

ECONOMIC DEVELOPMENT AND CRIME IN BRAZIL: A MULTIVARIATE AND SPATIAL ANALYSIS	1-22
Pedro Henrique Batista de Barros, Isadora Salvalaggio Baggio, Alysson Luiz Stege, Cleise Maria de Almeida Tupich Hilgemberg	
REORGANIZAÇÃO ESPACIAL DA INDÚSTRIA DE TRANSFORMAÇÃO BRASILEIRA PÓS-2008: A EVOLUÇÃO DO EMPREGO FORMAL NO TERRITÓRIO	23-44
Philipe Scherrer Mendes, Ana Maria Hermeto, Gustavo Britto	
RELAÇÃO DESIGUALDADE-RENDA NO BRASIL E EM SUAS REGIÕES: HIPÓTESES DA CURVA DE KUZNETS E DO "N" PARA INDICADORES MUNICIPAIS EM MÚLTIPLAS DIMENSÕES	45-72
Luis Gustavo Nascimento de Paula, Carlos César Santejo Saiani	
DESIGUALDADES SOCIOECONÔMICAS: UMA ANÁLISE SOBRE OS DETERMINANTES DA TAXA DE MORTALIDADE INFANTIL NOS MUNICÍPIOS BRASILEIROS	73-97
Valéria Andrade Silva, Fábio Rodrigues de Moura, Fernanda Esperidião, Caio Henrique Mota Silva Baptista	
EFICIÊNCIA NO GERENCIAMENTO PÚBLICO COM A SAÚDE PARA OS MUNICÍPIOS CEARENSES	98-118
Erivelton de Souza Nunes, Eliane Pinheiro de Sousa	
EVOLUÇÃO DAS AGLOMERAÇÕES PRODUTIVAS DA INDÚSTRIA DE ALIMENTOS E BEBIDAS NA REGIÃO SUL	119-140
Pietro André Telatin Paschoalino, José Luiz Parré, Marcos Aurelio Rodrigues	
MIGRAÇÃO, SELEÇÃO E DIFERENCIAIS DE RENDA NA REGIÃO NORTE DO BRASIL EM 2010	141-160
Yuri Cesar de Lima e Silva, Luís Abel da Silva Filho, Daniella Medeiros Cavalcanti	

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

Alexandre Alves Porsse, UFPR.
Weslem Rodrigues Faria, UFJF.

EDITORES ASSISTENTES

Vinicius de Almeida Vale, UFPR.
Inácio Fernandes de Araújo Junior, USP.

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*.



Revista Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos (RBERU)

v. 13, n. 1, p. 1-22, 2019

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

ECONOMIC DEVELOPMENT AND CRIME IN BRAZIL: A MULTIVARIATE AND SPATIAL ANALYSIS*

Pedro Henrique Batista de Barros

Mestre em Economia pela Universidade Estadual de Ponta Grossa (UEPG)

E-mail: batistahpedro@gmail.com

Isadora Salvalaggio Baggio

Graduanda em Arquitetura e Urbanismo na Pontifícia Universidade Católica (PUC/PR)

E-mail: isadora_baggio@hotmail.com

Alysson Luiz Stege

Professor Adjunto do Departamento de Economia da Universidade Estadual de Ponta Grossa (UEPG)

E-mail: alyssonstege@gmail.com

Cleise Maria de Almeida Tupich Hilgemberg

Professora Adjunta do Departamento de Economia da Universidade Estadual de Ponta Grossa (UEPG)

E-mail: cmatupich@gmail.com

ABSTRACT: This paper aimed to analyze the spatial distribution of crime in the 5,565 Brazilian municipalities and to investigate its relationship with local economic development. More specifically, we analyze the presence of spatial dependence and heterogeneity as well as spatial clusters among the municipalities, using Exploratory Spatial Data Analysis (ESDA) and homicide rate as a proxy for crime. Due to the large number of socioeconomic variables identified in the literature as important to explain crime, we created an Economic Development Index (EDI) for Brazilian municipalities that synthesizes all possible influences, using factor analysis from multivariate statistics. We also grouped municipalities with dissimilar crime and economic development characteristics via cluster analysis. The results show that both economic development and crime are spatially concentrated in Brazil, suffering from spatial dependence. In addition, the EDI and crime are negatively associated for most Brazilian municipalities both in spatial and cluster analysis, indicating that economic development is a crime inhibitor. However, there are some municipalities where economic development is not capable of barring crime advancement, which requires special attention by researchers and public agents.

Keywords: Economics of crime; Economic development index; Multivariate and spatial analysis.

JEL Codes: R1; O18.

**Recebido em: 01/05/2018. Aceito em: 06/03/2019.*

DESENVOLVIMENTO ECONÔMICO E CRIMINALIDADE NO BRASIL: UMA ANÁLISE MULTIVARIADA E ESPACIAL

RESUMO: Este trabalho teve como objetivo analisar a distribuição espacial da criminalidade nos 5.565 municípios brasileiros e investigar sua relação com o desenvolvimento econômico local. Mais especificamente, analisou-se a presença de dependência e heterogeneidade espacial, bem como a de *clusters* espaciais entre os municípios, utilizando-se da Análise Exploratória de Dados Espaciais (AEDE) e da taxa de homicídios como *proxy* para a criminalidade. Devido à grande quantidade de variáveis socioeconômicas identificadas na literatura como importantes para explicar o nível de criminalidade, buscou-se criar um Índice de Desenvolvimento Econômico (IDE) para os municípios brasileiros que sintetizasse todas as possíveis influências, utilizando-se da análise fatorial advinda da estatística multivariada. Também se realizou uma análise de agrupamentos com a finalidade de agrupar municípios com características dissimilares no que tange à criminalidade e ao desenvolvimento. Os resultados demonstram que tanto o IDE quanto a criminalidade estão espacialmente concentrados, sofrendo de dependência espacial. Além disso, o IDE e a criminalidade estão negativamente associados para a maioria dos municípios brasileiros, tanto na análise espacial quanto na de cluster, indicando que desenvolvimento econômico é um inibidor de criminalidade. Entretanto, existem alguns municípios onde o desenvolvimento não é capaz de barrar o avanço da criminalidade, fato que torna necessário uma atenção especial por parte de pesquisadores e agentes públicos.

Palavras-chave: Economia do crime; Indicador de desenvolvimento econômico; Análise multivariada e espacial.

Classificação JEL: R1; O18.

1. Introduction

Brazil has historically suffered socially and economically from crime, especially in the major cities of the country, a fact that imposes an obstacle to social and economic development due to its high cost to society. According to the Relatório de Conjuntura n. 4 (BRASIL, 2018)¹, the costs of crime in Brazil grew strongly between 1996 and 2015, from about R\$113 billion to R\$285 billion, an average increment of 4.5% per year, reaching 4.38% of the national income.

According to Waiselfisz (2012), Brazil witnessed 13,910 homicides in 1980, a relatively small number when compared to the 49,932 exhibited in 2010. This represents an increase of approximately 260% in the period, a growth of 4.4% per year. In addition, according to the 11º Anuário Brasileiro de Segurança Pública (2017), the country recorded 61,000 homicides in 2016, which represents a rate of 29.9 per 100,000 inhabitants. These numbers make Brazil one of the most violent countries in the world. In this context, the World Health Organization (WHO, 2018) certified Brazil, in 2016, as the country with the ninth highest homicide rate in the world and the fifth in America, less violent than only Colombia (43.1), El Salvador (46) Venezuela (49.2) and Honduras (55.5).

Therefore, despite the relevance of the issue, especially in the Brazilian context, most papers tend to focus on only certain regions of the country, not covering all municipalities at the same time, from a national perspective (ALMEIDA et al., 2005; OLIVEIRA, 2008; SHIKIDA, 2009; SHIKIDA, 2012; ALMEIDA; GUANZIROLI, 2013; PLASSA; PARRÉ, 2015; ANJOS JÚNIOR et al., 2016; SASS et al., 2016). Those who seek to understand the crime dynamics at the national level, normally use aggregated data (states and microregions), or only part of the municipalities (mainly the most populous ones) (ARAÚJO; FAJINZYLBER, 2001; KUME, 2004; LOUREIRO;

¹ Elaborated by the *Secretaria Especial de Assuntos Estratégicos da Presidência da República*.

CARVALHO JÚNIOR, 2007; CERQUEIRA, 2010; RESENDE; ANDRADE, 2011; SANTOS; SANTOS FILHO, 2011; UCHÔA; MENEZES, 2012; BECKER; KASSOUF, 2017). The work done by Oliveira (2005) was the only one that used all the municipalities in the country, but the author did not use any of the methodologies proposed in this paper. In order to understand the crime dynamics in Brazil, thus, there is a need for studies that address this problem from a national perspective.

To fill this gap in the literature, the present paper aims to characterize the spatial distribution of crime among Brazilian municipalities, specifically the presence of spatial dependence and heterogeneity, as well as the formation of significant clusters. We seek to test the hypothesis that crime suffers from spatial effects; in other words, that it is spatially concentrated in certain regions throughout the territory. In order to achieve the objective proposed, we use Exploratory Spatial Data Analysis (ESDA) as a tool to identify and measure such spatial effects. Although there are no studies that have investigated this matter considering all Brazilian municipalities, many papers that investigate crime at the local or aggregate levels have identified the spatial component as important to explain crime distribution in Brazil (ALMEIDA et al., 2005; OLIVEIRA, 2008; ALMEIDA; GUANZIROLI, 2013; PLASSA; PARRÉ, 2015; ANJOS JÚNIOR et al., 2016; SASS et al., 2016; GOMES et al., 2017).

In addition, we have created an Economic Development Index (EDI) for Brazilian municipalities in order to determine whether crime is related with local economic development. For such, we use multivariate statistical techniques - specifically factor analysis - and chose the variables that would compose the indicator based not only on purely economic elements, but also on social factors that may possibly influence crime levels. According to Sen (2000), economic development is not only associated with variables such as product growth, productivity level and technological advances, but also with other social factors associated with personal well-being. Finally, we investigate the relationship between our EDI and crime levels using bivariate spatial correlation and cluster analysis.

Authors such as Shikida (2009), Shikida and Oliveira (2012) and Plassa and Parré (2015) confirmed the relationship between crime and economic development in regional studies for Paraná, also using multivariate statistical techniques. In other words, regions with low economic development presented, according to the authors, higher levels of crime. Despite the importance of this issue for Brazil, there are no studies that aimed to verify the relationship between crime and economic development in the 5,565 municipalities of the country.

Therefore, a spatial and multivariate approach to crime is an important contribution to the national literature on the subject, given the absence of studies seeking to implement these methods for this geographic scope. In addition to this introduction, this paper is structured into four more sections. The second describes the theoretical framework on the determinants of crime. In the third, we detail the methodology and database used in the work. The results found and ensuing analysis are described in the fourth section. Finally, the fifth section presents the final considerations.

2. Theoretical framework

In economic theory, Becker (1968) formalized how agents make decisions about whether or not to commit a crime. The basic hypothesis of the model is that individuals rationally decide to participate in criminal activities when their expected utility is greater than that of other alternatives. Thus, the difference in costs and benefits for each agent are the factors determine their decision to commit a crime or not.

The function of offenses that an individual would commit, as stated by Becker (1968), is mathematically represented by:

$$O_j = O_j(\rho_j, f_j, u_j) \quad (1)$$

where O_j is the number of offenses that an individual would commit in a certain period; ρ_j is the probability of being condemned; f_j is the punishment received when convicted; u_j is a variable representing all other influences, such as the income expectation for other activities, level of education, social conditions, among others. An increase in ρ_j or f_j is responsible for a decrease in the number of offenses committed. In other words, it makes the opportunity cost greater for the individual. Therefore, its partial derivatives are less than zero:

$$O_{\rho_j} = \frac{\partial O_j}{\partial \rho_j} < 0 \quad \text{and} \quad O_{f_j} = \frac{\partial O_j}{\partial f_j} < 0 \quad (2)$$

As already mentioned, offenses will only be committed when the expected utility of the activity is greater than the alternatives. The individual utility function j is represented by

$$EU_j = \rho_j U_j(Y_j - f_j) + (1 - \rho_j) U_j(Y_j) \quad (3)$$

where Y_j is the income, monetary plus psychological, from an offence for the individual j ; U_j is its utility function. The marginal utilities from ρ_j , f_j and Y_j are: $\frac{\partial EU_j}{\partial \rho_j} < 0$, $\frac{\partial EU_j}{\partial f_j} < 0$ and $\frac{\partial EU_j}{\partial Y_j} > 0$. The decrease in the number of offenses due to an increase in ρ_j and f_j is closely related to the fall in expected utility by individual j .

The distinct O_j offers can be added to obtain the aggregate supply of offenses (market offense function), and this sum depends on the values of ρ_j , f_j and u_j . These parameters will likely vary considerably among individuals due to factors such as age, intelligence, education, crime history, among others. However, for simplicity, we only considered the mean value for these variables, resulting in the market offense function, as follows

$$\rho = \sum_{j=1}^n \frac{O_j \rho_j}{\sum_{i=1}^n O_i} \quad , \quad f = \sum_{j=1}^n \frac{O_j f_j}{\sum_{i=1}^n O_i} \quad \text{and} \quad u = \sum_{j=1}^n \frac{O_j u_j}{\sum_{i=1}^n O_i} \quad (4)$$

and

$$O = O(\rho, f, u) \quad (5)$$

The next subsection brings a brief review of the literature on the determinants of crime which we will use as basis for the choice of variables to be included in the economic development indicator.

2.1 Determinants of crime

In Sociology, one theory commonly used to explain crime is Shaw and Mckay's (1942) social disorganization theory, which states that socioeconomic factors are important to explain crime. (GLAESER; SACERDOTE, 1999; PAIM et al., 1999; BEATO FILHO et al., 2001; RIVERO, 2010; SANTOS; SANTOS FILHO, 2011; BARCELLOS; ZALUAR, 2014; SASS et al., 2016). Its central idea is that the place where an individual resides is important in explaining the likelihood of them engaging in criminal activity. Poor housing conditions associated with poverty, unemployment, inequality, lack of incentives to attend school, with a neighborhood similar or even worse conditions, can greatly influence the upbringing of an individual. These factors, among others, can cause a lack of social cohesion, leading to marginalization and increase in the probability of participating in criminal activities (BURSIK, 1988; KUBRIN, 2009). In summary,

the theory helps to illustrate the u_j variable in (1), which represents all other influences not directly model in Becker (1968), which will support the Index creation.

In Brazil, economic development due to the industrialization of urban centers, such as in the cases of São Paulo and Rio de Janeiro, has widened regional and social imbalances in the country, inducing an intense demographic and migratory growth. However, these centers have not managed to successfully allocate migrants in physical spaces that had already been occupied. In addition, cities have faced an increasing supply of labor unaccompanied by demand (job shortages), forcing migrants into outskirts and subnormal clusters (favelas). These places, generally arranged in a disorderly and dense manner, lack, for the most part, essential public services and exhibit low-income concentration (BRITO, 2006). Based on the theory of social disorganization, several studies have indeed demonstrated that Brazilian homicides are concentrated in regions with low human development index (HDI), lack of public services (security, schools, hospitals, etc.), precarious urban infrastructure, among others, and which are often occupied by poor populations. (CRUZ; CARVALHO, 1998; SZWARCOWALD et al., 1998; CANO, 1998; PAIM et al., 1999; BEATO FILHO et al., 2001; RIVERO, 2010; CANO; BORGES, 2012; BARCELLOS; ZALUAR, 2014).

Moreover, the problem of social disorganization does not affect the entire population equally. Young people are especially susceptible to socioeconomic problems, especially when it comes to financial situation and unemployment. Araújo Junior and Fajnzylber (2001) and Uchôa and Menezes (2012) confirmed this hypothesis for the Brazilian reality, in addition to providing evidences supporting that the young are the main group that commits homicide in the country. Loureiro and Carvalho Junior (2007) and Resende and Andrade (2011) presented similar results in their investigations, finding that individuals between 15 and 24 years old had a determining role to explain the crime level in Brazil. Therefore, we can infer that, the greater the participation of this group in the total population, the higher the homicide rate is.

Another important determinant of crime, especially because it affects young people more intensely, is the unemployment rate (ARAÚJO; FAJNZYLBER, 2001; PHILLIPS; LAND, 2012). Andersen (2012) and Fallahi et al. (2012) argue that unemployment, by affecting the opportunity cost of individuals, can induce them to commit illegal acts. Moreover, according to the authors, this effect is aggravated in situations of persistent unemployment, which reflects relevant structural problems in the regional socioeconomic development. In the specific case of Brazil, authors such as Scorzafave and Soares (2009), Sachside et al. (2010), and Becker and Kassouf (2017) confirmed the relevance of this variable to explain crime in the country.

According to Glaeser and Sacerdote (1999), the degree of urbanization and the demographic density of a locality also play an important role in explaining crime. A high level of urbanization in a given municipality or region, for example, increases the likelihood and ease with which criminals organize and exchange information. In addition, a high population density can result in anonymity among individuals, making it difficult to identify criminals, which reduces the probability of them being caught. Crime opportunities expand with the concentration of economic resources and people in densely populated areas. These factors help to raise the benefits of crime while reducing the likelihood of lawful apprehension, making urbanization an important element in determining crime. Uchôa and Menezes (2012), Resende and Andrade (2011), and Becker and Kassouf (2017) confirmed urbanization as an important variable to explain crime differences between Brazilian states. In addition, the authors argue that it is possibly one of the main reasons for crime being concentrated in large urban centers, along its associated socioeconomic problems.

According to Suliano and Oliveira (2013) and Sass et al. (2016), education also plays an important role in inhibiting crime. By increasing the population schooling, the opportunity cost of individuals becomes higher in practicing illicit activities. These factors have a great potential to reduce the overall criminality. Better qualification enables individuals to earn higher paychecks and to have more opportunities in legal activities, reducing the need to join illegal ones. These elements induce a crime reduction, especially in relation to violent and heinous crimes such as murder. For

Brazil, Kume (2004) found evidence that a one-year increase in schooling has the potential to reduce homicide rates by approximately 6% in the short term and 12% in the long term. In addition, Becker and Kassouf (2017), investigating the impact of education spending on homicide rates in Brazilian states, identified its importance as an instrument to inhibit crime. The authors found a 0.1 negative elasticity, indicating that a 1% increase on education spending is capable of reducing homicide rates in the country by 0.1%.

Mendonça et al. (2003), analyzing all Brazilian states using a panel-based methodology, found that inequality was also an important crime determinant in the 1987-1995 period. In addition, the authors proposed a theoretical model to explain such a relationship between inequality and crime. According to Mendonça et al. (2003), consumption has a benchmark imposed by society's standards, which may imply the individual's dissatisfaction when this consumption level is not satisfied due to economic impossibilities. In this perspective, based on Becker (1968), the authors theoretically demonstrate that the income required by agents to stay out of crime increases by an amount directly related to their degree of dissatisfaction. Finally, authors such as Loureiro and Carvalho Junior (2007), Scorzafave and Soares (2009), Resende and Andrade (2011), Sass et al. (2016) and Becker and Kassouf (2017) also stress the importance of social inequality in understanding crime in Brazil.

Shikida (2009), Shikida and Oliveira (2012) and Plassa and Parré (2015) are the only studies that specifically analyzed the relationship between economic development and crime. However, the authors considered only the municipalities in the state of Paraná. Therefore, we have no papers in the literature that aimed to investigate this phenomenon at the national level, a fact that demonstrates the need to for an empirical study to verify this relationship for all Brazilian municipalities.

In Shikida (2009) and Shikida and Oliveira (2012), the authors created an economic development indicator for the state of Paraná and, using Spearman's correlation coefficient, tried to verify its relationship with crime. The main conclusion of both studies is that crime tends to decline as the rate of development increases. Plassa and Parré (2015), in addition to creating the indicator, also used ESDA to investigate the index spatial distribution, along with the spatial correlation between development and crime. However, we do not found studies to test the relationship between development and crime using cluster analysis, concomitantly with ESDA, even when considering any geographic scope.

Given the importance of certain socioeconomic factors in determining crime, the present paper seeks to incorporate these variables to compose the proposed Economic Development Index (EDI), and then analyze its relationship with the crime rate in Brazilian municipalities.

3. Economic Development Index (EDI)

The creation of the Economic Development Index (EDI) follows the methodology derived from multivariate statistics, specifically factor analysis, due to the multi-dimensional character of economic development. Some works, such as Shikida (2009), Shikida and Oliveira (2012), Plassa and Parré (2015) adopted this methodology to verify the relationship between crime and development. The present paper presents the index based on the methodologies adopted by the mentioned authors, as well as in other studies with similar approaches, namely Melo and Parré (2007), Stege and Parré (2013), Castro and Lima (2016) and Monsano et al. (2017).

Factor analysis is a multivariate statistics method that aims to summarize information of p variables that have correlation with each other, in a number of k variables (with $k < p$, both finite and $k, n \in \mathbb{N}$). These new variables are called factors, which are obtained with the minimum loss of information possible.

The factor analysis model² used is defined as: a) $X_{p \times 1}$ is a random vector; b) with mean $\mu = (\mu_1, \dots, \mu_p)$; c) by standardizing the variables X_i , we have $Z_i = \left[\frac{X_i - \mu_i}{\sigma_i} \right]$ with $i = 1, 2, \dots, p \in \mathbb{N}$; d) $P_{p \times p}$ is the correlation matrix of the random vector $Z = (Z_i)$. By using $P_{p \times p}$, we have

$$Z_i = l_{i1}F_1 + \dots + l_{ik}F_k + \varepsilon_i \quad (6)$$

where F_k is a random vector containing k factors, which summarize the p variables; ε_i is a random error vector which contains the portion of Z_i that was not explained by the factors; L is a matrix of parameters l_{ij} to be estimated, that represents the degree of linear relationship between Z_i and F_j .

The first step of the estimation is the definition of the number k (with $< p$) of factors to compose the equation (6). This should be accomplished after the estimation of the correlation matrix $P_{p \times p}$, through the sample correlation matrix $\hat{P}_{p \times p}$. The n characteristic roots of the matrix $\hat{P}_{p \times p}$ are obtained with the characteristic equation of the $\det(\hat{P}_{p \times p} - \lambda I) = 0$, denoted by λ_i . Ordering them in descending order, we obtain $P_{p \times p}$, which is used in defining the number of factors, determined by the criterion proposed by Kaiser (1958), such that $\lambda_i \geq 1$.

Then the matrices $L_{p \times k}$ and $\psi_{p \times p}$ should be estimated. The method used here is the principal component analysis (PCA), which finds the normalized autovectors, $\hat{e}_i = (\hat{e}_{i1}, \dots, \hat{e}_{ip})$, corresponding to each eigenvalue $\lambda_i \geq 1$ ($i = 1, 2, \dots, k$.) Then, the sample correlation matrix is decomposed into

$$\hat{P}_{n \times n} = \hat{L}_{p \times k} \hat{L}'_{p \times k} + \hat{\psi}_{p \times p} \quad (7)$$

$\hat{L}_{p \times k}$ represents l_{ij} and $\hat{\psi}_{p \times p}$ denotes the error term ε_i . The next step, after the estimation and (7), will be the calculation of the scores for each sample element m .

For the present case, suppose the set $\mathcal{M} = \{1, 2, \dots, 5565\} \subset \mathbb{N}$ of Brazilian municipalities m . Therefore, for each $m = f(p)$ there are scores on factor j , such that $\forall m \in \mathcal{M}, \exists \hat{F}_{jm}$, which represents the scores of the municipality m on factor j , which can be represented as

$$\hat{F}_{jm} = \sum_{i=1}^p w_{ji} Z_{im} \quad (8)$$

where Z_{im} are the observed values of the standard variables for the m -th sample element; w_{ji} are the weights of each variable Z_i on factor F_j . The scores coefficients w_{ji} will be obtained, in turn, by estimates using the regression method.

Factors F_j often exhibit \hat{l}_{ij} with similar numerical magnitude, making the interpretation difficult. In these situations, performing an orthogonal rotation of the original factors to obtain an easy-to-interpret structure is recommended. Although any orthogonal matrix satisfies the transformation, a choice by which each \hat{l}_{ij} shows a great absolute value for just one of the factors is ideal. The present study adopts the Varimax criterion developed by Kaiser (1958), which seeks a configuration in which each factor has a small number of factor scores with high absolute values and a large number with small values.

Finally, we used two measures to check the quality of the adjustment of the factor analysis model. The first is the Kaiser-Meyer-Olkin (KMO) criterion, which is appropriate when $KMO > 0,8$. The second adjustment measure is the Bartlett sphericity test, which presents a chi-squared distribution with $\frac{1}{2}p(p-1)$ degrees of freedom. Thus, the farther away from one the eigenvalues

² For more information on the methodology adopted, see Mingoti (2005).

are ($\hat{\lambda}_i = 1$), the higher the statistic T tends to be, indicating the suitability of the factor analysis model.

The factor scores are distributed as: if $X_{jm} > 0$ (factor score j to the municipality m), then the element m suffers positive influence of the factor j . If $X_{jm} < 0$, then the contrary is valid. Therefore, factor scores will indicate whether a particular factor will contribute positively or negatively to explain economic development. We calculate the Economic Development Index (EDI) from the factorial loads because they reflect the influences of the variables used in the factor analysis model at the development level. Therefore, the EDI is

$$EDI_m = \sum_{j=1}^k \frac{\lambda_j}{tr(P_{n \times n})} F_{jm} \quad (9)$$

where, EDI_m is the index of the municipality m ; λ_j is the j -th characteristic root of the correlation matrix; k is the number of factors chosen; F_{jm} is the factorial load of the municipality m , from factor j ; $tr(P_{n \times n})$ is the trace of the correlation matrix $P_{n \times n}, n$.

To render the comparison between the indexes easier, a transformation has been performed so that the values are restricted to the 0-100 range,

$$\overline{EDI}_m = \frac{(EDI_m - EDI_{min})}{(EDI_{max} - EDI_{min})} \times 100 \quad (10)$$

where EDI_{min} is the smallest index found in (9) and EDI_{max} is the largest index found, both taking into consideration the entire sample of municipalities. After obtaining the economic development index (EDI), we classified the municipalities according to: let σ_m and μ_m be the standard deviation and the mean of the municipality m , respectively, as

1. Very high development (VHD): $\forall m$ such that $EDI_m > \mu_m + 2\sigma_m$
2. High development (HD): $\forall m$ such that $\mu_m + 2\sigma_m > EDI_m > \mu_m + \sigma_m$
3. High medium development (HMD): $\forall m$ such that $\mu_m + \sigma_m > EDI_m > \mu_m$
4. Low medium development. (LMD): $\forall m$ such that $\mu_m > EDI_m > \mu_m - \sigma_m$
5. Low development (LD): $\forall m$ such that $\mu_m - \sigma_m > EDI_m > \mu_m - 2\sigma_m$
6. Very low development (VLD): $\forall m$ such that $\mu_m - 2\sigma_m > EDI_m$

The next subsection will discuss cluster analysis and ESDA.

3.1 Cluster analysis and exploratory spatial data analysis (ESDA)

Suppose the set $\mathcal{M} = \{1, 2, \dots, 5565\} \subset \mathbb{N}$ formed by m Brazilian municipalities. The main objective of cluster analysis is to create subsets (groups) $G_1, \dots, G_n \subset \mathcal{M}$ and $G_1 \cap G_2 \dots G_{n-1} \cap G_n = \emptyset$. In addition, we have a function c (cluster) such that each element of a group possesses characteristics that are the most similar to the other elements of the group as possible. Function c is a criterion based on measures of similarity and dissimilarity (MINGOTI, 2005). For each sample element m , there is a vector of measurements X_m , defined by: $X_m = [X_{1m}, \dots, X_{pm}]'$, where X_{ij} represents the observed value of the variable i measured for the element j . Here, we use the Euclidean distance measurement, as

$$(X_l, X_k) = \sqrt{[(X_l - X_k)'(X_l - X_k)]}, \quad \text{where } l \neq k. \quad (11)$$

For building clusters, we have hierarchical and other non-hierarchical techniques. This paper uses a hierarchical³ method that consists of a grouping (function c), starting with as many groups as elements, $n = m$. From there, each sample element will be grouped up to the limit, which is $n = 1$. The final choice of the number of groups in which m is divided will be based on the observation of the Dendrogram chart, which shows all the agglomerations carried out from $n = m$ to $n = 1$.

Among the various existing hierarchical methods⁴, the Complete Linkage Method is the one that we employed to define the clusters between the levels of crime and economic development for the m Brazilian municipalities. This method is defined by the following rule: the similarity criterion between two clusters is defined by the elements that are "less similar" to each other, so clusters will be grouped according to the largest distance between them, $d(C_1, C_2) = \max \{d(X_l, X_k), \text{with } l \neq k\}$. Therefore, we adopted this method to find clusters formed by municipalities that have a high level of development and low crime or, conversely, a low level of development and high crime rates.

ESDA, in turn, comprises techniques used to capture effects of spatial dependence and spatial heterogeneity. ESDA is also able to capture, for example, spatial association patterns (spatial clusters), indicate how the data are distributed, the occurrence of different spatial regimes or other forms of spatial instability, and identify outliers (ALMEIDA, 2012). Moran's I is a statistic that seeks to capture the degree of spatial correlation between a variable across regions. Mathematically, it can be represented by

$$I_t = \left(\frac{n}{S_0}\right) \left(\frac{z_t' W z_t}{z_t' z_t}\right) \quad t = 1, \dots, n \quad (12)$$

where n is the number of regions, S_0 is a value equal to the sum of all elements of matrix W , z is the normalized value of the variable of interest, Wz_t is the mean value of the normalized variable of interest in neighbors according to a weighing matrix W .

However, Moran's I, according to Almeida (2012), can only capture the global autocorrelation, not being able to identify spatial association at a local level. There are, nonetheless, complementary measures that aim to capture local spatial autocorrelation and clusters, the main one being the LISA (Local Indicator of Spatial Association) statistic:

$$I_i = z_i \sum_{j=1}^J w_{ij} z_j \quad (13)$$

where z_i represents the variable of interest of the standardized region i , w_{ij} is the spatial weighing matrix element (W) and z_j is the value of the variable of interest in the standardized region j .

In addition, there is a way to compute a correlation indicator in the context of two variables. Formally, the calculation of Moran's I in the context of two variables is done by

$$I^{yx} = \frac{n}{\sum_i \sum_j w_{ij}} \frac{\sum_i \sum_j (x_i - \bar{x}) w_{ij} (y_j - \bar{y})}{\sum_i (x_i - \bar{x})^2} \quad (14)$$

As the univariate Moran I, if (14) has a positive value, this indicates a positive spatial correlation.

³ Non-hierarchical techniques will be omitted; for further information, see Mingoti (2005, p. 192).

⁴ Among them: a) *Single Linkage Method*, in which the similarity between two conglomerates is defined by the two elements most similar to each other, $d(C_1, C_2) = \min \{d(X_l, X_k), \text{with } l \neq k\}$; b) *Average Linkage Method*, which deals with the distance between two conglomerates as the average of the distances, $d(C_1, C_2) = \frac{1}{n_1 n_2} \sum_{l \in C_1} \sum_{k \in C_2} d(X_l, X_k)$.

3.2 Database

This paper covered the 5,565 municipalities in Brazil, specifically considering the year 2010. For the level of crime in the country, we use the rate of homicides per 100,000 inhabitants as a proxy, available in SIM – DATASUS (2015), following the literature on the subject matter. (SHIKIDA, 2009; SANTOS; SANTOS FILHO, 2011; UCHÔA; MENEZES, 2012; SHIKIDA; OLIVEIRA, 2012; PLASSA; PARRÉ, 2015). Although there is recent data for homicide rate in Brazil, we used 2010 alone for the present analysis due to the wide availability of variables related to municipal economic development for that year, from the Demographic Census and the Atlas of Human Development. In Table 1, we have the variables used to construct the EDI, along with their respective sources.

Table 1 – Variables used in the factor analysis model and their sources

	Variables	Source
HDI	HDI – Human Development Index	Atlas.Human.Develop ⁵
Income_pc	Average per capita income	Atlas.Human.Develop
Higher_education	Population with higher education (%)	IBGE (Census) ⁶
HDIE	HDIE – Human Development Index - Educational Dimension	Atlas.Human.Develop
Labor_market	Formalization of the labor market (%)	Atlas.Human.Develop
Life_expectancy	Life expectancy at birth	Atlas.Human.Develop
Active_population	Economically active population (%)	IBGE (Census)
Extremely_poor	Proportion of extremely poor people	Atlas.Human.Develop
Child_mortality	Child mortality	Atlas.Human.Develop
Illiterate_pop	Illiterate population (%)	IBGE (Census)
Primary_school	Population (over 18 years of age) without primary schooling (%)	Atlas.Human.Develop
Children_school	Children from 6 to 14 years old who do not attend school (%)	Atlas.Human.Develop
Gini	Gini coefficient	Atlas.Human.Develop
Fertility_rate	Fertility rate	Atlas.Human.Develop
No_Tap_water	Population in households without tap water (%)	IBGE (Census)
No_Wastewater	Population in households with inadequate wastewater (%)	Atlas.Human.Develop
Electricity	Population in households with electricity (%)	Atlas.Human.Develop
Women_heads	Women heads of Family (%)	Atlas.Human.Develop
Non-white_pop	Non-white resident population (%)	IBGE (Census)
Population_15-24	Population with age between 15 and 24 years (%)	IBGE (Census)

Source: Research data.

4. Spatial distribution of crime and its relations to economic development

The application of the factor analysis model for the twenty economic and social variables described in the previous section enabled the extraction of three factors with characteristic roots greater than one ($\lambda_i \geq 1$). In addition, the Kaiser-Meyer-Olkin (KMO) test, which verifies the suitability of the sample for the factor analysis model, presented a value of 0.844, indicating that the set of variables have a sufficiently high correlation for the method used. Bartlett's sphericity test, in turn, was statistically significant⁷, rejecting the null hypothesis that the correlation matrix is equal to

⁵ Atlas of Human Development (2013).

⁶ Demographic Census (2010).

⁷ Chi-square: 1.44e+05; degree of freedom: 190; p-value: 0.000.

the identity matrix. Therefore, from the results of both tests, we can conclude that the sample is suitable for the factor analysis method.

Table 2 brings the factors obtained, with their respective characteristic roots, as well as the explained and accumulated variance. The three factors were able to explain approximately 72.36% of the variance of the 20 variables selected. According to Hair et al. (2009), a cumulative variance greater than 60% is satisfactory, especially in the social sciences. In addition, the factor analysis method was able to summarize approximately 41% of the information contained in the 20 variables used in only one new variable (Factor 1). Therefore, the factors have been able to summarize the variables relatively well, deftly representing the socioeconomic development of Brazilian municipalities.

Table 2 – Characteristic root, variance explained by factor and accumulated variance

Factor	Characteristic root	Variance explained by the factor (%)	Cumulative variance (%)
F1	8.18693	40.93	40.93
F2	3.60337	18.02	58.95
F1	2.68086	13.40	72.36

Source: Research data.

Finally, we performed the orthogonal rotation of the factors with the Varimax method. The results are in Table 3, which presents the factorial loadings of each factor, as well as the commonality of each variable. The results interpretation are: for each variable, it is considered which factor it contributes most, according to the absolute value of the factorial loadings (highlighted in bold).

It turns out that factor 1 is closely related to 11 of the 20 variables used, in addition to presenting a positive relationship with seven of them and negative with the remaining four. So, there are variables that contribute positively to the final value of Factor 1 as there are others that decrease it. Among the positives, we have: HDI, Income_pc, Higher_education, HDIE, Labor_makert, Life_expectancy, Active_population. Note that the variables are related to municipal socioeconomic development, with higher values representing a county that provides good material and social conditions for its population.

The negatively-related variables are: Extremely_poor, Child_mortality, Primary_school. High values for the mentioned variables are related to localities with low socioeconomic development, justifying their the negative impact. Therefore, we named Factor 1, because it captures essentially socioeconomic characteristics, as the municipalities' Socioeconomic Indicator.

Factor 2, in turn, is related to six of the 20 variables used in the factor analysis model, and only one has a positive impact. With respect to the negatives, we have: Children_school, Gini, Fertility rate; No_Tap_water, No_Wastewater. Lower values for the variables are related with socioeconomic underdevelopment due to the unwantedness of these characteristics. The only variable that contributes positively to Factor 2 is Electricity. Because it relates with infrastructure and social conditions, we named Factor 2 the Infrastructure and Social Indicator. As in the previous case, municipalities with a high value for this indicator present a higher level of development.

Finally, the last three variables used are negatively related to Factor 3, which are: Women_heads, women heads of Family (%); Non-white_pop, non-white resident population (%); Population_15-24, population with age between 15 and 24 years (%). Factor 3 relates mainly to population characteristics, thus, we called this factor the Population Characteristics Indicator.

After the estimation of factor scores for each Brazilian municipality, we built the Economic Development Index (EDI), as specified in the methodology. After its calculation, the index presented an average (μ_m) of 47.3 and standard deviation (σ_m) of 16.4. With these values, it was possible to define the economic development categories for the Brazilian municipalities, as in Table 4. Only 0.59% of Brazilian municipalities are part of the very high development category (VHD). On the opposite side, 1.37% of municipalities are in the very low development category (VLD),

which represents more than twice the number of VHD municipalities. In addition, more than half of the municipalities presented average development (HMD and HMD), which belong to the range from 30.9 to 63.8 (62.26%).

Table 3 – Factorial loading and commonality

Variables	Factorial loading			Commonality
	F1	F2	F3	
HDI	0.8998	0.3456	0.1880	0.9644
Income_pc	0.8834	0.1824	0.2481	0.8752
Higher_education	0.8708	0.1029	-0.0345	0.7701
HDIE	0.8418	0.3928	0.0348	0.8641
Labor_market	0.7946	0.3076	0.1112	0.7384
Life_expectancy	0.7500	0.1550	0.2970	0.6747
Active_population	0.5479	0.2153	0.4791	0.5760
Extremely_poor	-0.6794	-0.5270	-0.3355	0.8519
Child_mortality	-0.7422	-0.1873	-0.4600	0.7975
Illiterate_pop	-0.8035	-0.2966	-0.3577	0.8615
Primary_school	-0.8915	-0.2330	0.0698	0.8539
Children_school	-0.0840	-0.7528	0.0510	0.5763
Gini	-0.1099	-0.6587	-0.4013	0.6070
Fertility_rate	-0.3978	-0.5708	-0.2681	0.5559
No_Tap_water	-0.5398	-0.5612	-0.2814	0.6855
No_Wastewater	-0.4901	-0.5334	-0.3291	0.6331
Electricity	0.2807	0.7278	-0.0843	0.6156
Women_heads	0.0828	0.1054	-0.8174	0.6862
Non-white_pop	-0.5350	-0.2640	-0.6015	0.7178
Population_15-24	-0.3201	-0.3596	-0.5783	0.5662

Source: Research data.

Table 4 – Categories of the EDI

Categories	Lower limit	Upper Limit	Total Municipalities	Municipalities (%)
VHD	80.2	100	33	0.59%
HD	63.8	80.2	915	16.44%
HMD	47.3	63.8	2073	37.25%
LMD	30.9	47.3	1392	25.01%
LD	14.4	30.9	1076	19.34%
VLD	0	14.4	76	1.37%

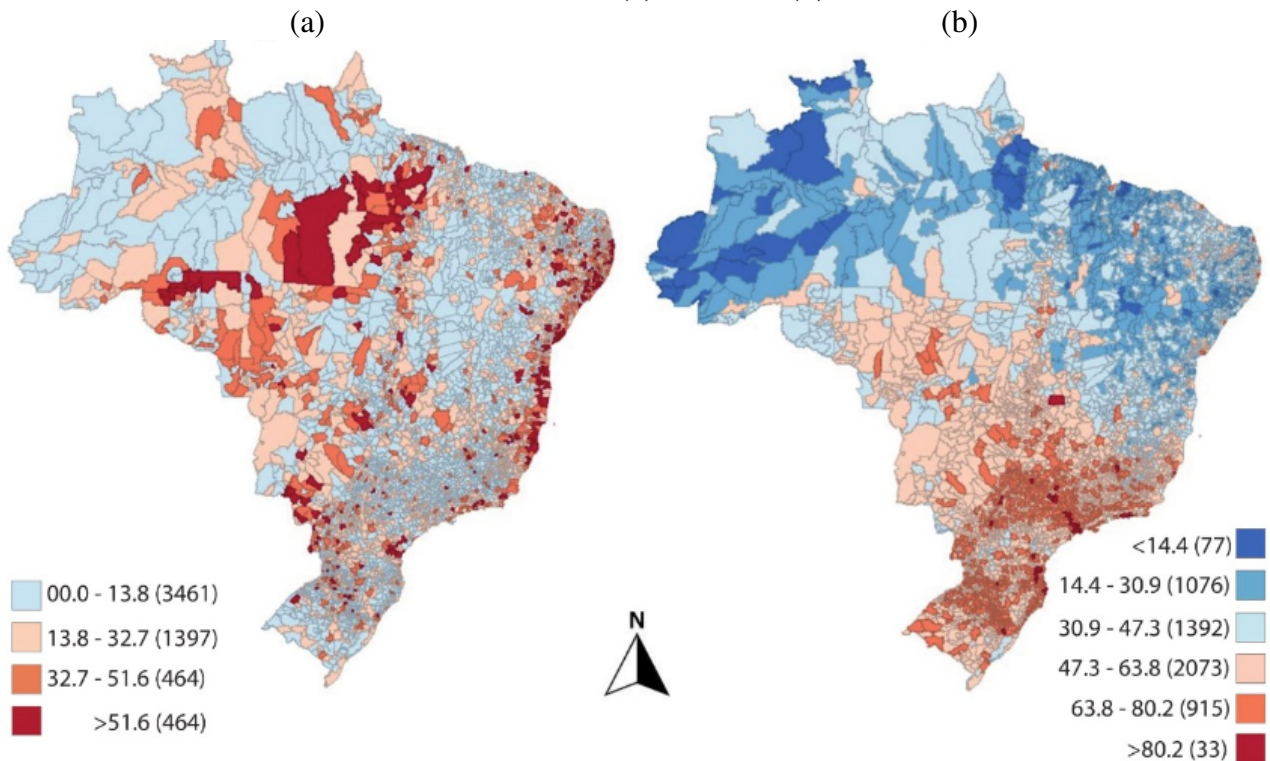
Source: Research data.

The main objective of this paper is to verify the relations between a given location's crime rate and its level of economic development. Thus, Figure 1 shows the homicide rate spatial distribution throughout the Brazilian municipalities (a) (per 100,000 inhabitants), as well as for the Economic Development Index (EDI) (b) (distributed according to the categories identified).

Note that higher homicide rates (a) are essentially concentrated in three regions of the Brazilian territory: i) Coastal areas with large population concentration; ii) the Brazilian agricultural frontier,

located especially in Pará, Mato Grosso and Rondônia; iii) border regions with high flow of people in Paraná and Mato Grosso do Sul. Waiselfisz (2011), Andrade and Diniz (2013), Steeves et al. (2015) and Ceccato and Ceccato (2017) also identified the regions i), ii) and iii) with high crime rates. In addition, ii) and iii) are the main responsible, according to the authors, for the thesis of "Interiorization of crime" in the country. According to Santos and Santos Filho (2011), Steeves et al. (2015) and Ceccato and Ceccato (2017), this phenomenon occurs mainly due to the lower growth of homicide rates across the country's traditionally violent places, such as most state capitals and metropolitan regions, while interior regions have been showing rising rates of violent deaths.

Figure 1: Distribution of homicide rate and the EDI between Brazilian municipalities in 2010 – homicides (a) and EDI (b)



Source: Research data.

Considering the EDI (b), we have a clear division of Brazil in two areas with different levels of development. The Central-South region of the country concentrates the majority of municipalities with high levels of economic development, with an EDI above the Brazilian average. On the other hand, in the North and Northeast, we have a concentration of underdeveloped municipalities, with most showing an EDI below the national average. These results are in line with those found by the Atlas of Human Development (2013), which identified the Central-South with most of the developed municipalities of the country while the underdeveloped ones predominate in the North and Northeast regions.

