de remuneração média.

Os diferentes resultados dos impactos das externalidades de trabalho no crescimento é um reflexo do grau de desenvolvimento brasileiro. Os resultados dos modelos de mobilidade inter-regionais indicaram que o espraiamento de conhecimento no Brasil encontra dificuldades de acontecer entre regiões para qualquer tipo de conhecimento analisado, isso pode ser resultado de uma grande distância tecnológica entre as regiões, o que impossibilita a absorção eficaz de conhecimento advindo de migrações inter-regionais.

O baixo investimento em P&D das firmas pode ser uma explicação para dificuldade de absorção de conhecimento, de modo que as firmas não são capazes de aproveitar o conhecimento adquirido por meio da mobilidade de indivíduos. Como explicado anteriormente, caso a distância cognitiva entre o indivíduo qualificado e a firma de destino seja muito grande, o conhecimento adquirido não é assimilado. Os resultados indicam que apenas conhecimentos similares são impulsionadores de crescimento, isso reflete que as firmas brasileiras não são capazes de absorver outros tipos de conhecimentos.

Dos controles utilizados, apenas a mobilidade líquida não apresentou significância em todos os modelos. Os sinais positivos do capital humano e da taxa de mobilidade indicam que a presença de indivíduos qualificados impacta de forma positiva na produtividade do trabalho, medida por salários. Como a mão de obra qualificada é considerada mais produtiva (FRATESI, 2014) e a mobilidade de trabalhadores é vista na literatura como um investimento em capital humano, os sinais dessas variáveis vão de acordo com a literatura.

Tanto a densidade populacional quanto o P&D industrial apresentaram sinais negativos. O sinal da densidade indica que regiões menos densas apresentam maior crescimento dos salários no período. De forma análoga, a capacidade de P&D regional parece afetar negativamente o crescimento salarial das regiões. Ou seja, o maior crescimento regional dos salários ocorre em regiões com fraca capacidade de P&D.

Os resultados das estimações deste trabalho mostram a similaridade de conhecimento nos fluxos de mão de obra qualificada como o principal impulsionador de crescimento regional, agindo como um indicador de externalidades MAR. A formação de mercados de trabalho especializados impactam positivamente a taxa de remuneração regional.

Pela análise empírica deste trabalho, o transbordamento de conhecimento advindo da mobilidade de mão de obra qualificada apresentou um caráter regional e setorial, não ocorrendo de uma região para outra, nem entre setores. No longo prazo, isso indicaria um efeito de *lock-in* que pode ser danoso ao crescimento econômico.

Tabela 1– Determinantes da taxa de crescimento anual da remuneração média regional para os anos 1996-2008

Variáveis	(I)	(II)	(III)	(IV)	(V)
Taxa de remuneração (t-1)	-0,02** (-0,01)	-0,02** (-0,01)	-0,02** (-0,01)	-0,02** (-0,01)	-0,02** (-0,01)
Especialização inter-regional		0,05 (-0,12)		0,01 (-0,17)	
Variedade relacionada inter-regional		(0,18)		(0,14)	
Variedade não relacionada inter-regional		(-0,18)		(-0,18)	
Especialização intrarregional		-0,08 (-0,16)	0,51*** (-0,17)	0,52*** (-0,17)	
Variedade relacionada intrarregional			-0,17 (-0,32)	-0,14 (-0,32)	
Variedade não relacionada intrarregional			-0,15 (-0,30)	-0,13 (-0,29)	
Especialização interfirma					0,07 (-0,15)
Variedade relacionada interfirma					0,15 (-0,18)
Variedade não relacionada interfirma					-0,09 (-0,16)
Densidade pop	-0,00*** (-0,00)	-0,00*** (-0,00)	-0,00*** (-0,00)	-0,00*** (-0,00)	-0,00*** (-0,00)
Capital humano	5,24*** (-0,30)	5,25*** (-0,29)	5,26*** (-0,30)	5,26*** (-0,29)	5,25*** (-0,29)
P&D industrial	-2,67*** (-0,78)	-2,68*** (-0,78)	-2,66*** (-0,78)	-2,66*** (-0,78)	-2,67*** (-0,78)
Mobilidade líquida	0,00 (-0,00)	0,00 (-0,00)	0,00 (-0,00)	0,00 (-0,00)	0,00 (-0,00)
Taxa de mobilidade	0,49*** (-0,14)	0,43** (-0,18)	0,48*** (-0,14)	0,46** (-0,18)	0,43** (-0,17)
Constante	-0,22*** (-0,04)	-0,22*** (-0,04)	-0,24*** (-0,04)	-0,24*** (-0,04)	-0,03 (-0,04)
Observações	5.362	5.362	5.362	5.362	5.362
Número de Regiões	474	474	474	474	474
Dummy de ano	SIM	SIM	SIM	SIM	SIM
Grupos	474	474	474	474	474
Instrumentos	29	68	68	107	68
AR1	0,008	0,007	0,007	0,006	0,007
AR2	0,759	0,752	0,750	0,748	0,754
Teste Sargan	0,981	1,000	1,000	1,000	1,000