The spatial concentration of municipalities is visible for both variables analyzed (Figure 1). This is proven by Moran's I coefficients (Table 5), whose values are positive and statistically significant at 1% regardless of the convention matrix applied. Thus, municipalities with high homicide rates or economic development tend to surround municipalities with high coefficients for the same variable (and vice versa). The spatial configuration is best captured with the three neighbors convention for both variables.

By using local spatial association indicators (LISA maps), we identified the existence of spatial clusters for crime rate (a) and the level of economic development (b) in Brazil. In both cases, the positive spatial concentration (high-high and low-low) maintained a similar configuration as in Figure 1, in which only the variables gross distribution was verified, without considering the

formation of significant spatial clusters. Therefore, the distribution in Figure 1, in fact, corresponds to the existence of spatial concentration for both variables.

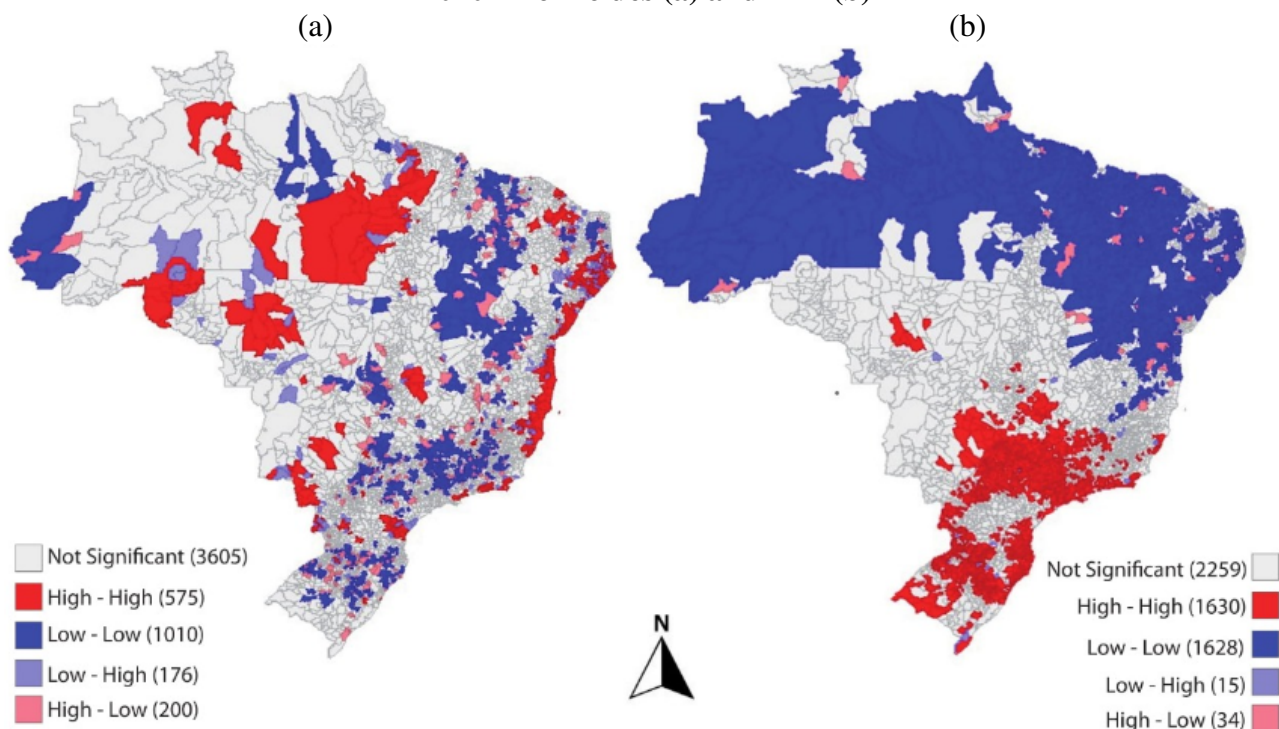
Table 5 – Moran’s I for homicide rate and for the Economic development Index (EDI) - 2010

	Weights matrix			
	Three neigh	Five neigh	Seven neigh	Ten neigh
Homicide rate	0.29*	0.28*	0.27*	0.26*
Index – EDI	0.47*	0.45*	0.43*	0.42*

Note: * statistical significance of 1%.

Source: Research data.

Figure 2 – LISA for the homicide rate and the EDI between the Brazilian Municipalities in 2010 – homicides (a) and EDI (b)



Source: Research data.

In addition, the spatial clusters identified for the homicide rate are apparently not located in the same regions as the clusters for the development level. The agricultural frontier region in the Amazon, for example, presents a large spatial concentration of homicides at the same time that it is a region with low economic development. For the state of Pará, for example, Chimeli and Soares (2017) found evidence that illegal logging is an important crime inductor in the state, while Adrande et al. (2013), Ceccato and Ceccato (2015) and Waiselfisz (2016) emphasize the role of land-use conflicts. The Brazilian coastline, especially in the Northeast, presents the same configuration, with high level of homicides (a) concomitantly to a Low-Low (or not significant) concentration for the EDI (b). In the opposite case, it is possible to cite some localities in the states of Minas Gerais, Rio Grande do Sul and Sao Paulo, where we have some Low-Low spatial clusters for crime (a) although they are regions with the highest level of development in the country.

Finally, we can mention some exceptions that do not follow the pattern identified previously: parts of the states of Rio de Janeiro and Espírito Santo, as well as the metropolitan Region of Curitiba (in the state of Paraná). Those regions present high economic development (b) while also

showing high crime rates (a). Coutollene et al. (2000) and Cerqueira (2010), for example, estimated that only in the city of Rio de Janeiro, the annual cost associated with crime reaches 5% of the city GDP. According to Waiselfisz (2016) and Ceccato and Ceccato (2017), the states of Rio de Janeiro and Espírito Santo have many “municipalities with predatory tourism”, which attract large amounts of temporary population especially in the summer, which can lead to an increase in their respective homicide rates. In addition, according to Santos (2009), Waiselfisz (2016) and Ceccato and Ceccato (2017), Brazilian states, especially RJ and ES, suffer from an inertial component in which regions with high crime tend to present similar values in later periods, characterizing them as “traditional” regions of violence. Finally, both phenomena help to understand the concentration of crime along the coastal regions of Brazil.

Regarding Curitiba, the results found are in line with Waiselfisz (2012), Andrade et al. (2013), Plassa and Parré (2015), Sass et al. (2016) and Anjos Junior et al. (2016), which identified in this metropolitan region the highest concentration of municipalities with high crime rate in the South. Anjos Junior et al. (2016) found that Paraná, and especially the Curitiba region, have a different dynamic when compared to other southern localities. In addition, the authors found that HDI, a development proxy, was not significant to explain the homicide rates in the area. Sass et al. (2016) identified that poverty and others socioeconomic conditions do not explain crime in the metropolitan region of Curitiba as expected, and that an increase in the police force is the best policy to reduce crime in the region.

However, these regions are set up as isolated cases when considering the entire Brazilian context. Analyzing maps (a) and (b) (Figure 2), the predominant configuration is that high development is associated with a lower crime rate (and vice versa). To test this hypothesis, we use some complementary methodologies, as the bivariate spatial autocorrelation and cluster analysis, seeking to better examine the relationship between the two variables.

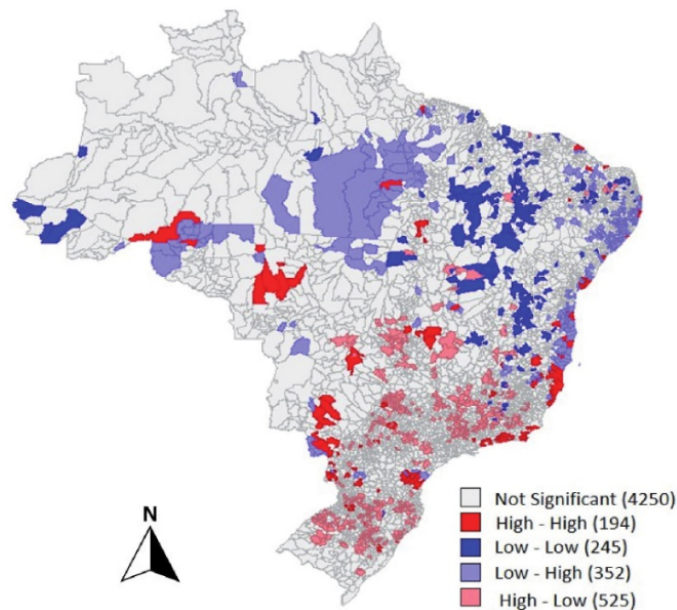
In relation to the bivariate spatial autocorrelation, used with the intention of analyzing spatial dependence between different variables, we have a result of -0.1006^8 , indicating a considerable negative spatial association between crime and economic development. In other words, municipalities with low homicides have neighbors with high EDI (and vice versa), a hint that the hypothesis sustained in this paper can in fact be true. Plassa and Parré (2015) found similar results for the state of Paraná, adopting the same methodology. Figure 3, in turn, brings the results of bivariate local Moran's I, which was calculated considering the EDI in relation to crime.

The Low-High (LH) and High-Low (HL) spatial clusters are those of higher interest in the present paper, because it seeks exactly an inverse relationship between the variables. The spatial associations with this configuration are 352 municipalities for LH and 525 for HL, i.e., 26.74% and 39.89% of the total respectively. Therefore, 26.74% of the country's municipalities are set up as low in development and high in crime rates, and they are concentrated in the Northeast and Northern regions of the country. On the other hand, 39.89% of municipalities have high development and low crime. They are located mainly in the Central-South region of Brazil.

In the next paragraphs, we present the results from cluster analysis, a multivariate statistics technique. In group analysis, the neighborhood relationship is not necessary – two municipalities may be located on opposite sides of the country and still belong to the same cluster. In addition, this multivariate technique groups information according to a given chosen criterion, and, in the end, there is no information left out, as the non-significant cases in spatial clusters. Therefore, we use cluster analysis as a complementary methodology. This procedure is a methodological contribution of this work, since there are no studies in the national literature that have used it to analyze crime and its relation to economic development.

⁸ P-value: 0.001000.

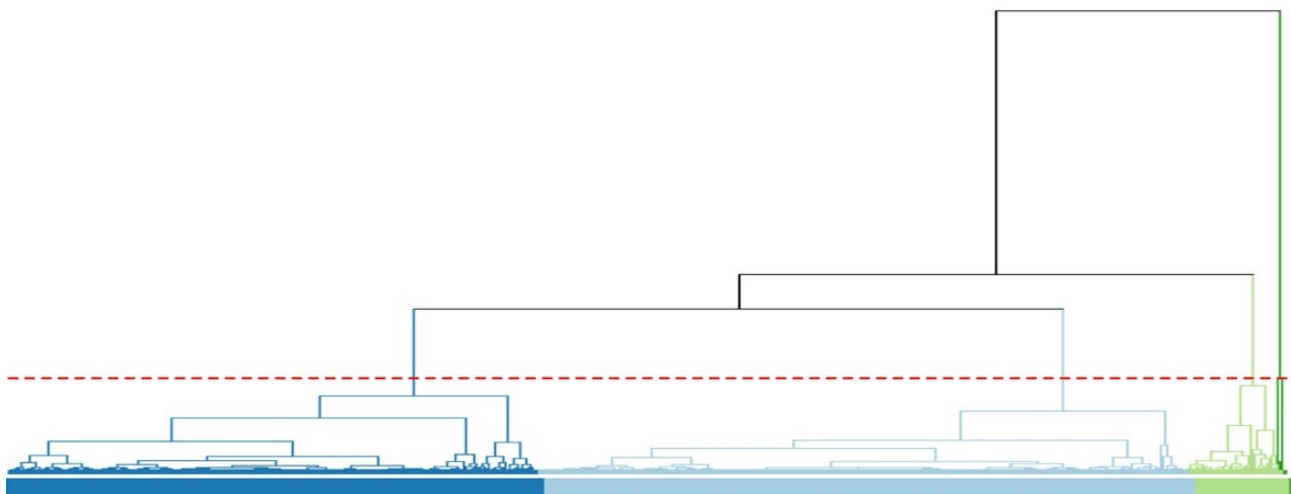
Figure 3: Bivariate local Moran's I between crime and the EDI for Brazilian municipalities in 2010



Source: Research data.

Figure 4 brings the homicide rate and development (EDI) Dendrogram. Group analysis suggests that there are four clusters between the Brazilian municipalities that present similar characteristics between crime and the EDI. However, we have an unequal division between the clusters. Two groups (in the far right of the Dendrogram) have a small amount of municipalities when compared to the other half (left).

Figure 4: Dendrogram

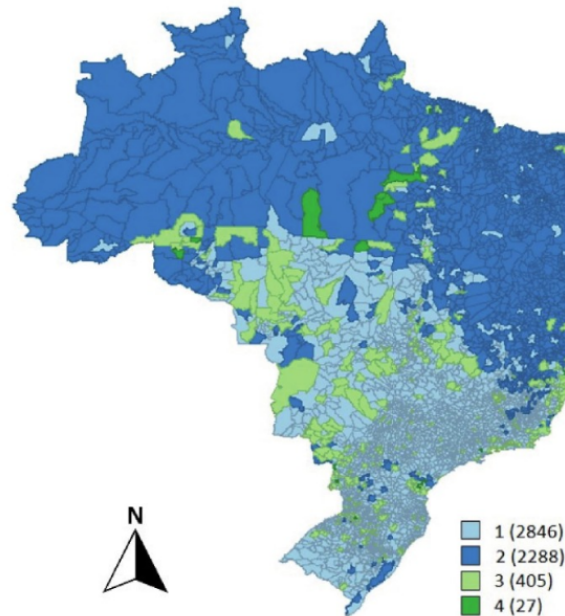


Source: Research data.

Figure 5 shows the cluster distribution, as well as the number of municipalities in each group. Remember that we used the Complete Linkage method, which classifies according to a criterion of dissimilarity. Therefore, it grouped municipalities with high economic development alongside low crime rate (and vice versa). The most part of Brazilian municipalities are grouped in two clusters. The largest is Cluster 1 with 2,846 municipalities (51.14% of the total), while Cluster 2 has 2,288 municipalities (41.11% of the total). Thus, by adding both clusters, we have approximately 92.25% of the total, representing the vast majority of Brazilian municipalities. Cluster 3, in turn, has 405

municipalities, while Cluster 4 has only 27, both representing 7.27% and 0.48% of the total, respectively. The low representativeness of Clusters 3 and, especially, 4, characterizes them as outliers, since they have certain elements that are not shared with the majority of Brazilian municipalities.

Figure 5: Cluster distribution of Brazilian municipalities in 2010



Source: Research data.

To better verify each cluster's characteristics, Table 6 brings the homicide rate and Economic Development Index (EDI) averages for each group, as well as for Brazil. Cluster 1 presented an above-average value for the EDI and, at the same time, a below-average value for homicides. Cluster 2, in turn, presented a reverse dynamic, with low economic development and high crime rate, when compared to the national levels. Thus, both corroborate the basic hypothesis raised by the present paper, that high crime rates are linked to municipalities with low economic development (and vice versa). Moreover, by representing about 92.25% of the country's municipalities, these two Clusters represent the majority of the Brazilian reality. Therefore, the relationship found by Shikida (2009), Shikida and Oliveira (2012) and Plassa and Parré (2015) between crime and economic development at regional levels proved to be true when expanded to all municipalities in the country.

Table 6 – Average homicide rate and economic development for the five clusters and for Brazil

Average	Cluster 1	Cluster 2	Cluster 3	Cluster 4	Brazil ⁹
Homicide	11.2	15.31	14.78	16.47	13.18
EDI	57.8	33.8	51.01	38.54	47.32

Source: Research data.

Cluster 4 presented the same features as Cluster 2, but with a slightly larger average for both variables. However, considering the Brazilian average, these Clusters' municipalities are still "underdeveloped" and with high crime rates. In addition, Cluster 4 is not representative of the Brazilian reality (only 0.48% of municipalities) and its characteristics are different from the majority of municipalities. For example, in Figure 5, we have several municipalities from Cluster 3 that are located in the so-called Brazilian agricultural frontier in the Legal Amazon, in states such as

⁹ Average homicide rate (by 100,000 inhabitants) of Brazilian municipalities used by group analysis (Euclidean distance).

Mato Grosso, Pará and Rondônia. According to Abrande and Diniz (2013), Waiselfisz (2016), Ceccato and Ceccato (2015) and Chimeli and Soares (2017), these regions presented rapid occupation and economic growth in recent decades, which caused many social conflicts related to natural resources and land use, and the crime-inhibiting institutions may not have accompanied this advancement.

Finally, Cluster 3 is the only one that actually contradicts the hypothesis that high development leads to lower crime rate. Even with the EDI average exceeding the national, the municipalities that integrate it still have high crime rates. This cluster corroborates the results found by the spatial clusters in Figure 3. Regions located in Rio de Janeiro, Espírito Santo and the metropolitan region of Curitiba maintained the same relationship, once again in line with the empirical evidences from Waiselfisz (2012), Andrade et al. (2013), Plassa and Parré (2015), Sass et al. (2016), Waiselfisz (2016) and Ceccato and Ceccato (2017).

However, cluster analysis, without considering the space, allowed the identification of some localities that also present this contradictory dynamics, especially in the states of Mato Grosso do Sul (MS) and Mato Grosso (MT). In addition, there is a concentration of municipalities of this cluster in border regions or that have suffered intense agricultural occupation in recent years, as the case of MS, MT and Goiás. The high crime concentration in those regions is also highlighted by Andrade et al. (2013), Waiselfisz (2016) and Ceccato and Ceccato (2017). According to Ceccato and Ceccato (2017, p. 227), border regions present this feature because they are “magnets for transnational organizations dealing with the smuggling of goods and/or weapons, piracy, and drug trafficking”.

Therefore, although the hypothesis is true for most Brazilian municipalities, there is a group, represented by Cluster 3, which deserves special attention on the part of researchers and public agents. In these localities, material and social well-being advancement will not necessarily lead to a decrease in crime rates due their idiosyncrasies. In addition, they are strategic localities for the country, because they are regions that have at least one of the following characteristics: i) high population density; ii) border regions subject to smuggling and trafficking of drugs and weapons; iii) regions with high economic dynamism. (WAISELFIZ, 2012; ANDRADE et al., 2013; PLASSA AND PARRÉ, 2015; SASS et al., 2016; WAISELFIZ, 2016; CECCATO; CECCATO, 2017). Therefore, these municipalities are extremely relevant for the Brazilian population, either directly or indirectly.

Hence, in order to identify the causes and consequences of this differentiated features, further investigations into these regions are necessary, and they can enable the construction of policies and actions that mitigate potential problems associated with crime.

5. Final considerations

The present paper sought to analyze the relationship between the homicide rate and economic development in the Brazilian municipalities. Firstly, we developed an Economic Development Index (EDI) with multivariate statistics techniques. The index was able to identify the existence of disparities throughout the Brazilian territory, especially a North-Northeast and Central-South dichotomy, with the latter concentrating most of the country's developed municipalities. We also found positive spatial dependence on both crime and the EDI, as well as the existence of significant spatial clusters throughout the country. In other words, municipalities with high values for crime rate and/or economic development tend to have neighbors with similar features.

Regarding the relationship between crime and economic development, we found a significant bivariate spatial autocorrelation. However, unlike the previous case, the relationship was negative, with developed regions surrounded by low crime rate municipalities (and vice versa). This evidence sustains the basic hypothesis raised by this paper that there is an inverse relation between crime and economic development. Using cluster analysis, we also got evidence that supports the hypothesis that high economic development is a crime inhibitor for most Brazilian municipalities.

For the vast majority of them (those comprising Clusters 1, 2 and 4 - 92.73% of the total), the evidence supports that the best action against crime is the incentive to economic development.

However, there is a small number of municipalities, identified from spatial and cluster analyses, where economic development is not capable of barring crime advancement. Examples are the states of Rio de Janeiro and Espírito Santo, the metropolitan region of Curitiba, the agricultural frontier in the Legal Amazon and border regions. Since they present idiosyncrasies, these regions demand more investigations, especially considering their importance to Brazil and its population. Therefore, it is necessary that researchers and public agents take greater care of this issue in order to understand the reasons and consequences of their difference. With this in hands, the Brazilian society and government can undertake actions and public policies to reduce the crime growth in these regions, since economic development alone is not capable of doing it.

References

- ALMEIDA, E. S. *Econometria espacial aplicada*. Campinas: Editora Alínea, 2012.
- ALMEIDA, E. S.; HADDAD, E. A.; HEWINGS, G. J. The spatial pattern of crime in Minas Gerais: an exploratory analysis. *Economia Aplicada*, v. 9, n. 1, p. 39-55, 2005.
- ALMEIDA, M. A. S. D.; GUANZIROLI, C. E. Análise exploratória espacial e convergência condicional das taxas de crimes em Minas Gerais nos anos 2000. In: Encontro Nacional de Economia, 41, 2013. *Anais...* Foz do Iguaçu: ANPEC, 2013.
- ANDRESEN, M. A. Crime measures and the spatial analysis of criminal activity. *British Journal of Criminology*, v. 46, n. 2, p. 258-285, 2005.
- ANDRADE, L. T.; DINIZ, A. M. A. A reorganização espacial dos homicídios no Brasil e a tese da interiorização. *Revista Brasileira de Estudos de População*, v. 30, p. 171-191, 2013.
- ANJOS JUNIOR, O. R.; CIRIACO, J. S.; BATISTA DA SILVA, M. V. Testando a hipótese de dependência espacial na taxa de crime dos municípios da região Sul do Brasil. In: Encontro de Economia da Região Sul, 19, 2016. *Anais...* Florianópolis: ANPEC, 2016.
- ARAÚJO JR., A.; FAJNZYLBER, P. *O que causa a criminalidade violenta no Brasil? Uma análise a partir do modelo econômico do crime: 1981 a 1996*. Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional, Universidade Federal de Minas Gerais. Belo Horizonte, 2001. (Texto de Discussão, n. 162).
- ATLAS OF HUMAN DEVELOPMENT, 2013. Disponível em: <<http://atlasbrasil.org.br/2013/>>. Acesso em: 30 março de 2018.
- BARCELLOS, C.; ZALUAR, A. Homicídios e disputas territoriais nas favelas do Rio de Janeiro. *Revista de Saúde Pública*, v. 48, n. 1, p. 94-102, 2014.
- BEATO FILHO, C. C.; ASSUNÇÃO, R. M.; SILVA, B. F. A.; MARINHO, F. C.; REIS, I. A.; ALMEIDA, M. C. M. Conglomerados de homicídios e o tráfico de drogas em Belo Horizonte, Minas Gerais, Brasil, de 1995 a 1999. *Cadernos de Saúde Pública*, v. 17, n. 5, p. 1163-1171, 2001.
- BECKER, G. S. Crime and punishment: an economic approach. *Journal of Political Economy*, v. 76, n. 2, p. 169-217, 1968.
- BECKER, K. L.; KASSOUF, A. L. Uma análise do efeito dos gastos públicos em educação sobre a criminalidade no Brasil. *Economia e Sociedade*, v. 26, n. 1, p. 215-242, 2017.
- BRASIL. Secretaria da Presidência da República. *Custos econômicos da criminalidade no Brasil*. Relatório de conjuntura nº 4. Brasília, 2018.

- BRITO, F. O deslocamento da população brasileira para as metrópoles. *Estudos Avançados*, v. 20, n. 57, p. 221-236, 2006.
- BURSIK, R. J. Social disorganizations: problems and prospects. *Criminology*, n. 26, p. 519-551, 1988.
- CANO, I. Análise espacial da violência no município do Rio de Janeiro. In: NAJAR, A. L.; MARQUES, E. C. (org.). *Saúde e espaço: estudos metodológicos e técnicas de análise*. Rio de Janeiro: Fiocruz, 1998, p. 239-274.
- CANO, I.; BORGES, D. *Homicídios na Adolescência no Brasil: IHA 2009-2010*. Rio de Janeiro: Observatório de Favelas, 2012.
- CASTRO, L. S; LIMA, J. E. A soja e o estado do Mato Grosso: existe alguma relação entre o plantio da cultura e o desenvolvimento dos municípios? *Revista Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos*, v. 10, n. 2, p. 177-198, 2016.
- CECCATO, V.; CECCATO, H. Violence in the rural global south: trends, patterns, and tales from the Brazilian countryside. *Criminal Justice Review*, v. 42, n. 3, p. 270–290, 2017.
- CERQUEIRA, D.C. *Causas e consequências do crime no Brasil*. Tese (Doutorado em Economia) – Departamento de Economia, Pontificadora Universidade Católica do Rio de Janeiro. Rio de Janeiro, 2010.
- CHIMELI, A. B; SOARES, R. R. The use of violence in illegal markets: evidence from Mahogany trade in the Brazilian Amazon. *American Economic Journal: Applied Economics*, v. 9, n. 4, p. 30-57, 2017.
- CRUZ, O. G.; CARVALHO, M. S. Mortalidade por causas externas: análise exploratória espacial, Região Sudeste/Brasil. In: Encontro Nacional de Estudos Populacionais, 11, 1998. Rio de Janeiro: ABEP, 1998.
- DATASUS. Sistema Único de Saúde do Brasil, Secretaria de Gestão Estratégica e Participativa, Ministério da Saúde, 2015. Disponível em: <<http://datasus.saude.gov.br/>>. Acesso em: 25 de março 2018.
- FALLAHI, F.; POURTAGHI, H.; RODRÍGUEZ, G. The unemployment rate, unemployment volatility, and crime. *International Journal of Social Economics*, v. 39, n. 6, p. 440-448, 2012.
- GLAESER, E. L. SACERDOTE, B. Why is there crime in cities? *Journal of Political Economy*, v. 107, n.6, p. 225-258, 1999.
- HAIR, J. F.; ANDERSON, R. E.; TATHAM, R. L.; BLACK, W. C. *Análise multivariada de dados*. 6 ed. New Jersey: Prentice Hall, 2009.
- KAISER, H. F. The varimax criterion for analytic rotation in factor analysis. *Psychometrika*, v. 23, n. 1, p. 187-200, 1958.
- KUBRIN, C. E. Social disorganization theory: then, now, and in the future. In: KROHN, D. M.; LIZOTTE, J. A.; HALL, P. G. (ed.). *Handbook on crime and deviance*. New York, NY: Springer New York, p. 225-236, 2009.
- KUME, L. Uma estimativa dos determinantes da taxa de criminalidade brasileira: uma aplicação em painel dinâmico. In: Encontro Nacional de Economia, 32, 2004. *Anais...* João Pessoa: ANEPC, 2004.
- LOUREIRO, A. O. F.; CARVALHO JR., J. R. A. O impacto dos gastos públicos sobre a criminalidade no Brasil. In: Encontro Nacional de Economia, 35, 2007. *Anais...* Recife: ANPEC, 2007.

- MELO, C. O.; PARRÉ J. L. Índice de desenvolvimento rural dos municípios paranaenses: determinantes e hierarquização. Brasília. *Revista de Economia e Sociologia Rural*, v. 45, n. 2, p. 329-365, 2007.
- MENDONÇA, M. J. C; LOUREIRO, P. R. A; SACHIDA, A. *Criminalidade e desigualdade social no Brasil*. Rio de Janeiro: IPEA, 2003. (Texto para Discussão, n. 967).
- MINGOTI, S. A. *Análise de dados através de métodos de estatística multivariada: uma abordagem aplicada*. Belo Horizonte: UFMG, 2005.
- MONSANO, F. H; PARRÉ, J. L.; PEREIRA, M. F. Análise fatorial aplicada para a classificação das incubadoras das empresas de base tecnológica do Paraná. *Revista Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos*, v. 11, n. 2, p. 133-151, 2017.
- OLIVEIRA, C. Análise espacial da criminalidade no Rio Grande do Sul. *Revista de Economia*, v. 34, n. 3, p. 35-60, 2008.
- PAIM, J. S.; COSTA, M. C. N.; MASCARENHAS, J. C. S.; SILVA, L. M. V. Distribuição espacial da violência: mortalidade por causas externas em Salvador. *Revista Panamericana de Saúde Pública*, v. 6, p. 321-332, 1999.
- PLASSA, W.; PARRÉ, J. L. A Violência no estado do Paraná: uma análise espacial das taxas de homicídios e de fatores socioeconômicos. In: Encontro Nacional da Associação Brasileira de Estudos Regionais e Urbano. *Anais...* Curitiba: ABER, 2015.
- PHILLIPS, J.; LAND, K. The link between unemployment and crime rate fluctuations: an analysis at the county, state, and national levels. *Social Science Research*, v. 41, n. 3, p. 681-694, 2012.
- RESENDE, J. P; ANDRADE, M. V. Crime social, castigo social: desigualdade de renda e taxas de criminalidade nos grandes municípios brasileiros. *Estudos Econômicos*, v. 41, n. 1, p. 173-195, 2011.
- RIVERO, P. S. Segregação urbana e distribuição da violência: homicídios georreferenciados no município do Rio de Janeiro. *Revista de Estudos de Conflito e Controle Social*, v. 9, n.3, p. 117-142, 2010.
- SANTOS, M. J. Dinâmica temporal da criminalidade: mais evidências sobre o “efeito inércia” nas taxas de crimes letais nos estados brasileiros. *Economia*, v. 10, n. 1, p. 169-194, 2009.
- SANTOS, M. J.; SANTOS FILHO, J. I. Convergência das taxas de crimes no território brasileiro. *Economia*, v. 12, n. 1, p. 131-147, 2011.
- SACHSIDA, A.; MENDONÇA, M. J. C.; LOUREIRO, P. R. A; GUTIERREZ, M. B. S. Inequality and criminality revisited: further evidence from Brazil. *Empirical Economics*, v. 39, n. 1, p. 93-109, 2010.
- SASS, K. S; PORSSSE, A. A.; SILVA, E. R. H. Determinantes das taxas de crimes no Paraná: uma abordagem espacial. *Revista Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos*, v. 10, n. 1, p. 44-63, 2016.
- SCORZAFAVE, L; SOARES, M. K. Income Inequality and Pecuniary crimes. *Economics Letters*, v. 104, pp. 40-42, 2009.
- SEN, A. *Desenvolvimento como liberdade*. São Paulo: Companhia das Letras, 2000.
- SHAW, C. R.; MCKAY, H. D. *Juvenile delinquency and urban areas*. Chicago: Ill, 1942.
- SHIKIDA, P. F. A. Crimes violentos e desenvolvimento socioeconômico: um estudo para o Estado do Paraná. *Direitos Fundamentais & Justiça*, v. 2, n. 5, p. 144-161, 2009.


- SHIKIDA, P. F. A.; OLIVEIRA, H. V. N. Crimes violentos e desenvolvimento socioeconômico: um estudo sobre a mesorregião Oeste do Paraná. *Revista Brasileira de Gestão e Desenvolvimento Regional*, v. 8, n. 3, p. 99-114, 2012.
- STEEVES, G. M.; PETTERINI, F. C.; MOURA, G. V. The interiorization of Brazilian violence, policing, and economic growth. *Economia*, v. 16, n. 3, p. 359-375, 2015.
- STEGE, A. L.; PARRÉ, J. L. Fatores que determinam o desenvolvimento rural nas microrregiões do Brasil. *Confins*, n. 19, p. 18-32, 2013.
- SULIANO, D. C.; OLIVEIRA, J. L. Avaliação do programa Ronda do Quarteirão na Região Metropolitana de Fortaleza (Ceará). *Revista Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos*, v. 7, n. 2, p. 52-67, 2013.
- SZWARCWALD, C. L.; CASTILHO, E. A. Mortalidade por armas de fogo no estado do Rio de Janeiro, Brasil: uma análise espacial, *Revista Panamericana de Saúde Pública*, v. 3, n. 4, p. 161-170, 1998.
- UCHOA, C. F. MENEZES, T. A. D; Spillover espacial da criminalidade: uma aplicação de painel espacial, para os estados Brasileiros. In: Encontro Nacional de Economia, 40, 2012. Porto de Galinhas: ANPEC, 2012.
- WASELFISZ, J. J. *Mapa da violência 2012: os novos padrões da violência homicida no Brasil*. São Paulo: Instituto Sangari, 2011.
- WASELFISZ, J. J. *Mapa da violência 2016: homicídios por armas de fogo*. São Paulo: Instituto Sangari, 2016.
- WHO. World Health Organization. Global Health Observatory data repository. *Homicide Estimates by country*. Disponível em: <<http://apps.who.int/gho/data/view.main.VIOLENCE-HOMICIDE>>. Acesso em: 25 janeiro de 2019.


ORCID

Pedro Henrique Batista de Barros  <https://orcid.org/0000-0002-7968-0197>

Isadora Salvalaggio Baggio  <https://orcid.org/0000-0003-2348-8662>

Alysson Luiz Stege  <https://orcid.org/0000-0001-9266-1890>

Cleise Maria de Almeida Tupich Hilgemberg  <https://orcid.org/0000-0002-4743-0089>

 Este artigo está licenciado com uma Licença Creative Commons Atribuição 4.0 Internacional.

**REORGANIZAÇÃO ESPACIAL DA INDÚSTRIA DE TRANSFORMAÇÃO BRASILEIRA
PÓS-2008: A EVOLUÇÃO DO EMPREGO FORMAL NO TERRITÓRIO***

Philippe Scherrer Mendes

Doutor em Economia pelo Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional (CEDEPLAR) da Universidade Federal de Minas Gerais (UFMG)
E-mail: philipescherrer@gmail.com

Ana Maria Hermeto

Professora Associada do Departamento de Ciências Econômicas da Universidade Federal de Minas Gerais (UFMG)
E-mail: ahermeto@cedeplar.ufmg.br

Gustavo Britto

Professor Associado do Departamento de Ciências Econômicas da Universidade Federal de Minas Gerais (UFMG)
E-mail: gustavo@cedeplar.ufmg.br

RESUMO: O objetivo deste trabalho é analisar, pós-2008, a distribuição do emprego industrial brasileiro no território, conectando as transformações observadas a fatores locais, geradores de dinâmica do reordenamento territorial. Sua contribuição está na caracterização territorial recente do emprego industrial em diálogo com a capacidade de indivíduos e firmas usufruírem de certas localidades, identificadas como determinantes dos movimentos observados. É indiscutível que, pós-anos de 1990, o Brasil vivenciou uma reorganização em sua estrutura produtiva e distribuição espacial mais conectada com o mercado externo e mais demandante de qualificação da mão de obra. Nesse sentido, as análises setorial e educacional sugerem uma desconcentração da atividade produtiva viesada para o emprego de pior qualidade, com maior dispersão de setores de menor intensidade tecnológica e de empregos com menores níveis educacionais. Assumindo uma forte correlação entre intensidade tecnológica setorial e grau de instrução do trabalhador, observa-se o reforço da posição de destaque da região Sudeste, principalmente do estado de São Paulo, no que se refere à geração de emprego de mestres e doutores, em setores de mais elevada intensidade tecnológica. Para além da questão setorial, os dados ainda sugerem uma possível transição produtiva em busca de menores custos de mão de obra.

Palavras-chave: Mercado de trabalho formal; Indústria de transformação; Localização industrial.

Classificação JEL: R11; R30.

**SPATIAL REORGANIZATION OF BRAZILIAN TRANSFORMATION INDUSTRY POST
2008: FORMAL EMPLOYMENT TRENDS**

ABSTRACT: This paper aims to analyze the distribution of Brazilian industrial employment across the territory after 2008, linking the observed transformations to locational factors. Its contribution resides in the characterization of the industrial employment in connection with the capacity of individuals and firms to benefit from certain localities, identified as determinants of the observed changes. Since the 1990s, Brazil has experienced a reorganization of its productive structure, in which its spatial distribution became more connected to the external market and more demanding of labor qualification. In this sense, the sectorial and educational analysis suggests a greater deconcentration of productive activity in lower quality employment, with a greater dispersion of sectors of lower technological intensity and jobs with lower levels of education. Given the strong correlation between the sector's technological intensity and the worker's level of education, it is possible to reinforce the Southeast region performance, especially the state of São Paulo, in terms of job creation for masters and doctors and in sectors more intensive in technology. In addition to the sectoral question, the data also suggests a possible productive transformation toward lower labor costs.

Keywords: Formal labor market; Manufacturing industry; Industrial location.

JEL Codes: R11; R30.

*Recebido em: 18/04/2018. Aceito em: 17/12/2018.

Revista Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos, v. 13, n. 1, p. 23-44, 2019

1. Introdução

O processo histórico que gerou desequilíbrios regionais na formação de renda e riquezas favoreceu fortemente a região Sudeste do Brasil, com destaque para São Paulo. Importante destacar a existência de esforço governamental, em boa parte do século XX, em busca da diminuição das disparidades regionais, com políticas focadas no desenvolvimento das regiões Nordeste, Norte e Centro-Oeste e melhoria da integração regional (DINIZ; CROCCO, 1996). Essa maior participação do Estado na economia brasileira deu espaço, na década de 1980, a uma quase completa incapacidade de levar adiante novos projetos de desconcentração territorial do desenvolvimento econômico. Essa diminuição, ou extinção, da capacidade do Estado de promover políticas públicas de descentralização do dinamismo econômico tendeu a gerar um cenário de reforço das concentrações já observadas. Diniz (1993) destaca uma “desconcentração concentrada”, ocorrida entre as décadas de 70 e 90, como uma espécie de espraiamento do setor industrial no entorno da região metropolitana de São Paulo. Tal processo reforça o desenvolvimento industrial em parte do território do Sudeste e da região Sul, no que ele denomina desconcentração poligonal.

Nesse período, é importante destacar que a continuidade da desconcentração estava associada à busca por menores custos de mão de obra, principalmente em setores intensivos em trabalho (SABOIA, 2000; SABOIA 2001; AZEVEDO; TONETO, 2001). A abertura comercial que o Brasil vivenciou pós anos 1990 acabou demandando maior eficiência produtiva e necessidade de diminuição de custos, com consequente impacto na dinâmica da redistribuição espacial da indústria. Silveira Neto (2005) indica não haver evidências de que abertura comercial tenha elevado a concentração industrial regional. Em uma análise para o período 1985-2000, o autor apresenta evidências de que houve continuidade no processo de desconcentração industrial, em uso de mão de obra e não em transformação industrial. Saboia (2013) também confirma a continuação do processo de desconcentração industrial nos anos 2000, com benefícios para a região Sul, em uma análise para os anos 1997-2007. Chama a atenção o fato de que, apesar da redução das disparidades regionais, a indústria brasileira segue muito concentrada em poucas localidades, geralmente localizadas em regiões mais desenvolvidas do país, como resultante de forças relacionadas aos fatores locacionais.

Em alguma medida, os bons resultados em termos de desconcentração territorial observados nos anos 2000 se relacionam com programas sociais de distribuição de renda e com políticas educacionais, que acabam impulsionando o mercado consumidor em regiões de pouco dinamismo econômico. Observa-se o crescimento do investimento e da geração de emprego, este de melhor qualidade em função da maior oferta de mão de obra com maior grau de instrução. Nesse período, destaca-se o crescimento industrial no Nordeste, ainda que em setores de baixa complexidade produtiva. Outro vetor de desconcentração que merece destaque é a expansão da atividade produtiva na região Centro-Oeste. O dinamismo econômico apresentado pela região estava intimamente atrelado à expansão da fronteira agrícola e à melhoria das condições e técnicas de produção, também beneficiadas pelo momento internacional favorável às *commodities*, cujo processo de produção agrícola acaba gerando uma dinamização com efeitos positivos sobre o setor industrial e sobre a geração de emprego e renda na região. Esse processo, porém, foi menos resultante de uma atuação ordenada do Estado em direção a diminuir as disparidades regionais e gerar dinamismo em regiões distantes do núcleo produtivo/industrial do Brasil, notadamente sudeste-sul (DINIZ, 2006). O crescimento econômico, com distribuição de renda, vivido no Brasil nos anos 2000 foi fortemente influenciado pela demanda externa (*commodities*) que acabou gerando uma dinâmica interna com consequente incorporação de mão de obra e geração de renda. A crise internacional de 2008 parece ter mudado um pouco os rumos dessa história, com tendência a perda de fôlego nesse processo.

Neste novo cenário, a proposta deste trabalho é analisar, pós-2008, a distribuição do emprego formal da indústria de transformação brasileira, em seu território, apresentando um diálogo entre as transformações observadas e a literatura que aborda os fatores locacionais como geradores de dinâmica do reordenamento territorial. Isso será feito com base em uma análise descritiva da distribuição do emprego industrial pelo território nacional, comparando o cenário observado no ano

de 2008 com o observado em 2014¹. O trabalho contribui ao apresentar uma caracterização territorial recente do emprego industrial brasileiro e ao acrescentar às discussões existentes, de concentração e desconcentração da atividade industrial no Brasil, um diálogo sobre a capacidade de indivíduos e firmas usufruírem de certas localidades. Os fatores aglomerativos e desaglomerativos, que determinam um constante reordenamento territorial, serão analisados em uma identificação das firmas e do indivíduo com o território, dada a intensidade tecnológica setorial e o grau de instrução do indivíduo.

Além desta seção inicial, o trabalho está dividido em outras três seções. A segunda seção apresenta uma discussão teórica sobre os determinantes da localização industrial e da dinâmica territorial. A terceira seção caracteriza a evolução da indústria nacional no período 2008-2014, em uma perspectiva territorial em diálogo com a evolução de indicadores educacionais e setoriais, discutindo a apresentando como se deu a reorganização do emprego industrial brasileiro em um período de crise e significativa expansão da oferta de trabalhadores com maior grau de instrução. A última seção apresenta as principais conclusões deste trabalho.

2. Determinantes da localização industrial e da dinâmica territorial

É possível atribuir a Marshall (1982) o pioneirismo em sintetizar as vantagens usufruídas por trabalhadores e firmas na distribuição da atividade produtiva no espaço. Apesar desse pioneirismo, é importante ressaltar que outros autores contribuíram significativamente na identificação dos fatores que determinaram a concentração e a organização da produção no espaço. Nesta literatura, a relação entre o crescimento industrial e a produtividade das firmas, advindos das economias externas de escala, é condicionada pela estrutura produtiva da região.

Grosso modo, destacam-se duas correntes teóricas que criam subsídios a esta discussão, com clara diferenciação entre elas, apesar de não haver uma exclusão entre pensamentos. Uma primeira, influenciada originalmente por Marshall (1982), na qual externalidades de escala são provenientes da especialização da atividade industrial e podem ser sintetizadas como: efeitos de encadeamento intersetoriais (fornecedores-usuários); efeitos de transbordamentos de conhecimento tecnológicos interfirmas (geradores de economias externas tecnológicas); e ganhos com a formação de polos especializados de trabalho. A argumentação favorável à existência da uma externalidade advinda da especialização produtiva ganhou notório espaço na teoria econômica regional e diversos trabalhos empíricos foram realizados em busca de avaliar a aderência dessa teoria à realidade (GLAESER, 1992; COMBES, 2000a; HENDERSON, 2003; dentre outros). Entretanto, apesar da sua sustentação empírica, demonstrada em vários trabalhos, é notória a existência de outras cidades/regiões com significativa dinâmica econômica e que não possuem a característica de um espaço especializado. Nessa lacuna, em uma segunda corrente, Jacobs (1969) apresenta outra importante caracterização do espaço como fator gerador de dinamismo.

Sem negar a eficiência produtiva proporcionada pela especialização, Jacobs (1969) entende que as possibilidades geradas pelo espaço especializado são relativamente restritas em comparação aos espaços diversificados. A diversificação produtiva seria a grande responsável pelo florescimento de novas ideias e de novos conhecimentos, com a existência de fluxos de conhecimentos oriundos de setores distintos ao da firma potencializando as oportunidades e o surgimento de inovações. A importância da região e do contato face a face é semelhante a Marshall (1982), entretanto, seria a complementaridade, ou do cruzamento de diferentes informações/tecnologias em diferentes setores, a grande responsável pelo surgimento de um maior dinamismo econômico. Assim, as regiões com grande variedade de setores produtivos teriam melhores chances à inovação, principalmente pelas possibilidades criadas pelo compartilhamento e recombinação de conhecimentos e práticas, o que ficou denominado na literatura como “*cross-fertilization of ideas*” (JACOBS, 1969).

¹ Indústria de transformação – Mercado de trabalho formal, segundo RAIS-MTE.

As vantagens resultantes da aglomeração urbana não se restringem ao âmbito da produção, com o aumento do tamanho da cidade sendo acompanhado do crescimento da variedade de bens de consumo e de serviços públicos, há maior possibilidade de contatos sociais, com grandes cidades se tornando mais atrativas aos trabalhadores e consumidores, o que também resulta em externalidades (LEMOS; SANTOS; CROCCO, 2005).

A disposição das atividades produtivas no espaço também sofre influência de fatores desaglomerativos. Entretanto, esses fatores não devem ser compreendidos como a ausência de fatores aglomerativos. Ganhos de aglomeração seguem influenciando os atores do processo produtivo ao mesmo tempo em que os fatores desaglomerativos estão atuando. O principal fator desaglomerativo estaria relacionado com a renda da terra (ou renda fundiária urbana), que é uma decorrência da existência do direito de propriedade. Este, necessariamente, implica na necessidade de remuneração pelo uso da localidade (aluguel por unidade de área) e tende a diferenciar os valores dos alugueis de acordo com sua localização e proximidade do mercado consumidor (VON THÜNEN, 1966).

A dinâmica entre preços elevados em lugares centrais e preços mais baratos com o aumento da distância determina onde cada atividade produtiva se localiza. Lemos (1988) argumenta que capacidade de pagar esse diferencial de aluguel, em função da localização, está associada à lucratividade da atividade, sendo que somente as mais lucrativas conseguem usufruir dos espaços centrais (lucros por unidade de área). Nesse sentido, a determinação da localização da produção passa a ser derivada de um gradiente de produtividade, que gera uma hierarquia espacial, e a renda fundiária (urbana) exerce um poder desaglomerativo ao expulsar os que não conseguem pagar pelos locais ditos privilegiados.

O espaço econômico é constantemente modificado por forças do capital, o qual é capaz de ampliar as vantagens aglomerativas, concentrando atividades produtivas, aumentando o custo de acessibilidade e, conseqüentemente, iniciando um processo de desconcentração (LEMOS, 1988). Esse processo recria vantagens aglomerativas em outros pontos do espaço, com o tamanho do centro urbano sendo resultante do crescimento da produtividade, do esgotamento dos ganhos de escala e/ou do aumento dos custos de acessibilidade. Para Simões (2003), a determinação da renda urbana seria uma síntese complexa de fatores aglomerativos e desaglomerativos, que estabelecem limites ao crescimento de um determinado centro urbano, permitindo certa desconcentração da acumulação de capital. A elevação da renda da terra implicaria em mais elevados custos de produção (salários e alugueis). Disso resulta que o crescimento do centro urbano implicará em um aumento dos gastos do trabalhador com sua localização no espaço, tanto em termos diretos (alugueis) quanto indiretos (embutidos nos preços das mercadorias e serviços consumidos), com necessidade de elevação dos salários nominais, o que expressa um dos caracteres desaglomerativos do crescimento urbano.

Diversificação e especialização produtiva podem coexistir, conforme sugere Duranton e Puga (2000), com a tendência de que as grandes cidades são mais diversificadas, relativamente estáveis em tamanho, com o mesmo ocorrendo com as atividades presentes nelas. A maioria das inovações tende a ocorrer em cidades diversificadas, da mesma forma que o surgimento de novas plantas produtivas, sendo as cidades especializadas o maior destino das realocações de empresas que saem de cidades diversificadas. Sobre este último ponto, a justificativa apresentada é que uma vez que as firmas encontram seu processo ideal de produção, elas não necessariamente possuem mais incentivos para permanecerem nas cidades diversificadas (contrabalanceando os elevados custos de produção com os ganhos advindos da localização) tendendo a se deslocar para outras localidades onde outras firmas compartilham da especialização.

Os anos de 1980 podem ser vistos como um período de transição da grande identificação do processo produtivo com o território e com as possibilidades de dinamização do seu entorno, para o surgimento de uma nova realidade territorial (HARVEY, 1992). A diminuição das distâncias, marcada pelas tecnologias das comunicações e redução dos custos de transportes, permitiu uma reorganização produtiva com maior integração e internacionalização das economias. Observa-se o

rompimento da rigidez produtiva fordista e uma maior flexibilidade nos mercados de trabalho, demandando uma série de transformações nos padrões organizacionais e comerciais.

Ao mesmo tempo em que a atividade produtiva se dispersava territorialmente, observou-se o surgimento de novas formas de centralização territorial, normalmente relacionadas ao gerenciamento de alto escalão das operações e ao controle central dessas. Esses novos movimentos apresentam uma reorganização, em alguma medida, fortemente impulsionada pelos fatores desaglomerativos relacionados ao custo da localização nas áreas centrais (PUGA; VENABLES, 1996; DURANTON; PUGA, 2005; BARBOUR; MARKUSEN, 2007).

Trazendo à realidade brasileira, o País vivenciou uma reorganização em sua estrutura produtiva e distribuição espacial pós-anos de 1990. Essa reestruturação, mais conectada com o mercado externo e mais demandante de qualificação da mão de obra, seguiu amplamente influenciada por fatores locais. Nesse cenário, a urbanização se apresentou mais claramente como importante elemento desta nova dinâmica de reestruturação produtiva. Dentro desse processo, novos estudos sobre economias de aglomeração, que relacionam economias externas de escala, e de estrutura produtiva regional, com níveis de produtividade, têm ganhado maior destaque recentemente (GALINARI et al., 2006; FONTES, et al. 2010; FREITAS, 2012).

É possível observar que o mercado de trabalho brasileiro, nos últimos anos, passou por intensas alterações, como variações observadas nos diferenciais de salários e níveis educacionais. A demanda relativa por trabalhadores qualificados seria o fio condutor das transformações vividas no mercado de trabalho brasileiro, explicada por choques tecnológicos que aumentam a produtividade relativa dos trabalhadores qualificados (MENEZES-FILHO; RODRIGUES JR., 2003; ARBACHE; CORSEUIL, 2004; GIOVANNETTI; MENEZES-FILHO, 2006). Neste cenário, destaca-se o significativo crescimento do acesso ao ensino superior no país, com expansão do número de vagas nas instituições de ensino e maior dispersão geográfica destas (ALONSO, 2010; TAVARES et al. 2011; BRENNAND; BRENNAND, 2012; MANCEBO et al., 2015). Para ilustrar essa expansão, de acordo com o Censo da Educação Superior (BRASIL, 2000 e 2014), entre 2000 e 2014, o Brasil dobrou o número de Instituições de Ensino Superior (IES), com 1.180, em 2000, e 2.368, em 2014, e praticamente triplicou o número de matrículas, passando de 2.694.245 a 7.828.013 no mesmo período. Tal crescimento propiciou uma elevação na oferta de trabalhador com mais elevado grau de instrução, em alguma medida respondendo à demanda por trabalhador qualificado vivenciada pela economia.

Cruz e Santos (2011), que analisaram a dinâmica do emprego industrial brasileiro entre 1990 e 2009, chamam a atenção ao fato de que, apesar de ter havido desconcentração regional do emprego industrial, as regiões que possuíam uma base industrial relevante caminharam em direção a se especializarem em indústrias de maior conteúdo tecnológico, como uma consequência das externalidades desses locais que de acordo com os autores foi mais importante do que os incentivos fiscais oferecidos à dispersão.

A próxima seção apresentará a evolução do emprego industrial no território. Nela, a literatura que discute a relação entre forças aglomerativas e desaglomerativas será utilizada para justificar o redesenho da indústria de transformação nacional entre 2008 e 2014. A indústria, em seu mercado de trabalho formal, será estratificada de acordo com uma intensidade tecnológica setorial e de acordo com o grau de instrução do trabalhador, visando identificar padrões setoriais e de perfil educacional da mão de obra que estariam mais ou menos associados a possíveis reforços da concentração ou a movimentos de desconcentração territorial.

3. Distribuição espacial do emprego industrial no Brasil – uma evolução recente

Com o objetivo de caracterizar a distribuição territorial do emprego industrial (indústria de transformação), serão analisados indicadores do mercado de trabalho formal brasileiro, com base nos dados da Relação Anual de Informações Sociais (RAIS) do Ministério do Trabalho e Emprego (MTE). A RAIS/MTE é um registro administrativo que contém estatísticas e informações que

permitem o acompanhamento e a caracterização do mercado de trabalho formal, representando, praticamente, um censo anual. De Negri et al. (2001) destacam o quão confiáveis são os dados da RAIS, com destaque para o setor industrial, defendendo seu uso em pesquisas aplicadas que visem analisar o mercado de trabalho formal.

Nesse sentido, a proposta desta seção é apresentar uma análise descritiva da evolução do emprego formal brasileiro, indústria de transformação, tanto sob uma perspectiva educacional quanto sob uma perspectiva setorial. Para a análise setorial, foi adotada uma estratificação proposta por Cavalcante (2014), que segue padrões da OCDE de classificação setorial por intensidade tecnológica². Sem desconsiderar as diferenças de padrões tecnológicos entre o Brasil e países desenvolvidos (OCDE), entendeu-se que a escolha dessa classificação seria interessante por permitir maior comparabilidade com estudos internacionais³.

Antes da análise da distribuição espacial da mão de obra, é importante destacar que em termos educacionais observou-se a melhoria do perfil da mão de obra, com maior crescimento do emprego para os mais instruídos e queda no número de empregados que não possuem nem o ensino fundamental completo⁴. Enquanto o emprego industrial cresceu 12% entre 2008-2014, o emprego de mão de obra com ensino superior, mestrado e doutorado cresceu, respectivamente, 70%, 125% e 55%.

Nesse período, a elevação dos níveis de escolaridade não apresenta correlação com o crescimento da intensidade tecnológica setorial. Por hipótese, a elevação da intensidade tecnológica estaria diretamente relacionada com a complexidade produtiva e com uma maior demanda por capacitações da mão de obra. Como isso não foi observado, para o Brasil, no período, a evolução dos indicadores educacionais, associados com indicadores de intensidade tecnológica, estaria associada a movimentos de oferta de mão de obra qualificada e não como um movimento de crescimento da demanda por qualificação, em função da elevação da complexidade produtiva. Esta elevação da oferta de mão de obra é destacada em diversos trabalhos empíricos para o Brasil (ALONSO, 2010; TAVARES et al., 2011; BRENNAND; BRENNAND, 2012; MANCEBO et al., 2015).

Os setores que mais apresentaram crescimento no emprego de mão de obra com ensino superior completo foram os de baixa intensidade tecnológica (96%), com os setores de médio-baixa intensidade apresentando maior crescimento no emprego de mestres e doutores, 311% e 177%, respectivamente. No período analisado, vale destacar que, apesar do crescimento do emprego na indústria de transformação, houve diminuição da participação da indústria no emprego total, que em 2008 respondia por 17,51% e em 2014 por 15,67%.

Além da distribuição territorial do emprego, buscou-se a identificação das diferenças observadas em cidades grandes, com características destacadas em Jacobs (1969), e em cidades médias, que não se caracterizam pelo dinamismo da sua escala urbana, mas que possuem características atrativas à expansão produtiva com potencial para protagonismo nesta expansão⁵.

Como já mencionado e amplamente conhecido para o Brasil, destaca-se a expressiva concentração do emprego no Sudeste. Apesar dessa composição da indústria nacional, a Figura 1 ilustra que os municípios que apresentaram maiores taxas de crescimento do emprego estão significativamente espalhados pelo território. Cidades médias e grandes não tiveram taxas de

2 Assume-se, aqui, a definição do padrão pela média setorial, sem negar a possibilidade de substancial heterogeneidade intrassetorial.

3 Furtado e Carvalho (2005) apresentam uma importante taxonomia para o Brasil. Entretanto, esses autores estruturaram sua classificação com base na primeira pesquisa de inovação tecnológica (PINTEC, 2000) e, somente dentro do período de recorte deste trabalho, outras três pesquisas da PINTEC foram publicadas/elaboradas (PINTEC 2008, 2011 e 2014).

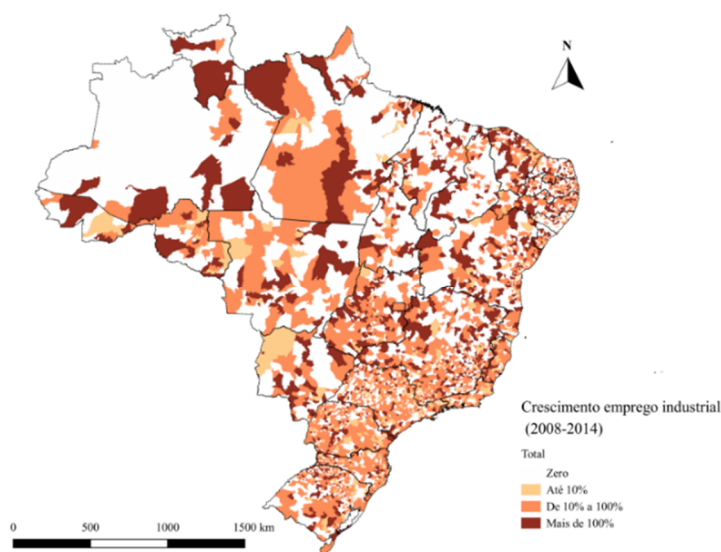
4 Isso será demonstrado na seção 3.2, em que será caracterizado o perfil do emprego industrial de acordo com o grau de instrução do trabalhador.

5 A definição de cidades grandes e cidades médias foi feita com base na sua população (IBGE, 2010). Cidades médias - população entre 100 mil e 500 mil habitantes; cidades grandes - população superior a 500 mil habitantes. Ao todo são 38 cidades grandes, sendo 18 capitais de Unidade Federativa e significativa concentração na região Sudeste (45%), e 244 cidades médias, também concentradas na região Sudeste (aproximadamente 50%).

crescimento do emprego total superiores à média geral, o que sugere desconcentração em direção às cidades com menos de 100 mil habitantes. Com crescimento de 2,78% em cidades grandes e de 11,48% em cidades médias, observa-se uma queda na participação do emprego total nessas cidades, ainda que pequena, que vai de 61,4% para 58,7%.

Pela Figura 1, é possível observar significativa distribuição, pelo território, de municípios que apresentaram elevadas taxas de crescimento do emprego industrial. Esse é o comportamento geral da indústria de transformação nacional e o trabalho discute, nas próximas subseções, como essa desconcentração se manifestou em termos setoriais e educacionais.

Figura 1 – Taxa de crescimento do emprego industrial brasileiro – Indústria de transformação (2008-2014)



Fonte: Elaboração própria com base na RAIS-MTE.

3.1. Análise setorial (território e hierarquia tecnológica)

Dadas as evidências da concentração industrial em grandes e médias cidades, apesar de ligeira desconcentração dentro do período analisado, é importante destacar que essa concentração cresce à medida que se eleva a intensidade tecnológica setorial. A diferenciação do perfil industrial permite uma melhor compreensão dessas alterações. Por exemplo, houve expressivo crescimento do emprego de alta intensidade em cidades médias e baixo crescimento em cidades grandes ante um crescimento médio de 9,9% desses setores. Os setores que mais tiveram expansão nas grandes cidades, no período analisado, foram os de média-baixa intensidade, seguidos dos de baixa intensidade, o que demonstra uma piora do perfil industrial dessas cidades (em termos de geração de emprego).

Diferente do que ocorreu nas cidades grandes, as cidades médias tiveram uma melhoria do seu perfil industrial, no que diz respeito à intensidade tecnológica, com setores mais intensivos em tecnologias crescendo a taxas superiores aos menos intensivos (9,88%, 10,76%, 14,53% e 17,26% de crescimento para Baixa, Média-baixa, Média-alta e Alta intensidades tecnológicas, respectivamente, conforme a Tabela 1. Apesar dessa piora nas grandes cidades e da melhoria nas cidades médias, é nas grandes cidades que estão concentrados mais de 50% dos empregos das indústrias de alta intensidade (55,9% em 2008 e 51,3% em 2014), enquanto as cidades médias concentram aproximadamente 1/3, o que representa uma quase total concentração de empregos em indústrias de alta intensidade tecnológica em cidades com mais de 100 mil habitantes (88,6% e 86,2%, 2008 e 2014, respectivamente). Apesar dessa ligeira desconcentração, os atributos urbanos geradores de externalidades tecnológicas seguem tornando as grandes cidades e as cidades médias

os locais da concentração dessa atividade produtiva (FELDMAN, 1999; ALMEIDA; KOGUT, 1999).

Tabela 1 – Evolução do emprego industrial, por porte de município e intensidade tecnológica (2008-2014)

Porte da cidade	Ano	Baixa intensidade	Δ%	Médio baixa intensidade	Δ%	Médio alta intensidade	Δ%	Alta intensidade	Δ%	Total	Δ%
Pequena	2008	1.738.223		611.207		285.530		28.114		2.663.074	
	2014	2.016.406	16,00%	764.352	25,06%	386.521	35,37%	37.445	33,19%	3.204.724	20,34%
Média	2008	1.044.431		639.666		545.891		80.342		2.310.330	
	2014	1.147.581	9,88%	708.482	10,76%	625.183	14,53%	94.208	17,26%	2.575.454	11,48%
Grande	2008	787.541		496.150		510.355		137.624		1.931.670	
	2014	808.597	2,67%	534.081	7,65%	503.964	-1,25%	138.792	0,85%	1.985.434	2,78%
Total	2008	3.570.195		1.747.023		1.341.776		246.080		6.905.074	
	2014	3.972.584	11,27%	2.006.915	14,88%	1.515.668	12,96%	270.445	9,90%	7.765.612	12,46%

Fonte: Elaboração própria com base na RAIS – MTE.

A Tabela 2 apresenta a composição e evolução do emprego nas macrorregiões brasileiras, por intensidade tecnológica.

Tabela 2 – Evolução do emprego industrial, por macrorregião e intensidade tecnológica (2008-2014)

Região	Ano	Baixa intensidade	Δ%	Médio baixa intensidade	Δ%	Médio alta intensidade	Δ%	Alta intensidade	Δ%	Total	Δ%
N	2008	116.374		53.091		38.545		30.294		238.304	
	2014	123.097	5,78%	68.810	29,61%	46.612	20,93%	38.816	28,13%	277.335	16,38%
NE	2008	628.886		183.562		69.301		9.359		891.108	
	2014	687.683	9,35%	251.065	36,77%	88.708	28,00%	10.077	7,67%	1.037.533	16,43%
SE	2008	1.515.746		1.054.248		908.241		159.524		3.637.759	
	2014	1.663.627	9,76%	1.143.263	8,44%	959.107	5,60%	166.630	4,45%	3.932.627	8,11%
S	2008	1.070.057		373.686		304.381		36.920		1.785.044	
	2014	1.192.870	11,48%	428.685	14,72%	389.436	27,94%	40.266	9,06%	2.051.257	14,91%
CO	2008	239.132		82.436		21.308		9.983		352.859	
	2014	305.448	27,73%	115.160	39,70%	31.830	49,38%	14.656	46,81%	467.094	32,37%

Fonte: Elaboração própria com base na RAIS – MTE.

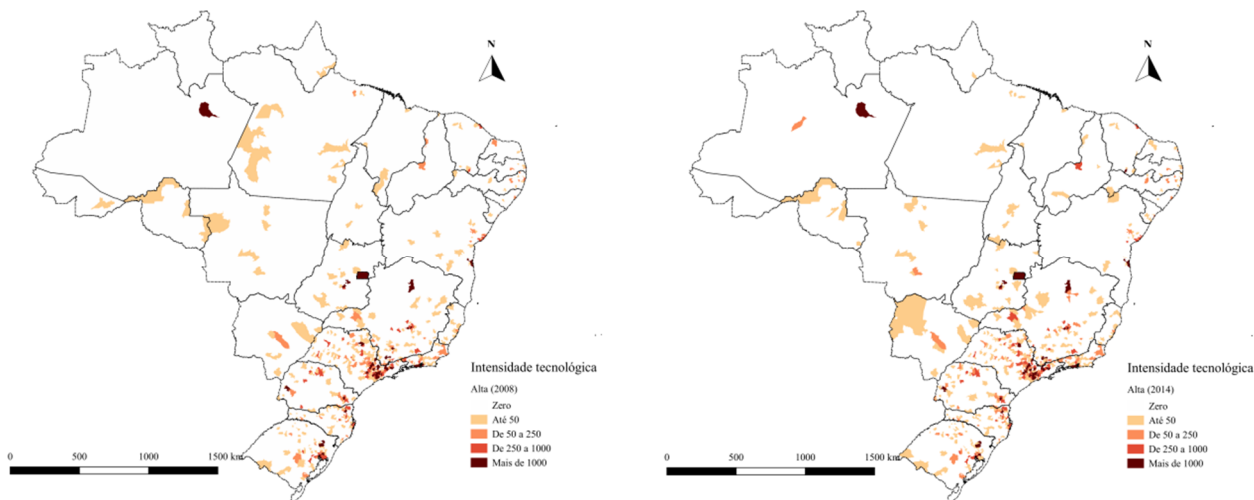
Em termos relativos, a região Sudeste é a que menos possui postos de trabalho para os setores de baixa intensidade tecnológica, apesar disso, são as indústrias desses setores as maiores responsáveis pelo emprego da mão de obra industrial. Em 2008, o Sudeste empregava 41,7% da sua força de trabalho industrial nesses setores, passando a 42,3% em 2014, sendo a única região que elevou sua participação em tais setores. Nesta mesma ótica, é a região Norte a que mais emprega, proporcionalmente, nas indústrias de alta intensidade (12,7% em 2008 e 14% em 2014), sendo 3,5% a média nacional de postos de trabalho em setores de alta intensidade tecnológica.

A região Sudeste é a que mais possui postos de trabalho em todas as intensidades tecnológicas, seguida da região Sul, com as duas empregando aproximadamente 77% da mão de obra industrial brasileira, em média. Vale destacar a região Nordeste com importante participação no emprego em setores de baixa intensidade tecnológica (17,5%, em média) e a região Norte com relevância em

setores de alta intensidade tecnológica (13,5%⁶, em média). A região Centro-Oeste foi a que mais apresentou melhoria do perfil do emprego industrial, em termos de intensidade tecnológica, com maiores taxas de crescimento do emprego nos setores de maior intensidade. Essa caracterização, apesar de sugerir ligeiras alterações na composição setorial do emprego industrial no território, ilustra o grau de concentração da indústria brasileira, no território, e a manutenção de um processo lento de desconcentração já discutido e analisado por outros autores (DINIZ, 1993, 2006; SABOIA, 2013; dentre outros).

A Figura 2 apresenta a distribuição espacial do emprego nos setores de alta intensidade tecnológica, para os anos de 2008 e 2014. É possível observar que os postos de trabalho em atividades de alta intensidade tecnológica são concentrados em poucos municípios e que um número ainda menor de municípios gera significativo número de postos de trabalho nesses setores. Apenas 43 municípios, em 2008, e 46, em 2014, dos quais, aproximadamente, 50% estão localizados no estado de São Paulo, geram mais de mil postos de trabalho nesses setores. No período analisado, São Paulo e Manaus são as duas cidades que mais geram emprego em tais setores (juntas 29,4% em 2008 e 27,4% em 2014), com Manaus superando São Paulo nesse período, passando a ser, em 2014, a cidade que mais gera empregos nas indústrias de alta intensidade tecnológica (enquanto Manaus teve um crescimento de 28,4% no volume de empregos nesses setores, a cidade de São Paulo teve uma queda de 16,1%). É possível observar, também, que os postos de trabalho em atividades de alta intensidade tecnológica são concentrados em poucos municípios e que um número ainda menor de municípios gera significativo número de postos de trabalho nesses setores.

Figura 2 – Emprego industrial – Alta intensidade tecnológica (2008-2014)

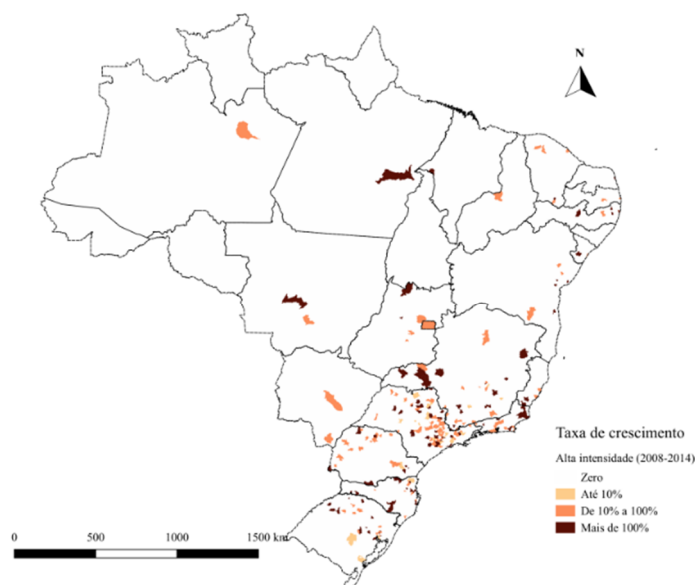


Fonte: Elaboração própria com base na RAIS-MTE.

Aproximadamente 50% dos municípios que tiveram uma taxa de crescimento superior a 100% estão na região Sudeste e 1/3 está na região Sul (Figura 3). A literatura acerca dos transbordamentos tecnológicos e a importância da localização da indústria, para apropriação de externalidades, encontram amparo no comportamento recente da indústria brasileira, para esses setores. Por serem os mais intensivos em tecnologia, eles conseguem usufruir melhor dos benefícios da proximidade (ARROW, 1962; FELDMAN, 1999; ALMEIDA; KOGUT, 1999) e a desconcentração geral da indústria, observada pelas maiores taxas de crescimentos das regiões Centro-Oeste e Norte, por exemplo, é contrastada com o número de municípios que apresentaram maior dinamismo nesses setores, localizados nas regiões Sudeste e Sul.

⁶ Destaque para a Zona Franca de Manaus.

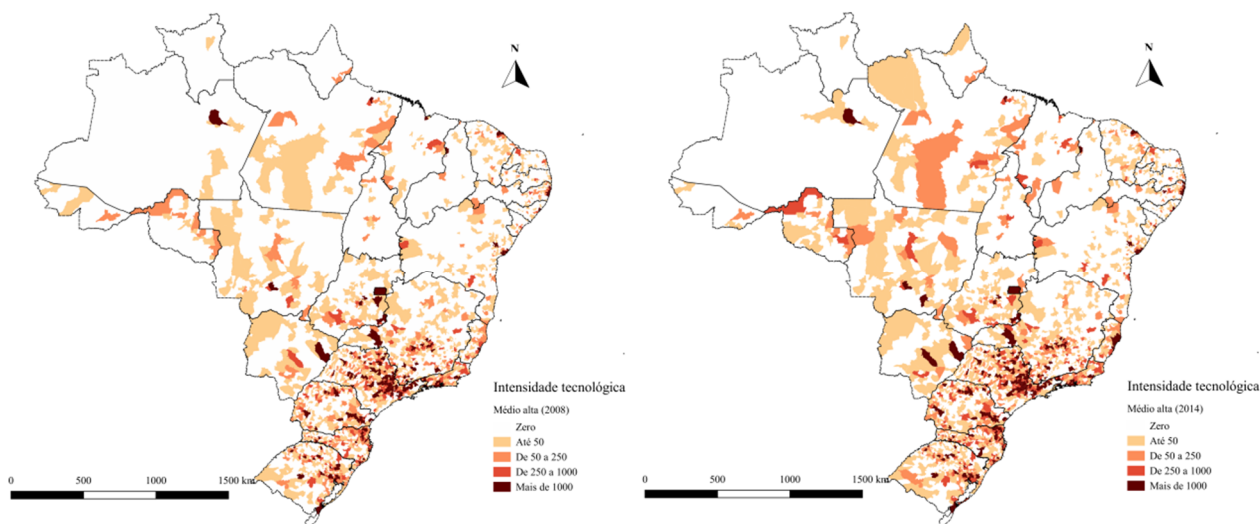
Figura 3 – Taxa de crescimento do emprego – Indústrias de alta intensidade tecnológica (2008-2014)



Fonte: Elaboração própria com base na RAIS-MTE.

Para os setores de Média-alta intensidades tecnológicas, dos 20 municípios que mais empregavam, em 2008, 13 estavam no Sudeste (10 em São Paulo) e 5 no sul. Esses 20 municípios representavam 43% do emprego nacional desses setores (9% somente na cidade de São Paulo). Em 2014, o número de municípios do Sudeste entre os 20 primeiros sobe para 14 (11 só em SP), com quatro municípios no Sul (caindo para 39%). A Figura 4 apresenta a distribuição espacial do emprego nesses setores para os anos de 2008 e 2014.

Figura 4 – Emprego industrial – Média-alta intensidade tecnológica (2008-2014)

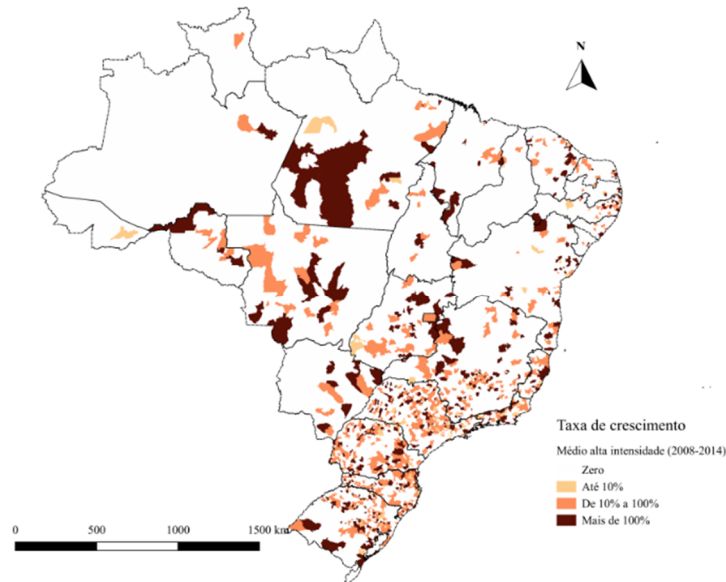


Fonte: Elaboração própria com base na RAIS-MTE.

O crescimento dos setores de média-alta intensidade tecnológica é apresentado na Figura 5. Focando nos municípios que em 2008 possuíam mais de 50 postos de trabalho nesses setores (ponto de corte da Figura 5), 206 tiveram taxas de crescimento do emprego superior a 100%, dos quais 34 municípios eram cidades médias e nenhum possuía mais de 500 mil. Em termos de localização geográfica, 38% desses municípios estavam na região Sudeste; 36%, na região Sul; 17%, no Nordeste; 6%, no Centro-Oeste; e 3%, no Norte. Sob um aspecto geral, observa-se uma maior

dispersão do crescimento desses setores pelo território nacional se comparado com os setores de alta intensidade.

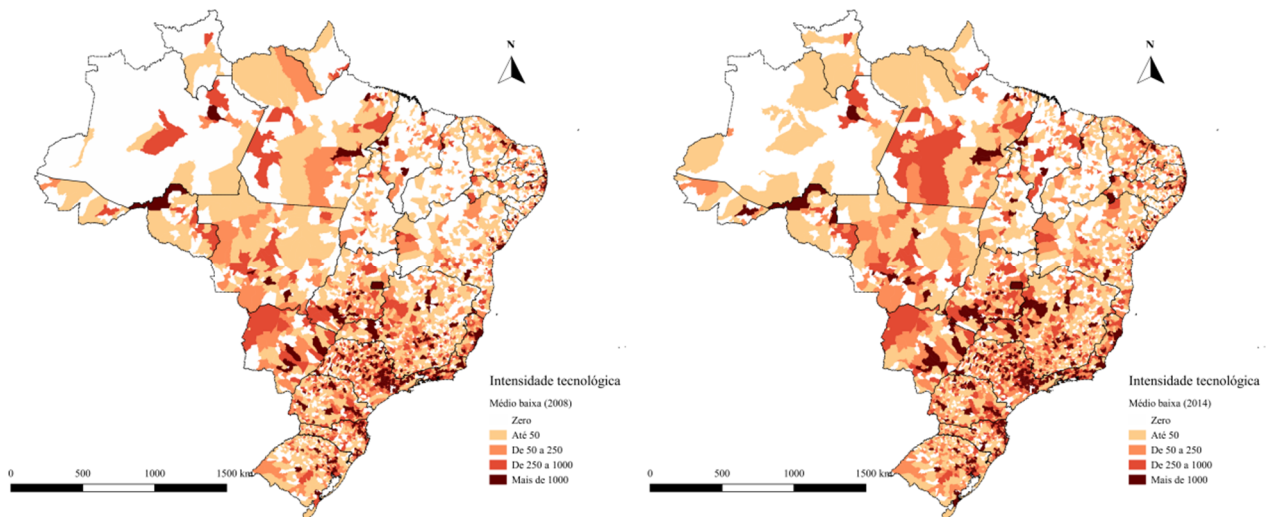
Figura 5 – Taxa de crescimento do emprego – Indústrias de média-alta intensidade tecnológica (2008-2014)



Fonte: Elaboração própria com base na RAIS-MTE.

As Figuras 6, 7 e 8 ilustram tanto a distribuição espacial do emprego industrial em setores de média-baixa e de baixa intensidades tecnológicas quanto ao seu crescimento.

Figura 6 – Emprego industrial – Média-baixa intensidade tecnológica (2008-2014)

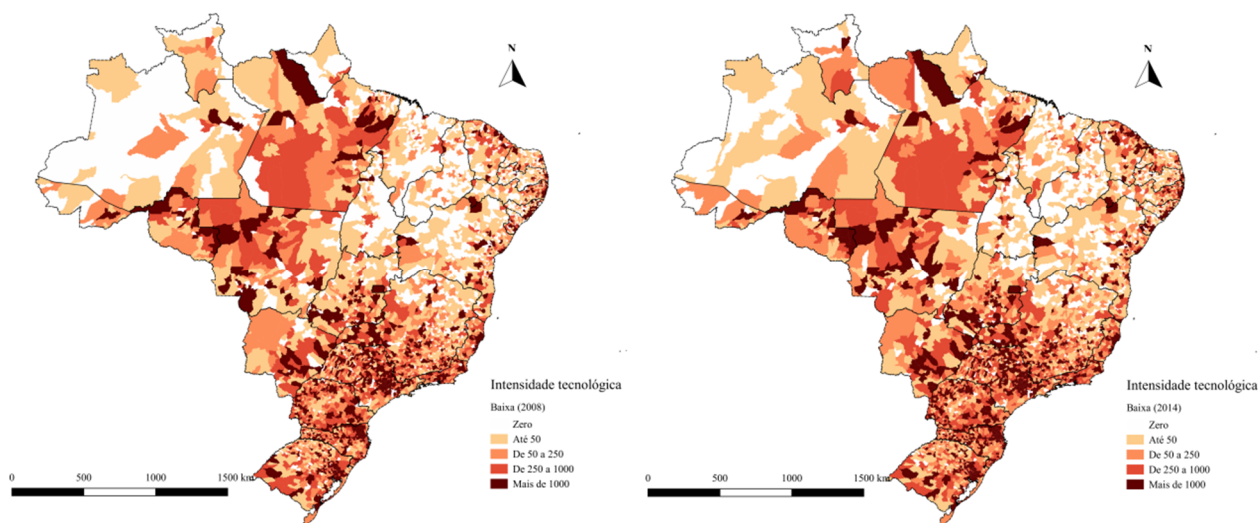


Fonte: Elaboração própria com base na RAIS-MTE.

A queda da intensidade tecnológica diminuiu a demanda por atributos urbanos e locacionais, o que tende a resultar em uma maior distribuição espacial da produção (PUGA; VENABLES, 1996; STORPER; VENABLES, 2004; DURANTON; PUGA, 2005; BARBOUR; MARKUSEN, 2007; ARAÚJO, 2013). Em um contexto recente do Brasil, a identificação dessa lógica espacial da expansão produtiva sugere que esses setores sejam menos dependentes de grandes centros e grandes cidades e mais focados na redução de custos produtivos, associados a alugueis ou salários. Neste

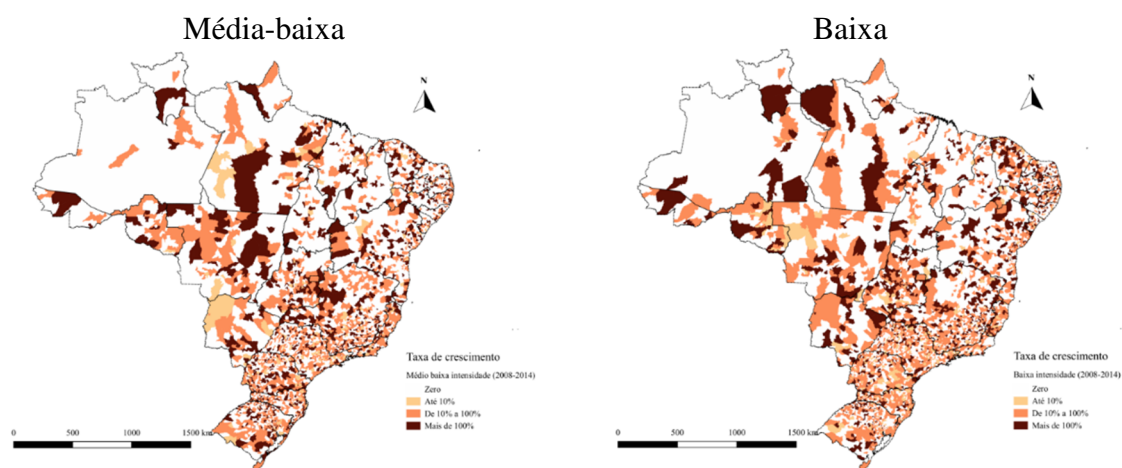
sentido, é notável a maior distribuição dos postos de trabalho e do crescimento do emprego desses setores pelo território nacional, conforme ilustram as Figuras 6, 7 e 8. A identificação da dispersão do emprego industrial pelo território, ainda que mantendo sua característica de significativa concentração, vem acompanhada da percepção de menor dispersão à medida que a complexidade produtiva aumentava, com manutenção de maior concentração produtiva nos setores de alta intensidade tecnológica e maior desconcentração nos setores de baixa intensidade tecnológica, o que pode ser observado na comparação entre as figuras 3, 5 e 8, que apresentam as diferentes dispersões do crescimento. Tais resultados encontram amparo em teorias que discutem os benefícios da localização produtiva e as externalidades geradas em grandes aglomerações (DURANTON; PUGA, 2000; DURANTON; PUGA, 2005; BARBOUR; MARKUSEN, 2007).

Figura 7 – Emprego industrial – Baixa intensidade tecnológica (2008-2014)



Fonte: Elaboração própria com base na RAIS-MTE.

Figura 8 – Taxa de crescimento do emprego – Indústrias de média-baixa e baixa intensidades tecnológicas (2008-2014)



Fonte: Elaboração própria com base na RAIS-MTE.

3.2. Níveis educacionais e território

Com o objetivo de aprofundar a caracterização da indústria de transformação brasileira, no período, e tentar identificar alterações no perfil educacional da mão de obra, destaca-se a melhoria desse perfil para todas as regiões do Brasil. Conforme a Tabela 3, os postos de trabalho para trabalhadores com ensino superior completo nas regiões Norte, Nordeste e Centro-Oeste cresceram

mais de 100% entre 2008 e 2014. Também houve expressivo crescimento do emprego de mestres e doutores (140% e 58% de crescimento, respectivamente) na região Sudeste, que foi a região que menos cresceu em relação ao emprego formal nesse período.

Tabela 3 – Emprego industrial por grau de instrução (2008-2014) – Macrorregiões do Brasil

Região	Ano	Sem grau de instrução	Δ%	Primário	Δ%	Fundamental	Δ%	Médio	Δ%
N	2008	20.376		40.780		47.683		119.744	
	2014	13.230	-35,07%	28.261	-30,70%	47.714	0,07%	166.224	38,82%
NE	2008	151.891		167.288		213.731		331.026	
	2014	108.219	-28,75%	135.619	-18,93%	207.098	-3,10%	532.220	60,78%
CO	2008	23.029		80.668		108.999		125.405	
	2014	25.227	9,54%	69.243	-14,16%	113.091	3,75%	211.019	68,27%
SE	2008	117.349		586.278		975.418		1.655.072	
	2014	100.206	-14,61%	411.632	-29,79%	828.166	-15,10%	2.111.279	27,56%
S	2008	60.825		383.553		564.145		691.442	
	2014	70.981	16,70%	318.678	-16,91%	545.456	-3,31%	968.371	40,05%
Total	2008	373.470		1.258.567		1.909.976		2.922.689	
	2014	317.863	-14,89%	963.433	-23,45%	1.741.525	-8,82%	3.989.113	36,49%
Região	Ano	Superior	Δ%	Mestrado	Δ%	Doutorado	Δ%	Total	Δ%
N	2008	9.565		124		32		238.304	
	2014	21.650	126,35%	230	85,48%	26	-18,75%	277.335	16,38%
NE	2008	26.662		448		62		891.108	
	2014	53.548	100,84%	695	55,13%	134	116,13%	1.037.533	16,43%
CO	2008	14.608		114		36		352.859	
	2014	48.233	230,18%	230	101,75%	51	41,67%	467.094	32,37%
SE	2008	299.316		3.200		1.126		3.637.759	
	2014	471.867	57,65%	7.696	140,50%	1.781	58,17%	3.932.627	8,11%
S	2008	83.915		968		196		1.785.044	
	2014	145.410	73,28%	2.088	115,70%	273	39,29%	2.051.257	14,91%
Total	2008	434.066		4.854		1.452		6.905.074	
	2014	740.708	70,64%	10.939	125,36%	2.265	55,99%	7.765.846	12,47%

Fonte: Elaboração própria com base na RAIS – MTE.

Em termos absolutos, o Nordeste é a região que mais emprega trabalhadores sem nenhum grau de instrução, seguido do Sudeste. Para os demais níveis de instrução, o Sudeste é a região que mais emprega, com o crescimento da participação relativa à medida que cresce o nível de instrução. Essa região emprega aproximadamente 50% dos trabalhadores da indústria, com 65% dos trabalhadores com ensino superior, 68% dos mestres e 78% dos doutores, em média no período analisado.

A segunda região que mais emprega, em média, é a Sul. Porém, seu perfil educacional é significativamente diferente do da região Sudeste por possuir melhor participação relativa em empregos de baixo grau de instrução do que em empregos com maior grau de instrução. Em uma média para o período analisado, essa região gera 32% do emprego industrial nacional para trabalhadores com ensino primário completo e 30% para trabalhadores com fundamental e uma participação nacional de 19,5% nos postos de trabalho de trabalhadores com ensino superior e mestres e de 13% para doutores.

Cidades médias e grandes tiveram uma melhoria do perfil da mão de obra pela diminuição dos trabalhadores com baixo nível de instrução (Tabela 4). Essas cidades, entretanto, não apresentaram crescimento do emprego para trabalhadores com mais elevado grau de instrução acima da média geral, o que significa que foram as cidades com menos de 100 mil que apresentaram melhor desempenho nessa melhoria do perfil educacional. Para cidades médias e grandes, a redução emprego de trabalhadores com até o ensino fundamental completo foi superior à média nacional.