Nota: 1) Erros padrões nos parênteses; 2) *** p<0,01; ** p<0,05; * p<0,1; 3) L. é o operador de defasagem temporal.
Fonte: Elaboração dos autores.

7. Teste de robustez

Utilizaram-se estimações da taxa de crescimento anual do emprego regional como testes de robustez para os resultados da Tabela 1, sendo estes apresentados na Tabela 2.

Ao se utilizar a taxa de crescimento anual do emprego como indicador de crescimento, os resultados corroboram os resultados da Tabela 1, indicando que o grau especialização intrarregional é o principal impulsionador de crescimento regional no Brasil. Além disso, os modelos estimados passam em todos os testes de diagnósticos do modelo GMM.

Tabela 2 – Teste de robustez utilizando a taxa de crescimento anual do emprego como variável dependente para os anos 1996-2008

Variáveis	(I)	(II)	(III)	(IV)	(V)
Taxa de emprego (t-1)	-0,05*** (-0,01)	-0,04*** (-0,01)	-0,05*** (-0,01)	-0,04*** (-0,01)	-0,05*** (-0,01)
Especialização inter-regional		0,05 (-0,07)		0,04 (-0,07)	
Variedade relacionada inter-regional		0,09 (-0,08)		0,08 (-0,08)	
Variedade não relacionada inter-regional		-0,01 (-0,07)		-0,02 (-0,07)	
Especialização intrarregional			0,20*** (-0,08)	0,21*** (-0,07)	
Variedade relacionada intrarregional			-0,09 (-0,14)	-0,08 (-0,14)	
Variedade não relacionada intrarregional			-0,17 (-0,13)	-0,16 (-0,13)	
Especialização interfirma					0,04 (-0,07)
Variedade relacionada interfirma					0,07 (-0,08)
Variedade não relacionada interfirma					-0,04 (-0,07)
Densidade pop	-0,00*** (-0,00)	-0,00*** (-0,00)	-0,00*** (-0,00)	-0,00*** (-0,00)	-0,00*** (-0,00)
Capital humano	1,96*** (-0,13)	1,98*** (-0,13)	1,98*** (-0,13)	1,99*** (-0,13)	1,97*** (-0,13)
P&D industrial	-1,21*** (-0,35)	-1,21*** (-0,35)	-1,20*** (-0,35)	-1,20*** (-0,35)	-1,20*** (-0,35)
Mobilidade líquida	0,00 (-0,00)	0,00 (-0,00)	0,00 (-0,00)	0,00 (-0,00)	0,00 (-0,00)
Taxa de mobilidade	0,22*** (-0,06)	0,17** (-0,08)	0,21*** (-0,06)	0,18** (-0,08)	0,19** (-0,08)
Constante	-0,03* (-0,02)	0,03* (-0,02)	-0,04** (-0,02)	0,03 (-0,02)	0,03* (-0,02)
Observações	5.362	5.362	5.362	5.362	5.362
Número de Regics	474	474	474	474	474
Dummy de ano	SIM	SIM	SIM	SIM	SIM
Grupos	474	482	482	482	482
Instrumentos	29	68	68	107	68
AR1	0,007	0,007	0,007	0,006	0,007
AR2	0,495	0,481	0,461	0,45	0,484
Teste Sargan	0,668	0,999	0,912	0,999	0,674

Nota: 1) Erros padrões nos parênteses; 2) *** p<0,01; ** p<0,05; * p<0,1; 3) L. é o operador de defasagem temporal.
Fonte: Elaboração dos autores.

8. Conclusões

O principal objetivo deste trabalho foi estimar os impactos das externalidades de trabalho, capturadas por meio da mobilidade de mão de obra qualificada, no crescimento regional brasileiro, para os anos de 1996 até 2008.