Tabela 4 – Emprego industrial por grau de instrução e porte do município (2008-2014) – Brasil

Porte da cidade	Ano	Sem grau de instrução	$\Delta\%$	Primário	$\Delta\%$	Fundamental	$\Delta\%$	Médio	$\Delta\%$
Pequena	2008	243.499		654.243		755.407		913.353	
	2014	206.475	-15,20%	552.918	-15,49%	792.133	4,86%	1.439.936	57,65%
Média	2008	80.884		367.251		655.255		1.057.180	
	2014	75.257	-6,96%	268.148	-26,99%	566.492	-13,55%	1.409.517	33,33%
Grande	2008	49.087		237.073		499.314		952.156	
	2014	36.115	-26,43%	142.349	-39,96%	382.850	-23,32%	1.139.520	19,68%
Total	2008	373.470		1.258.567		1.909.976		2.922.689	
	2014	317.847	-14,89%	963.415	-23,45%	1.741.475	-8,82%	3.988.973	36,48%
Porte da cidade	Ano	Superior	$\Delta\%$	Mestrado	$\Delta\%$	Doutorado	$\Delta\%$	Total	$\Delta\%$
Pequena	2008	95.120		1.202		250		2.663.074	
	2014	210.420	121,22%	2.267	88,60%	575	130,00%	3.204.724	20,34%
Média	2008	147.593		1.644		523		2.310.330	
	2014	251.780	70,59%	3.535	115,02%	725	38,62%	2.575.454	11,48%
Grande	2008	191.353		2.008		679		1.931.670	
	2014	278.498	45,54%	5.137	155,83%	965	42,12%	1.985.434	2,78%
Total	2008	434.066		4.854		1.452		6.905.074	
	2014	740.698	70,64%	10.939	125,36%	2.265	55,99%	7.765.612	12,46%

Fonte: Elaboração própria com base na RAIS – MTE.

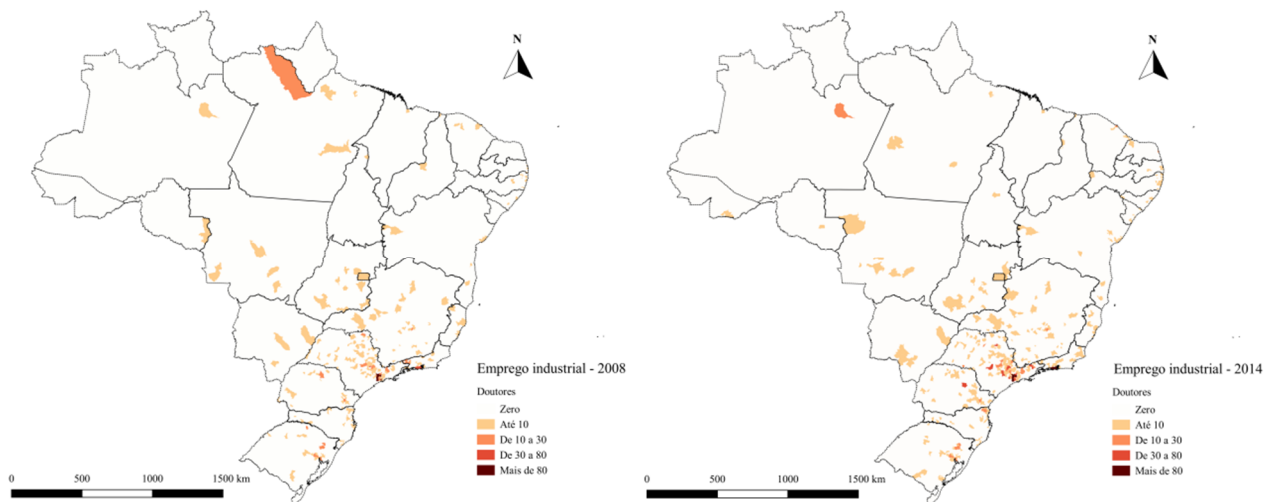
A Figura 9 permite a visualização da distribuição dos postos de trabalho para doutores em todo o território nacional. Em 2008, só 24 municípios empregavam mais de 10 doutores na indústria. Desses, 17 se localizavam no Sudeste, 6 no Sul e apenas 1 no Norte. Este número que cresce para 41 em 2014, com ligeira diminuição da concentração (com Sudeste e Sul respondendo por aproximadamente 93%).

Com mais de 50 doutores empregados, em 2008, em apenas três municípios (dois em São Paulo e um no Rio de Janeiro), passando a cinco em 2014 (quatro em São Paulo e um no Rio de Janeiro). Em 2008, apenas a cidade de São Paulo empregava aproximadamente 28% dos doutores (63% no estado de São Paulo). Em 2014, o Rio de Janeiro superou São Paulo com maior cidade geradora de emprego industrial para doutores, com as duas cidades, juntas, empregando aproximadamente 27% dos doutores. Em 2008, as 10 cidades que mais empregavam doutores respondiam por aproximadamente 52% do total de empregos, enquanto em 2014 esse percentual caiu para 43%. De uma forma geral, esses dados sugerem ligeira desconcentração espacial dos doutores empregados na indústria, o que pode ser observado na Figura 10.

Observa-se, pela Figura 10, concentração do crescimento do emprego de doutores, restrita basicamente ao Sudeste e ao Sul, com pequenas ilhas em outras regiões. Assim como observado para a análise da intensidade tecnológica, esse perfil de mão de obra estaria diretamente relacionado

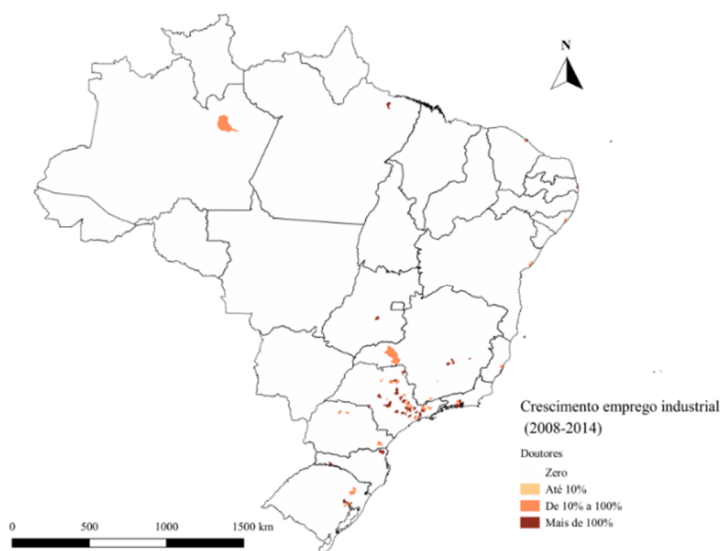
com uma maior capacidade desses trabalhadores de usufruírem dessas localizações⁷, dado o maior volume de externalidades geradas (BRESCHI, 1998; FELDMAN 1999; ALMEIDA; KOGUT, 1999).

Figura 9 – Doutores empregados na indústria de transformação (2008 e 2014)



Fonte: Elaboração própria com base na RAIS-MTE.

Figura 10 – Taxa de crescimento do emprego de doutores na indústria de transformação (2008-2014)



Fonte: Elaboração própria com base na RAIS-MTE

A distribuição espacial dos mestres em 2008 e 2014 sugere maior desconcentração espacial se comparada com os doutores (Figura 11).

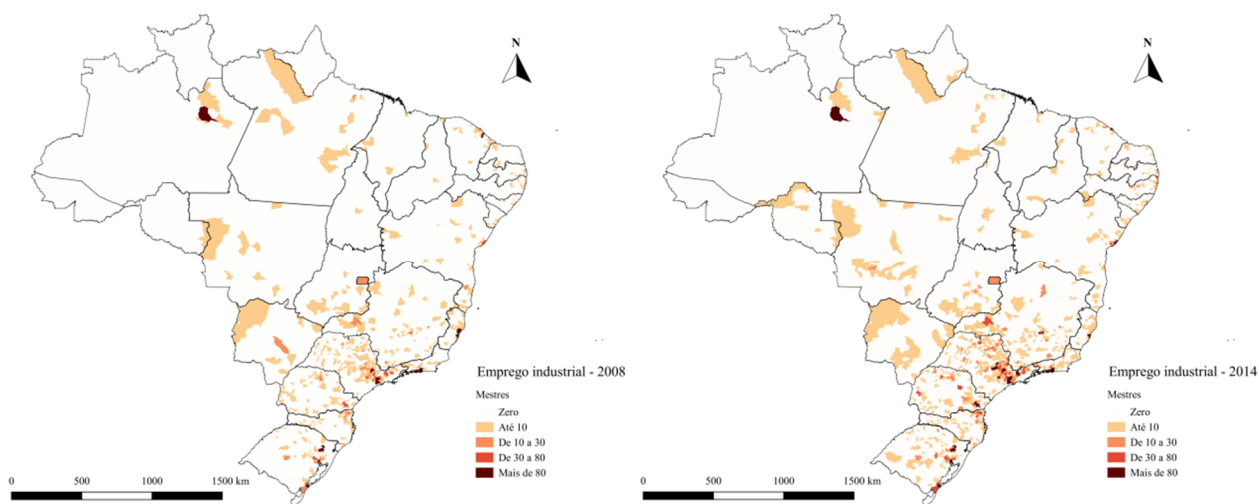
Em 2008, os dez municípios que mais empregavam mestres eram responsáveis por 37,5% dos postos de trabalho. Diferente do ocorrido com doutores, em que o percentual empregado nas dez principais cidades empregadoras caiu entre 2008-2014, para os mestres, houve aumento da concentração, passando a 40,2% do total (Figura 11). Nesse caso específico, em que se observou

⁷ Sudeste e mais substancialmente o entorno de São Paulo.

aumento da concentração no Sudeste e, mais especificamente, no Rio de Janeiro, a justificativa está associada à expansão da Petrobrás no período analisado. De qualquer forma, padrão semelhante é observado na territorialização do emprego industrial por intensidade tecnológica setorial. À medida que diminui a qualificação do trabalhador, aumenta sua distribuição pelo território.

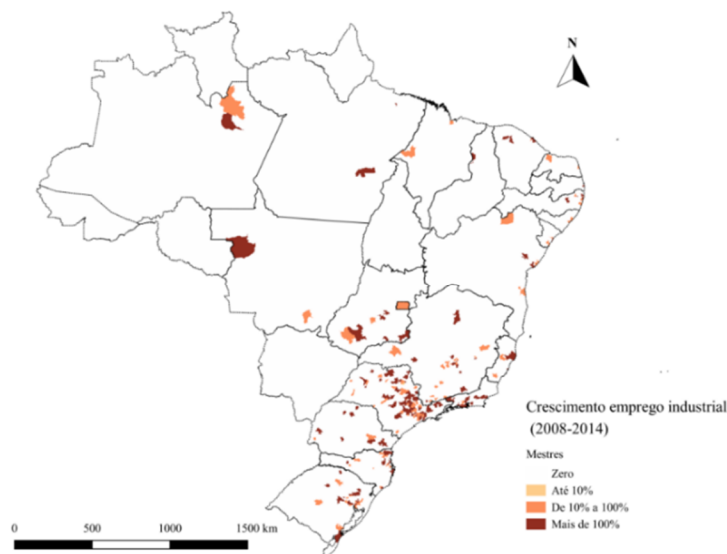
A Figura 12 apresenta a distribuição espacial do crescimento do emprego de mestres (indústria de transformação) entre 2008 e 2014. Dos municípios com crescimento superior a 100%, que geravam mais de 10 empregos em 2008, 89% estão localizados no Sudeste e Sul. Esses também estão bastante concentrados no Sudeste e Sul, 69 cidades médias e 20 cidades grandes tiveram crescimento superior a 100%. Constata-se, também, o crescimento da concentração em cidades grandes, que em 2008 empregavam aproximadamente 41% dos mestres e em 2014 passaram a empregar 47%, mais uma vez com destaque para o Rio de Janeiro e a expansão do setor petrolífero no período.

Figura 11 – Mestres empregados na indústria de transformação (2008 e 2014)



Fonte: Elaboração própria com base na RAIS-MTE.

Figura 12 – Taxa de crescimento do emprego de mestres na indústria de transformação (2008-2014)

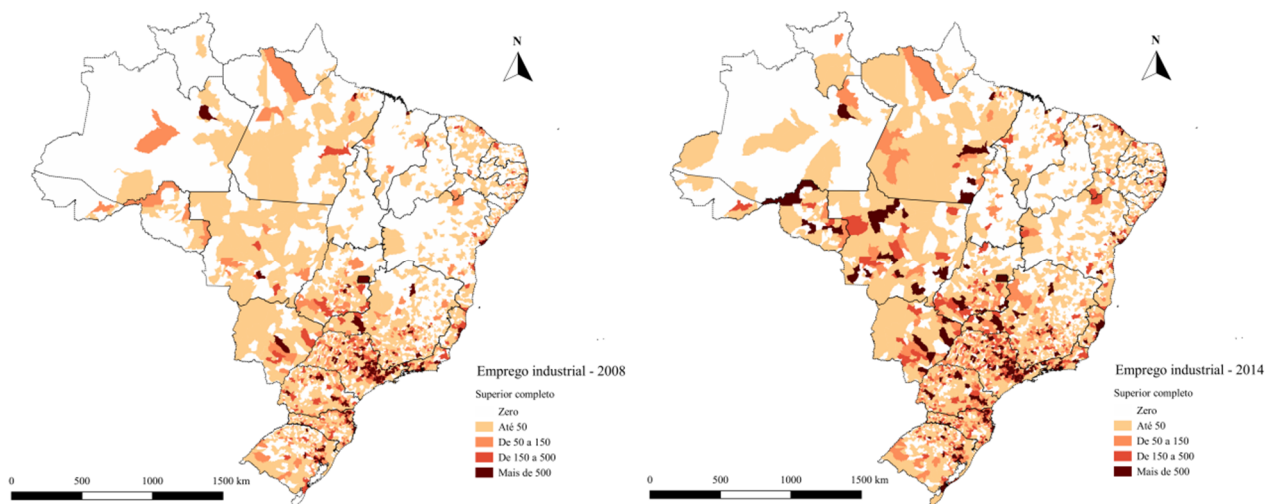


Fonte: Elaboração própria com base na RAIS-MTE.

A Figura 13 ilustra que o emprego na indústria de transformação para trabalhadores com ensino superior completo não é tão concentrado no Sudeste e no Sul quanto o de mestres e doutores. Além disso, observa-se que entre 2008 e 2014 houve importante crescimento desse emprego em outras regiões do País.

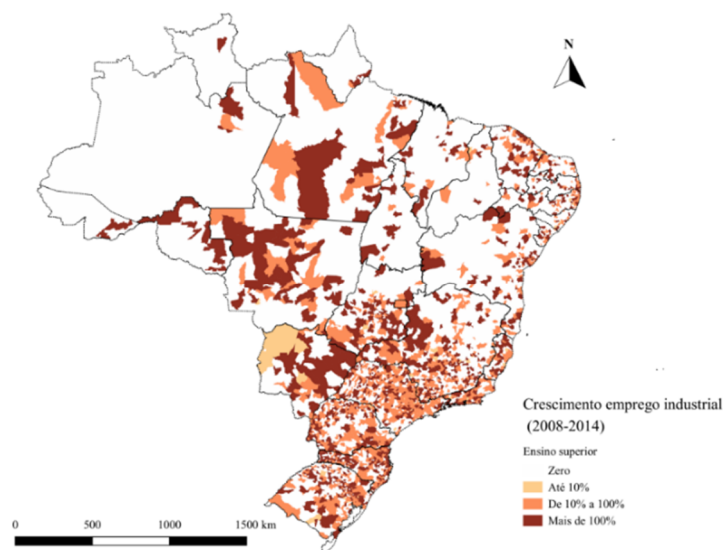
Em 2008, 50% dos municípios que empregavam mais de 50 trabalhadores com ensino superior completo estavam localizados no Sudeste; 30%, no Sul; 11%, no Nordeste; 2%, Norte; e 7%, no Centro-Oeste; e dos municípios que empregavam mais de 1.000 trabalhadores, aproximadamente 90% estavam localizados no Sudeste e Sul. Observa-se a desconcentração dos municípios empregando ao menos 50 trabalhadores, em 2014, e sobe, também, o número de municípios que empregavam mais de 1.000 trabalhadores, com substancial queda da participação do Sudeste e Sul (80%).

Figura 13 – Graduados empregados na indústria de transformação (2008 e 2014)



Fonte: Elaboração própria com base na RAIS-MTE.

Figura 14 – Taxa de crescimento do emprego de graduados na indústria de transformação (2008-2014)



Fonte: Elaboração própria com base na RAIS-MTE.

Apesar da histórica concentração da mão de obra existente no Brasil, o período analisado sugere uma inclinação à desconcentração, ainda que modesta em termos absolutos. De qualquer forma, esse padrão de desconcentração é heterogêneo para diferentes graus de instrução. Quanto mais elevado o grau de instrução do trabalhador, mais concentrado no espaço ele tende a estar (VON HIPPEL, 1994; FELDMAN 1999; ALMEIDA; KOGUT, 1999; STORPER; VENABLES, 2004). Essa concentração vale tanto para o Sudeste, que gera pouco mais de 50% dos postos de trabalho para todos os graus de instrução, em média, quanto para o tamanho das cidades. Cidades médias e grandes geram, juntas, em média, aproximadamente 60% do emprego da indústria de transformação nacional. Elas concentram mais de 60% a partir do grau de instrução “nível médio completo” e a concentração aumenta com a elevação do grau de instrução. É relevante destacar o movimento mais expressivo de maior distribuição territorial do crescimento do emprego para trabalhadores com nível superior completo (Figura 14) e o movimento, ainda que modesto, de desconcentração dos doutores. Apesar disso, houve aumento da concentração dos mestres, tanto em termos regionais (maior concentração no Sudeste) quanto no crescimento da concentração em grandes centros.

A análise da distribuição do emprego industrial no território nacional, em termos setoriais e educacionais, sugere que a desconcentração da atividade produtiva foi enviesada para o emprego de pior qualidade, com maior distribuição territorial de setores de menor intensidade tecnológica e de empregos com menores níveis educacionais. Assumindo a existência de forte correlação entre intensidade tecnológica setorial e grau de instrução do trabalhador, observa-se o reforço da posição de destaque da região Sudeste, principalmente do estado de São Paulo, no que se refere à geração de emprego de mestres e doutores, em setores de mais elevada intensidade tecnológica. É possível relacionar esse processo com as discussões de renda fundiária (VON THÜNEN, 1966), que tende a expulsar certas atividades de regiões centrais em função da lucratividade e custos. Tais setores e trabalhadores, mais capazes de usufruírem de espaços privilegiados, apresentaram maior conexão com as regiões historicamente privilegiadas do Brasil e se diferenciaram em relação às transformações gerais observadas.

Para além da questão setorial, os dados ainda sugerem uma possível transição produtiva em busca de menores custos de mão de obra, com a manutenção da concentração de mestre e doutores, próximos a São Paulo, e a maior distribuição territorial dos empregos dos trabalhadores com menor grau de instrução, empregos mais relacionados com o “chão de fábrica”. Essa hipótese é reforçada pelo expressivo crescimento do número de mestres e doutores trabalhando em setores de menor intensidade tecnológica⁸, com esses setores tendo se distribuído de forma significativa pelo território sem que essa mesma distribuição tenha ocorrido com os empregados mestres e doutores. Essas observações, para o Brasil, se conectam com discussões teóricas e análises empíricas da literatura (PUGA; VENABLES, 1996; DURANTON; PUGA, 2005; BARBOUR; MARKUSEN, 2007).

A interiorização vivenciada no Brasil, sobretudo pós-anos 70, em resposta à expansão da fronteira agrícola, deu espaço à atuação de novas forças dinamizadoras, nos anos 2000, com políticas de valorização do salário mínimo e programas de transferência direta de renda. Em um período ou em outro, ambos os fenômenos fortaleceram as cidades médias e aumentaram seu dinamismo, criando alternativa à clássica rede migratória do país no vetor Nordeste-Sudeste (LIMA, 2013). Observou-se, com isso, o surgimento e a consolidação de novas regiões dinâmicas, normalmente polarizadas por cidades médias (SIMÕES; AMARAL, 2011). Esse processo foi fortemente estimulado pelas deseconomias de urbanização cada vez mais presentes em cidades grandes. Neste sentido, os dados analisados sugerem que as cidades médias desempenharam um importante papel se comparado ao desempenho das cidades grandes.

⁸ Para trabalhadores com ensino superior completo, os dados apresentam crescimento de 96% do emprego nos setores de baixa intensidade tecnológica, 71% nos setores de médio-baixa, 58% nos setores de médio-alta e 39% para os setores de alta intensidade. Para mestres, o crescimento foi: 68%, 312%, 88% e 106%, respectivamente; e, para doutores, foi de 53%, 178%, 25% e 17%, respectivamente.

Além disso, é possível associar as alterações observadas ao que destaca Lemos (1988) em termos de uma constante recriação de vantagens aglomerativas em outros pontos do espaço, como resultante do esgotamento dos ganhos de escala e/ou do aumento dos custos de acessibilidade, permitindo a reorganização das forças locacionais e a recomposição espacial da atividade industrial brasileira. Nesse sentido, as transformações observadas no mercado de trabalho formal brasileiro entre 2008 e 2014, para a indústria de transformação, reforçam as tendências já destacadas por outros trabalhos que analisaram períodos imediatamente anteriores (SILVEIRA NETO, 2005; CRUZ; SANTOS, 2011; SABOIA, 2013). A indústria de transformação brasileira segue uma trajetória de desconcentração territorial, com queda da importância relativa das regiões Sudeste e Sul e crescimento das regiões Nordeste e Centro-Oeste. Tal movimento é seguido pela melhoria do perfil da mão de obra, grau de instrução, com a melhoria da composição educacional dos empregos industriais brasileiros em todos os setores e todas as regiões.

O constante movimento do capital no espaço é capaz de ampliar as vantagens aglomerativas, pela concentração geográfica, e resulta, ao mesmo tempo, na elevação dos custos de acessibilidade, o que inicia um processo de desconcentração geográfica. Tais mecanismos recriam vantagens aglomerativas em outros pontos do espaço (SIMÕES, 2003), em uma complexa atuação de fatores aglomerativos e desaglomerativos, que redesenham constantemente a distribuição da atividade produtiva no espaço.

4. Considerações finais

A modificação do espaço econômico, observada no período de 2008 a 2014, ilustra como as forças aglomerativas e desaglomerativas agiram no Brasil no período pós-crise, redesenhando as externalidades nos territórios, ampliando parcela das concentrações existentes e permitindo desconcentração de alguns setores industriais, com importante redesenho do perfil educacional do trabalhador industrial.

A análise feita permite a identificação de características locacionais como agentes das mudanças ocorridas. Observa-se que tanto os setores⁹ quanto os trabalhadores¹⁰ com maiores propensões para usufruir das externalidades advindas da urbanização, dos transbordamentos de conhecimento e de outros benefícios de uma localização privilegiada tiveram um reforço em sua concentração territorial ou vivenciaram uma espécie de espraiamento, no qual a dispersão se deu em um entorno próximo, ainda visando usufruir dos benefícios da proximidade. Enquanto isso, trabalhadores com menor instrução e em setores de menor intensidade tecnológica se distribuíram de forma mais expressiva pelo território.

Merece destaque o significativo crescimento do emprego de trabalhadores com ensino superior completo e sua melhor distribuição pelo território nacional. Entretanto, pelo exposto, entende-se que tal movimento foi caracterizado pela melhoria de oferta dessa mão de obra, como consequência de políticas educacionais, o que acabou reforçando a distribuição territorial de tal mão de obra, possibilitando a geração de novas externalidades positivas em outras localidades que se tornaram mais atrativas.

As constatações apresentadas neste trabalho sugerem a importância de avançar na investigação das características municipais que foram mais propícias à dispersão da mão de obra pelo território. Identificada a perda de participação do Sudeste e do Sul, quais as características das cidades das outras regiões foram mais favoráveis a geração de novos postos de trabalho? Como não houve geração de emprego acima da média nacional para cidades com mais de 100 mil habitantes, qual é o perfil destas “pequenas” cidades que foi mais propício à expansão do emprego industrial pelo território nacional? Além disso, destaca-se a importância de se analisar a evolução salarial nesses diferentes espaços, correlacionando aspectos setoriais, educacionais e ocupacionais, tentando

⁹ Setores de mais elevada intensidade tecnológica.

¹⁰ Mestres e Doutores.

identificar como essa expansão da oferta de trabalho com maior grau de instrução se relacionada com componentes setoriais e ocupacionais de demanda por trabalhadores. Neste sentido, entende-se que este artigo, além da contribuição da caracterização setorial e educacional da evolução do emprego industrial, indica uma agenda de pesquisa relacionada ao dinamismo industrial brasileiro recente em sua conexão com características territoriais.

Referências

- ALMEIDA, P.; KOGUT, B. Localization of knowledge and the mobility of engineers in regional networks. *Management Science*, v. 45, n. 7, p. 905-917, 1999.
- ALONSO, K. M. A Expansão do ensino superior no Brasil e a EaD: dinâmicas e lugares. *Educação & Sociedade*, v. 31, n. 113, p. 1319-1335, 2010.
- ARAÚJO, V. C. *Dimensão local da inovação no Brasil: determinantes e efeitos de proximidade*. Tese (Doutorado em Engenharia) – Escola Politécnica, Universidade de São Paulo. São Paulo, 2013.
- ARBACHE, J. S.; CORSEUIL, C. H. Liberalização comercial e estruturas de emprego e salário. *Revista Brasileira de Economia*, v. 58, n. 4, p. 485-505, 2004.
- ARROW, K. J. The economic implications of learning by doing. *The Review of Economic Studies*, v. 29, n. 3, p. 155-173, 1962.
- AZEVEDO, P. F.; TONETO, R. Relocalização do emprego industrial formal no Brasil na década de 90. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 31, n. 1, p. 153-186, 2001.
- BARBOUR, E.; MARKUSEN, A. Regional occupational and industrial structure: does one imply the other?. *International Regional Science Review*, v. 30, n. 1, p. 72-90, 2007.
- BRASIL. Ministério da Educação. Instituto Nacional de Pesquisas Educacionais Anízio Teixeira. *Censo da Educação Superior 2010*. Brasília: INEP, 2010.
- BRASIL. Ministério da Educação. Instituto Nacional de Pesquisas Educacionais Anízio Teixeira. *Censo da Educação Superior 2014*. Brasília: INEP, 2014.
- BRENNAND, E. G. G.; BRENNAND, E. G. Inovações tecnológicas e expansão do ensino superior no Brasil. *Revista Lusófona de Educação*, v. 21, p. 179-198, 2012.
- BRESCHI, S. *Agglomeration economies, knowledge spillovers, technological diversity and spatial clustering of innovations*. Serie Economia e Impresa, 1998. (Liuc Papers, n. 15).
- CAVALCANTE, L. R. *Classificações tecnológicas: uma sistematização*. Brasília: IPEA, 2014. (Nota Técnica, n. 17).
- COMBES, P. P. *Marshall-Arrow-Romer externalities and city growth*. Groupe d'Analyse et de Théorie Economique (GATE), 2000. (Working paper: CERAS, n. 99-06).
- CRUZ, B. O.; SANTOS, I. R. S. *Dinâmica do emprego industrial no Brasil entre 1990 e 2009: uma visão regional da desindustrialização*. Rio de Janeiro: Ipea, 2011. (Texto para discussão, n. 1673).
- DE NEGRI, J. A.; CASTRO, P. F.; SOUZA, N. R.; ARBACHE, J. S. *Mercado formal de trabalho: comparação entre os microdados da RAIS e da PNAD*. Brasília: IPEA, 2001. (Texto para discussão, n. 840).
- DINIZ, C. C. Desenvolvimento poligonal no Brasil: nem desconcentração nem contínua polarização. *Nova Economia*, v. 31, n. 11, p. 35-64, 1993.
- DINIZ, C. C. *Dinâmica espacial e ordenamento do território*. São Paulo: CEPAL, 2006. (LC/BRS/R.165).

- DINIZ, C. C.; CROCCO, M. A. Reestruturação econômica e impacto regional: o novo mapa da indústria brasileira. *Nova Economia*, v. 6, n. 1, p. 77-103, 1996.
- DURANTON, G.; PUGA, D. Diversity and specialization in cities: why, where and when does it matter?. *Urban Studies*, v. 37, n. 3, p. 533-555, 2000.
- DURANTON, G.; PUGA, D. From sectoral to functional urban specialization. *Journal of Urban Economics*, v. 57, n. 2, p. 343-370, 2005.
- FELDMAN, M. P. The new economics of innovation, spillovers and agglomeration: a review of empirical studies. *Economics of Innovation and New Technology*, v. 8, n. 1, p. 5-25, 1999.
- FONTES, G. G.; SIMOES, R. F.; OLIVEIRA, A. M. H. C. Urban Attributes and wage disparities in Brazil: a multilevel hierarchical model. *Regional Studies*, v. 44, n. 5, p. 595-607, 2010.
- FREITAS, E. E. *Economias externas, atributos urbanos e produtividade: evidências a partir do nível salarial industrial das microrregiões brasileiras, 2000-2010*. Dissertação (Mestrado em Economia) – Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional, Universidade Federal de Minas Gerais. Belo Horizonte, 2012.
- FURTADO, A. T.; CARVALHO, R. Q. Padrões de intensidade tecnológica da indústria brasileira: um estudo comparativo com os países centrais. *São Paulo em Perspectiva*, v. 19, n. 1, p. 70-84, 2005.
- GALINARI, R.; LEMOS, M. B.; AMARAL, P. Retornos crescentes urbanos: a influência do espaço na diferenciação da taxa salarial no Brasil. In: DE NEGRI, J. A.; DE NEGRI, F.; COELHO, D. (org.). *Tecnologia, Exportação e Emprego*. Brasília: IPEA, 2006. p. 203-248.
- GIOVANNETTI, B. C.; MENEZES-FILHO, N. A. Tecnologia e a demanda por qualificação na indústria brasileira. In: DE NEGRI, J. A.; DE NEGRI, F.; COELHO, D. (org.). *Tecnologia, Exportação e Emprego*. Brasília: IPEA, 2006. p. 315-340.
- GLAESER, E. L.; KALLAL, H.; SCHEINKMAN, J.; SHLEIFER, A. Growth in cities. *Journal of Political Economy*, v. 100, n. 6, p. 1126-1152, 1992.
- HARVEY, D. *Condição pós-moderna*. São Paulo: Edições Loyola, 1992.
- HENDERSON, J. V. Marshall's scale economies. *Journal of Urban Economics*, v. 53, n. 1, p. 1-28, 2003.
- IBGE – Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. *Censo Demográfico 2010*. Rio de Janeiro: IBGE, 2010.
- JACOBS, J. *The Economy of Cities*. New York: Random House, 1969.
- LEMOS, M. B. *Espaço e capital: um estudo sobre a dinâmica do centro x periferia*. Tese (Doutorado em Economia) – Instituto de Economia, Universidade de Campinas. Campinas, 1988.
- LEMOS, M. B.; SANTOS, F.; CROCCO, M. Condicionantes territoriais das aglomerações industriais sob ambientes periféricos. In: DINIZ, C. C.; LEMOS, M. B. (org.). *Economia e Território*. Belo Horizonte: Ed. UFMG, 2005. p. 250-286.
- LIMA, A. C. C. *Desenvolvimento regional e fluxos migratórios no Brasil: uma análise para o período 1980-2010*. Tese (Doutorado em Economia) – Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional, Universidade Federal de Minas Gerais. Belo Horizonte, 2013.
- MANCIBO, D.; VALE, A. A. do; MARTINS, T. B. Políticas de expansão da educação superior no Brasil: 1995-2010. *Revista Brasileira de Educação*, v. 20, n. 60, p. 31-50, 2015.
- MARSHALL, A. *Princípios de Economia*. São Paulo: Abril Cultural, 1982.


- MENEZES-FILHO, N. A.; RODRIGUES JR., M. Tecnologia e demanda por qualificação na indústria brasileira. *Revista Brasileira de Economia*, v. 57, n. 3, p. 569-603, 2003.
- PINTEC – *Pesquisa de Inovação*. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. Rio de Janeiro: IBGE, 2000.
- PINTEC – *Pesquisa de Inovação*. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. Rio de Janeiro: IBGE, 2008.
- PINTEC – *Pesquisa de Inovação*. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. Rio de Janeiro: IBGE, 2011.
- PINTEC – *Pesquisa de Inovação*. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. Rio de Janeiro: IBGE, 2014.
- PUGA, D.; VENABLES, A. J. *The spread of industry: spatial agglomeration in economic development*. Centre for Economic Performance, LSE, 1996. (Discussion Paper, n. 279).
- 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. Descentralização industrial no Brasil na década de 90: um processo dinâmico e diferenciado regionalmente. *Nova Economia*, v. 11, n. 2, p. 85-122, 2001.
- SABOIA, J. Descentralização industrial no Brasil nos anos 90: um enfoque regional. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 30, n. 1, p. 69-116, 2000.
- SILVEIRA NETO, R. M. Concentração industrial regional, especialização geográfica e geografia econômica: evidências para o Brasil no período 1950-2000. *Revista Econômica do Nordeste*, v. 36, n. 3, p. 189-208, 2005.
- SIMÕES, R. *Localização industrial e relações intersetoriais: uma análise de fuzzy cluster para Minas Gerais*. Tese (Doutorado em Economia) – Instituto de Economia, Universidade de Campinas. Campinas, 2003.
- SIMÕES, R.; AMARAL, P. Interiorização e novas centralidades urbanas: uma visão prospectiva para o Brasil. *Economia*, v. 12, n. 3, p. 553-579, 2011.
- STORPER, M.; VENABLES, A. J. Buzz: face-to-face contact and the urban economy. *Journal of Economic Geography*, v. 4, n. 4, p. 351-370, 2004.
- TAVARES, G.; MENEGHEL, S.; ROBL, F.; BARREYRO, G. B.; ROTHEN, J. C.; VIEIRA, J. S. (2011). Políticas de expansão da educação superior no Brasil pós LDB/96: desafios para a avaliação. *Revista Interação*, v. 36, n. 1, p. 81-100, 2011.
- VON HIPPEL, E. “Sticky information” and the locus of problem solving: implications for innovation. *Management Science*, v. 40, n. 4, p. 429-439, 1994.
- VON THÜNEN, J.H. *The isolated state*. New York: Pergamon Press, 1966.

ORCID

Philippe Scherrer Mendes  <https://orcid.org/0000-0002-6481-6928>

Ana Maria Hermeto Camilo Oliveira  <https://orcid.org/0000-0001-8331-1928>

Gustavo Britto  <https://orcid.org/0000-0002-5285-3684>

 Este artigo está licenciado com uma Licença Creative Commons Atribuição 4.0 Internacional.

RELAÇÃO DESIGUALDADE-RENDA NO BRASIL E EM SUAS REGIÕES: HIPÓTESES DA CURVA DE KUZNETS E DO “N” PARA INDICADORES MUNICIPAIS EM MÚLTIPLAS DIMENSÕES*

Luis Gustavo Nascimento de Paula

Doutorando pelo Programa de Pós-Graduação em Desenvolvimento Econômico da Universidade Federal do Paraná (PPGDE-UFPR).

E-mail: luisgustavo_nascimento@outlook.com

Carlos César Santejo Saiani

Professor do Instituto de Economia e Relações Internacionais da Universidade Federal de Uberlândia (IERI-UFU). Doutor em Economia pela Fundação Getúlio Vargas.

E-mail: ssaiani@ufu.br

RESUMO: Pobreza e desigualdade são fenômenos multidimensionais. Considerando esse argumento e as informações dos municípios brasileiros de 2000 e 2010, os objetivos do presente estudo foram: avaliar a existência de desigualdades em outras dimensões, além da renda, e investigar suas respectivas dinâmicas em função do nível de renda *per capita*. Para tanto, foram calculados indicadores municipais de desigualdade em “múltiplas dimensões” e testadas três hipóteses: i) desigualdades nas dimensões trabalho, educação, saúde, habitação e mobilidade urbana seriam correlacionadas à distribuição da renda, mas esta não seria o único determinante; ii) as relações entre os indicadores de desigualdade e o crescimento econômico teriam o formato de um “U-invertido”, como advoga a hipótese da Curva de Kuznets (CK); ou iii) o formato próximo a um “N”, conforme defendem trabalhos mais recentes que contestam a CK. As hipóteses foram testadas por meio de análises descritivas e, principalmente, estimações econométricas em painel e *cross-section*. Os resultados, no geral, corroboraram a primeira e a terceira hipóteses, sinalizando que o crescimento econômico nem sempre é equitativo e que a desigualdade é um fenômeno multidimensional.

Palavras-chave: Desigualdade multidimensional; Crescimento econômico; Dados em painel.

Classificação JEL: O10; R10; H40.

INEQUALITY-INCOME RELATIONSHIP IN BRAZIL AND ITS REGIONS: KUZNETS CURVE AND THE “N” HYPOTHESIS FOR MUNICIPAL INDICATORS IN MULTIPLE DIMENSIONS

ABSTRACT: Poverty and inequality are multidimensional phenomena. Considering this argument and information from Brazilian municipalities for years 2000 and 2010, this study aims to evaluate the existence of inequalities in other dimensions than income in Brazilian municipalities, and to discuss how their respective dynamics relate to the level of municipal per capita income. Therefore, were calculated municipal inequality indicators in "multiple dimensions" to test three hypotheses: i) inequalities in all dimensions analyzed (work, education, health, housing and urban mobility) are related to income concentration, despite this not being the only determinant; ii) the relationship between inequality indicators and economic development (or growth) follows an inverted “U” shape, as advocated Kuznets Curve Hypothesis (CK); or iii) an N-shaped curve, in accordance with recent works that challenge the traditional CK. In order to achieve our goal, panel and cross-sectional econometric estimations were performed. In general, the results support the first and third hypotheses, indicating that economic development (or growth) is not always equitable and that inequality is a multidimensional phenomenon.

Keywords: Multidimensional inequality; Economic growth; Panel data.

JEL Codes: O10; R10; H40.

1. Introdução

O crescimento econômico é equitativo? Existe um *trade-off* entre o nível de renda e a equidade? Tais questionamentos norteiam o presente estudo, que é fundamentado pelas literaturas sobre pobreza e desigualdade multidimensionais e sobre a hipótese da Curva de Kuznets (CK). A primeira é embasada na abordagem de funcionamentos e capacitações originária de Amartya Sen e Martha Nussbaum (SEN, 1980, 1982, 1996, 2000, 2001; NUSSBAUM; SEN, 1996). Tal abordagem critica o emprego exclusivo da renda ou da riqueza como medidas de pobreza ou de desigualdade, dado que tais problemas envolvem outras privações às liberdades individuais, não somente materiais, que podem ser impostas aos indivíduos por políticas públicas, mercados e demais instituições, entre outros fatores. Trabalhos que empregam a abordagem multidimensional para análises de desigualdade ressaltam a necessidade de se observarem aspectos não monetários que abrangem o nível de bem-estar social, uma vez que essa não consideração acarreta risco de subestimação da abrangência do grau de desigualdade existente (MAASOUMI; NICKELSBURG, 1998; JUSTINO et al., 2004; JUSTINO, 2005; MULLER; TRANNOY, 2012).

Já a hipótese da CK, originária de evidências primeiramente destacadas por Simon Kuznets, advoga a existência de uma relação no formato de um “U-invertido” entre a desigualdade e o nível de renda *per capita* de uma localidade, ou seja, entre a desigualdade de renda e o crescimento econômico – ou o desenvolvimento econômico, dependendo da visão adotada sobre o que mede a renda *per capita*, principal indicador utilizado em testes da hipótese¹. Em outras palavras, em estágios iniciais de renda *per capita*, a desigualdade de renda aumentaria com o crescimento econômico; contudo, a desigualdade passaria a diminuir a partir de certo estágio. Alguns trabalhos apresentam resultados que corroboram a CK; outros trabalhos a rejeitam (KUZNETS, 1955; DEUTSCH; SILBER, 2000; ADELMAN; ROBINSON, 1989; DEUTSCH.; SILBER, 2000; FIELDS, 2001; BARROS; GOMES, 2008; FIGUEIREDO et al., 2011).

Assim, as evidências empíricas sempre foram dúbias. Além disso, alguns trabalhos defendem que a relação desigualdade-renda teria, na verdade, o formato próximo a um “N”; ou seja, em estágios mais avançados de renda *per capita*, a desigualdade de renda voltaria a aumentar em função do crescimento econômico (KATZ; MURPHY, 1992; LIST; GALLET, 1999). As relações tanto da CK (“U-invertido”) como do formato “N” são justificadas na literatura por diversos fatores, entre os quais consequências de políticas públicas (DEUTSCH; SILBER, 2000; GLAESER, 2005; PIKETTY, 2006, 2014)².

Na literatura empírica, principalmente com dados para os municípios brasileiros, ainda são pouco exploradas análises que, ao associarem os debates sobre a pobreza/desigualdade multidimensional e a relação desigualdade-renda, testam a validade das hipóteses da CK e do formato “N” para medidas de desigualdade que reflitam outras dimensões além da renda³. O presente estudo pretende contribuir para o preenchimento de tal lacuna na literatura empírica, tendo como objetivos principais: avaliar a existência de desigualdades em algumas dimensões nos municípios brasileiros e investigar como são as dinâmicas dessas desigualdades em função do nível

¹ Na literatura sobre a CK, há trabalhos que utilizam o termo “desenvolvimento econômico” para a dinâmica da renda *per capita*; em outros trabalhos, é utilizado o termo “crescimento econômico”. No presente estudo, reconhece-se que o conceito de desenvolvimento econômico envolve, para além da análise da renda *per capita*, mais atrelada à dinâmica do crescimento econômico, aspectos mais amplos relacionados ao bem-estar, inclusive associados às distribuições da renda e do acesso a outras dimensões (por exemplo, educação e saúde). Assim, a opção aqui tomada é utilizar o termo “crescimento econômico” para alterações do nível de renda *per capita*, sendo coerente com a literatura de desenvolvimento humano, oriunda de Sen e Nussbaum, de que o desenvolvimento vai além da questão da renda – argumento que fundamenta o presente estudo.

² Discussões teóricas e empíricas mais detalhadas em relação à pobreza e à desigualdade multidimensionais, assim como sobre as hipóteses da CK e do formato “N”, são realizadas ao longo do presente estudo.

³ Nesse sentido, os únicos trabalhos encontrados foram Justino et al. (2004) e Saiani et al. (2013). Não obstante, o primeiro restringe sua análise ao teste da hipótese da CK e considera apenas um indicador domiciliar de desigualdade na educação, ao passo que o segundo utiliza somente a fundamentação da hipótese da CK e formato “N” e analisa apenas indicadores municipais de desigualdade de acesso a serviços de saneamento básico.

de renda *per capita* municipal. Para isso, com dados municipais censitários de 2000 e 2010, são propostos e calculados os aqui denominados indicadores de desigualdade em “múltiplas dimensões”, sendo cinco as dimensões: trabalho, educação, mobilidade urbana, saúde e habitação. Esses são utilizados para testar as seguintes três hipóteses para os municípios brasileiros:

- (i) As desigualdades nas múltiplas dimensões consideradas seriam relacionadas à desigualdade de renda, mas não totalmente explicáveis por ela (correlação imperfeita), corroborando argumentos da literatura de que problemas sociais devem ser avaliados como fenômenos multidimensionais;
- (ii) As relações entre os indicadores de desigualdade em “múltiplas dimensões” e a renda *per capita* teriam o formato de um “U-invertido”, como é preconizado pela hipótese da CK; ou
- (iii) As relações entre os indicadores de desigualdade em “múltiplas dimensões” e a renda *per capita* teriam o formato de um “N”, de acordo com estudos que contestam a tradicional forma da CK e defendem que a desigualdade volta a aumentar em níveis de renda mais elevados.

As hipóteses são testadas por meio de estimações econométricas, principalmente em painel, para todos os municípios com dados disponíveis para 2000 e 2010. Estes são considerados para o país como um todo e, adicionalmente, a amostra é desagregada nas cinco grandes regiões geográficas (Norte, Nordeste, Centro-Oeste, Sudeste e Sul) de modo que seja possível avaliar se os possíveis resultados obtidos para o Brasil todo diferem entre regiões com níveis distintos de renda e desigualdades sociais.

Assim, é importante ressaltar que, além do simples preenchimento de uma lacuna na literatura, como supracitado, o presente estudo contribui, com evidências adicionais, para o debate mais geral sobre a complexidade das desigualdades sociais existentes no Brasil, tanto em termos de renda quanto regionais e, com maior destaque, de acesso a dimensões relevantes para o bem-estar e o desenvolvimento humano. O destaque ao último aspecto deve ser dado por indicadores municipais de desigualdade em “múltiplas dimensões” serem propostos, calculados e terem averiguadas suas dinâmicas em relação à dinâmica do nível de renda *per capita* dos municípios, fundamentando-se nas tradicionais hipóteses da CK e do “N”. Vale ressaltar que uma problemática pública⁴ se manifestaria se averiguado que o crescimento econômico resulta em aumento da concentração de renda e/ou de acesso a dimensões consideradas relevantes para o que é tido como uma “vida boa” e adequada para o indivíduo e/ou família pertencente à sociedade.