Uma das principais contribuições do presente trabalho foi fazer uma diferenciação dos fluxos de mobilidade em inter-regional e intrarregional, além de diferenciar os tipos de conhecimentos adquiridos através da mobilidade de indivíduos por meio de graus de especialização, variedade relacionada e não relacionada. Levando em conta essas diferenciações, é possível analisar de forma

mais precisa de que modo a migração de indivíduos qualificados afeta o crescimento da região de destino. Até o conhecimento dos autores, não existem trabalhos brasileiros que possuam abordagem semelhante.

Os resultados indicaram que a similaridade de conhecimento, capturada por meio do grau de especialização, é o principal impulsionador de crescimento regional, podendo ser utilizada como um indicador de externalidades MAR. Além disso, apenas o grau de especialização intrarregional apresentou impacto significativo no crescimento da taxa de remuneração provavelmente devido à ocorrência de inovações incrementais que aumentam a produtividade das regiões.

Na análise empírica deste trabalho, o conhecimento relacionado não apresentou impacto significativo no crescimento regional. Isso é um indício de que os setores industriais brasileiros apresentam uma grande distância cognitiva entre si dado que não conseguiram aproveitar o conhecimento advindo da mobilidade de mão de obra oriunda de outros setores a quatro dígitos.

Pode-se afirmar, portanto, que o transbordamento de conhecimento no Brasil apresenta um caráter local, pois apenas a mobilidade dentro do mesmo setor e mesma região apresentou impacto no crescimento regional. Dito isso, é necessária a criação de políticas que busquem diminuir a distância cognitiva entre os setores, como o aumento de investimento em P&D nas firmas, a fim de aumentar seu conhecimento interno e capacitá-las a receber de forma mais eficaz a mão de obra qualificada migrante. Isso se torna necessário, pois a similaridade de conhecimento no longo prazo pode causar um efeito de *lock-in* em que nenhum novo conhecimento é gerado.

Os mapas de externalidade de trabalho intrarregional mostram que o grau de especialização é mais homogêneo e intenso do que os demais. Isso indica que as regiões brasileiras tendem a manter indivíduos qualificados atuando nos mesmos setores. Enquanto nos mapas de externalidade de trabalho inter-regional, a variedade de conhecimento é mais intensa do que a similaridade, em outras palavras, os indivíduos ao migrarem de região tendem também a mudar de setor a quatro dígitos.

Para pesquisas futuras, é interessante a criação de externalidades de trabalho de mobilidade mão de obra não qualificada para avaliar se seus impactos no crescimento regional diferem dos utilizados neste trabalho. Além disso, devem-se utilizar outros métodos para analisar a proximidade cognitiva entre os setores, fora a classificação CNAE.

Referências

- ARELLANO, M.; BOND, S. Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations. *The review of economic studies*, v. 58, n. 2, p. 277-297, 1991.
- ARROW, K. Economic welfare and the allocation of resources for invention. In: National Bureau of Economic Research. *The rate and direction of inventive activity: Economic and social factors*. Princeton University Press, 1962. p. 609-626.
- ATTARAN, M. Industrial diversity and economic performance in US areas. *The Annals of Regional Science*, v. 20, n. 2, p. 44-54, 1986.
- BOEKER, W. Executive migration and strategic change: The effect of top manager movement on product-market entry. *Administrative Science Quarterly*, p. 213-236, 1997.
- BOSCHMA, R.; ERIKSSON, R. H.; LINDGREN, U. Labour market externalities and regional growth in Sweden: the importance of labour mobility between skill-related industries. *Regional Studies*, v. 48, n. 10, p. 1669-1690, 2014.
- BOSCHMA, R.; ERIKSSON, R.; LINDGREN, U. How does labour mobility affect the performance of plants? The importance of relatedness and geographical proximity. *Journal of Economic Geography*, v. 9, n. 2, p. 169-190, 2009.