O estudo é dividido em três seções, além desta introdução e das considerações finais. Na segunda seção, são realizadas revisões da literatura sobre: i) a conceituação e a mensuração de pobreza e desigualdade, fundamentando a relevância de medidas multidimensionais; e ii) as hipóteses da relação desigualdade e renda *per capita* nos formatos da CK tradicional (“U-invertido”) ou de um “N”, destacando suas possíveis justificativas e algumas evidências empíricas para o Brasil. Na terceira, os indicadores de desigualdade em “múltiplas dimensões” aqui propostos são apresentados, assim como as estratégias empíricas adotadas (regressões com dados em painel) para averiguar suas relações com o nível de renda *per capita* dos municípios. Na quarta, primeiramente, os indicadores de desigualdade são analisados, caracterizando o país e suas regiões e, por último, os resultados obtidos nas estimações são avaliados.

⁴ As dimensões aqui avaliadas possibilitam observar padrões de acesso distintos que envolvem a vida da população, relacionados, ao menos em parte, à oferta pública de bens e serviços, que possuem relação com diferentes motivações e capacidades de políticas municipais, estaduais e federais. Neste arcabouço, cabe destacar que o regramento estabelecido pela Constituição Federal de 1988 (BRASIL, 1988) – e em normatizações subsequentes –, além de estabelecer princípios básicos e, ao mesmo tempo, abrangentes, sobre a garantia de trabalho, saúde, educação, habitação e mobilidade, distribui entre os entes federativos do país a competência do fornecimento de bens e serviços correlatos a essas esferas de bem-estar social (LINHARES et al., 2012; MONTEIRO NETO, 2014).

2. Referencial teórico e empírico

2.1. Pobreza e desigualdade: importância do enfoque multidimensional

A conceituação de pobreza é complexa. Primeiramente, por poder ser influenciada por juízo de valor advindo de visões subjetivas acerca de um nível suficiente de satisfação de necessidades e não por uma situação social concreta. Conceituações objetivas podem ser em termos relativos ou absolutos e com critérios estritamente econômicos ou diversos, o que não as eximem de também serem afetadas por juízo de valor. Em termos relativos, relaciona-se à desigualdade na distribuição do acesso a algum atributo, sendo definida na situação em que a pessoa possui menos desse em comparação a outros indivíduos. Em termos absolutos, refere-se ao acesso a um atributo abaixo de um mínimo definido objetivamente como necessário. É possível, ainda, uma combinação das abordagens, o que amenizaria a limitação da relativa não estabelecer uma “linha” acima da qual não há pobreza.

Aprofundando o debate, Crespo e Gurovitz (2002) apontam que definições subjetivas podem se basear na renda – atributo mais usado para medir a pobreza – que as próprias pessoas consideram suficiente para atender necessidades básicas. Exemplificando, ao longo da história, a conceituação de pobreza modifica-se de noções objetivas como a do “enfoque da sobrevivência”, predominante na década de 1950, a conotações de “necessidades básicas”, preponderante na década de 1970. A primeira é defensora de um nível mínimo de rendimentos para a manutenção de condicionamentos físicos, enquanto a segunda apresenta uma crítica à abordagem anterior, considerada restritiva. Assim, agrega à conceituação atributos como acesso a saneamento, saúde, educação, cultura, entre outras dimensões básicas de consumo. Já a partir da década de 1980, é incorporada a noção de “privação relativa”, que enfatiza aspectos sociais, segundo a qual superar a pobreza inclui noções de comportamento socialmente adequados, alcance de conforto e desenvolvimento de papéis (KAGEYAMA; HOFFMAN, 2006).

Neste ponto, destacam-se as conceituações de capacitações e funcionamentos desenvolvidas por Amartya Sen e Martha Nussbaum, que fundamentam a defesa de que os indivíduos sofrem privações não apenas materiais. Capacitações são combinações de funcionamentos, entendidos como estados e ações ambos valorizados pelas pessoas por lhes gerarem bem-estar (qualidade de vida), desde básicos, como nutrição e saúde, até mais complexos e subjetivos, como “ser feliz”⁵.

As capacidades para realizar funcionamentos são liberdades definidas como oportunidades reais ou substantivas para a obtenção de bem-estar. O bem-estar realizado depende da capacidade de concretizar funcionamentos, ou seja, aqueles que estão ao alcance independentemente de como o bem-estar seja caracterizado. Desse modo, capacitações refletem oportunidades para a concretização de funcionamentos e, implicitamente, associam-se a liberdades de escolha entre diferentes formas possíveis de vida. Porém, há privações às liberdades, materiais e associadas a outros atributos, como serviços públicos. Assim, o que as pessoas conseguem realizar é afetado por oportunidades econômicas e por políticas, poderes sociais e condições habilitadoras (por exemplo, saúde, educação e lazer).

A distinção entre realizações e capacitações é a diferença entre o realizado e o efetivamente possível, ou seja, entre conquistas e liberdades ou opções válidas para escolher. A deterioração das capacitações representa situação de vulnerabilidade humana. Já a expansão de liberdades é tanto o meio como o fim do desenvolvimento humano, definido como o processo de extinção de privações. A questão central é, então, a qualidade de vida (bem-estar), não somente na aquisição de bens, mas também no alcance de funcionamentos, que variam por atributos fisiológicos, sociais e culturais.

Assim, a pobreza pode ser entendida como uma situação de privações às capacitações básicas e não somente como uma condição de renda inferior a um patamar ou a um segmento da sociedade. Ademais, relações entre renda e capacitações são afetadas por fatores sobre os quais as pessoas não

⁵ As discussões deste e dos próximos parágrafos são fundamentados por argumentos de: Sen (1980, 1982, 1996, 2000, 2001), Nussbaum e Sen (1996), Kerstenetzky (2000), Roybens (2005), Diniz e Diniz (2009) e Kang (2011).

têm pleno controle, de modo que a pobreza em termos de privações pode ser maior do que a segundo somente a renda. Nesse sentido, Narayan (2000) expande o debate defendendo que a disposição dos pobres para melhorar suas condições de vida depende de como percebem e usam suas capacitações, influenciadas por limitações exógenas de oportunidades. Na mesma linha de raciocínio, Kerstenetzky (2000) afirma que “fracassados” e “oprimidos” perdem a confiança em desejar (ou esperança), ajustando desejos às possibilidades, o que contribui, conseqüentemente, para a manutenção da condição de pobreza.

Portanto, a abordagem baseada em Amartya Sen e Martha Nussbaum faz críticas a conceituações alternativas de pobreza, em especial àquelas moldadas no emprego exclusivo da renda ou riqueza como parâmetros. Para Kang (2011), ao comparar o Brasil a outros países, esses parâmetros não seriam problemáticos se refletissem adequadamente (correlação perfeita) a qualidade de vida das pessoas. Porém, isso não ocorre. Há, por exemplo, distorções nas distribuições de recursos e acesso a serviços.

Logo, a percepção de que a renda (ou outro atributo isolado) não deve ser o único fator explicativo da pobreza motivou trabalhos a tratar o tema com um enfoque multidimensional, incorporando outras dimensões relevantes à qualidade de vida (bem-estar) que representam também privações advindas de políticas, instituições e mercados. Como pode ser visto, por exemplo, em Barros et al. (2006), Kageyama e Hoffmann (2006), Diniz e Diniz (2009), Guedes et al. (2012), Caldas e Sampaio (2015) e Costa et al. (2028), há propostas de indicadores sintéticos de pobreza multidimensional, no geral, limitados pela disponibilidade de dados e dependentes de opções dos pesquisadores acerca de metodologias e objetivos.

Deve-se ressaltar que pobreza tende a ser acompanhada por desigualdade na renda e em outros atributos, não sendo a correlação obrigatoriamente perfeita, uma vez que dependem de complexas cadeias causais. Assim, pelos aspectos aqui discutidos, é pertinente defender que análises de desigualdades sociais/econômicas também sejam multidimensionais e não somente baseadas na renda ou em outro atributo único – não necessariamente com um indicador sintético. O próprio Sen faz tal recomendação – adotada no presente estudo – com o recorrente questionamento “igualdade do quê?” (SEN, 1980, 2001).

Na literatura, além de aspectos teóricos, são discutidas metodologias para medir a desigualdade. Assim como no caso da pobreza, tal discussão passa por medidas que consideram somente a renda (ou riqueza) ou outras dimensões – nesse caso, fundamentadas, no geral, pelo enfoque de Sen e Nussbaum. A abordagem multidimensional é justificada pelas desigualdades na renda e em outras dimensões não serem perfeitamente correlacionadas e terem determinantes distintos. Por exemplo, a desigualdade na renda é determinada pela estrutura de emprego e por políticas de salário mínimo e de seguridade social; já a desigualdade de acesso à educação depende da oferta de escolas públicas, legislações sobre trabalho infantil e oportunidades de trabalho. Ademais, é possível avaliar como deficiências em um atributo são compensadas por outros atributos (JENSEN; NIELSEN, 1997; JUSTINO et al., 2004; JUSTINO, 2005).

Existem alguns desafios para a medição da distribuição de dimensões não monetárias de bem-estar (JUSTINO et al., 2004; JUSTINO, 2005). Primeiramente, é necessário considerar que, ao contrário de indicadores de desigualdade de renda (ou riqueza), é menos trivial o ranqueamento dos indivíduos (ou domicílios), o que pode depender de juízo de valor e, conseqüentemente, de comparações interpessoais de preferências e bem-estar, inclusive na escolha das dimensões a serem consideradas. Outro desafio é a opção por avaliações dimensão a dimensão, isoladamente, ou agregadas em um indicador sintético. No segundo caso, esses desafios estão relacionados com arbitrariedades na escolha de pesos que refletem o caráter de substituição entre as dimensões de bem-estar observadas, com a medição da magnitude da aversão ao risco na sociedade e com a forma de agregação das dimensões monetárias e não monetárias, aspectos relacionados ao desconhecimento das funções de bem-estar dos indivíduos/ famílias.

Diante dos “desafios” supracitados, vários trabalhos propõem metodologias distintas para calcular indicadores multidimensionais de desigualdade. Por exemplo, existem trabalhos que

defendem o uso de técnicas tradicionalmente empregadas nas análises da renda (indicadores de desigualdade), assim como o emprego de técnicas de dominância estocástica (KOLM, 1977; ATKINSON; BOURGUIGNON, 1982, 1987, 1990; SHORROCKS, 1983; JUSTINO, 2005; MULLER; TRANNOY, 2012).

Outros trabalhos discutem uma diferenciação da técnica de dominância estocástica, capaz de lidar com a sua complexidade de estimação empírica, utilizando atributos de dimensão discreta. Seguindo esse procedimento, é possível segmentar e comparar a distribuição da população em relação a um atributo discreto de acordo com a ocorrência de um outro atributo (como desigualdade nas dimensões observadas), seja ele discreto ou contínuo segmentado em faixas. A abordagem dificulta o cálculo de um indicador sintético, mas possibilita a avaliação: i) da distribuição conjunta de diferentes dimensões; ii) da existência de níveis distintos de interdependência entre elas; e iii) da possibilidade de deficiências em uma dimensão serem compensadas pelo acesso a outras dimensões. Além disso, tal tipo de abordagem também suaviza o desafio de escolher pesos apropriados e não arbitrários (JENKINS, 1988; JENKINS; LAMBERT, 1999; DUCLOS et al., 2006; JUSTINO, 2005; MULLER; TRANNOY, 2012). A metodologia utilizada no presente trabalho segue essa linha de análise.

Por último, é importante ressaltar que existem outras abordagens, não fundamentadas pelo enfoque de Sen e Nussbaum, que também convergem para a conclusão de que a desigualdade deve ser analisada em termos multidimensionais. Heller (1987), por exemplo, define desigualdades sociais (ou econômicas) como diferenças na distribuição de renda, no acesso ao bem-estar material e “espiritual” e no consumo, refletindo graus distintos de disponibilidade de recursos e de dotações de meios para a satisfação de necessidades. Assim, para a autora, a renda monetária individual é o indicador primário para medir a desigualdade e a pobreza, mas não o único, uma vez que reflete somente a capacidade de satisfazer necessidades nos mercados. Deve-se considerar, ainda, a existência de outras fontes de exclusões sociais, sendo essas exclusões distribuídas desigualmente entre os indivíduos em função de diversos fatores.

Dedecca (2012), por sua vez, discute uma abordagem já adotada por agências multilaterais que parte da crítica ao conceito de renda monetária de Hicks (1939), passando pelas ideias de Kuznets (1955, 1973), Nordhaus e Tobin (1973), entre outros. Para essa, além da renda, também devem ser considerados valores de produtos públicos, serviços de capital, lazer e trabalho fora dos mercados, estoques de bens duráveis e de capitais intangíveis (como saúde e educação) e outros bens que aumentam o bem-estar.

2.2. Hipóteses da Curva de Kuznets e do “N”: justificativas e evidências para o Brasil

Simon Kuznets, ao analisar dados dos Estados Unidos, Inglaterra e Alemanha, observou uma relação não linear no formato de um “U-invertido” entre a desigualdade e o nível de renda. Ou seja, a desigualdade é crescente em rendas mais baixas à medida que essas aumentam; mas passa a decrescer após certo nível (*turning point*). Assim, inicialmente, o crescimento econômico é concentrador de renda; porém, a partir de certo nível de renda, ele mesmo proporciona condições para a reversão da tendência de concentração da renda (KUZNETS, 1955). Tal possível relação ficou conhecida como Curva de Kuznets (CK) e já foi discutida em diversos estudos. Alguns a tratam somente como um fato estilizado; em outros, são levantadas suas prováveis explicações. A primeira explicação, apresentada pelo próprio Kuznets (1955), baseia-se na abordagem da economia dual, mais especificadamente na migração de trabalhadores de setores tradicionais (menos dinâmicos) para modernos – do setor agrícola para o industrial. O nível de desigualdade eleva-se em função do diferencial de produtividade do trabalho entre os dois setores e se reduz quando os trabalhadores concentram-se no ambiente mais dinâmico.

Deutsch e Silver (2000), ao revisarem trabalhos que testam a CK, sistematizam suas possíveis explicações, além da economia dual, em dois outros grupos de abordagens: teoria do crescimento endógeno e teoria da escolha pública. A primeira abordagem parte da premissa de que, em estágios iniciais de renda *per capita*, a desigualdade é necessária para que segmentos da população invistam

em capital humano e em setores menos produtivos. A partir de certo nível de renda, o crescimento econômico resultaria em “transbordamento” de conhecimento para os mais pobres, reduzindo a desigualdade.

Trabalhos relacionados à teoria da escolha pública baseiam-se nas interações entre os mecanismos políticos e a estrutura econômica. Quando consideram a política como fator exógeno, as justificas para a CK são aspectos associados a: efeitos regressivos da tributação, políticas redistributivas, exigências advindas da heterogeneidade étnica da população e da capacidade de organização e controle social. Com a política como fator endógeno, o argumento baseia-se nas relações entre desenvolvimento, educação e participação política, em que medidas redistributivas são adotadas devido ao aumento da capacidade da população de exercer controle político sobre agentes (governantes) que buscam maximizar oportunidades eleitorais (GRADSTEIN; JUSTMAN, 1999; DEUTSCH; SILVER, 2000; GLAESER, 2005).

Discussões mais recentes defendem que a redução da desigualdade não se mantém e que essa volta a aumentar em estágios mais avançados de renda *per capita*. Assim, na verdade, a relação desigualdade-renda seria próxima a um “N”. List e Gallet (1999) foram os primeiros a mostrar evidências empíricas mais robustas sobre tal formato, justificando-o com argumentos de trabalhos anteriores. Bishop et al. (1991), por exemplo, fundamentando-se na abordagem dual, defendem que o aumento da desigualdade decorre da transição de uma economia manufatureira para uma baseada em serviços. Katz e Murphy (1992) explicam o aumento pelo crescimento da demanda por trabalhadores mais qualificados em função de fatores que alteram a dinâmica do mercado de trabalho – por exemplo, mudanças tecnológicas e expansões do comércio internacional. Já Glaeser (2005) e Piketty (2006, 2014), em análises posteriores, explicam o formato próximo a um “N” por questões tributárias, leis trabalhistas e políticas redistributivas.

Diversos trabalhos testam empiricamente as hipóteses da CK e do formato “N”, tanto por métodos paramétricos como não paramétricos, para diferentes amostras, períodos e medidas de desigualdade de renda e de desenvolvimento econômico (ou crescimento). Independentemente da estratégia empírica adotada, alguns dos trabalhos encontram evidências que corroboram a hipótese da CK, enquanto outros a refutam. Há, inclusive, evidências favoráveis à hipótese da relação desigualdade-renda no formato “N”. Resultados internacionais são apresentados nas revisões da literatura realizadas por Adelman e Robinson (1989), Deutsch e Silber (2000), Fields (2001) e Piketty (2006).

Para o Brasil, existem trabalhos com análises estaduais e municipais. Para os estados, Lledó (1996), por meio de estimações paramétricas com dados em *cross-section*, não obtém evidências que corroboram a CK. Taques e Mazz (2010), com estimações paramétricas em painel, também não encontram resultados que suportam a hipótese do “U-invertido”. Já Linhares et al. (2012), também por estimações paramétricas em painel, chegam a evidências que não refutam a hipótese da desigualdade-renda em “N”.

Para municípios do estado do Rio Grande do Sul, Bêrni et al. (2002) utilizam estimações não paramétricas e Bagolin et al. (2004), estimações paramétricas com dados em *cross-section* e painel. Também com estimações paramétricas (em *cross-section* e em painel), Jacinto e Tejada (2004) testam a hipótese da CK para municípios da região Nordeste e Salvato et al. (2006) para municípios do Estado de Minas Gerais. Já Barros e Gomes (2008), em estimações em painel, consideram todos os municípios brasileiros. No geral, as evidências desses trabalhos não rejeitam integralmente a CK. Já Figueiredo et al. (2011) diferenciam-se dos demais por testarem para todos os municípios brasileiros a hipótese da relação em “N” (estimções paramétricas e não paramétricas). As evidências obtidas não refutam a hipótese.

Justino et al. (2004) e Saiani et al. (2013) foram os únicos trabalhos encontrados que observaram dimensões outras que a renda, ao relacionar essa discussão com as propostas pela hipótese da CK e/ou do formato “N”. O primeiro testa a hipótese da CK para um indicador de desigualdade na educação (anos de estudos), com dados domiciliares da PNAD (Pesquisa Nacional por Amostra de domicílios) de 1998. Nesse, é apontada a relação em formato “U-invertido” entre

desigualdade na educação e crescimento econômico. O segundo, com dados censitários de 1991 e 2000 para os municípios brasileiros, testa as hipóteses da CK e do “N” considerando a dimensão de acesso a serviços de saneamento básico (abastecimento de água, coleta de esgoto e coleta de lixo). Seus resultados apontam apenas a existência da relação em “N” para o abastecimento de água. O presente trabalho segue esta linha de análise. Por último, vale destacar que Kuznets, já no seu primeiro estudo sobre a relação em “U-invertido”, e posteriormente com mais ênfase, ressalta que uma limitação do seu estudo foi justamente não considerar, por falta de dados, a desigualdade além da noção da renda (KUZNETS, 1955, 1973).

3. Estratégia empírica e dados

3.1. Indicadores municipais de desigualdade em “múltiplas dimensões”

Como foi discutido na segunda seção, privações à liberdade afetam a qualidade de vida e decorrem de carências associadas à renda, mas também de restrições de oportunidades impostas por fatores como políticas públicas. Ademais, foi comentado que tais políticas, entre outros aspectos, impactam sobre a desigualdade de renda. Considerando esses aspectos e a recomendação da literatura de que as análises de problemas sociais sejam feitas em termos multidimensionais, são aqui propostos, calculados e analisados 7 indicadores municipais de desigualdade para 5 dimensões: trabalho, educação, saúde, habitação e mobilidade urbana. Para isso, são utilizados dados dos Censos Demográficos de 2000 e 2010 do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) e são adotados os critérios comentados abaixo, que podem ser considerados, fundamentando-se na literatura, como “padrões ideais” para cada uma das dimensões.

- Trabalho I: no emprego principal, ter carteira assinada, ser funcionário público ou empregador;
- Trabalho II: no emprego principal, ter carteira assinada, ser funcionário público, empregador ou ser considerado trabalhador por “conta própria” (autônomo)⁶;
- Ensino médio: conclusão do ensino médio regular, do antigo 2º grau ou do supletivo desses;
- Ensino superior: conclusão do ensino superior de graduação;
- Saúde: na ausência de outros dados, utiliza-se como *proxy* a informação se a mulher com 10 anos ou mais de idade não teve filhos nascidos mortos até a semana de referência do Censo;
- Habitação: parâmetros de classificação de “habitação adequada” do IBGE – densidade de até 2 moradores por dormitório; acesso a coleta de lixo direta ou indireta por serviço de limpeza; abastecimento de água por rede geral; e coleta de esgoto por rede geral ou fossa séptica;
- Mobilidade: tempo de deslocamento da residência ao trabalho de até no máximo 1 hora.

Vale destacar que os “padrões ideais” supracitados se pautam em requisitos mínimos apontados, também, nos regramentos da legislação brasileira e na sua repartição de funções entre órgãos federativos. Subjacente a esses critérios está a garantia de direitos sociais mínimos, tendo em vista que a inclusão social é aspecto relevante para a capacitação de indivíduos e para a inserção desses em instituições como o mercado e seus correlatos. Para tanto, requisitos devem ser atendidos, como atendimento a determinadas condições de trabalho e de outros fatores que afetam a vida dos indivíduos, como educação, saúde, moradia e até mesmo transporte. Desta forma, o “ideal” de condições de trabalho se pauta no resguardo resultante de um contrato estabelecido em uma

⁶ Considerando o grande grau de informalidade na categoria de trabalhadores classificados como “conta própria” (autônomos) pelo IBGE, o primeiro indicador não classifica esse grupo na categoria “ideal”, ao passo que o segundo indicador o faz. Isso é feito com a finalidade de observar se há relevantes alterações nas estimações propostas a partir dos dois indicadores.

carteira de trabalho, no setor privado, e de regramento específico para empregadores e funcionalismo público. O acesso à educação se pauta no alcance e na conclusão dos subsequentes níveis de ensino tidos como padrões no país. Já o acesso à saúde se restringe à *proxy* disponível no Censo, indicador adequado para captar o nível de saúde materno, bem como de condições nutricionais e de acompanhamento gestacional, dada a relação desses fatores com a probabilidade de nascimento de filhos mortos⁷ – aspectos também relacionados ao usufruto do sistema de saúde do país, primordialmente público para a população com baixa renda. O acesso à habitação toma o critério estabelecido pelo IBGE, pautado em quesitos de saneamento e densidade domiciliar.

Já na definição de condição de mobilidade adequada, há a complexidade de criar um padrão único, em função da discrepância relacionada ao nível de atividade econômica, dimensões territoriais, tamanho da frota de carros e qualidade do sistema público de transporte, comum entre as grandes regiões do país, ou mesmo entre regiões metropolitanas e municípios de menor porte. Ademais, esses aspectos se acentuam quando esse indicador é discriminado entre indivíduos pertencentes a diferentes estratos de renda. Não obstante essa complexidade e considerando discussões realizadas na literatura⁸, estabeleceu-se o limite acima apresentado como “padrão ideal” de tempo médio de deslocamento casa-trabalho.

Vale ressaltar que as dimensões consideradas podem sinalizar privações à liberdade advindas tanto de restrições na renda como das condições dos mercados, de políticas públicas e de outras instituições, em consonância com a discussão sobre pobreza e desigualdade multidimensionais realizada na segunda seção. Nesse sentido, Roemer (1996), por exemplo, defende educação e saúde como dimensões mais influenciadas por políticas e menos por preferências e rendimentos individuais. Justino (2005), na mesma linha, advoga que a desigualdade na educação depende da renda, mas também – e com maior intensidade – da oferta de escolas públicas, de legislações sobre trabalho infantil e de oportunidades de trabalho.

Os indicadores de desigualdade são construídos da seguinte forma: em cada município e ano, pessoas ou domicílios (no caso da habitação) são ordenados segundo a renda domiciliar mensal; após isso, são calculadas as proporções de pessoas ou de domicílios com o atributo considerado como padrão “ideal” para cada dimensão no 5º (mais ricos) e no 1º (mais pobres) quintis da distribuição de rendimento domiciliar mensal. Por último, é calculada, para cada indicador, a diferença entre as proporções dos quintis (pontos percentuais), obtendo-se os indicadores de desigualdades no(a):

- (i) Trabalho I: diferença entre as proporções de trabalhadores formais;
- (ii) Trabalho II: diferença entre as proporções de trabalhadores formais e autônomos;
- (iii) Ensino médio: de pessoas que concluíram o ensino médio;
- (iv) Ensino superior: de pessoas que concluíram o ensino superior;
- (v) Saúde: de mulheres com somente filhos nascidos vivos;
- (vi) Habitação: de domicílios que são caracterizados como adequados;
- (vii) Mobilidade urbana: de pessoas que gastam 1 hora ou menos no deslocamento residência-trabalho.

Como discutido na segunda seção, existem diversos desafios para a medição da distribuição de acesso a dimensões não monetárias de bem-estar e, conseqüentemente, de indicadores de desigualdade em dimensões diferentes da renda, sendo o indicador agregado em um valor sintético,

⁷ Justino et al. (2004) utilizam, para o cálculo de seu indicador de desigualdade na saúde, a razão entre o número de mulheres com filhos nascidos mortos e o número de mulheres com filhos nascidos vivos, com dados da PNAD de 1998.

⁸ Por exemplo, Young et al. (2013), para a região metropolitana do Rio de Janeiro, Pereira e Schwanen (2013) e Pero e Stefanelli (2015), para regiões metropolitanas do país e Distrito Federal, e Ojima et al. (2015), para todo o país, e considerando deslocamento intra e intermunicipal, demonstram percentuais significativos de pessoas que gastam, na média, mais do que 60 minutos no deslocamento casa-trabalho.

ou mesmo segmentado dimensão a dimensão. Não obstante, a metodologia aqui aplicada segue recomendação da literatura que destaca a adequabilidade de indicadores desagregados, via a consideração de variáveis discretas para classificação e segmentação de grupos populacionais e posterior comparação da distribuição de acesso às dimensões de desigualdade analisadas (JENKINS, 1988; JENKINS; LAMBERT, 1999; DUCLOS et al., 2006; JUSTINO, 2005; MULLER; TRANNOY, 2012).

Neste trabalho, um atributo contínuo (o rendimento domiciliar *per capita*) é transformado em um atributo discreto (quintis de renda). Os indivíduos, então, são ranqueados, em cada município e ano, de acordo com estes quintis de renda, e a distribuição do nível de acesso “ideal” às dimensões analisadas é estabelecida (atributo discreto). Em seguida, o indicador de desigualdade, em cada dimensão, é calculado – como a diferença, em pontos percentuais, de pessoas com acesso ao padrão ideal pertencentes ao 5º e 1º quintis da renda. Essa metodologia é similar à utilizada por Saiani et al. (2013) e segue as propostas apresentadas por Justino et al. (2004) e Justino (2005). Como mencionado, esse método permite avaliar a distribuição conjunta de diferentes dimensões; a existência de níveis distintos de interdependência entre elas; e a possibilidade de deficiências em uma dimensão serem compensadas pelo acesso a outras dimensões. Ademais, o método evita as problemáticas relacionadas à construção de indicadores sintéticos dada a falta de conhecimento sobre as funções de bem-estar individual e/ou familiar e segue a proposta de Foster et al. (2003) de que indicadores multidimensionais (ou de qualidade de vida) devem ser sensibilizados pela distribuição de renda própria de cada localidade.

3.2. Métodos e modelos econométricos

Os procedimentos econométricos deste estudo buscam avaliar as relações entre os indicadores de desigualdade em “múltiplas dimensões” propostos mais adiante e: i) o nível de renda *per capita* e ii) a desigualdade de renda nos municípios brasileiros. No primeiro caso, são avaliadas as hipóteses da CK (“U-invertido”) e do formato “N” discutidas na segunda seção. A CK é testada em diversos trabalhos com estimações paramétricas e dados em *cross-section*. Porém, dados seccionais são criticados em função de a relação advir de processos dinâmicos de alterações na economia, com fatores não controlados em estimações para um período, o que torna os estimadores inconsistentes e justifica o emprego de dados em painel. Estes diminuem vieses decorrentes de variáveis omitidas – características específicas de cada localidade – que podem induzir trajetórias únicas (FIELDS; JAKUBSON, 1994; BAGOLIN et al., 2004).

Duas abordagens em painel destacam-se: Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) com variáveis *dummies* para cada localidade ou estimador *Within* (desvios em relação às médias) – controlam atributos distintos entre locais e constantes no tempo (efeitos fixos) –; e Mínimos Quadrados Generalizados (MQG) com efeitos aleatórios. O teste de Hausman indica qual dessas abordagens é mais adequada (BALTAGI, 2001; WOOLDRIDGE, 2002). O modelo comum para testar a CK é representado pela Equação (1). A medida de desenvolvimento/crescimento (Y) é considerada em um polinômio de 2º grau. Para o “U-invertido” ser constatado, os coeficientes α_1 e α_2 devem ser significativos, e $\alpha_1 > 0$ e $\alpha_2 < 0$.

$$D_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Y_{it} + \alpha_2 Y_{it}^2 + T_t + u_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

sendo: D_{it} uma medida de desigualdade da localidade i no ano t ; α_0 a constante; Y_{it} uma medida de desenvolvimento econômico (ou crescimento); α_1 e α_2 os coeficientes do polinômio de 2º grau em relação a essa medida; u_i um conjunto de características locais específicas constantes no tempo (efeitos fixos); T_t um vetor de *dummies* anuais ou uma variável de tendência; e ε_{it} o erro aleatório.

Para testar a hipótese da relação desigualdade-renda em “N”, considera-se um polinômio de 3º grau referente ao desenvolvimento/crescimento, como é feito na Equação (2).

$$D_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Y_{it} + \alpha_2 Y_{it}^2 + \alpha_3 Y_{it}^3 + T_t + u_i + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

A hipótese do formato “N” é corroborada se: α_1 , α_2 e α_3 forem significativos, sendo $\alpha_1 > 0$, $\alpha_2 < 0$ e $\alpha_3 > 0$. Ademais, para corroborar o formato, deve ser realizado o teste da 2ª derivada: i) considerar os coeficientes encontrados para obter a 1ª derivada da Equação (2) em relação a Y ; ii) calcular os pontos críticos (Y_1 e Y_2) – candidatos a máximo e mínimo –; iii) encontrar a 2ª derivada; e iv) substituir os pontos críticos nessa. Se um dos valores for inferior a zero e o outro superior, há pontos de máximo e mínimo locais (CHIANG, 1982; SIMON et al., 2004), confirmando a hipótese do “N”. Por outro lado, se $\alpha_1 > 0$, $\alpha_2 < 0$ e $\alpha_3 < 0$ ou α_3 for não significativo, a relação assume o formato do “U-invertido”. Quaisquer outras combinações de sinais associados aos coeficientes estimados refutam os dois formatos.

Em acréscimo à Equação (2), a literatura aponta a necessidade de controle de outras características das localidades que podem influenciar a desigualdade de renda e que não sejam constantes no tempo (ver, por exemplo, AHLUWALIA, 1976; ANAND; KANBUR, 1993; JHA, 1996). Sugerem-se, então, estimações de modelos baseados na Equação (3), na qual é adicionado um vetor de covariadas – atributos observados variantes no tempo t e entre as localidades i . As condições para os formatos da relação entre a desigualdade de renda e o crescimento econômico continuam as supracitadas⁹.

$$D_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Y_{it} + \alpha_2 Y_{it}^2 + \alpha_3 Y_{it}^3 + \alpha_4 X_{it} + T_t + u_i + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

Na primeira seção, foi comentado que o formato da relação desigualdade-renda é controverso, variando segundo as estratégias empíricas. Assim, apesar de não ser um objetivo principal, este estudo contribui para o debate com estimações de modelos baseados nas Equações (2) e (3) – denominados nas análises dos resultados como, respectivamente, especificações I e II. A variável dependente (D_{it}) é o indicador de desigualdade na renda apontado na terceira seção: diferença percentual entre as proporções da renda do município apropriadas pelos 20% mais ricos (5º quintil) e 20% mais pobres (1º quintil).

Além de ser relativamente pouco explorado pela literatura, a opção por esse indicador advém do fato de considerar diferenças entre quintis da distribuição da renda, em consonância com os indicadores de desigualdades em outras dimensões. Desse modo, é possível confrontar as evoluções de diferentes desigualdades em função da dinâmica do crescimento da renda, sendo essa medida pela renda *per capita* municipal (em R\$ mil de 2010), que também foi apresentada na terceira seção¹⁰.

Já para atingir os objetivos principais, são estimados modelos baseados nas Equações (4) a (6), que adaptam as (2) e (3). Trata-se da proposta deste estudo para testar as hipóteses da CK e do “N” em outras dimensões. As variáveis dependentes (M_{it}) são os indicadores de desigualdade em “múltiplas dimensões” apresentados na terceira seção: desigualdades no trabalho (dois indicadores), habitação, ensino médio, ensino superior, saúde e mobilidade urbana. Apenas na última, devido à indisponibilidade de dados em 2000, as estimações são por MQO em *cross-section* (com erros

⁹ O polinômio de 2º grau, primeiramente sugerido por Ahluwalia (1976), é usado em grande parte dos trabalhos que testam a CK. Alguns trabalhos defendem que, para algumas medidas, outras formas funcionais são mais apropriadas. Anand e Kanbur (1993), por exemplo, avaliam as formas que se ajustam melhor a seis medidas. Fundamentando-se nesses trabalhos, pode-se defender a forma polinomial como adequada para os indicadores de desigualdade do presente estudo. Ademais, essa forma é coerente com a proposta de List e Gallet (1999) para testar a hipótese da relação desigualdade-renda no formato de um “N”.

¹⁰ Um problema apontado na literatura para corroborar a CK por estimações com países é a relativa incomparabilidade dos dados oriundos de diferentes fontes (THORNTON, 2001). Assim, segundo Barros e Gomes (2008), resultados internacionais podem ser afetados por erros de medida advindos de diferenças em questionários de coleta e de fatores que interferem na aferição dos indicadores. Assim, uma vantagem deste estudo é analisar municípios brasileiros, o que reduz o viés de erro de medida (dados das mesmas fontes). Ademais, estão em um único país, sofrendo efeitos de um conjunto institucional similar.

padrões robustos), sem controlar efeitos fixos e temporais. Assim, nesse caso, devem ser desconsiderados o subscrito t e os termos T_t e u_i . Nas demais dimensões, $t = 2000$ e 2010 , as estimações são em painel (efeitos fixos e erros padrões robustos) e testes de Hausman são feitos para avaliar a adequação do método.

$$M_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Y_{it} + \alpha_2 Y_{it}^2 + \alpha_3 Y_{it}^3 + T_t + u_i + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

$$M_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Y_{it} + \alpha_2 Y_{it}^2 + \alpha_3 Y_{it}^3 + \alpha_4 X_{it} + T_t + u_i + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

$$M_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Y_{it} + \alpha_2 Y_{it}^2 + \alpha_3 Y_{it}^3 + \alpha_4 X_{it} + \alpha_5 D_{it} + T_t + u_i + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

Pela Equação (4), denominada nas análises dos resultados como especificação III, é avaliada a existência de uma relação não linear entre a desigualdade em cada dimensão (M_{it}) e a renda *per capita* (Y_{it}) controlando somente os efeitos fixos (u_i) e temporais (T_t) – *dummy* 2010. Na Equação (5) – especificação IV –, incorpora-se o vetor de covariadas X_{it} . Já na Equação (6) – especificação V –, a variável desigualdade na renda (D_{it}) é considerada como explicativa para as desigualdades em outras dimensões, o que possibilita verificar, de forma mais robusta, se as relações estimadas associadas à renda *per capita* são decorrências do comportamento da distribuição da renda ou persistem quando essa variável é controlada, sugerindo a influência de outros atributos omitidos nas estimações que também podem ser relacionados à renda (políticas, leis e condições dos mercados, por exemplo).

As covariadas do vetor X_{it} são: população (milhares de habitantes); jovens (razão entre menores de 18 anos e população total); idosos (razão entre maiores de 65 anos e população total); urbanização (razão entre as populações urbana e total); V.A. indústria (razão entre o valor adicionado na indústria e o Produto Interno Bruto/PIB); V.A. serviços (razão entre o valor adicionado dos serviços e o PIB); e área (milhares de Km²). Essas são justificadas, em parte, pela revisão da literatura sobre determinantes da CK ou do “N”, como os papéis da composição setorial e da urbanização. Ademais, o emprego de *proxies* de variáveis correlacionadas à renda, capazes de sugerir explicações dos formatos da relação desigualdade-renda, indicaria que atributos não observados são relevantes para explicar as possíveis relações obtidas.

As covariadas são justificadas, ainda, por seus prováveis efeitos na demanda e na oferta de serviços públicos que, em algum grau, influenciam as dimensões consideradas. A área busca controlar diferenças de custos associadas ao tamanho territorial e ao potencial efeito do desmembramento de um distrito. As variáveis jovens e idosos controlam efeitos da estrutura etária sobre a demanda por serviços providos publicamente. Ademais, os indivíduos que não estão nessas faixas (adultos) são os que mais participam do mercado de trabalho e contribuem para as receitas municipais, afetando as capacidades desses de arrecadar e de investir. Tais capacidades também são determinadas pela população e taxa de urbanização, pois as receitas próprias e de transferências dos municípios são influenciadas por tais parâmetros. Essas variáveis também podem controlar economias de escala e densidade na provisão de serviços e políticas, assim como as capacidades das pessoas se organizarem e pressionarem os governantes. Já o V.A. da indústria e o V.A. dos serviços controlam efeitos de produtividades e rendas distintas entre os setores¹¹.

Por último, vale ressaltar que as cinco especificações são realizadas considerando como amostra todos os municípios brasileiros com informações disponíveis para 2000 e 2010. Adicionalmente, para as especificações II (desigualdade na renda) e V (desigualdades em “múltiplas dimensões”), também são realizadas estimações nas quais a amostra é segmentada nas cinco grandes regiões geográficas (Norte, Nordeste, Centro-Oeste, Sudeste e Sul). O intuito é avaliar se os possíveis resultados obtidos para o Brasil diferem em regiões com níveis distintos de crescimento e desigualdades. Na literatura da CK, há trabalhos que, a partir de Williamson (1965),

¹¹ Argumentos fundamentados por: Case et al. (1993), Alesina e Spolaore (1997), Gradstein e Justman (1999), Gomes e MacDowell (2000), Bel e Fageda (2007), Macedo e Corbari (2009), entre outros.

analisam a desigualdade de renda entre regiões, em especial o que se convencionou chamar de “problema norte-sul”: desigualdade de renda entre distintas partes do território de um mesmo país. No Brasil, são notórias as disparidades regionais, principalmente entre o Sul-Sudeste e o Norte-Nordeste, de modo que é interessante a comparação entre os resultados regionais.

4. Evidências

4.1. Análises descritivas

A Tabela 1 apresenta as médias destes indicadores municipais de desigualdade em “múltiplas dimensões” em 2000 e 2010, no Brasil e nas grandes regiões geográficas. Um aspecto a ser apontado é que a maneira pela qual as desigualdades são calculadas faz com que possam ser baixas com situações favoráveis ou desfavoráveis, desde que simultâneas e próximas nos mais pobres e nos mais ricos. Assim, para complementar as análises, a Tabela 1 também apresenta os indicadores de acesso a padrões “ideais”, em todas as dimensões, nos 5º e 1º quintis das distribuições pela renda.

Considerando 2010 como referência, a dimensão trabalho (nos dois indicadores) apresenta as maiores desigualdades médias, sendo as regiões Norte e Nordeste destaques negativos¹². Na habitação, a desigualdade para o país é relevante e Sudeste e Sul são as únicas regiões com médias superiores à nacional. No ensino médio, as desigualdades médias em todas as regiões e no país são superiores a 9 pontos percentuais. No ensino superior, os acessos por quintis são bem inferiores aos do ensino médio; ademais, o acesso ao ensino superior é relativamente baixo nos dois quintis, o que justifica a pequena desigualdade. Já as dimensões saúde e mobilidade mostram situações próximas à “ideal” nos dois quintis de renda, o que reflete na baixa desigualdade média de acesso a esses atributos.

Observa-se, ainda, que as médias dos indicadores de desigualdade em “múltiplas dimensões” são positivas no Brasil e nas suas regiões, excetuando-se na saúde, principalmente em 2000¹³. Assim, como os indicadores são calculados com o ordenamento pela renda, pode-se sugerir que problemas na distribuição da renda são acompanhados por problemas na distribuição de acesso “ideal” a outras dimensões, o que é uma primeira evidência para corroborar a primeira hipótese do estudo: desigualdades nas dimensões são correlacionadas à desigualdade na renda; porém, não são totalmente explicáveis por ela (correlação imperfeita). A última parte da afirmação é embasada em evidências de outros trabalhos. Esses sinalizam que, no Brasil e nas suas regiões, ocorreu queda da concentração de renda no período, sendo diversas suas possíveis causas – ver, por exemplo, BARROS et al. 2007a; 2007b). Em algumas dimensões e regiões ocorreram, inclusive, elevações das desigualdades em “múltiplas dimensões”.

A última coluna da Tabela 1 complementa tal discussão sintetizando as evoluções, de 2000 a 2010, das médias dos indicadores de desigualdade em “múltiplas dimensões” para o Brasil. No ensino superior e na saúde, a desigualdade média favorável aos mais ricos aumentou; por outro lado, no trabalho (nos dois indicadores), no ensino médio e na habitação, essa diminuiu. Portanto, ocorreram reduções das concentrações de acesso a alguns atributos e, conseqüentemente, de privações nos mais pobres. O fato das evoluções de algumas dimensões não terem seguido as evoluções médias das desigualdades na renda (Tabela 2) é uma evidência de que problemas sociais são fenômenos multidimensionais decorrentes de diversos fatores (políticas, legislações e mercados, por exemplo) e não somente de privações materiais.

¹² Verifica-se que, quando os trabalhadores classificados como autônomos pelo IBGE são considerados na categoria “ideal”, a proporção de trabalhadores formais naturalmente se eleva nos dois quintis observados.

¹³ Uma provável explicação é a subnotificação de óbitos existente no país, que é maior entre os mais pobres e em regiões menos desenvolvidas, mas que diminuiu ao longo do tempo (MELLO-JORGE, 1983; SZWARCOWALD et al., 2002).

Contribui para tal argumento o fato de todas as dimensões serem determinadas, em algum grau, por bens e serviços ofertados ou demandados pelo setor privado, isto é, por condições de mercado, mas também por políticas ou legislações específicas municipais, estaduais e/ou federais. O trabalho, por exemplo, é definido constitucionalmente como direito social, sendo a regulação atribuída à União. Na educação, regulações cabem a cada ente federativo. Na saúde, compete à União a coordenação e regulação; aos estados, apoio técnico e financeiro aos municípios, executores dos serviços. Na habitação e mobilidade, também há competências para as três esferas de Governo (BRASIL, 1988).