- BOSCHMA, R.; IAMMARINO, S. Related variety, trade linkages, and regional growth in Italy. *Economic Geography*, v. 85, n. 3, p. 289-311, 2009.
- DA MATA, D.; OLIVEIRA, C. W. A.; PIN, C.; RESENDE, G. *Migração, Qualificação e Desempenho das Cidades Brasileiras*. Dinâmica dos Municípios. Brasília: IPEA, p. 289-322, 2008.
- FAGGIAN, A., MCCANN, P. Human capital, graduate migration and innovation in British regions. *Cambridge Journal of Economics*, v. 33, p. 317-333, 2009.
- FAGGIAN, A.; MCCANN, P.; SHEPPARD, S. Some evidence that women are more mobile than men: gender differences in UK graduate migration behavior. *Journal of Regional Science*, v. 47, n. 3, p. 517-539, 2007.
- FELDMAN, M. P. *The geography of innovation*. Kluwer Academic Publishers, Boston, 1994.
- FELDMAN, M. P.; AUDRETSCH, D. B. Innovation in cities: Science-based diversity, specialization and localized competition. *European Economic Review*, v. 43, n. 2, p. 409-429, 1999.
- FRATESI, U. Editorial: The Mobility of High-Skilled Workers—Causes and Consequences. *Regional Studies*, v. 48, n. 10, p. 1587-1591, 2014.
- FRATESI, U.; PERCOCO, M. Selective migration, regional growth and convergence: evidence from Italy. *Regional Studies*, v. 48, n. 10, p. 1650-1668, 2014.
- FREGUGLIA, R.; GONÇALVES, E.; DA SILVA, E. R. Composition and determinants of the skilled out-migration in the Brazilian formal labor market: A panel data analysis from 1995 to 2006. *Economia*, v. 15, n. 1, p. 100-117, 2014.
- FRENKEN, K.; VAN OORT, F.; VERBURG, T. Related variety, unrelated variety and regional economic growth. *Regional Studies*, v. 41, n. 5, p. 685-697, 2007.
- GLAESER, E. L., KALLAL, H., SCHEINKMAN, J.; SHLEIFER, A. Growth in cities, *Journal of Political Economy*, 100, p. 1126-1152, 1992.
- HARTOG, M.; BOSCHMA, R.; SOTARAUTA, M. The impact of related variety on regional employment growth in Finland 1993-2006: high-tech versus medium/low-tech. *Industry and Innovation*, v. 19, n. 6, p. 459-476, 2012.
- HAUG, P. Diversifikation und regionale Wirtschafts-und Beschäftigungsentwicklung. Eine empirische Analyse für ausgewählte deutsche Gebiete. *Review of Regional Research*, v. 24, n. 2, p. 177-195, 2004.
- IBGE - Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. *Regiões de influência das cidades 2007*. Rio de Janeiro, 2008.
- JACOBS, J. *The Economy of Cities*. New York-United States: Vintage, 1969. 268p.
- JAFFE A. B.; TRAJTENBERG, M.; HENDERSON. R. Geographic localization of knowledge spillovers as evidenced by patent citations. *Quarterly Journal of Economics*, v. 108, n. 3, p. 577-598, 1993.
- KRUGMAN, P. *Geography and Trade*. MIT Press, Cambridge MA, 1991.
- LOS B. The empirical performance of a new inter-industry technology spillover measure. In: SAVIOTTI, P. P.; NOOTEBOOM, B. (Eds) *Technology and Knowledge*, p. 118-151, Edward Elgar, Cheltenham, 2000.

- LUCAS, R. E. On the mechanics of economic development. *Journal of Monetary Economics*, v. 22, p. 3-42, 1988.
- MARSHALL, A. *Princípios de economia*. São Paulo: Nova Cultural, 1920.
- NETTO JR., J. L. S.; MOREIRA, I. T. Migrações e diferenciais de renda estaduais: uma análise por dados em painel no período de 1950-2000. In: *Anais do Encontro Transdisciplinar sobre Espaço e População & Encontro Nacional Sobre Migrações*. 3, 2003, Campinas. Campinas: NEPO/ABEP, 2003.
- Ó HUALLACHÁIN, B.; LEE, D-S. Technological specialization and variety in urban invention. *Regional Studies*, v. 45, n. 1, p. 67-88, 2011.
- ROMER, P. M. Increasing returns and long-run growth. *Journal of Political Economy*, v. 94, n. 5, p. 1002-1037, 1986.
- SABBADINI, R.; AZZONI, C. R. Migração interestadual de pessoal altamente educado: evidências sobre a fuga de cérebros. In: 34º Encontro Nacional de Economia, 2006, Salvador. *Anais... Associação Nacional dos Centros de Pós-Graduação em Economia*, 2006.
- SAXENIAN, A. *Regional Advantage*. Harvard University Press, 1994.
- SIMONEN, J.; SVENTO, R.; MCCANN, P. The regional and sectoral mobility of high-tech workers: insights from Finland. *The Annals of Regional Science*, p. 1-28, 2016.
- TRIPPL, M. Scientific mobility and knowledge transfer at the interregional and intraregional level. *Regional Studies*, v. 47, n. 10, p. 1653-1667, 2013.
- VAN OORT F. G. *Urban Growth and Innovation: Spatially bounded externalities in the Netherlands*. Aldershot: Ashgate, 2004.

REVISTA BRASILEIRA DE ESTUDOS REGIONAIS E URBANOS