Tabela 1 – Médias dos indicadores municipais de acesso por quintis (%) e de desigualdade em “múltiplas dimensões” (pontos percentuais), segundo as dimensões e as grandes regiões – 2000 e 2010

Indicadores / Dimensões	Norte		Nordeste		Centro-Oeste		Sul		Sudeste		Brasil		Δ%
	2000	2010	2000	2010	2000	2010	2000	2010	2000	2010	2000	2010	
<i>Trabalho I (sem autônomos)</i>													
5° Quintil	34,79	38,99	35,42	39,98	45,22	48,75	45,91	46,52	51,77	55,20	43,28	46,60	---
1° Quintil	0,00	7,28	0,00	3,80	0,00	26,99	0,03	31,28	0,00	36,74	0,00	21,78	---
Desigualdade	34,79	31,71	35,42	36,18	45,22	21,76	45,60	15,24	51,77	18,46	43,28	24,82	-42,65
<i>Trabalho II (com autônomos)</i>													
5° Quintil	74,70	70,68	70,09	66,95	82,76	80,36	89,66	85,12	78,03	77,35	79,06	76,01	---
1° Quintil	0,00	42,58	0,00	35,76	0,00	58,12	0,11	65,36	0,00	50,88	0,02	50,60	---
Desigualdade	74,70	28,10	70,09	31,19	82,76	22,24	89,55	19,76	78,03	26,46	79,04	25,42	-67,83
<i>Ensino Médio</i>													
5° Quintil	14,76	15,22	12,08	15,09	15,65	16,74	15,35	15,98	17,22	17,65	14,83	16,19	---
1° Quintil	2,62	5,29	2,25	5,30	4,35	6,86	4,69	6,62	5,51	7,85	3,95	6,48	---
Desigualdade	12,14	9,93	9,83	9,79	11,30	9,88	10,66	9,36	11,71	9,80	10,88	9,72	-10,65
<i>Ensino Superior</i>													
5° Quintil	2,41	5,74	2,54	4,43	6,21	8,94	8,26	8,33	10,21	11,07	6,35	7,74	---
1° Quintil	0,10	0,29	0,08	0,18	0,28	0,59	0,29	0,55	0,51	0,69	0,27	0,46	---
Desigualdade	2,31	5,45	2,46	4,25	5,93	8,35	7,97	7,78	9,70	10,38	6,08	7,28	19,68
<i>Saúde</i>													
5° Quintil	87,55	93,85	84,85	92,70	92,29	95,51	93,66	96,16	92,69	95,32	89,89	94,55	---
1° Quintil	92,43	93,28	92,92	93,59	93,42	92,66	95,58	93,87	94,18	93,25	93,86	93,45	---
Desigualdade	-4,88	0,57	-8,07	-0,89	-1,13	2,85	-1,92	2,29	-1,49	2,07	-3,97	1,10	127,90
<i>Habitação</i>													
5° Quintil	8,83	12,88	17,85	24,54	12,24	21,90	31,98	39,95	56,44	64,91	31,31	38,77	---
1° Quintil	1,86	5,00	5,19	11,81	5,54	14,26	14,90	26,04	36,14	49,91	16,35	25,92	---
Desigualdade	6,97	7,88	12,66	12,73	6,70	7,64	17,08	13,91	20,30	15,00	14,96	12,85	-14,10
<i>Mobilidade Urbana*</i>													
5° Quintil	---	95,30	---	95,29	---	95,20	---	97,17	---	94,54	---	95,46	---
1° Quintil	---	91,08	---	93,51	---	93,53	---	95,46	---	93,08	---	93,60	---
Desigualdade	---	4,22	---	1,78	---	1,67	---	1,71	---	1,46	---	1,86	---

Nota: Δ%: variação percentual de 2000 a 2010. * A base de microdados do Censo Demográfico não disponibiliza informações para mobilidade urbana no ano 2000.

Fonte: IBGE, Censo Demográfico de 2000 e 2010. Elaboração própria.

Para finalizar as análises, a Tabela 2 apresenta, para o Brasil e suas regiões, as médias, em 2000 e 2010, dos indicadores municipais de desigualdade na renda e de renda *per capita* utilizados neste

trabalho. Como desigualdade na renda, considera-se a diferença (em pontos percentuais) entre as proporções da renda do município apropriadas pelos 20% mais ricos (5º quintil) e 20% mais pobres (1º quintil). As desigualdades médias na renda do Sudeste e Sul eram nos dois anos menores às das demais regiões. Ademais, como já foi apontado, no país e nas regiões, ocorreram reduções das desigualdades médias no período, sendo mais significativas no Sul, Sudeste e Centro-Oeste.

Tabela 2 – Médias dos indicadores municipais de desigualdade de renda (pontos percentuais) e de renda *per capita* (R\$ de agosto de 2010), segundo as grandes regiões – 2000 e 2010

Regiões / Indicadores / Anos	Desigualdade na Renda			Renda <i>per capita</i>		
	2000	2010	Δ% 2000-2010	2000	2010	Δ% 2000-2010
Norte	60,21	57,23	-4,95	242,39	345,09	42,37
Nordeste	56,57	52,99	-6,32	169,85	276,92	63,04
Centro-Oeste	57,60	50,39	-12,52	413,23	586,65	41,97
Sul	53,63	46,77	-12,80	462,32	704,24	52,33
Sudeste	54,20	47,30	-12,73	438,66	590,62	34,64
Brasil	55,52	50,06	-9,84	338,35	493,61	45,89

Fonte: IBGE, Censo Demográfico de 2000 e 2010. Elaboração própria.

Como medida de renda municipal *per capita*, é empregada a razão entre o somatório da renda de todos os indivíduos residentes no município e o número total desses indivíduos (em milhares de R\$ 2010). Verifica-se, na Tabela 2, aumentos significativos de 2000 a 2010 da renda *per capita* em todas as regiões brasileiras, em especial no Nordeste e no Sul. Porém, o Nordeste permaneceu como a região com a menor renda *per capita* municipal média e o Sul com a maior, seguida pelo Sudeste.

Portanto, as breves análises descritivas desta seção sinalizam a existência de desigualdades em “múltiplas dimensões” e na renda no Brasil, assim como de disparidades nessas desigualdades entre as cinco grandes regiões geográficas brasileiras, bem como no nível de renda *per capita*. As possíveis relações entre as desigualdades e o nível de renda *per capita* são exploradas a seguir.

4.2. Análises dos resultados das estimações econométricas

Na sequência, são analisados os resultados que sinalizam as relações entre os indicadores de desigualdade em “múltiplas dimensões” e desigualdade na renda e que permitem validar ou não as hipóteses da CK (“U-invertido”) e do “N” para as relações entre essas desigualdades e a renda *per capita*. Assim, para não fugir do escopo do presente trabalho, são avaliados somente os coeficientes associados às variáveis renda *per capita* e desigualdade na renda. No geral, os testes de Hausman sugerem a melhor adequação dos efeitos fixos em comparação aos efeitos aleatórios em todas as estimações (estatísticas significativas). Por isso, optou-se por reportar apenas os resultados por efeitos fixos¹⁴. Vale apontar, ainda, que os pontos críticos máximos e mínimos (Y_1 e Y_2 , respectivamente) em relação à renda (milhares de R\$ de 2010), quando existem, são apresentados nas duas últimas linhas das tabelas de resultados.

A Tabela 3 mostra os resultados das estimações nas quais a desigualdade na renda é a variável dependente. Nas estimações para o Brasil, sem e com variáveis de controle – especificações I e II, respectivamente –, os coeficientes associados ao polinômio de 3º grau da renda *per capita* são significativos e com os sinais esperados para corroborar a hipótese do “N”: positivo em nível e ao cubo e negativo ao quadrado. Porém, os testes da 2ª derivada não confirmam o formato, denotando a ausência de pontos de mínimo ou de máximo locais, mas a existência de um ponto de inflexão.

Assim, pelo indicador aqui adotado, a desigualdade sempre aumenta à medida que a renda *per capita* municipal se eleva, não assumindo uma relação nos formatos da CK ou do “N”. Padrão

¹⁴ Os resultados não reportados, bem como as estatísticas descritivas, podem ser obtidos junto aos autores.

semelhante é observado nas estimações específicas para os municípios das regiões Norte, Nordeste e Sul, cujos sinais e significância do polinômio de 3º grau da renda *per capita* são os requisitados para o “N”, mas os testes da 2ª derivada não são atendidos. Por outro lado, as estimações para os municípios das regiões Centro-Oeste e Sudeste sugerem relações no formato tradicional da CK (“U-invertido”). Ou seja, nessas regiões, a desigualdade na renda aumenta até uma renda municipal *per capita* média máxima Y_1 (*turning point*) – igual a R\$ 730 e a R\$ 2.310, respectivamente –, a partir da qual passa a reduzir.

Tabela 3 – Resultados: desigualdade na renda (painel)

Variáveis / Regiões / Especificações	Brasil		Norte	Nordeste	Centro-Oeste	Sudeste	Sul
	I	II	II	II	II	II	II
Renda <i>per capita</i>	0,900 ^(a) (0,040)	0,948 ^(a) (0,039)	1,204 ^(a) (0,185)	1,405 ^(a) (0,109)	1,061 ^(a) (0,137)	0,560 ^(a) (0,050)	0,769 ^(a) (0,060)
Renda <i>per capita</i> ²	-0,809 ^(a) (0,056)	-0,790 ^(a) (0,053)	-1,568 ^(a) (0,368)	-2,030 ^(a) (0,188)	-0,732 ^(a) (0,208)	-0,121 ^(b) (0,054)	-0,429 ^(a) (0,066)
Renda <i>per capita</i> ³	0,288 ^(a) (0,028)	0,268 ^(a) (0,026)	0,747 ^(a) (0,229)	1,053 ^(a) (0,113)	0,151 (0,123)	0,018 (0,020)	0,131 ^(a) (0,026)
Dummy 2010	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Constante	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Controles	Não	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Observações	10.872	10.812	824	3.460	890	3.322	2.316
R ² (overall)	0,000	0,0086	0,171	0,129	0,220	0,097	0,071
Prob > F	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Teste Hausman	1.479,4 ^(a)	1.257,7 ^(a)	61,6 ^(a)	112,5 ^(a)	74,0 ^(a)	451,3 ^(a)	353,8 ^(a)
Y ₁ Máximo (R\$ mil)	---	---	---	---	0,73	2,31	---
Y ₂ Mínimo (R\$ mil)	---	---	---	---	---	---	---

Nota: Erros-padrão (robustos) entre parênteses. ^(a) Significativo a 1%. ^(b) Significativo a 5%. ^(c) Significativo a 10%.

Fonte: Elaboração própria.

As Tabelas 4 e 5 apresentam os resultados para a dimensão trabalho, diferenciando-se pela inclusão ou não dos autônomos no “padrão ideal”. Em ambos os casos, os coeficientes respeitam as condições do “N” e os testes da 2ª derivada confirmam o formato; aspecto que não é observado apenas no Norte. Desta forma, para tal dimensão, no geral, as desigualdades aumentam em estágios iniciais de crescimento, reduzem a partir de certo nível e voltam a aumentar em nível superior. Para o Brasil, esse padrão é verificado sem e com covariadas, inclusive, a desigualdade na renda – especificações III, IV e V, respectivamente. Considerando a especificação V do primeiro indicador de desigualdade na dimensão (trabalho I), no Brasil como um todo, a elevação inicial da desigualdade se dá na média até a renda municipal *per capita* de R\$ 410, a partir da qual há redução até a renda de R\$ 1.560, depois da qual volta a aumentar (Tabela 4); já com base no segundo indicador, a desigualdade se eleva na média até uma renda de R\$ 440, reduz-se até uma renda de R\$ 1490, a partir da qual volta a aumentar (Tabela 5).

Ainda na dimensão trabalho, existem regionalmente diferenças entre as rendas médias municipais *per capita* dos *turning points*. Levando em conta somente o ponto a partir do qual a desigualdade volta a aumentar, observa-se, na Tabela 4, que Sudeste e Sul são as regiões com maiores *turning points* – rendas municipais *per capita* médias de R\$ 1.700 e R\$ 1.360, respectivamente. Considerando a Tabela 5, esse processo ocorre com rendas municipais *per capita* médias de R\$ 1680 e R\$ 1380, para as mesmas regiões, respectivamente. Ou seja, nas regiões com maiores rendas municipais *per capita* médias (Tabela 2), as desigualdades no trabalho voltam a aumentar em níveis de renda relativamente superiores.

Tabela 4 – Resultados: desigualdade no trabalho I – sem autônomos (painel)

Variáveis / Regiões / Especificações	Brasil			Norte	Nordeste	Centro-Oeste	Sudeste	Sul
	III	IV	V	V	V	V	V	V
Renda <i>per capita</i>	3,371 ^(a) (0,155)	2,957 ^(a) (0,154)	2,405 ^(a) (0,164)	0,677 (0,426)	0,544 ^(b) (0,222)	2,599 ^(a) (0,359)	2,222 ^(a) (0,207)	2,408 ^(a) (0,231)
Renda <i>per capita</i> ²	-4,658 ^(a) (0,261)	-4,176 ^(a) (0,261)	-3,694 ^(a) (0,257)	-1,727 ^(b) (0,802)	-2,434 ^(a) (0,424)	-4,504 ^(a) (0,514)	-3,202 ^(a) (0,284)	-3,024 ^(a) (0,304)
Renda <i>per capita</i> ³	1,563 ^(a) (0,142)	1,413 ^(a) (0,141)	1,246 ^(a) (0,134)	0,426 (0,491)	1,248 ^(a) (0,256)	2,013 ^(a) (0,278)	1,001 ^(a) (0,126)	1,047 ^(a) (0,138)
Desigualdade na Renda			0,579 ^(a) (0,044)	0,314 ^(a) (0,121)	0,330 ^(a) (0,051)	0,432 ^(a) (0,117)	0,229 ^(b) (0,093)	0,172 ^(c) (0,103)
<i>Dummy</i> 2010	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Constante	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Controles	Não	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Observações	10.981	10.921	10.733	824	3.460	890	3.322	2.316
R ² (overall)	0,273	0,162	0,205	0,074	0,002	0,025	0,466	0,094
Prob > F	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Teste Hausman	1.991,7 ^(a)	1.944,3 ^(a)	1.760,1 ^(a)	55,3 ^(a)	200,5 ^(a)	122,8 ^(a)	697,5 ^(a)	418,1 ^(a)
Y ₁ Máximo (R\$ mil)	0,47	0,46	0,41	---	0,12	0,39	0,44	0,56
Y ₂ Mínimo (R\$ mil)	1,51	1,51	1,56	---	1,18	1,10	1,70	1,36

Nota: Erros-padrão (robustos) entre parênteses. ^(a) Significativo a 1%. ^(b) Significativo a 5%. ^(c) Significativo a 10%.
Fonte: Elaboração própria.

Tabela 5 – Resultados: desigualdade no trabalho II (com autônomos na categoria “ideal”) (painel)

Variáveis / Regiões / Especificações	Brasil			Norte	Nordeste	Centro-Oeste	Sudeste	Sul
	III	IV	V	V	V	V	V	V
Renda <i>per capita</i>	2,485 ^(a) (0,135)	2,263 ^(a) (0,136)	1,878 ^(a) (0,141)	1,289 ^(b) (0,586)	1,352 ^(a) (0,350)	2,229 ^(a) (0,344)	1,926 ^(a) (0,166)	1,417 ^(a) (0,174)
Renda <i>per capita</i> ²	-3,661 ^(a) (0,220)	-3,375 ^(a) (0,222)	-2,978 ^(a) (0,212)	-1,882 ^(c) (1,087)	-3,665 ^(a) (0,629)	-3,740 ^(a) (0,553)	-2,664 ^(a) (0,218)	-1,884 ^(a) (0,220)
Renda <i>per capita</i> ³	1,264 ^(a) (0,117)	1,170 ^(a) (0,118)	1,027 ^(a) (0,108)	0,659 (0,629)	1,999 ^(a) (0,367)	1,755 ^(a) (0,305)	0,831 ^(a) (0,097)	0,662 ^(a) (0,096)
Desigualdade na Renda			0,303 ^(a) (0,049)	-0,099 (0,170)	0,043 (0,101)	0,262 ^(b) (0,124)	0,163 ^(b) (0,079)	0,014 (0,076)
<i>Dummy</i> Ano	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Constante	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Controles	Não	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Observações	10.966	10.906	10.715	821	3.444	873	3.277	2.300
R ² (overall)	0,7878	0,7212	0,7434	0,6565	0,5152	0,2671	0,8392	0,7285
Prob > F	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Teste Hausman	1.285,6 ^(a)	1.336,6 ^(a)	1.410,1 ^(a)	45,6 ^(a)	84,6 ^(a)	71,5 ^(a)	537,1 ^(a)	185,3 ^(a)
Y ₁ Máximo (R\$ mil)	0,44	0,43	0,40	0,34	0,23	0,43	0,46	0,52
Y ₂ Mínimo (R\$ mil)	1,49	1,49	1,54	--	1,00	1,00	1,68	1,38

Nota: Erros-padrão (robustos) entre parênteses. ^(a) Significativo a 1%. ^(b) Significativo a 5%. ^(c) Significativo a 10%.
Fonte: Elaboração própria.

As Tabelas 6 e 7 apresentam os resultados das estimações para os indicadores relacionados à dimensão educação. No Brasil como um todo, nos dois indicadores considerados (ensino médio e ensino superior), as evidências são favoráveis à hipótese do “N”: a significância, os sinais dos coeficientes e os testes da 2ª derivada sinalizam um ponto de máximo local anterior a um mínimo. Assim, há elevação da desigualdade seguida por queda e, depois, por nova elevação à medida que a renda municipal *per capita* aumenta, o que se observa sem e com variáveis de controle, inclusive a desigualdade na renda (especificações III, IV e V, respectivamente). Pela especificação V, no ensino médio, os pontos de máximo e mínimo locais são em rendas *per capita* de, respectivamente, R\$ 580 e R\$ 2.300; já no ensino superior, de R\$ 630 e R\$ 2.510. Assim, a queda e o posterior aumento da desigualdade no ensino médio se dão em *turning points* inferiores aos do ensino superior, o que pode refletir a maior dificuldade de acesso pela população a estágios mais avançados de educação.

Nas estimações regionais para o ensino médio (Tabela 6), as evidências são favoráveis ao “N”, excetuando-se o Norte, região na qual não se confirma nenhuma das relações testadas. Os *turning points* a partir dos quais a desigualdade no ensino médio volta a crescer variam entre as regiões: de R\$ 1.150 no Nordeste a R\$ 2.710 no Sudeste. Já no ensino superior (Tabela 7), não são observadas relações nos formatos da CK ou do “N” nas regiões Norte e Nordeste; no Centro-Oeste e no Sul, há evidências para a validação da CK, com a desigualdade no ensino superior aumentando até rendas *per capita* médias de R\$ 413 e R\$ 490, respectivamente, a partir das quais passa a reduzir; já no Sudeste, os coeficientes e o teste da 2ª derivada sinalizam a existência da relação no formato “N”.

Tabela 6 – Resultados: desigualdade no ensino médio (painel)

Variáveis / Regiões / Especificações	Brasil			Norte	Nordeste	Centro-Oeste	Sudeste	Sul
	III	IV	V	V	V	V	V	V
Renda <i>per capita</i>	0,289 ^(a) (0,025)	0,269 ^(a) (0,027)	0,260 ^(a) (0,03)	-0,351 ^(b) (0,157)	0,728 ^(a) (0,095)	0,511 ^(a) (0,116)	0,348 ^(a) (0,051)	0,260 ^(a) (0,061)
Renda <i>per capita</i> ²	-0,292 ^(a) (0,027)	-0,290 ^(a) (0,03)	-0,281 ^(a) (0,032)	0,357 (0,296)	-1,342 ^(a) (0,181)	-0,793 ^(a) (0,150)	-0,357 ^(a) (0,050)	-0,276 ^(a) (0,068)
Renda <i>per capita</i> ³	0,057 ^(a) (0,011)	0,069 ^(a) (0,012)	0,065 ^(a) (0,012)	-0,316 ^(c) (0,172)	0,596 ^(a) (0,117)	0,329 ^(a) (0,070)	0,072 ^(a) (0,017)	0,080 ^(a) (0,028)
Desigualdade na Renda			0,016 (0,013)	0,066 (0,048)	0,001 (0,021)	0,026 (0,043)	-0,004 (0,029)	0,027 (0,034)
<i>Dummy</i> 2010	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Constante	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Controles	Não	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Observações	11.072	11.012	10.812	824	3.460	890	3.322	2.316
R ² (overall)	0,095	0,017	0,016	0,054	0,072	0,008	0,065	0,005
Prob > F	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Teste Hausman	12,4 ^(b)	193,5 ^(a)	193,5 ^(a)	69,7 ^(a)	71,1 ^(a)	35,3 ^(a)	93,1 ^(a)	72,0 ^(a)
Y ₁ Máximo (R\$ mil)	0,60	0,59	0,58	---	0,36	0,45	0,59	0,66
Y ₂ Mínimo (R\$ mil)	2,81	2,21	2,30	---	1,15	1,16	2,71	1,64

Nota: Erros-padrão (robustos) entre parênteses. ^(a) Significativo a 1%. ^(b) Significativo a 5%. ^(c) Significativo a 10%.

Fonte: Elaboração própria.

A Tabela 8 apresenta os resultados das estimações para a dimensão habitação. Os coeficientes associados ao polinômio de 3º grau da renda *per capita* respeitam as condições do “N” e os testes da 2ª derivada corroboram o formato. No Brasil, tal padrão se mantém sem e com covariadas, inclusive a desigualdade na renda. Tomando a especificação V como exemplo, os *turning points* no Brasil ocorrem em rendas *per capita* de R\$ 520 (máximo) e R\$ 1.590 (mínimo). Nas estimações regionais, no Norte não se observa relação entre desigualdade na habitação e renda *per capita* nos

formatos testados, ao passo que no Centro-Oeste a relação tem o formato da CK. No Nordeste, Sudeste e Sul, os resultados e os testes da 2ª derivada sinalizam relações em “N”. Ademais, entre estas regiões, verificam-se diferenças nos segundos *turning points* (Y_2); comparando com as informações da Tabela 2 (seção 2), é possível inferir que o *turning point* aumenta à medida que a renda municipal *per capita* regional média se eleva.

Tabela 7 – Resultados: desigualdade no ensino superior (painel)

Variáveis / Regiões / Especificações	Brasil			Norte	Nordeste	Centro-Oeste	Sudeste	Sul
	III	IV	V	V	V	V	V	V
Renda <i>per capita</i>	0,291 ^(a) (0,02)	0,272 ^(a) (0,02)	0,261 ^(a) (0,023)	0,102 (0,073)	0,136 ^(a) (0,043)	0,237 ^(a) (0,080)	0,416 ^(a) (0,041)	0,213 ^(a) (0,050)
Renda <i>per capita</i> ²	-0,293 ^(a) (0,03)	-0,269 ^(a) (0,031)	-0,259 ^(a) (0,034)	0,113 (0,148)	-0,112 (0,092)	-0,287 ^(b) (0,122)	-0,365 ^(a) (0,051)	-0,216 ^(a) (0,071)
Renda <i>per capita</i> ³	0,064 ^(a) (0,017)	0,058 ^(a) (0,017)	0,055 ^(a) (0,018)	-0,189 ^(b) (0,088)	-0,035 (0,062)	0,096 (0,069)	0,081 ^(a) (0,025)	0,055 (0,033)
Desigualdade na Renda			0,015 ^(b) (0,008)	-0,033 (0,022)	0,034 ^(a) (0,009)	0,011 (0,026)	0,012 (0,019)	-0,022 (0,018)
Dummy 2010	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Constante	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Controles	Não	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Observações	11.072	11.012	10.812	824	3.460	890	3.322	2.316
R ² (overall)	0,246	0,057	0,042	0,091	0,045	0,056	0,075	0,013
Prob > F	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Teste Hausman	1.900,1 ^(a)	2.219,0 ^(a)	2.363,7 ^(a)	187,9 ^(a)	490,9 ^(a)	125,2 ^(a)	715,2 ^(a)	341,1 ^(a)
Y ₁ Máximo (R\$ mil)	0,62	0,64	0,63	---	---	0,413	0,76	0,49
Y ₂ Mínimo (R\$ mil)	2,42	2,45	2,51	---	---	---	2,24	---

Nota: Erros-padrão (robustos) entre parênteses. ^(a) Significativo a 1%. ^(b) Significativo a 5%. ^(c) Significativo a 10%.
Fonte: Elaboração própria.

Na dimensão saúde, a Tabela 9 mostra que, no Brasil, os resultados encontrados corroboram a hipótese do “N”, o que se verifica sem e com variáveis de controle, inclusive a desigualdade na renda. Além disso, os testes da 2ª derivada sinalizam pontos de máximos (Y_1) sucedidos por mínimos (Y_2). Para todas as regiões, os resultados obtidos também corroboram a hipótese do formato “N”. As desigualdades voltam a aumentar a partir de rendas médias entre R\$ 820 no Norte a R\$ 1.450 no Sudeste. Ou seja, comparando com as informações da Tabela 2, assim como em outras dimensões, o segundo *turning point* tende a aumentar à medida que se eleva a renda *per capita* municipal média da região.

Finalmente, a Tabela 10 mostra que na mobilidade urbana, única dimensão com estimações por MQO em *cross-section*, não é observada para o Brasil uma relação nem no formato da CK nem no do “N”. Observa-se, na verdade, coeficientes significativos da renda *per capita* somente em nível (nas três especificações), com sinal negativo, o que sugere que maiores rendas municipais *per capita* sempre reduzem, na média, a desigualdade na mobilidade: ao longo do crescimento econômico, o tempo no deslocamento residência-trabalho reduz mais entre os mais pobres. Esse fato pode sinalizar que maior parcela da população de baixa renda passa a possuir automóveis ou a residir em áreas menos periféricas ou, ainda, pode sinalizar a ocorrência de mais investimentos públicos em meios de transporte coletivo. Em termos regionais, os resultados das estimações e os testes da 2ª derivada sugerem apenas para a região Sul um dos formatos testados: o “N”, com máximo e mínimo de, respectivamente, R\$ 540 e R\$ 1.320.

Tabela 8 – Resultados: desigualdade na habitação (painel)

Variáveis / Regiões / Especificações	Brasil			Norte	Nordeste	Centro-Oeste	Sudeste	Sul
	III	IV	V	V	V	V	V	V
Renda <i>per capita</i>	0,671 ^(a) (0,056)	0,603 ^(a) (0,06)	0,521 ^(a) (0,066)	0,421 (0,269)	0,729 ^(a) (0,202)	0,599 ^(b) (0,238)	0,340 ^(a) (0,125)	0,797 ^(a) (0,154)
Renda <i>per capita</i> ²	-0,837 ^(a) (0,062)	-0,770 ^(a) (0,067)	-0,694 ^(a) (0,069)	-0,540 (0,541)	-1,970 ^(a) (0,399)	-0,678 ^(b) (0,324)	-0,694 ^(a) (0,126)	-1,046 ^(a) (0,175)
Renda <i>per capita</i> ³	0,257 ^(a) (0,026)	0,243 ^(a) (0,027)	0,216 ^(a) (0,027)	0,315 (0,321)	1,033 ^(a) (0,238)	0,243 (0,153)	0,237 ^(a) (0,044)	0,338 ^(a) (0,075)
Desigualdade na Renda			0,091 ^(a) (0,029)	-0,083 (0,073)	0,064 (0,049)	-0,052 (0,069)	0,256 ^(a) (0,068)	0,213 ^(b) (0,084)
<i>Dummy</i> 2010	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Constante	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Controles	Não	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Observações	11.072	11.012	10.812	824	3.460	890	3.322	2.316
R ² (overall)	0,046	0,025	0,024	0,006	0,028	0,020	0,001	0,026
Prob > F	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Teste Hausman	48,0 ^(a)	177,6 ^(a)	321,4 ^(a)	48,5 ^(a)	123,5 ^(a)	48,8 ^(a)	180,9 ^(a)	65,3 ^(a)
Y ₁ Máximo (R\$ mil)	0,53	0,52	0,48	---	0,23	0,44	0,29	0,50
Y ₂ Mínimo (R\$ mil)	1,64	1,59	1,66	---	1,05	---	1,67	1,56

Nota: Erros-padrão (robustos) entre parênteses. ^(a) Significativo a 1%. ^(b) Significativo a 5%. ^(c) Significativo a 10%.
Fonte: Elaboração própria.

Tabela 9 – Resultados: desigualdade na saúde (painel)

Variáveis / Regiões / Especificações	Brasil			Norte	Nordeste	Centro-Oeste	Sudeste	Sul
	III	IV	V	V	V	V	V	V
Renda <i>per capita</i>	0,423 ^(a) (0,032)	0,390 ^(a) (0,032)	0,347 ^(a) (0,033)	0,456 ^(b) (0,193)	0,752 ^(a) (0,112)	0,278 ^(b) (0,115)	0,346 ^(a) (0,033)	0,281 ^(a) (0,047)
Renda <i>per capita</i> ²	-0,537 ^(a) (0,04)	-0,479 ^(a) (0,038)	-0,433 ^(a) (0,038)	-0,841 ^(b) (0,351)	-1,637 ^(a) (0,207)	-0,285 ^(b) (0,141)	-0,343 ^(a) (0,039)	-0,298 ^(a) (0,056)
Renda <i>per capita</i> ³	0,184 ^(a) (0,018)	0,163 ^(a) (0,017)	0,146 ^(a) (0,016)	0,457 ^(b) (0,201)	0,885 ^(a) (0,128)	0,095 ^(c) (0,053)	0,103 ^(a) (0,014)	0,096 ^(a) (0,021)
Desigualdade na Renda			0,040 ^(a) (0,015)	0,023 (0,056)	0,042 (0,028)	-0,032 (0,031)	-0,029 ^(c) (0,015)	-0,021 (0,018)
<i>Dummy</i> 2010	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Constante	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Controles	Não	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Observações	11.072	11.012	10.812	824	3.460	890	3.322	2.316
R ² (overall)	0,393	0,414	0,388	0,16	0,347	0,196	0,300	0,278
Prob > F	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Teste Hausman	87,7	90,3 ^(a)	241,9 ^(a)	31,1 ^(a)	111,9 ^(a)	5,3	11,3	9,4
Y ₁ Máximo (R\$ mil)	0,55	0,58	0,56	0,40	0,31	0,84	0,78	0,73
Y ₂ Mínimo (R\$ mil)	1,39	1,38	1,42	0,82	0,93	1,16	1,45	1,34

Nota: Erros-padrão (robustos) entre parênteses. ^(a) Significativo a 1%. ^(b) Significativo a 5%. ^(c) Significativo a 10%.
Fonte: Elaboração própria.

Tabela 10 – Resultados: desigualdade na mobilidade urbana (cross-section)

Variáveis / Regiões / Especificações	Brasil			Norte	Nordeste	Centro-Oeste	Sudeste	Sul
	III	IV	V	V	V	V	V	V
Renda <i>per capita</i>	-0,072 ^(c) (0,037)	-0,077 ^(c) (0,046)	-0,076 ^(c) (0,045)	0,140 (0,465)	-0,075 (0,184)	-0,859 (0,616)	-0,214 ^(a) (0,077)	0,298 ^(a) (0,113)
Renda <i>per capita</i> ²	0,060 (0,054)	0,090 (0,057)	0,091 (0,057)	-0,669 (0,786)	-0,139 (0,380)	0,963 (0,727)	0,218 ^(b) (0,089)	-0,390 ^(a) (0,120)
Renda <i>per capita</i> ³	-0,018 (0,024)	-0,034 (0,023)	-0,035 (0,023)	0,484 (0,441)	0,147 (0,222)	-0,370 (0,260)	-0,076 ^(b) (0,032)	0,140 ^(a) (0,040)
Desigualdade na Renda			0,020 (0,015)	0,291 ^(a) (0,107)	0,05 (0,034)	0,061 (0,077)	0,009 (0,028)	0,076 ^(b) (0,031)
Dummy 2010	Não	Não	Não	Não	Não	Não	Não	Não
Constante	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Controles	Não	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Observações	5.558	5.499	5.484	430	1.785	445	1.665	1.159
R ²	0,009	0,042	0,041	0,058	0,072	0,068	0,051	0,061
Prob > F	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Y ₁ Máximo (R\$ mil)	---	---	---	---	---	---	---	0,54
Y ₂ Mínimo (R\$ mil)	---	---	---	---	---	---	---	1,32

Nota: Erros-padrão (robustos) entre parênteses. ^(a) Significativo a 1%. ^(b) Significativo a 5%. ^(c) Significativo a 10%.

Fonte: Elaboração própria.

Os resultados das Tabelas 4 a 10 (especificação V) sinalizam, ainda, que no Brasil, somente as desigualdades na mobilidade urbana e no ensino médio não são relacionadas significativamente com a desigualdade na renda. Nas demais, as relações são positivas e significativas. Assim, aumentos da desigualdade na renda são acompanhados, na média, por elevações nas desigualdades nas dimensões trabalho (nos dois indicadores), habitação, saúde e ensino superior. Porém, todos os coeficientes são inferiores a 1 (correlação imperfeita). Esses resultados reforçam o argumento de problemas sociais serem fenômenos multidimensionais. Nas estimações regionais, as significâncias dos coeficientes da desigualdade na renda variam de acordo com a dimensão e a região em análise. No trabalho, com o primeiro indicador, em todas as regiões as relações são positivas e significantes; para o segundo, a desigualdade na renda é relevante apenas nas regiões Centro-Oeste e Sul. Na habitação, há significância somente nas regiões Sudeste e Sul. No ensino médio, não se observa significância em nenhuma das regiões, ao passo que no ensino superior isso é verificado somente na região Nordeste; na saúde, apenas na região Sudeste; e na dimensão mobilidade urbana, apenas nas regiões Norte e Sul.

Por último, dois comentários adicionais são importantes. Primeiramente, vale reforçar que o formato “N” em relação à renda *per capita* municipal obtido para os indicadores de desigualdade em “múltiplas dimensões” nas estimações para o Brasil se mantém, em todos os casos, com a inclusão de variáveis de controle apontadas pela literatura como possíveis determinantes do formato, assim como com a desigualdade na renda como uma variável explicativa. Diante dessas evidências relativamente robustas, pode-se inferir que a relação não linear com a renda *per capita* municipal advém de atributos não observados variantes no tempo e omitidos nas estimações que também podem ser afetados pela renda, como as instituições e as próprias condições dos mercados.

O outro comentário refere-se aos segundos *turning points* nas dimensões que apresentam relação com a renda *per capita* em “N”. No Brasil, em cada dimensão, os pontos críticos se alteram pouco entre as especificações, denotando robustez nas estimações. Contudo, entre as dimensões há certa variação, o que sinaliza que as desigualdades evoluem com tendência similar, mas os *turning points* ocorrem em rendas *per capita* distintas, ou seja, em níveis diferentes de crescimento, o que

pode refletir as especificidades de cada uma das dimensões. Os pontos de máximo (Y_1) variam de R\$ 410 (primeiro indicador) a R\$ 640 no ensino superior, ou seja, um intervalo de menos de R\$ 250. Nos pontos de mínimo (Y_2), o intervalo é maior, de R\$ 1.130, variando de R\$ 1.380 na saúde a R\$ 2.510 no ensino superior.

As estimações regionais, por sua vez, mostram evidências tanto para a validação da hipótese da CK como da do “N”. Para o primeiro formato, os pontos de máximo (Y_1) possuem pouca variação: de R\$ 340, no Norte no trabalho (segundo indicador), a R\$ 490 no Sul no ensino superior. Para o segundo formato, os pontos de mínimo (Y_2) e máximo (Y_1) variam entre as regiões e dimensões em análise. Por exemplo, no trabalho (primeiro indicador), os pontos de máximo variam entre R\$ 120 no Nordeste e R\$ 560 no Sul; já os pontos de mínimo, entre R\$ 1.100 no Centro-Oeste e R\$ 1.700 no Sudeste. Na saúde, os pontos de máximo variam entre R\$ 310 no Nordeste e R\$ 780 no Sudeste; os pontos de mínimo, entre R\$ 820 no Norte e R\$ 1.450 no Sudeste. Ou seja, como já destacado, o Sudeste apresenta a maior renda municipal *per capita* média e as maiores rendas médias a partir das quais a desigualdade volta a aumentar.

6. Considerações finais

Neste estudo, argumentou-se que desigualdade é um fenômeno multidimensional, uma vez que desigualdade na renda e em outras dimensões não são perfeitamente correlacionadas e possuem determinantes distintos. Ao relacionar essa discussão com a proposta pela hipótese da Curva de Kuznets, ou do formato em “N”, defendeu-se que o crescimento econômico pode não ser equitativo e, assim, vir acompanhado de aumento de desigualdade tanto na renda, quanto em outros elementos que abrangem a vida social – como na saúde, na educação, na moradia e na mobilidade. Esses aspectos se tornam questões de ordem pública em função de um contexto no qual o acesso a atributos não monetários também é valorizado pela sociedade, tratado como necessário para o alcance de uma “vida boa” e/ou como aspecto relevante para inserção de indivíduos em instituições como o mercado e correlatos. Ademais, a constatação da relação entre crescimento e aumento da desigualdade em diversas dimensões, inclusive a renda, contribui ao debate sobre a complexidade das desigualdades sociais existentes no Brasil, principalmente ao se observar padrões distintos de desigualdade entre as regiões brasileiras.

Tendo como referência essa discussão e a partir da constatação de que poucos estudos empíricos relacionam a dinâmica entre crescimento econômico e desigualdade em “múltiplas dimensões”, o presente trabalho teve como objetivo avaliar a existência dessas desigualdades em dimensões diversas, nos municípios brasileiros, e investigar suas respectivas dinâmicas em função do nível de renda *per capita* municipal. Para tanto, com dados dos Censos Demográficos de 2000 e 2010 do IBGE, são calculados indicadores municipais de desigualdade em “múltiplas dimensões” para cinco dimensões: trabalho, habitação, educação, saúde e mobilidade urbana. Esses indicadores, para um painel de municípios brasileiros (total e regiões geográficas), são empregados para avaliar três hipóteses. A primeira refere-se à possibilidade da desigualdade em cada dimensão ser relacionada à distribuição de renda, mas não totalmente explicada por ela, em consonância com a literatura que defende avaliações de problemas sociais como fenômenos multidimensionais. Os próprios indicadores aqui calculados, pela metodologia adotada – ordenamento pela renda e diferenças entre os quintis extremos da distribuição –, sinalizam que pode existir relação entre as desigualdades nas dimensões e as da renda; contudo, a última não é o único determinante das primeiras. Além disso, as análises descritivas mostram que evoluções das desigualdades em algumas dimensões não seguem o padrão da evolução da concentração da renda. Vale apontar, ainda, que nas estimações econométricas não são obtidas relações significativas em algumas das dimensões.

A segunda e a terceira hipóteses avaliadas neste estudo são complementares: relações entre os indicadores de desigualdade em “múltiplas dimensões” e a renda *per capita* municipal teriam o formato proposto pela hipótese da Curva de Kuznets (CK) – “U-invertido” – ou de um “N”, como é

defendido pela literatura que questiona a CK. Os resultados encontrados para o Brasil contribuem para a literatura que contesta a CK, pois corroboram a hipótese do “N” na maioria das dimensões consideradas, sendo a exceção a mobilidade urbana. Adicionalmente, as hipóteses foram testadas para a própria desigualdade na renda, sendo refutadas para o indicador aqui utilizado. Consta-se, na verdade, que a concentração de renda sempre aumenta à medida que a renda *per capita* se eleva. Trata-se de uma evidência controversa, que se soma a outras já existentes na literatura e sinaliza que a hipótese da CK pode não se aplicar ao Brasil ou que é sensível à estratégia empírica que é adotada, como é defendido na literatura.

Em termos regionais, os resultados encontrados também sinalizam a existência do formato “N” entre alguns indicadores municipais de desigualdade em “múltiplas dimensões” e o nível de renda *per capita* na maioria das grandes regiões geográficas brasileiras. Um aspecto a destacar é que os segundos *turning points* (pontos de mínimos), ou seja, as rendas *per capita* médias a partir das quais as desigualdades voltam a aumentar, tendem a ser maiores à medida que eleva a renda *per capita* regional média. Ou seja, as desigualdades se elevam antes em regiões menos desenvolvidas.

As evoluções distintas dos indicadores de desigualdade em “múltiplas dimensões” ao longo do crescimento econômico em comparação à evolução da concentração da renda e as relações no formato “N”, mesmo considerando variáveis de controle que o explicariam, garantem evidências para inferir que as relações podem decorrer de outras características não observadas correlacionadas ao nível de renda *per capita*, como políticas, instituições e condições específicas dos mercados. Esses aspectos são apontados no decorrer do estudo, mas sem aprofundamento, dado que o objetivo é apenas avaliar as relações entre os indicadores de desigualdade em “múltiplas dimensões” e a renda *per capita* dos municípios. Melhores explicações para as relações obtidas podem motivar futuros trabalhos.

Deve-se ressaltar que este trabalho chega a evidências interessantes ao averiguar as hipóteses da CK e do “N” com indicadores em outras dimensões e não somente que refletem a renda, o que ainda é pouco explorado pela literatura sobre o tema. Em Justino et al. (2004), a análise se restringe à avaliação da hipótese da CK para um indicador de desigualdade na saúde, confirmando a relação em formato “U-invertido”. Já em Saiani et al. (2013), a análise da hipótese da CK e do “N” é circunscrita à desigualdade de acesso a serviços no saneamento básico, sendo verificada a relação em “N” para o acesso a abastecimento de água.

Na maioria das dimensões aqui analisadas, o crescimento nem sempre é equitativo. Em certo estágio, até pode reduzir desigualdades sociais, mas essas tendem a aumentar novamente. A partir de uma perspectiva que considere que acesso a bens e serviços não monetários é relevante para o alcance de maior nível de bem-estar social, os resultados aqui apresentados possuem implicações normativas, isto é, fornecem indícios de rumos que políticas e instituições devem tomar, mesmo que as sugestões derivadas sejam, em certa medida, superficiais. Assim, é importante que sejam definidas ações que ao menos inibam o problema das desigualdades aqui apontadas, garantindo menores privações às liberdades e, assim, maior equidade de oportunidades. Tais medidas devem ser amplas, contemplando diversas dimensões e não somente a redistribuição de renda. Dessa forma, por exemplo, além de medidas que busquem garantir diretamente o maior acesso à saúde e à educação para a camada mais pobre da população, são importantes medidas que considerem desde aspectos como heterogeneidade de padrão de urbanização, concentração de estrutura produtiva e inserção internacional de determinados mercados, até programas que permitam e incentivem maior participação política que podem perpassar o desenho de programas que busquem lidar com as desigualdades apontadas. Ademais, é necessário que possuam componentes regionais, para lidar com as disparidades resultantes das diferentes estruturas territoriais presentes no país.

Referências

- ADELMAN, I.; ROBINSON, S. Income distribution and development. In: CHENERY, H.; SRINIVASAN, T. N. (ed.). *Handbook of Development Economics*. Amsterdam: Elsevier Science, 1989.
- AHLUWALIA, M. S. Income distribution and development: some stylized facts. *The American Economic Review*, v. 66, n. 2, p. 128-135, 1976.
- ALESINA A.; SPOLAORE, E. On the number and size of nations. *The Quarterly Journal of Economics*, v.112, n.4, p. 1027-1056, 1997.
- ANAND, S.; KANBUR, S. M. R. The Kuznets process and the inequality-development relationship. *Journal of Development Economics*, v. 40, n. 1, p. 25-52, 1993.
- ATKINSON, A. B.; BOURGUIGNON, F. Income distribution and differences in needs. In: FEIWEL, G. R. (ed.). *Arrow and the Foundations of the Theory of Economic Policy*. New York: Springer, 1987.
- ATKINSON, A. B.; BOURGUIGNON, F. The comparison of multi-dimensioned distributions of economic status. *Review of Economic Studies*, v. 49, n. 2, p. 183-201, 1982.
- ATKINSON, A. B.; BOURGUIGNON, F. The design of direct taxation and family benefits. *Journal of Public Economics*, v. 41, n. 1, p. 3-29, 1990.
- BAGOLIN, I. P.; GABE, J.; RIBEIRO, E. P. Crescimento e desigualdade no Rio Grande do Sul: uma revisão da Curva de Kuznets para os municípios gaúchos (1970-1991). In: Encontro de Economia Gaúcha, 2, 2004. *Anais...* Porto Alegre: FEE, 2004.
- BALTAGI, B. H. *Econometric analysis of panel data*. Chichester: Wiley and Sons Ltda., 2001.
- BARROS, L. C.; GOMES, F. A. R. Desigualdade e desenvolvimento: a hipótese de Kuznets é válida para os municípios brasileiros? *Revista Análise Econômica*, v. 26, n. 50, p. 57-81, 2008.
- BARROS, R. P.; CARVALHO, M.; FRANCO, S. *Pobreza multidimensional no Brasil*. Rio de Janeiro: IPEA, 2006. (Texto para Discussão, n. 1227).
- BARROS, R. P.; FOGUEL, M. N.; ULYSSEA, G. (org.). *Desigualdade de renda no Brasil: uma análise da queda recente – volume 1*. Brasília: IPEA, 2007a.
- BARROS, R. P.; FOGUEL, M. N.; ULYSSEA, G. (org.). *Desigualdade de renda no Brasil: uma análise da queda recente – volume 2*. Brasília: IPEA, 2007b.
- BEL, G.; FAGEDA, X. Why do local governments privatize local services? A survey of empirical studies. *Local Government Studies*, v. 33, n. 4, p. 517-534, 2007.
- BÊRNI, D. A.; MARQUETTI, A.; KLOECKNER, R. A desigualdade econômica do Rio Grande do Sul: primeiras investigações sobre a Curva de Kuznets. In: Encontro de Economia Gaúcha, 2, 2002. *Anais...* Porto Alegre: FEE, 2002.
- BISHOP, J. A.; FORMBY, J. P.; THISTLE, P. D. Changes in the US earnings distributions in the 1980s. *Applied Economics*, v. 23, n. 3, p. 425-433, 1991.
- BRASIL. *Constituição da República Federativa do Brasil*: promulgada em 5 de outubro de 1988. Contém as emendas constitucionais posteriores. Brasília: Senado, 1988.
- CALDAS, R. M.; SAMPAIO, Y. S. B. Pobreza no Nordeste Brasileiro: uma análise multidimensional. *Revista de Economia Contemporânea*, v. 19, n. 1, p. 74-96, 2015.

- CASE, A. C.; ROSEN, H. S.; HINES JUNIOR, J. R. Budget spillovers and fiscal policy interdependence: evidence from the states. *Journal of Public Economics*, v. 52, n. 3, p. 285-307, 1993.
- CHIANG, A. *Matemática para economistas*. Rio de Janeiro: Makron Books, 1982.
- COSTA, G. O. T.; MACHADO, A. F.; AMARAL, P. V. Vulnerability to poverty in Brazilian municipalities in 2000 and 2010: a multidimensional approach. *EconomiA*, v. 19, n. 1, p. 132-148, 2018.
- CRESPO, A. P. A.; GUROVITZ, E. A pobreza como um fenômeno multidimensional. *Revista de Administração de Empresas*, v. 1, n. 2, p. 1-12, 2002.
- DEDECCA, C. S. Desigualdade, mas de qual falamos? *Revista de Economia Política*, v. 32, n. 1, p. 55-71, 2012.
- DEUTSCH, J., SILBER, J. *The Kuznets curve and the impact of various income sources on the link between inequality and development*. Bar-Ilan University, 2000. (Working Paper, n. 3-01).
- DINIZ, M. B; DINIZ, M. M. Um indicador comparativo de pobreza multidimensional a partir dos Objetivos do Desenvolvimento do Milênio. *Economia Aplicada*, v. 13, n. 3, p. 399-423, 2009.
- DUCLOS, J. I.; SAHN, D. E.; YOUNGER, S. D. Robust multidimensional poverty comparisons. *The Economic Journal*, v. 116, n. 514, p. 943-968, 2006.
- FIELDS, G. S. *Distribution and development*. Cambridge: MIT Press, 2001.
- FIELDS, G. S.; JAKUBSON, G. H. *New evidence on the Kuznets Curve*. New York: Cornell University, 1994.
- FIGUEIREDO, E. A.; SILVA JÚNIOR, J. C. A.; JACINTO, P. A. A hipótese de Kuznets para os municípios brasileiros: testes para as formas funcionais e estimações não-paramétricas. *EconomiA*, v. 12, n. 1, p. 149-165, 2011.
- FOSTER, J. E. LÓPEZ-CALVA, L. F.; SZÉKELY, M. *Measuring the distribution of human development: methodology and an application to México*. Estudios Sobre Desarrollo Humano, México. Programa das Nações Unidas para o Desenvolvimento (PNUD). 2003.
- GLAESER, E. L. *The injustice of inequality*. The National Bureau of Economic Research, 2005. (NBER Working Paper, n. 9150).
- GOMES, M. G.; MACDOWELL, C. M. *Descentralização política, federalismo fiscal e criação de municípios: o que é mau para o econômico nem sempre é bom para o social*. Brasília: IPEA, 2000. (Textos para Discussão, n. 706).
- GRADSTEIN, M.; JUSTMAN, M. The democratization of political elites and the decline in inequality in modern economic growth. In: BREZIS, E.; TEMIN, P. (ed.). *Elites, Minorities, and Economic Growth*. Amsterdam: Elsevier, 1999.
- GUEDES, G. R.; BRONDÍZIO, E. S.; BARBIERI, A. F.; ANNE, R.; PENNA-FIRME, R.; D'ANTONA, A. O. Poverty and inequality in the rural Brazilian Amazon: a multidimensional approach. *Human Ecology*, v. 40, n. 1, p. 41-57, 2012.
- HELLER, C. S. *Structure social inequality: a reader in comparative social stratification*. London: Pearson, 1987.
- HICKS, J. R. *Value and capital*. Oxford: Clarendon Press, 1939.

- JACINTO, P.; TEJADA, C. Desigualdade de renda e crescimento econômico nos municípios da região Nordeste do Brasil: o que os dados têm a dizer?. In: Encontro Nacional de Economia, 32, 2004. *Anais...* João Pessoa: ANPEC, 2004.
- JENKINS, S. Empirical measurement of horizontal inequity. *Journal of Public Economics*, v. 37, n. 3, p. 305-329, 1988.
- JENKINS, S.; LAMBERT, P. Horizontal inequity measurement: a basic reassessment. In: SILBER, J. (ed.). *Handbook on Income Inequality Measurement*. Dordrecht: Kluwer, 1999.
- JENSEN, P.; NIELSEN, S. Child labor or school attendance? Evidence from Zambia. *Journal of Population Economics*, v. 10, n. 4, p. 407-424, 1997.
- JHA, S. K. The Kuznets Curve: a reassessment. *World Development*, v. 24, n. 4, p. 773-780, 1996.
- JUSTINO, P. Empirical applications of multidimensional inequality analysis. Poverty Research Unit at Sussex, University of Sussex, 2005. (PRUS Working Paper, n. 23).
- JUSTINO, P.; LITCHFIELD, J.; NIIMI, Y. Multidimensional inequality: an empirical application to Brazil. Poverty Research Unit at Sussex, University of Sussex, 2004. (PRUS Working Paper, n. 24).
- KAGEYAMA, A.; HOFFMANN, R. Pobreza no Brasil: uma perspectiva multidimensional. *Economia e Sociedade*, v. 15, n. 1, p. 79-112, 2006.
- KANG, T. H. Justiça e desenvolvimento no pensamento de Amartya Sen. *Revista de Economia Política*, v. 31, n. 3, p. 352-369, 2011.
- KATZ, L.; MURPHY, K. Changes in relative wages, 1963-1987: supply and demand factors. *Quarterly Journal of Economics*, v. 107, n. 1, p. 35-78, 1992.
- KERSTENETZKY, C. L. Desigualdade e pobreza: lições de Sen. *Revista Brasileira de Ciências Sociais*, v. 15, n. 42, p. 113-122, 2000.
- KOLM, S. Multidimensional egalitarianisms. *The Quarterly Journal of Economics*, v. 91, n. 1, p. 1-13, 1977.
- KUZNETS, S. Economic growth and income inequality. *The American Economic Review*, v. 45, n. 1, p. 1-28, 1955.
- KUZNETS, S. Remarks. In: MOSS, M. (ed.). *The measurement of economic and social performance*. New York: Columbia University Press, 1973.
- LINHARES, F.; FERREIRA, R. T.; IRFFI, G. D.; MACEDO, C. M. B. A hipótese de Kuznets e mudanças na relação entre desigualdade e crescimento de renda no Brasil. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 42, n. 3, p. 403-432, 2012.
- LINHARES, P. T. F.; MENDES, C. C.; LASSANCE, A. (org.). *Federalismo à brasileira: questões para discussão*. Brasília: IPEA, 2012.
- LIST, J. A.; GALLET, C. A. The Kuznets curve: what happens after the inverted-U. *Review of Development Economics*, v. 3, n. 2, p. 200-206, 1999.
- LLEDÓ, D. *Distribuição de renda, crescimento endógeno e política fiscal: uma análise cross-section para os estados brasileiros*. Brasília: IPEA, 1996. (Texto para Discussão, n. 441).
- MACEDO, J. J.; CORBARI, E. C. Efeitos da Lei de Responsabilidade Fiscal no endividamento dos municípios brasileiros: uma análise de dados em painéis. *Contabilidade & Finanças*, v. 20, n. 51, p. 44-60, 2009.

- MELLO-JORGE, M. H. P. Sub-registro dos eventos vitais: estratégias para a sua diminuição. *Revista de Saúde Pública*, v. 17, n. 2, p. 148-151, 1983.
- MONTEIRO NETO, A. (org.). *Governos estaduais no federalismo brasileiro: capacidades e limitações governativas em debate*. Brasília: IPEA, 2014.
- MULLER, C.; TRANNOY, A. Multidimensional inequality comparisons: a compensation perspective. *Journal of Economic Theory*, v. 147, n. 4, p. 1427-1449, 2012.
- NARAYAN, D. *Voices of the poor – can anyone hear us?* The World Bank. Washington, D.C.: Oxford University Press, 2000.
- NORDHAUS, W. D.; TOBIN, J. Is growth obsolete? In: MOSS, M. (ed.). *The measurement of economic and social performance*. New York: Columbia University Press, 1973.
- NUSSBAUM, M. C.; SEN, A. (org.). *La calidad de vida*. Fondo de Cultura Económica, México, 1996.
- OJIMA, R., MONTEIRO, F., NASCIMENTO, T. Deslocamentos pendulares e o consumo do espaço: explorando o tempo de deslocamento casa-trabalho. *Revista Paranaense de Desenvolvimento*, v. 36, n. 128, p. 133-147, 2015.
- PEREIRA, R. H. M.; SCHWANEN, T. Tempo de deslocamento casa-trabalho no Brasil (1992-2009): diferenças entre regiões metropolitanas, níveis de renda e sexo. Brasília: IPEA, 2013. (Texto para Discussão, n. 1813).
- PERO, V.; STEFANELLI, V. A questão da mobilidade urbana nas metrópoles brasileiras. *Revista de Economia Contemporânea*, v. 19, n. 3, p. 366-402, 2015.
- PIKETTY, T. The Kuznets curve: yesterday and tomorrow. In: BANERJEE, A. V.; BENABOU, R.; MOOKHERJEE, D. (ed.). *Understanding poverty*. Oxford: Oxford University Press, 2006.
- PIKETTY, T. *O capital no século XXI*. 1ª ed. Rio de Janeiro: Intrínseca, 2014.
- ROBEYNS, I. The capability approach: a theoretical survey. *Journal of Human Development and Capabilities*, v. 6, n. 1, p. 93-117, 2005.
- ROEMER, J. *Theories of distributive justice*. Cambridge: Harvard University Press, 1996.
- SAIANI, C. C. S.; JÚNIOR, R. T.; DOURADO, J. Desigualdade de acesso a serviços de saneamento ambiental nos municípios brasileiros: evidências de uma Curva de Kuznets e de uma seletividade hierárquica de políticas? *Nova Economia*, v. 23, n. 3, p. 657-691, 2013.
- SALVATO, M.; ALVARENGA, P.; FRANÇA, C.; ARAÚJO JÚNIOR, A. Crescimento e desigualdade: evidências da Curva de Kuznets para os municípios de Minas Gerais – 1991/2000. *Economia e Gestão*, v. 6, n. 13, p. 1-16, 2006.
- SEN, A. *Desenvolvimento como liberdade*. São Paulo: Companhia das Letras, 2000.
- SEN, A. *Desigualdade re-examinada*. Rio de Janeiro: Record, 2001.
- SEN, A. K. Equality of what?. In: MCMURRIN, S. (ed.). *Tanner lectures on human values*. Cambridge: Cambridge University Press, 1980.
- SEN, A. K. Capacidad y bienestar. In: NUSSBAUM, M.C; SEN, A. K. (org.). *La calidad de vida*. Fondo de Cultura Económica, México, 1996.

- SEN, A. K. *Poverty and famines: an essay on entitlement and deprivation*. Oxford: Oxford University Press, 1982.
- SHORROCKS, A. Ranking income distributions. *Economica*, v. 50, n. 197, p. 3-17, 1983.
- SIMON, C. P.; BLUME, L.; DOERING, C. I. *Matemática para economistas*. São Paulo: Bookman, 2004.
- SZWARCWALD, C. L.; LEAL, M. C.; ANDRADE, C. L. T.; SOUZA JÚNIOR, P. R. B. Estimação da mortalidade infantil no Brasil: o que dizem as informações sobre óbitos e nascimentos do Ministério da Saúde? *Cadernos de Saúde Pública*, v.18, n. 6, p. 1725-1736, 2002.
- TAQUES, F. H.; MAZZ, C. C. T. P. C. Qual a relação entre desigualdade de renda e nível de renda *per capita*? Testando a hipótese de Kuznets para as unidades federativas brasileiras. *Planejamento e Políticas Públicas*, n. 35, p. 161-186, 2010.
- THORNTON, J. The Kuznets inverted-U hypothesis: panel data evidence from 96 countries. *Applied Economics Letters*, v. 8, n. 1, p. 15-16, 2001.
- WILLIAMSON, J. Regional inequality and the process of national development: a description of the patterns. *Economic Development and Cultural Change*, v. 13, n. 1, p. 3-45, 1965.
- WOOLDRIDGE, J. M. *Introductory econometrics*. 20. ed. Boston: Thomson Learning, 2002.
- YOUNG, C. E. F.; AGUIAR, C.; POSSAS, E. Sinal fechado: custo econômico do tempo de deslocamento para o trabalho na Região Metropolitana do Rio de Janeiro. *Revista Econômica*, v. 15, n. 2, p. 9-22, 2013.


Agradecimentos

Os autores agradecem à Fundação de Amparo à Pesquisa do Estado de Minas Gerais (FAPEMIG), ao Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq) e à Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior (CAPES) pelo apoio financeiro para a realização desta pesquisa.

ORCID

Luis Gustavo Nascimento de Paula  <https://orcid.org/0000-0003-1921-5610>

Carlos César Santejo Saiani  <https://orcid.org/0000-0002-4205-1514>

 Este artigo está licenciado com uma Licença Creative Commons Atribuição 4.0 Internacional.

DESIGUALDADES SOCIOECONÔMICAS: UMA ANÁLISE SOBRE OS DETERMINANTES DA TAXA DE MORTALIDADE INFANTIL NOS MUNICÍPIOS BRASILEIROS*

Valéria Andrade Silva

Mestra em Economia pelo Programa Acadêmico de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal de Sergipe (UFS)
E-mail: valeria.andrade81@hotmail.com

Fábio Rodrigues de Moura

Doutor em Economia Aplicada pela Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz" (ESALQ) da Universidade de São Paulo (USP)
E-mail: fabiromoura@gmail.com

Fernanda Esperidião

Doutora em Desenvolvimento Econômico pelo Programa de Pós-Graduação em Desenvolvimento Econômico (PPGDE) da Universidade Federal do Paraná (UFPR). Professora Associada no Departamento de Economia e no Programa Acadêmico de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal de Sergipe (UFS). Pesquisadora do Laboratório de Economia Aplicada e Desenvolvimento Regional (LEADER)
E-mail: fernandaesperidiao.ufs@gmail.com

Caio Henrique Mota Silva Baptista

Mestre em Economia pelo Programa Acadêmico de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal de Sergipe (UFS)
E-mail: caiohbaptista100@gmail.com

RESUMO: Este estudo tem por objetivo investigar os principais determinantes socioeconômicos da taxa de mortalidade infantil (TMI) nos municípios brasileiros para os períodos censitários de 1991, 2000 e 2010. Para tanto, foram utilizadas quatro metodologias, sendo três metodologias econométricas: modelo Linear de Dados em Painel, modelo de Poisson em Dados em Painel e modelo de Regressão Quantílica em Dados em Painel. A quarta metodologia utilizada é a Análise Exploratória de Dados Espaciais (AEDE), a fim de observar a distribuição da taxa de mortalidade infantil e sua correlação espacial. Quanto aos resultados econométricos, eles mostram que tanto no painel linear quanto nos modelos Poisson e na regressão quantílica com efeitos fixos, as variáveis socioeconômicas apresentaram influência na determinação da mortalidade infantil, mostrando-se relevantes para a melhoria do *status* de saúde da população brasileira. Porém, a renda apresenta um efeito mais persistente sobre os óbitos infantis se comparada às variáveis educacionais e à fecundidade nos municípios brasileiros. Para a análise exploratória de dados espaciais (AEDE), o índice global mostrou que há evidências de autocorrelação espacial positiva, indicando que os municípios que possuem alta (baixa) TMI estão circundados por municípios que possuem alta (baixa) TMI, revelando assim um efeito de contágio ou transbordamento da TMI.

Palavras-chave: Desigualdades socioeconômicas; Taxa de mortalidade infantil; Saúde.

Classificação JEL: I12; C21; C23.

SOCIOECONOMIC INEQUALITIES: AN ANALYSIS OF THE DETERMINANTS OF INFANT MORTALITY RATE IN BRAZILIAN MUNICIPALITIES

ABSTRACT: This study investigated the main socioeconomic determinants of infant mortality rates (IMR) in Brazilian municipalities for the 1991, 2000 and 2010 census periods. As such, four methodologies were applied. Of which, three econometric methodologies were tested: Linear Data Model in Panel, Poisson model in Panel Data and Quantum Regression model in Panel Data. The fourth methodology tested was the Exploratory Analysis of Spatial Data (AEDE) in order to observe the distribution of the infant mortality rates and its spatial correlation. As for the three econometric results (the linear panel, the Poisson models, and the quantized regression with fixed effects) each identified that socioeconomic variables had an influence on the determination of infant mortality rates, this is relevant for the improvement of the health status of the Brazilian population. Results revealed, however, that income has a more persistent effect on infant deaths and fecundity compared to educational variables in Brazilian municipalities. For the exploratory spatial data analysis (AEDE), the overall index showed that there is evidence of positive spatial autocorrelation, indicating that municipalities with high (low) IMR are surrounded by municipalities that have a high (low) IMR, thus revealing a contagion effect or overflow of IMRs.

Keywords: Socioeconomic inequalities; Infant mortality rates; Health.

JEL Codes: I12; C21; C23.

1. Introdução

As desigualdades socioeconômicas de uma determinada região, sobretudo das menos favorecidas, podem contribuir diretamente para o aumento da taxa de mortalidade infantil. Diversos estudos têm mostrado uma relação significativa entre os fatores socioeconômicos, além dos ambientais e da mortalidade infantil (LAURENT et al., 2005; WAGSTAFF, 2000; BOING; BOING, 2008; LEAL et al., 2017, entre outros).

A taxa de mortalidade infantil é computada com base no número de óbitos de crianças com até um ano de idade para cada 1000 (mil) nascidas vivas. O indicador estima o risco de as crianças nascidas vivas morrerem até completarem um ano de idade. Como as crianças nessa faixa etária são mais sensíveis ao ambiente em que vivem, a taxa de mortalidade infantil possui relação direta com as condições socioeconômicas locais, refletindo o nível geral de saúde da população. Por esse motivo, configura-se em um dos indicadores mais importantes utilizados por órgãos internacionais para avaliar o nível de desenvolvimento dos países e das regiões e para monitorar a redução das desigualdades em saúde e das iniquidades sociais em diferentes grupos (MONTEIRO; SCHMITZ, 2007; VERMELHO et al., 2002).¹

A redução da taxa de mortalidade infantil depende diretamente tanto de mudanças estruturais, por meio da melhoria das condições de vida da população, como também de políticas públicas voltadas para expansão e melhoria no acesso a serviços de saúde. Sua determinação, então, estaria ligada a um processo multicausal, em que as condições socioeconômicas são relevantes no processo saúde-doença (ROSE, 2001).

No Brasil, observam-se diferenciais entre as regiões no que diz respeito à qualidade de vida: as regiões que possuem grupos populacionais mais vulneráveis apresentam desvantagem em relação às que possuem grupos mais favorecidos; e essas disparidades podem ser percebidas por meio da taxa de mortalidade infantil (DUARTE, 2007; ALMEIDA 2012; TRAVASSOS et al., 2000). Ainda que o indicador tenha apresentado declínio ao longo das últimas décadas, a redução se deu de forma

¹ As desigualdades em saúde diferem das iniquidades sociais. No primeiro caso, são observados os efeitos das vantagens e desvantagens sobre o acesso a serviços de saúde entre os grupos populacionais. Já as iniquidades sociais referem-se às injustiças sociais, que colocam os grupos menos favorecidos em situação de discriminação, mas que podem ser dirimidas. (BRAVEMAN, 2006)

desigual entre os municípios (RIBEIRO et al., 2004; MONTEIRO; SCHMITZ, 2007; ALVES; BELLUZO, 2004; WAGSTAFF, 2000).

Segundo o Atlas do Desenvolvimento Humano do Programa das Nações Unidas (PNUD, 2013), de 1991 a 2010, houve redução de cerca de 58,94% na taxa de mortalidade infantil no Brasil, o que tem sido relacionado às condições socioeconômicas mais favoráveis em determinadas regiões. O Sul e o Sudeste apresentaram a redução mais significativa no número de óbitos infantis, enquanto as regiões Norte, Nordeste e Centro-Oeste apresentaram, relativamente, maiores taxas de mortalidade infantil (SZWARCOWAL et al., 1997; BOING; BOING, 2008). Não obstante, existe um diferencial significativo intrarregional, de forma que alguns municípios das regiões Sul e Sudeste apresentaram também altos números de óbitos infantis.

Em geral, regiões que possuem um menor nível de desenvolvimento humano, pautado pela necessidade de qualidade de vida e bem-estar social, apresentam altas taxas de mortalidade infantil (SEN, 2000). Ademais, Mackenbach e Kunst (1997) e Szwarcowal et al. (1997) afirmam que há fortes evidências de que populações que vivem em situação de desigualdade possuem menores condições de saúde, ou seja, apresentam alto nível de mortalidade, e que essa situação reforça ainda mais as desigualdades em saúde.

Entre os estudos que analisam os determinantes da taxa de mortalidade infantil, Shimakura et al. (2001) evidenciaram a relevância do processo de desenvolvimento regional no Brasil na determinação do risco de mortalidade infantil. Da mesma forma, foi verificado por Hernandez et al. (2011) e Goldani et al. (2001) que os óbitos infantis estão associados intrinsecamente às desigualdades socioeconômicas.

Em contrapartida, Maia et al. (2012) e Lansky et al. (2014) encontraram como principais determinantes do número de mortes infantis fatores biológicos, sendo um deles o baixo peso ao nascer. Calling et al. (2011), em seu estudo para a Suécia, encontraram que a mortalidade infantil é influenciada por aspectos sociodemográficos: o aumento dos óbitos estaria associado a fatores como residência no meio rural, estado civil e escolaridade materna.

Por sua vez, Maydana et al. (2009), ao analisar os determinantes da taxa de mortalidade infantil nos municípios da Bolívia, observaram que os municípios que apresentaram alta taxa também apresentaram baixo nível socioeconômico, de forma que a educação, o saneamento e a condição de moradia foram os fatores que se mostraram com maior influência.

As melhorias observadas nos determinantes socioeconômicos nos últimos anos, como a redução da pobreza, o aumento do acesso a serviços de saúde, o aumento da escolaridade e, sobretudo, a expansão, ainda que tímida, do acesso aos serviços de saneamento básico, têm impactado em uma redução nos níveis de mortalidade infantil no Brasil (SZWARCOWALD et al., 1997).

Dadas as disparidades regionais e os diferenciais de saúde no país, faz-se necessário aprofundar a discussão sobre os possíveis determinantes da taxa de mortalidade infantil a um nível mais baixo de agregação. Com base na teoria dos determinantes da mortalidade infantil e da demanda por saúde, o presente estudo tem por objetivo investigar os principais fatores socioeconômicos que influenciam a taxa de mortalidade infantil (TMI) nos municípios brasileiros para os períodos censitários de 1991, 2000 e 2010. A estrutura teórica que fundamenta a análise aponta as dimensões socioeconômica e ambiental como importantes para a análise das desigualdades em saúde, uma vez que permitem a identificação de diferenças no acesso a serviços básicos (KNUST et al., 1995; CHANDOLA, 2000).

O desenho amostral da pesquisa inclui dados de todos os municípios brasileiros para os anos censitários de 1991, 2000 e 2010. A análise espacial foi utilizada apenas para a análise descritiva, com a Análise Exploratória de Dados Espaciais (AEDE) para observar a distribuição da taxa de mortalidade infantil e a correlação espacial entre os vizinhos (possível espalhamento da taxa de mortalidade). Mais especificamente, foram utilizados: índice de Moran global univariado, diagrama de dispersão de Moran e índice de Moran local univariado. Na análise econométrica, realiza-se a estimação de três modelos econométricos em dados em painel, modelo linear, Poisson e Quantílica, com o objetivo de avaliar o efeito do conjunto selecionado de covariáveis sobre a taxa de mortalidade

infantil na hipótese de heterogeneidade dos efeitos ao longo dos quantis condicionais da resposta, bem como na hipótese dos óbitos infantis como dados de contagem.

Além desta introdução, o estudo está dividido em mais três seções. Na segunda seção, são apresentados os dados e a especificação do modelo. Na terceira seção, são apresentados os resultados e discussão. Em seguida, são apresentadas as considerações finais.

2. Modelo econômico de demanda por saúde e a mortalidade infantil

Uma das bases teóricas que tratam dos determinantes do estado de saúde é fundamentada no modelo de Grossman (1972a, 1972b), que aborda, por meio da teoria da produção familiar e do capital humano, questões como a demanda por cuidados de saúde. Sua inquietação para com as teorias de alocação do tempo se deu pelo fato de que a busca pela saúde pode ser entendida como um investimento em capital humano que difere da educação ou do treinamento, por exemplo, principalmente por dois motivos: i) enquanto o investimento em educação e treinamento permite elevar a produtividade do indivíduo tanto no mercado quanto fora dele, o estado de saúde afeta o tempo que o indivíduo pode despende no mercado de trabalho (afetando sua remuneração) ou fora dele (afetando o seu bem-estar); ii) o que eleva à utilidade do indivíduo não é o consumo de serviços de saúde em si (além de outras commodities), mas uma melhoria no seu estado de saúde (os indivíduos buscam, na realidade, uma “boa saúde”). Evidentemente, a boa saúde depende também dos serviços médicos demandados (GROSSMAN, 1972b).

Seja a utilidade intertemporal do consumidor dada por:

$$U = U(\Phi_0 H_0, \dots, \Phi_n H_n, M_t, Z_0, \dots, Z_n), t = 0, 1, \dots, n, \quad (1)$$

onde H_0 é o estoque de saúde inicial do indivíduo, Φ_t mede o fluxo de serviços por unidade de saúde ($\Phi_t H_t$ pode ser entendido como a quantidade de dias saudáveis em um determinado período) e Z_t é um agregado de *commodities* de produção familiar. O tempo de vida do indivíduo, n , é endógeno e depende da sequência H_t , e a morte ocorre quando $H_t = H_{\min}$.

O indivíduo maximiza sua utilidade sujeita ao investimento em saúde, à produção familiar de *commodities* e à restrição orçamentária em valor presente. A equação de movimento do estoque de saúde (visto como um estoque de capital durável) assume a forma:

$$H_{t+1} - H_t = I_t - \delta_t H_t, \quad (2)$$

onde I_t é o investimento em saúde e δ_t é a taxa de depreciação, a qual varia com a idade e possivelmente com outros fatores ambientais. As decisões que os indivíduos tomam irão afetar o seu estoque de saúde em qualquer período, uma vez que os agentes nascem com um determinado estoque de saúde que se deprecia ao longo do tempo. Os indivíduos podem investir em sua saúde por meio de cuidados médicos, dieta, tempo, habitação e exercícios físicos, por exemplo, mas esse estoque também está relacionado a variáveis ambientais e educacionais.

As funções de produção familiar são dadas por (GROSSMAN, 1972b):

$$\begin{aligned} I_t &= I_t(M_t, T_{Ht}, E_t) \\ Z_t &= Z_t(X_t, T_{Zt}, E_t), \end{aligned} \quad (3)$$

em que I_t é a produção familiar de investimento em saúde, M_t diz respeito aos serviços médicos adquiridos no mercado, T_{Ht} é o tempo alocado para melhoria da saúde e E_t é o estoque de capital humano. Z_t é a

função de produção familiar para o agregado de *commodities*, X_t são os *inputs* adquiridos no mercado para produzir a *commodity* Z_t , T_{Zt} é o tempo gasto na produção familiar e E_t é o estoque de capital humano.²

Os indivíduos consideram tanto os bens quanto o tempo como recursos escassos, e a restrição orçamentária do consumidor é dada pela igualdade entre o valor presente dos gastos com os bens e o valor presente dos rendimentos ganhos durante sua vida somados aos ativos iniciais (GROSSMAN, 1972b).

$$\sum \frac{P_t M_t + V_t X_t}{(1+r)^t} = \sum \frac{W_t T W_t}{(1+r)^t} + A_0 \quad (4)$$

P_t e V_t são os preços dos insumos e bens adquiridos no mercado, W_t é o salário, $T W_t$ são as horas de trabalho, A_0 diz respeito aos ativos financeiros e r é a taxa de juros. O tempo é uma restrição natural e seu valor total deve ser aplicado em todas as possíveis utilizações, uma vez que:

$$\Omega_t = T W_t + T_{Ht} + T_{Zt} + T L_t, \quad (5)$$

onde Ω_t é a quantidade total de tempo disponível no período e $T L_t$ é o tempo de trabalho perdido por motivo de doença.

Grossman (1972a) aponta que as variáveis nível educacional, idade, salários e demanda por serviços médicos e de saúde são os principais fatores determinantes da acumulação do estoque de saúde, que se deprecia até o falecimento do indivíduo. A partir desses resultados, o autor discute uma das características principais do modelo: os indivíduos podem escolher a sua longevidade, ou seja, o seu tempo de vida até um certo ponto, uma vez que o investimento em saúde é endógeno.

Segundo Grossman (1972a), os trabalhos realizados na mesma linha apontam para uma forte correlação entre o nível de escolaridade e o estado de saúde. Uma possível explicação para essa relação é que tanto a educação quanto a saúde refletem diferentes preferências no tempo, já que são aspectos do investimento em capital humano. Dessa maneira, as diferenças entre as preferências dos indivíduos estabelecidas na primeira idade podem resultar em quantidades diferentes de investimento em saúde e educação. Uma das consequências é que a educação dos pais possui influência nos níveis de saúde das crianças, assim como sobre o peso ao nascer, o que por sua vez impacta na mortalidade infantil e gera efeitos diretos e indiretos sobre a saúde dos indivíduos adultos.

Diversos estudos procuraram esclarecer a complexa relação entre desenvolvimento socioeconômico e mortalidade em países desenvolvidos e em desenvolvimento. Alguns pesquisadores enfatizam a educação como o fator chave no declínio da mortalidade nos países em desenvolvimento. À medida que o nível de educação da sociedade aumenta, as taxas de mortalidade infantil diminuem. Essa constatação é atribuída, em parte, à melhoria na capacidade de fornecer assistência, incluindo o uso de serviços de saúde e, parcialmente, à correlação entre a educação e outros indicadores de acesso a recursos.

Por meio do desenvolvimento econômico, ocorrem mudanças sociais que permitem o declínio das taxas de fertilidade e mortalidade, levando à estabilidade da população em qualquer sociedade. Essa teoria é denominada de Teoria da Transição Demográfica, que destaca que fatores, como melhorias no saneamento, educação, desenvolvimento de vacinas, medicina preventiva e avanços no tratamento de doenças, contribuem para o declínio nas taxas de fertilidade e mortalidade infantil (THOMPSON 1929; AMONKER; BRINKER, 1997).

A Teoria da Transição Demográfica desenvolvida por Thompson (1929) soma-se ao modelo elaborado por Grossman (1972a, 1972b), oferecendo um suporte teórico para analisar os fatores que influenciam o *status* de saúde da população e a taxa de mortalidade infantil.

² Diferentemente dos bens do mercado, as *commodities* de produção familiar são entendidas como os bens que fundamentalmente afetam a utilidade. Os indivíduos, por exemplo, podem utilizar diversos bens e serviços do mercado (X_t), juntamente com o seu conhecimento (E_t) e seu tempo (T_{Zt}), para promover um “encontro familiar” (Z_t), que de forma precipua aumenta a sua utilidade.

3. Metodologia

3.1. Dados e especificação do modelo

O modelo empírico adotado é baseado na literatura da economia da saúde, que analisa diversos fatores pertencentes às dimensões demográfica, de educação, de vulnerabilidade e de habitação, como potenciais determinantes socioeconômicos da taxa de mortalidade infantil.³

Tabela 1: Variáveis Seleccionadas para os anos de 1991, 2000 e 2010

Variável	Sigla	Descrição	Sinal Esperado
Taxa de Mortalidade infantil	TMI	Número de crianças que não deverão sobreviver ao primeiro ano de vida em cada 1000 crianças nascidas vivas.	+
Taxa de fecundidade total	FEC	Número médio de filhos que uma mulher deverá ter ao terminar o período reprodutivo.	+
Percentual da população que vive em domicílios com densidade superior a 2 pessoas por dormitório	DENS	Razão entre a população que vive em domicílios particulares permanentes com densidade superior a 2 por dormitório e a população total residente em domicílios particulares permanentes multiplicado por 100.	-
Expectativa de anos de estudo aos 18 anos de idade	ESTUDO	Número médio de anos de estudo que deverá completar ao atingir 18 anos de idade.	+
Taxa de analfabetismo da população de 15 anos ou mais de idade	ANALF	Razão entre a população de 15 anos ou mais de idade que não sabe ler nem escrever e o total de pessoas nessa faixa etária multiplicado por 100.	+
Proporção de crianças pobres	POBCRI	Proporção dos indivíduos com até 14 anos de idade que têm renda domiciliar <i>per capita</i> igual ou inferior a R\$ 140,00 mensais, em valores reais de 2010.	-
Renda <i>per capita</i> média	RDPC	Razão entre o somatório da renda de todos os indivíduos residentes em domicílios particulares permanentes e o número total desses indivíduos, em valores reais de 2010.	+
Percentual de pessoas em domicílios com abastecimento de água e esgotamento sanitário inadequados	ÁGUA/ESGOTO	Razão entre as pessoas que vivem em domicílios cujo abastecimento de água não provém de rede geral e cujo esgotamento sanitário não é realizado por rede coletora de esgoto ou fossa séptica e a população total residente em domicílios particulares permanentes multiplicado por 100.	+

Fonte: Elaboração própria com base nos dados coletados do Atlas para o Desenvolvimento Humano (PNUD).

Na Tabela 1, são apresentadas as variáveis utilizadas no estudo, assim como suas descrições e os sinais esperados. A direção esperada do efeito sobre a variável resposta está fundamentada no modelo de Grossman (1972a, 1972b), bem como na Teoria da Transição Demográfica (AMONKER; BRINKER, 1997). Seguindo Grossman (1972b), se o investimento em educação é produtivo (se a educação eleva o produto marginal de M_t e T_{Ht}), então $\partial I / \partial E > 0$ e a educação contribui positivamente para elevar o estoque de saúde ao longo do tempo. Admite-se que a educação dos pais afeta positivamente o estoque inicial H_0 dos recém-nascidos (contribuindo para distanciar H_0 de H_{\min}), principalmente pela melhoria dos cuidados

³ Com base nos possíveis determinantes sociais da taxa de mortalidade infantil, Kim e Saada (2013) os dividiram em: determinantes macroeconômicos, dos quais fazem parte os indicadores de desigualdade de renda e de atividade econômica; os macrosociais, contemplados pelas políticas públicas de saúde; e os contextuais, observados por meio do capital social, do nível socioeconômico, da segregação residencial e da raça. Em nível individual, existem determinantes intermediários, como fatores biológicos e psicossociais.

durante a gestação (alimentação, busca de exames pré-natais, entre outros); além disso, admitindo-se que os infantes não são capazes de investir no próprio estoque de saúde nos estágios iniciais de vida, então, $I_{t,infante} = I_t(M_{t,pais}, T_{Ht,pais}, E_{t,pais})$ durante algum momento da sequência H_t , o que afeta o Ω_t dos pais.⁴ Controlando-se a educação, a taxa de analfabetismo pode fornecer informações adicionais quanto à desigualdade na distribuição dos níveis educacionais na população.

Um relaxamento da restrição orçamentária permite ao indivíduo adquirir mais serviços médicos e reduzir o seu tempo gasto com doença, o que eleva o valor do tempo saudável e a demanda por saúde. Pais mais saudáveis podem dedicar mais tempo para o cuidado dos recém-nascidos e uma elevação dos salários permite elevar o M_t gasto com os filhos e reduz o custo de oportunidade ao se substituir TW_t por T_{Ht} para os filhos. Dito de outra forma, como o tempo perdido com doença torna-se mais caro, os pais podem ser estimulados a cuidar mais da própria saúde, reduzindo TL_t , o que diminui a perda de renda ao se substituir TW_t por T_{Ht} gasto com os filhos. De modo semelhante à taxa de analfabetismo, a proporção de crianças pobres fornece informação adicional acerca das desigualdades na distribuição da renda.

A densidade (da residência) e a falta de saneamento básico têm relação direta com a transmissão de doenças e morbidade, afetando negativamente o estoque de vida inicial do recém-nascido, além da saúde dos pais. Ambas as variáveis também podem afetar $I_{t,infante}$ e a taxa de depreciação da saúde dos filhos.

Uma redução da taxa de fecundidade reduz o número de crianças nascidas vivas, mas um menor número de filhos relaxa a orçamentária e a restrição Ω_t dos pais, permitindo elevar M_t e T_{Ht} por unidade de filho. É esperada, portanto, uma relação negativa entre taxa de fecundidade e taxa de mortalidade infantil. A forte correlação esperada entre educação e taxa de fecundidade também evita uma possível inconsistência devido à endogeneidade.

As variáveis deste estudo foram coletadas junto ao PNUD para o período censitário de 1991, 2000 e 2010, e a amostra compreende todos os municípios brasileiros. Optou-se por utilizar dados censitários pela sua confiabilidade, uma vez que um problema recorrente nas análises da taxa de mortalidade infantil é a qualidade da fonte de dados, principalmente das variáveis sobre saneamento básico. Além disso, os dados censitários eliminam a questão de áreas mínimas comparáveis, já que não existem dados faltantes.

A distribuição das variáveis dentro das dimensões que representam as desigualdades socioeconômicas pode ser observada na Tabela 2: (i) a dimensão demográfica é representada pelas variáveis Fec e Dens, que refletem as transformações populacionais em determinada região; (ii) para observar os diferenciais do nível de instrução da população, a dimensão educação é composta pelas variáveis Estudo e Analf; (iii) para a dimensão vulnerabilidade, foram selecionadas as variáveis Pobcri e RDPC, como forma de captar tanto o nível de desenvolvimento da região quanto as disparidades, sendo a RDPC deflacionada tendo como base o ano de 2010; (iv) a dimensão habitacional é composta pela variável Água/Esgoto, que contempla os principais serviços de saneamento, o abastecimento de água e o esgotamento sanitário.

Tabela 2: Descrição das Dimensões

Vetores	Dimensão	Variáveis
X_1	Demografia	Fec
		Dens
X_2	Educação	Estudo
		Analf
X_3	Vulnerabilidade	Pobcri
		RDPC
X_4	Habitação	Água/Esgoto

Fonte: Elaboração própria com base nos dados coletados do Atlas para o Desenvolvimento Humano (PNUD).

⁴ Pode-se supor também que a educação dos pais afeta negativamente a depreciação do estoque de capital dos filhos (GOLDMAN et al., 1993).

O modelo empírico a ser estimado assume a forma geral:

$$TMI = f(X_1, X_2, X_3, X_4) + \varepsilon, \quad (6)$$

e a estratégia econométrica envolve a estimação de três diferentes formas estruturais:

$$E(TMI_{it}|X_{it}) = X_{1,it}\beta_1 + X_{2,it}\beta_2 + X_{3,it}\beta_3 + X_{4,it}\beta_4 + \alpha_i \quad (7)$$

$$Pr(TMI_{it}|X_{it}) = F(TMI_{it}, X_{1,it}\beta_1 + X_{2,it}\beta_2 + X_{3,it}\beta_3 + X_{4,it}\beta_4 + \alpha_i) \quad (8)$$

$$Q_{TMI,it}(\tau|X_{it}) = X_{1,it}\beta_1(\tau) + X_{2,it}\beta_2(\tau) + X_{3,it}\beta_3(\tau) + X_{4,it}\beta_4(\tau) + \alpha_i \quad (9)$$

O Modelo (7) é um painel linear, (8) é um modelo Poisson em Painel e (9) é um modelo de regressão quantílica em painel. α_i diz respeito aos efeitos não observáveis.

3.2. Análise Exploratória de Dados Espaciais (AEDE)

3.2.1. Índice de Moran Global Univariado

Conforme Almeida (2012), o primeiro coeficiente de autocorrelação espacial foi proposto por Moran (1948) e utiliza a autocovariância como produto cruzado. O I de Moran é dado algebricamente por:

$$I = \frac{n}{S_0} \frac{\sum_i \sum_j w_{ij} z_i z_j}{\sum_{i=1}^n z_i^2}, \quad (10)$$

e matricialmente por:

$$I = \frac{n}{S_0} \frac{z'Wz}{z'z}, \quad (11)$$

onde n é o número de regiões, z os diz respeito aos valores da variável de interesse padronizada, W_z corresponde aos valores médios da variável de interesse padronizada nos vizinhos determinados por meio de uma matriz de ponderação espacial W . Cada elemento da matriz de ponderação espacial é dado por w_{ij} , referentes à região i e j , e o termo S_0 indica que todos os elementos da matriz devem ser somados (ALMEIDA, 2012).

O termo do numerador é a autocovariância espacial constituída pelos produtos cruzados $z'Wz$. A estatística I de Moran é um coeficiente de autocorrelação, portanto, é a relação da autocovariância do produto cruzado pela variância dos dados $z'z$. Se a matriz de pesos espaciais for normalizada na linha, o termo S_0 é igual a n . Portanto:

$$I = \frac{z'Wz}{z'z} \quad (12)$$

A hipótese nula a ser testada é a de aleatoriedade espacial, sendo que o valor calculado de I deve ser igual ao valor esperado, dentro dos limites da significância estatística, se y_i for independente dos valores das regiões vizinhas. Se os valores de I ultrapassam o valor esperado, apontam para uma autocorrelação espacial positiva; e valores de I abaixo do valor esperado indicam uma autocorrelação negativa. Uma autocorrelação espacial positiva sinaliza que há uma semelhança entre os valores do

atributo estudado e da localização espacial do atributo. Por outro lado, uma autocorrelação espacial negativa indica que há uma dissemelhança entre os valores do atributo estudado e da localização espacial do atributo (ALMEIDA, 2012).

3.2.2. Diagrama de dispersão de Moran

O diagrama de dispersão de Moran mostra a defasagem espacial da variável de interesse no eixo vertical e o valor da variável de interesse no eixo horizontal e é utilizado com forma alternativa para analisar a autocorrelação espacial. A variável e sua defasagem espacial são padronizadas de forma que tenha média zero e variância unitária. O diagrama de dispersão de Moran é apenas o gráfico da dispersão da nuvem de pontos que representam as regiões, indicando a inclinação da reta de regressão. Essa inclinação é estimada por meio de uma regressão linear simples por mínimos quadrados ordinários (MQO):

$$W_z = \alpha + \beta_z + \varepsilon \quad (13)$$

α é a constante, β é o coeficiente angular e ε é o termo de erro aleatório. O coeficiente I de Moran pode ser representado pelo coeficiente angular da reta de regressão da defasagem espacial W_z contra a variável de interesse z , estimado por mínimos quadrados ordinários (MQO), pois é possível verificar que o β estimado é igual à fórmula do I de Moran:

$$\hat{\beta} = I = \frac{z'Wz}{z'z} \quad (14)$$

Se o coeficiente angular da reta de regressão é positivo, há indícios de que a autocorrelação espacial é positiva.

3.2.3. Índice de Moran Local Univariado

Para analisar um retrato local de cada município, foi utilizada uma estatística de autocorrelação espacial local. Mais especificamente, o I de Moran local tem a capacidade de capturar padrões locais de autocorrelação espacial estatisticamente significativos, os chamados “*Local Indicator of Spatial Association*” (LISA). O coeficiente I de Moran local faz uma decomposição do indicador global de autocorrelação na contribuição local de cada observação em quatro categorias (AA – a região possui alto valor para x e é rodeada por regiões que também possuem alto valor para essa variável, BB – a região possui baixo valor para x e é rodeada por regiões que também possuem baixo valor para essa variável, AB – a região possui alto valor para x e é rodeada por regiões que possuem baixo valor para essa variável, BA – a região possui baixo valor para x e é rodeada por regiões que possuem alto valor para essa variável), onde cada uma corresponde a um quadrante no diagrama de dispersão de Moran. O coeficiente I_i local para uma variável y padronizada, observada na região i , z_i , pode ser modelado como:

$$I_i = z_i \sum_{j=1}^I w_{ij} z_j \quad (15)$$

No cálculo do I_i , só os vizinhos da observação i são inclusos, definidos conforme a matriz de pesos espaciais. Uma condição necessária para que o indicador seja caracterizado como um LISA é que a somatória dos indicadores locais seja equivalente ao indicador global correspondente:

$$\sum_i I_i = \sum_i z_i \sum_j w_{ij} z_j = \sum_i \sum_j w_{ij} z_i z_j \quad (16)$$

Utilizando a Equação (10), o I de Moran local pode ser escrito conforme Anselin (1995):

$$I = \frac{n \sum_i \sum_j w_{ij} z_i z_j}{s_0 \sum_{i=j}^n z_i^2} = \frac{\sum_j I_j}{s_0 \sum_i \frac{z_i^2}{n}} \quad (17)$$

Dessa forma, é possível avaliar a associação linear espacial localizada pelo I_i de Moran local, em que para cada observação é computado um I_i . Então, obtêm-se n estatísticas I_i e seus respectivos níveis de significância.

3.3. Estratégia de estimação

3.3.1. Regressão linear com dados em painel

O modelo de dados em painel assume a forma:

$$y_{it} = \beta_0 + \beta_1 x_{1,it} + \dots + \beta_n x_{k,it} + \alpha_i + \varepsilon_{it}, \quad (18)$$

onde α_i é um componente que capta a heterogeneidade não observável entre as unidades de análise (suposto fixo no tempo), i denota os diferentes indivíduos, t diz respeito aos períodos de tempo, β 's são os parâmetros a serem estimados, x 's são as covariáveis e ε_{it} é o termo de erro idiossincrático.

O modelo linear de dados em painel permite controlar, ao longo do tempo, o efeito individual não observável das unidades *cross-section* (HSIAO, 2014). A estimação com dados de painel é condicional à hipótese adotada quanto à correlação entre o efeito individual não observável e os regressores. O modelo de efeitos fixos, estimado pelo método *within* de mínimos quadrados, admite a possibilidade de correlação não nula entre a heterogeneidade latente e os regressores. Já o modelo de efeitos aleatórios supõe nula essa correlação e utiliza como estimador os mínimos quadrados generalizados (GLS) ou a máxima verossimilhança (WOOLDRIDGE, 2010).

3.3.2. Regressão de Poisson

Como o número de óbitos infantis (e o número de nascidos vivos) é uma realização discreta não negativa com valores finitos, configura-se como um dado de contagem, o que torna natural o uso da modelagem Poisson.

Suponha-se que a variável Y_{it} segue uma distribuição de Poisson com ocorrência esperada para a i -ésima observação no tempo t dada por:

$$\gamma_{it} \exp(\alpha_i + X_{it}\beta), \quad (19)$$

onde γ_{it} é a variável de exposição, $\exp(\alpha_i + X_{it}\beta)$ é a taxa de incidência e α_i são os efeitos não observáveis; supondo que a exposição é constante e unitária, a probabilidade de Y_{it} assumir o valor de ocorrência y_{it} é igual a:

$$\Pr(Y_{it} = y_{it} | X_{it}) = \frac{\exp[-\exp(\alpha_i + X_{it}\beta)] \exp(\alpha_i + X_{it}\beta)^{y_{it}}}{y_{it}!} \quad (20)$$

Os β podem ser estimados por máxima verossimilhança. A hipótese central para o algoritmo de estimação está na suposição de independência das observações: o modelo de efeitos fixos supõe

observações independentes, enquanto que o modelo de efeitos aleatórios gera correlação entre as observações (CAMERON; TRIVEDI, 2013; HILBE, 2011 e 2014).

3.3.3. Regressão quantílica

O método de regressão quantílica, introduzido por Koenker e Bassett Junior (1978), tornou possível a estimação de funções quantílicas de distribuição condicional entre a variável resposta e as covariáveis.

Ao contrário dos métodos anteriores, aqui se permite que sejam observados os efeitos em cada quantil, o que torna a inferência mais robusta. Será utilizada a regressão quantílica com efeitos fixos penalizados, proposta por Koenker (2004), na qual se assume que os efeitos não observáveis não variam ao longo dos quantis para um mesmo i .

O modelo de regressão quantílica assume o formato:

$$Q_{y,it}(\tau|X_{it}) = X_{it}\beta(\tau) + \alpha_i, \quad (21)$$

onde $Q_{y,it}$ é o quantil condicional da variável resposta no espaço i e no período t ; α 's controlam os efeitos individuais não observáveis e X_{it} é o vetor de variáveis explanatórias. O vetor de parâmetro $\beta(\tau)$ é obtido ao se resolver a seguinte programação:

$$\min_{(\alpha,\beta)} \sum_{k=1}^q \sum_{i=1}^n \sum_{t=1}^{t_i} w_k \rho_{\tau_k}(y_{it} - \alpha_i - X_{it}\beta(\tau_k)) + \lambda \sum_{i=1}^n |\alpha_i|. \quad (22)$$

Os w_k são pesos que controlam a influência relativa de cada quantil na estimativa dos efeitos não observáveis e λ controla o impacto da penalidade sobre os α 's. Quando λ tende para zero, tem-se o equivalente a um estimador de efeitos fixos via *dummies*; e quando λ tende para o infinito, os efeitos fixos tendem a zero, resultando em um estimador *cross-section*.

4. Análise e discussão dos resultados

Na Tabela 3, são apresentadas as estatísticas descritivas das variáveis. Observa-se que, no período de 1991, 2000 e 2010, os municípios brasileiros apresentaram uma média de 33,26 número de óbitos infantis. A menor taxa de mortalidade infantil (8,49) foi observada no município de Cachoeira do Sul, no do Rio Grande do Sul, no ano de 2010, enquanto a maior (120,12) foi observada nos municípios de Fátima, João Dourado e Jussara, no estado da Bahia, em 1991.

Para a taxa de densidade, foi encontrado um máximo de 97,21% no município de Urucurituba/AM. A média da renda *per capita* foi de R\$ 355,65 para os municípios brasileiros no período, valor baseado no ano de 2010, o que deixa explícito o baixo nível de renda no país. Outros números que chamam atenção são os da taxa de analfabetismo, com uma média de 22,99%, sendo a menor (0,91%) vista no município de São João do Oeste/SC e a maior, cerca de 88,39%, em Jordão/AC.

Com relação à proporção de crianças pobres, os municípios que não apresentaram nenhuma incidência foram Fernando de Noronha/PE, Cotiporã, Nova Candelária, Nova Roma do Sul, São José do Sul e São Vendelino, no Rio Grande do Sul, o que pode estar refletindo a melhor condição de vida da população. Já o município de Benjamim Constant, no Amazonas, apresentou incidência de 100%, o que já era de se esperar dada a forte desigualdade socioeconômica na região Norte (BOING; BOING, 2008).

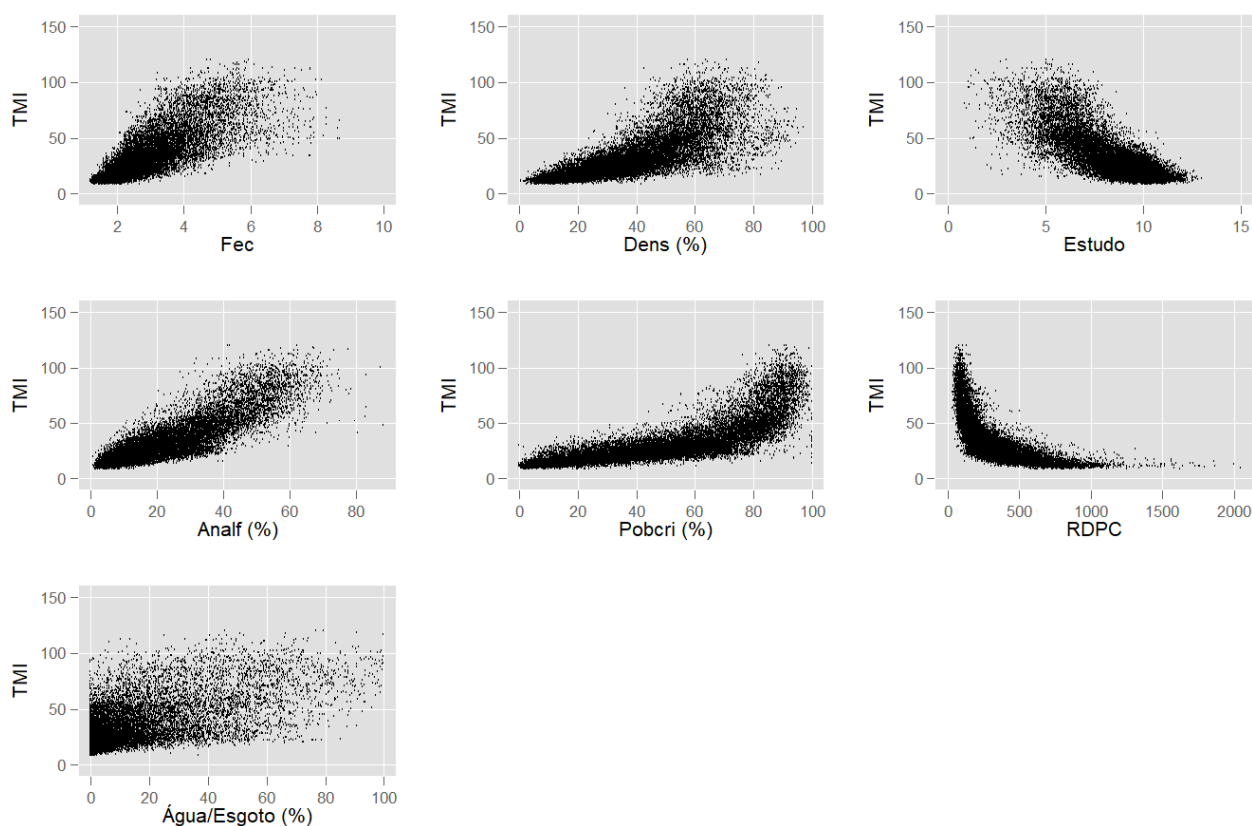
Os municípios brasileiros apresentaram, para o período, uma média de aproximadamente 13,30% da população com serviços de abastecimento de água e esgotamento sanitário inadequados, sendo a maior taxa (100%) encontrada nos municípios de Bodó/RN, Fernanda Pedroza/RN e Manari/PE.

Tabela 3: Estatísticas Descritivas

Variável	Obs.	Média	DP	Min.	Max.	Q 25%	Q 50%	Q 75%
TMI	16.695	33,26	20,21	8,49	120,12	18,44	27,00	41,62
Fec	16.695	2,92	1,08	1,21	8,68	2,21	2,63	3,36
Dens (%)	16.695	38,14	17,83	0,65	97,21	24,18	36,66	50,85
Estudo	16.695	8,42	1,88	0,91	13,02	7,24	8,78	9,83
Analf (%)	16.695	22,99	14,74	0,91	88,39	11,32	19,20	31,96
Pobcri (%)	16.695	50,62	26,52	0,00	100,00	27,48	51,93	73,79
RDPC (R\$)	16.695	355,65	224,15	33,24	2043,74	182,10	299,38	487,24
Água/Esgoto (%)	16.695	13,30	18,49	0,00	100,00	0,85	4,77	18,27

Fonte: Elaboração própria.

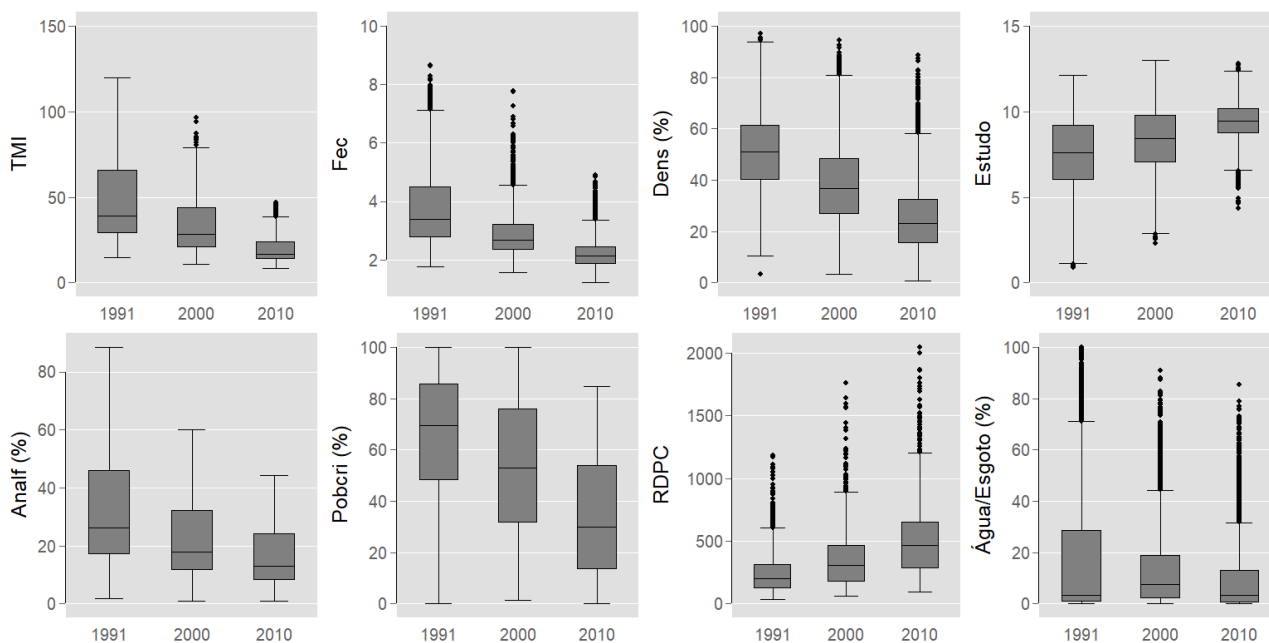
A Figura 1 traz os gráficos de dispersão entre a TMI e as covariáveis. De forma geral, as relações bidimensionais entre a TMI e as covariáveis apresentam o sinal esperado pela literatura teórica (com a ressalva de ser uma evidência exploratória não condicional no vetor de covariáveis). Ademais, nota-se uma aparente relação não linear entre a TMI e os anos de estudo, a proporção de crianças pobres e a renda domiciliar *per capita*, evidenciando um possível esgotamento do efeito dessas covariáveis sobre a redução da TMI a partir de certo limiar, possivelmente, quando a TMI se aproxima de uma taxa natural de mortalidade infantil.

Figura 1: Gráfico de dispersão entre TMI e as covariáveis

Fonte: Elaboração própria.

Os gráficos *Box Plot* são apresentados na Figura 2. É possível visualizar que as variáveis apresentam maior dispersão no ano de 1991, com tendência à redução, exceto para as variáveis *Pobcri* e *RDPC*. Com relação aos *outliers*, apenas as variáveis *Analf* e *Pobcri* não apresentam valores extremos. Contrariamente a isso, as variáveis *RDPC* e *Água/Esgoto* foram as que apresentaram maior quantidade de valores fora do intervalo interquartil usual.

Figura 2: Box Plot das variáveis selecionadas

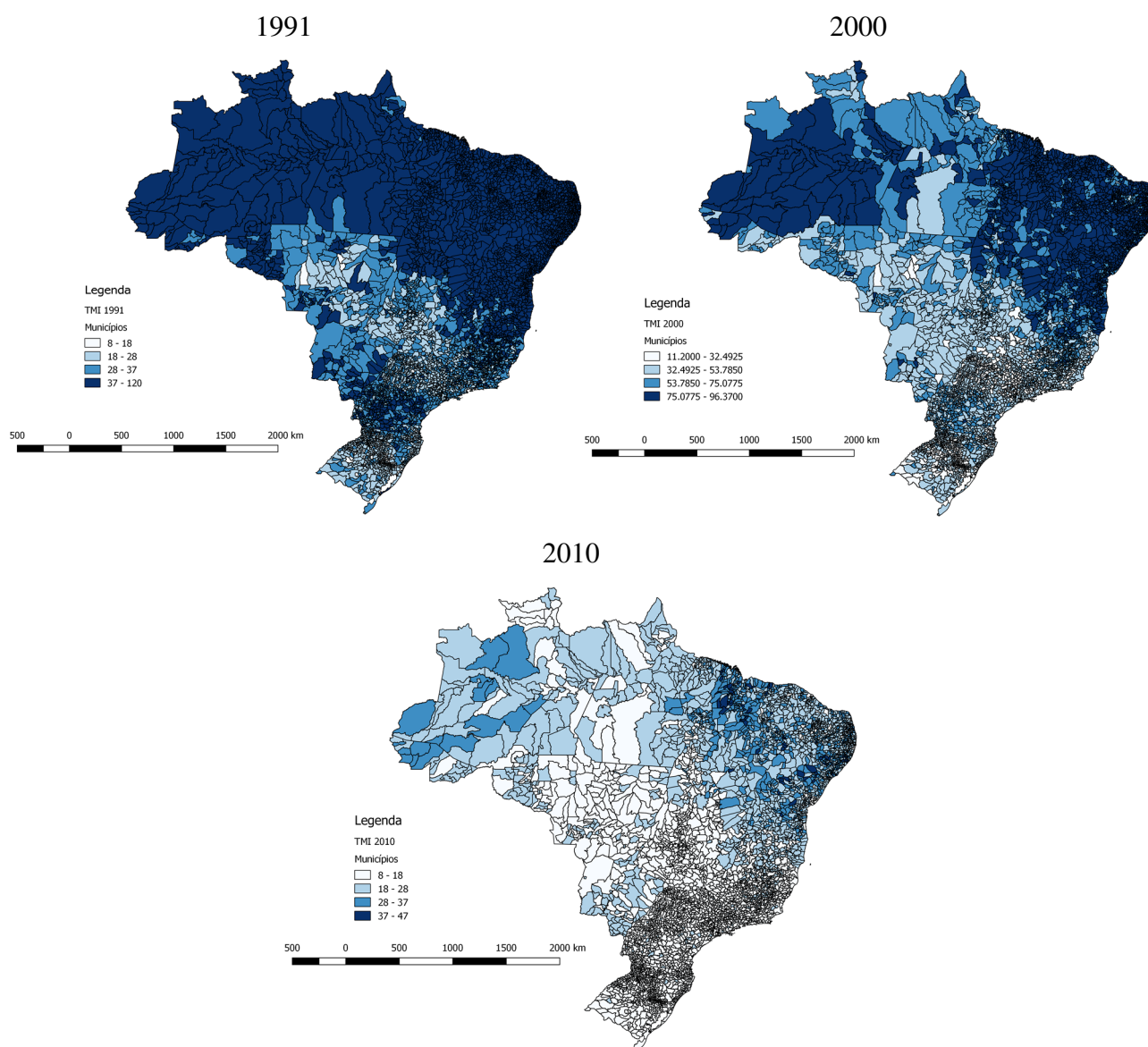


Fonte: Elaboração própria.

Como pode ser visualizado na Figura 3, ao longo dos anos censitários, houve uma melhora significativa nos níveis de taxa de mortalidade infantil dos municípios do Brasil. Em geral, no ano de 1991, os elevados níveis da TMI se concentravam nas regiões Norte e Nordeste. No ano de 2000, já é possível observar uma melhora dos níveis da TMI na região Norte, no Centro-Oeste e no Sul. Em 2010, os maiores níveis da TMI (último intervalo) encontravam-se nos primeiros intervalos dos anos de 1991 e 2010, um indicativo da mudança estrutural ocorrida na Taxa de Mortalidade Infantil.

A estatística *I* de Moran Global foi utilizada para verificar se há autocorrelação espacial positiva para a TMI nos anos de 1991, 2000 e 2010. Foi utilizada a matriz de contiguidade Rainha, por permitir que sejam consideradas vizinhas as unidades que possuem vértices ou fronteiras comuns, foi observada uma autocorrelação positiva, dado que a estatística foi superior ao valor esperado de $-0,0002$ e significativa a 1% para todos os anos. Dessa forma, foi possível verificar que municípios que possuem uma alta (baixa) TMI estão circundados por municípios que possuem uma alta (baixa) TMI.

Por meio do diagrama de dispersão de Moran da TMI para os municípios do Brasil, é possível verificar o padrão de concentração das unidades. No eixo horizontal, está *plotada* a variável TMI e, no eixo vertical, sua defasagem espacial. Como o coeficiente angular da regressão (*I* de Moran) é positivo, existem evidências de que a autocorrelação também é positiva. A nuvem de observações concentra-se no segundo e no terceiro quadrantes, indicando que há uma maior quantidade de municípios com elevada (baixa) TMI que estão circundados por municípios vizinhos que possuem em média elevada (baixa) TMI.

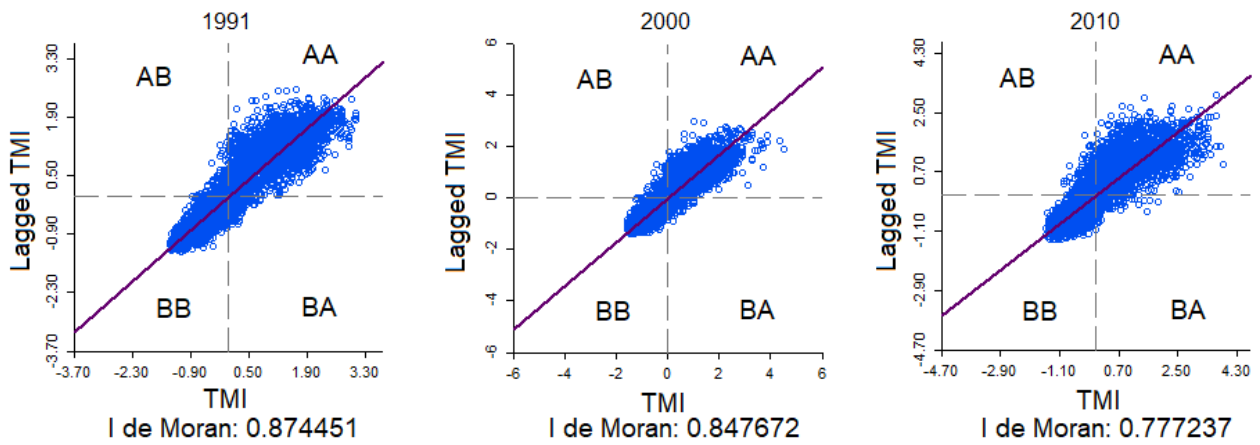
Figura 3: Taxa de mortalidade infantil por mil nascidos vivos

Fonte: Elaboração própria.

O *Local Indicator of Spatial Association* (LISA), mais especificamente o I de Moran Local Univariado, permite verificar onde estão os *clusters* estatisticamente significantes a pelo menos 5%. Na Figura 5, os *clusters* destacados em vermelho são classificados como AA e em azul escuro estão os *clusters* BB.

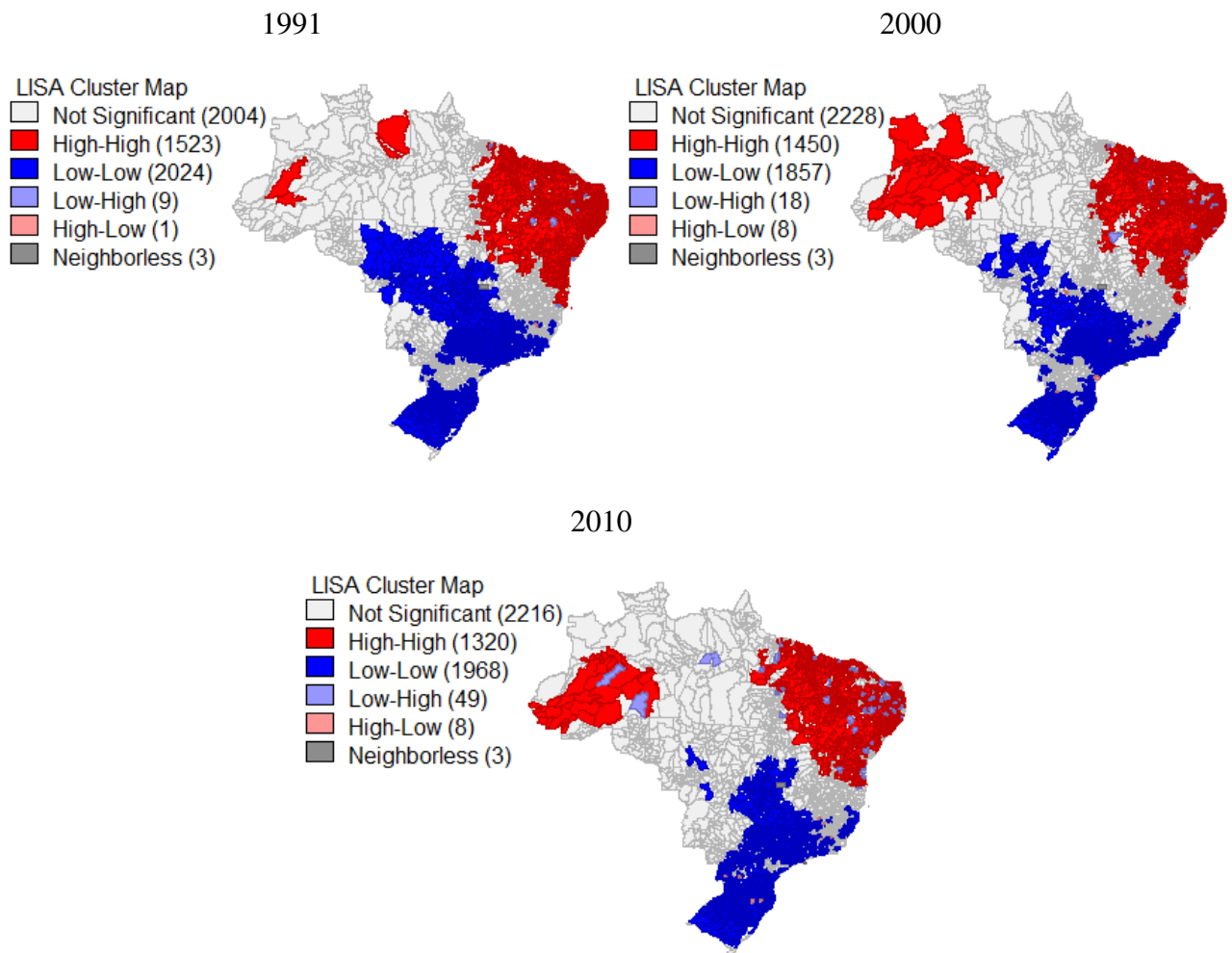
No ano de 1991, é possível visualizar três *clusters* relevantes: um *cluster* AA é verificado na região Nordeste; um *cluster* BB que abrange o estado de São Paulo, Rio de Janeiro, sul de Minas Gerais, Goiás e Mato Grosso; e outro *cluster* BB é observado nos estados do Rio Grande do Sul e de Santa Catarina. Em 2000, é possível visualizar quatro *clusters* espaciais relevantes: um *cluster* AA na região Nordeste; um novo *cluster* AA que abrange os municípios do oeste do estado do Amazonas; um BB que abrange o estado de São Paulo, sul de Minas Gerais, leste de Mato Grosso do Sul e Mato Grosso, Rio de Janeiro, Espírito Santo; e outro BB no estado do Rio Grande do Sul e de Santa Catarina. Já em 2010, observa-se um aumento dos *clusters* BB presentes nas regiões Sul e Sudeste, que abrange também o estado de Goiás, em detrimento dos municípios da região Nordeste e do oeste do estado do Amazonas, que permanecem com *clusters* AA.

Figura 4: Dispersão de Moran para a TMI (1991, 2000 e 2010)



Fonte: Elaboração própria.

Figura 5: I de Moran Local Univariado para a TMI



Fonte: Elaboração própria.

A apresentação dos resultados econométricos está dividida em duas partes. Na primeira, são expostos os resultados alcançados por meio do modelo de painel linear e painel Poisson e, na segunda, são apresentados os resultados da regressão quantílica. A utilização das três metodologias possibilita a comparação de desempenho entre o modelo linear, de contagem e o modelo quantílico.

Foi utilizado o teste de especificação de Hausman para dar suporte à decisão sobre o estimador a ser utilizado no Modelo (7). O teste resultou em um valor $\chi^2 = 2833,81$, com p-valor ≈ 0 . O valor do teste indica a rejeição da hipótese nula, o que implica admitir a inconsistência de especificação de efeitos aleatórios. Ademais, a suposição de efeitos fixos condicionais também é admissível considerando-se a utilização de toda a população de municípios brasileiros no período.

Para testar a presença de heterocedasticidade, foi empregado o teste Wald de Greene para a presença de heterocedasticidade em um painel linear com efeitos fixos (a hipótese nula admite igualdade entre as variâncias ao longo das unidades do painel). O teste Wald resultou em $\chi^2 = 7,0e+08$ com p-valor ≈ 0 , o que dá suporte ao uso de erros-padrão robustos.

A Tabela 4 apresenta os resultados para as estimativas em painel e para as estimativas do modelo de Poisson com efeitos fixos e aleatórios. No modelo linear (FE), buscou-se obter as elasticidades para todas as variáveis que não são taxas, aplicando assim o logaritmo na variável resposta⁵, fecundidade, anos de estudo e renda domiciliar *per capita*. Devido à não linearidade da especificação Poisson, todas as variáveis foram estimadas em nível no Modelo (8). Observa-se que, de modo geral, todos os regressores foram estatisticamente significativos a 1%.

Tabela 4: Estimativas dos modelos FE Within e Poisson em Painel

Variáveis	FE Within	Poisson FE	Poisson RE
Fec	0,3239*** (0,0134)	0,0664*** (0,0039)	0,0601*** (0,0032)
Dens	0,9426*** (0,0338)	0,00785*** (0,0003)	0,0081*** (0,0002)
Estudo	-0,0537*** (0,0125)	-0,0263*** (0,0019)	-0,0217*** (0,0016)
Analf	0,9834*** (0,0490)	0,0108*** (0,0005)	0,0106*** (0,0003)
Pobcri	0,5001*** (0,0244)	0,00477*** (0,0002)	0,00469*** (0,0002)
RDPC	-0,1086*** (0,0114)	-0,000561*** (0,0000)	-0,0003*** (0,0000)
Água/Esgoto	0,0318*** (0,0125)	0,000493*** (0,0001)	0,0002* (0,0001)
Constant	2,9027*** (0,0833)		2,707*** (0,0260)
Log alpha			-3,625*** (0,106)
Observações	16.695	16.695	16.695
Número de id	5.565	5.565	5.565
R ²	0,796		

Nota: Erros-padrão robustos em parênteses. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.

Fonte: Elaboração própria.

⁵ Ressalta-se que a taxa de mortalidade infantil e a taxa de fecundidade não são valores percentuais, conforme descrição na Tabela 1.

Com base no que foi discutido nas seções 2 e 3, todas as variáveis apresentam o sinal esperado pela literatura. Com relação à Tabela 4, observa-se que a semielasticidade estimada para Pobcri é positiva e significativa, corroborando o discurso de diversos estudos que apontam o efeito positivo da desigualdade de renda sobre a taxa de mortalidade infantil, de modo que uma maior vulnerabilidade reduz o *status* de saúde da população, sobretudo das crianças, uma vez que se espera que crianças em situação de vulnerabilidade não tenham acesso a serviços básicos que refletem qualidade de vida, como educação e moradia adequada (VICTORA et al., 1988; ISSLER et al. 1996; ALMEIDA, 2012; TRAVASSOS et al., 2000; NORONHA; ANDRADE, 2007).

Costa et al. (2003), em seu estudo sobre a mortalidade infantil no Brasil, utilizaram a metodologia de séries temporais e obtiveram resultados que mostram a taxa de fecundidade como o principal determinante da taxa de mortalidade infantil na década de 1980. Os resultados aqui encontrados também mostram uma alta influência da taxa de fecundidade. No modelo Poisson com efeitos fixos, a razão de ocorrência da TMI foi de $\exp(0,0664) = 1,0686$ vezes para cada incremento marginal na taxa de fecundidade, um pouco maior do que a razão de ocorrência estimada via efeitos aleatórios.

Para Geronimus (1992), os diferentes níveis de taxa de mortalidade infantil estão ligados à fertilidade e, por sua vez, o nível de fertilidade está associado à idade materna e às desvantagens socioeconômicas. Uma possível justificativa para esses resultados é que as maiores taxas de fecundidade são encontradas em regiões menos favorecidas, onde as crianças são expostas a ambientes impróprios, além de não possuírem assistência e não terem acesso a serviços essenciais, como os de saúde.

As variáveis que representam a dimensão educacional, Estudo e Analfabetismo, apresentam a relação esperada: o aumento de um ano médio de estudo implica em uma redução esperada de quase um óbito na TMI pela estimativa do painel linear e, no caso do modelo Poisson, a razão de incidência $\exp(-0,0263) = 0,974$ implica em uma TMI quase 0,97 vezes menor para cada aumento marginal nos anos de estudo. Se considerarmos uma TMI média de 33,26 (média amostral no período), um ano adicional de estudo reduziria em aproximadamente 1 ocorrência na TMI esperada.

Estudos têm verificado uma associação positiva entre o nível educacional dos pais e a taxa de mortalidade infantil, sob o prisma de que pais mais educados criam um ambiente favorável para as crianças, visto que são mais conscientes e capazes para tomar decisões em prol da saúde dos infantes (BEZERRA FILHO et al. 2007; FORMIGA; RAMOS, 2002; FERREIRA, 1992).

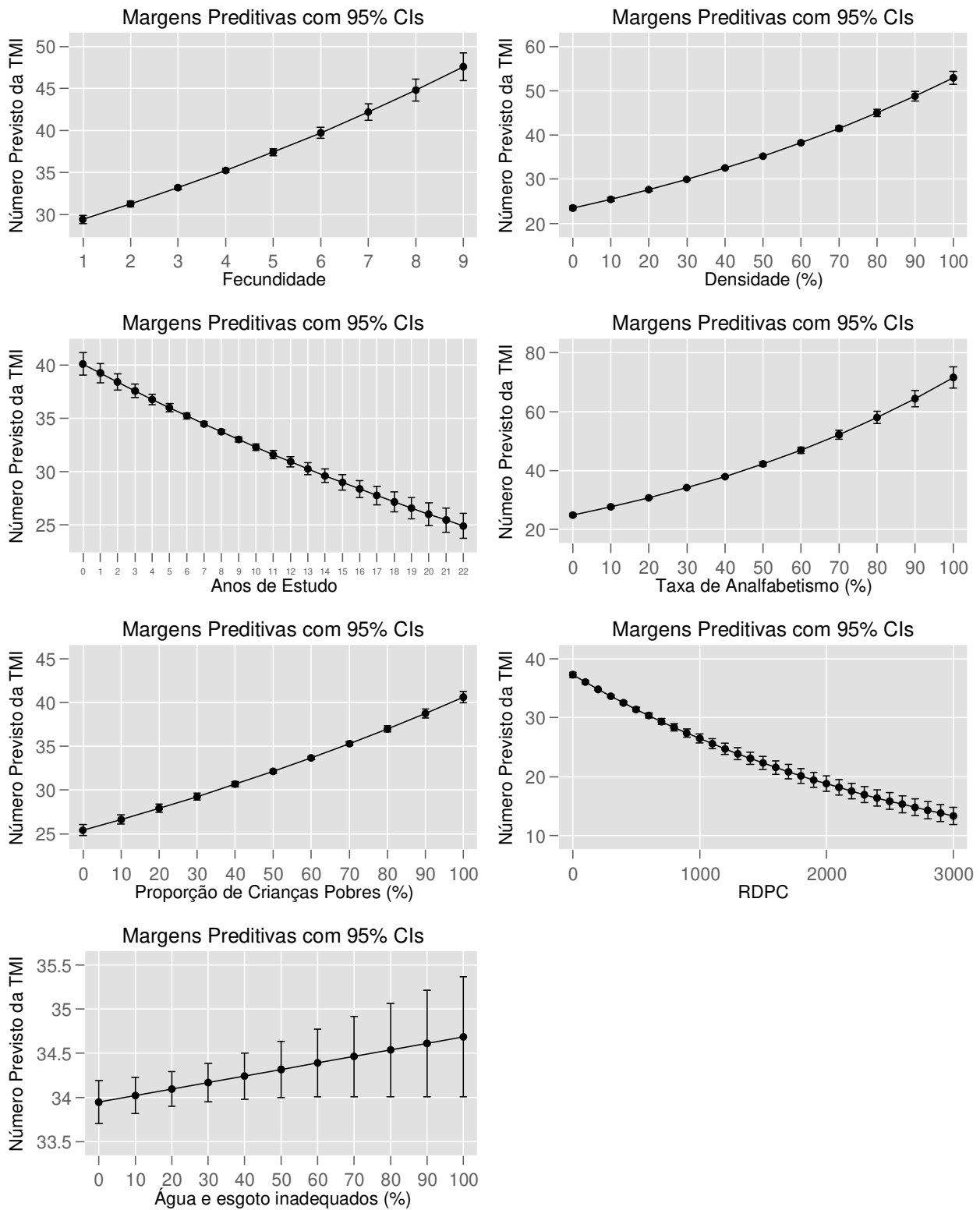
Segundo Cochrane, Ohara e Leslie (1980); Maia, Souza, Mendes (2012) e Kinfu (2017), mães mais instruídas possuem maior consciência sobre a importância de se cuidar durante a gravidez, além da importância da higiene e do acesso aos serviços médicos. Além disso, pressupõe-se que, com um maior nível educacional, as mães terão acesso a um maior nível de renda e a uma melhor qualidade de moradia. Para Cochrane, Ohara e Leslie (1980), tanto a educação quanto o nível de renda possuem forte poder de explicação na determinação da mortalidade infantil, enquanto Formiga e Ramos (2002) afirmam que os efeitos da alfabetização sobre os óbitos infantis são mais eficazes do que os efeitos da própria renda.

Os resultados do modelo Poisson FE podem ser melhor visualizados por meio dos gráficos de margens ilustrados na Figura 6. Para a variável de fecundidade, por exemplo, observa-se que, se todos os municípios apresentassem um valor constante igual a 1 para a taxa de fecundidade (mantendo-se as demais covariáveis nos seus valores observados e o efeito fixo igual a zero), a previsão média pontual para a TMI seria de aproximadamente 29,4 para cada 1000 nascidos vivos (a média amostral da TMI é de 33,26); ao supor que todos os municípios passem por uma aumento de sua taxa de fecundidade para 9, a TMI média pontual prevista seria de 47,59, resultado acima do quantil amostral de 75% (41,62) da variável resposta.

Não obstante, ainda que fosse feita a suposição de uma taxa de fecundidade marginalmente próxima a zero, a TMI prevista não seria inferior ao intervalo (27,07; 28,31) para cada 1000 nascidos vivos (mantendo-se as demais covariáveis em seus valores amostrais), o que pode ser um indício de existência de um elevado limiar para a relação entre a TMI e a fecundidade. Com efeito, ao observar os efeitos marginais médios, apenas elevados incrementos na renda domiciliar gerariam predições

médias para a TMI abaixo de 20. Esse resultado evidencia que há, a princípio, uma maior dificuldade em observar o esgotamento dos efeitos da renda sobre a mortalidade infantil, principalmente se forem comparados os resultados obtidos a partir das demais covariáveis do modelo.

Figura 6: Margens do efeito das covariáveis sobre o número esperado de óbitos infantis



Fonte: Elaboração própria.

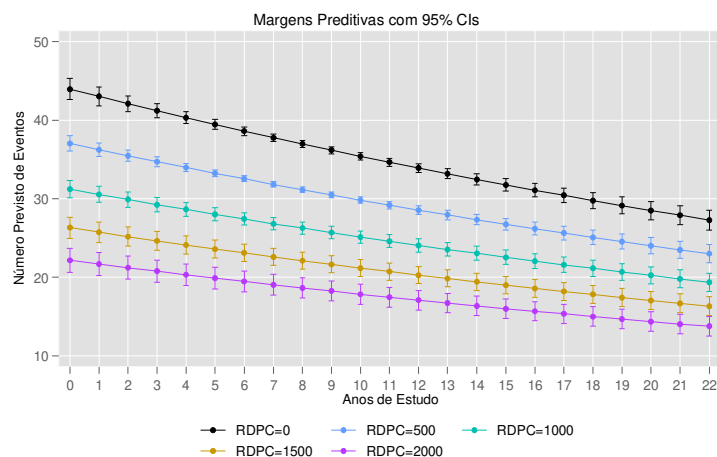
Ao simular um cenário em que todos os municípios apresentam como base os valores mínimos censitários para os controles que possuem relação positiva com a TMI, o valor máximo censitário

para a variável anos de estudo e o valor mínimo amostral para a renda domiciliar *per capita*, (R\$ 33,24), temos uma TMI média estimada no intervalo (11,85; 12,53). Se utilizarmos os mesmos valores anteriores exceto pela renda, elevando-a agora para o máximo amostral (R\$ 2043,74) em todos os municípios, a predição da TMI se reduz para (5,77; 6,47). Em um cenário ideal para todos os controles adotados, a renda exerce um papel de alto impacto relativamente aos demais efeitos estimados.

Os efeitos do abastecimento de água e esgotamento sanitário inadequado foram os que apresentaram a estimativa menos confiável no modelo de contagem: não se pode rejeitar a hipótese nula de que a TMI esperada é mesma em toda a faixa de água e esgoto inadequados, controlando-se para as demais variáveis. De certa forma, esse resultado pode ser encarado como contraintuitivo, haja vista a ocorrência de estudos que trazem os serviços de abastecimento de água e de esgotamento sanitário como os principais fatores para o desenvolvimento, a qualidade de vida e a saúde da população, tendo uma relação direta com o número de óbitos infantis (HUNTER; MACDONALD; CARTER, 2010). Em todo caso, as demais covariáveis selecionadas podem estar captando o conjunto de informações relevantes para a determinação da TMI, o que pode ser uma das causas da falta de significância da variável água/esgoto no modelo de contagem.

Na Figura 7, são observados os efeitos das diferentes faixas de renda domiciliar *per capita* ao longo dos intervalos de anos de estudo (mantendo-se as demais covariáveis nos seus valores amostrais). Se tomarmos a média dos anos esperados de estudo no período de 8,42, para todos os municípios, vemos que apenas a faixa de renda de R\$ 2000 é capaz de gerar uma TMI média abaixo de 20 para cada 1000 nascidos vivos. Ocorre que, em toda a amostra, apenas dois municípios apresentam renda domiciliar *per capita* acima dessa faixa nos períodos censitários: Niterói (estado do Rio de Janeiro), com R\$ 2000,29, em 2010; e São Caetano do Sul (estado de São Paulo), com R\$ 2043,74, em 2010.

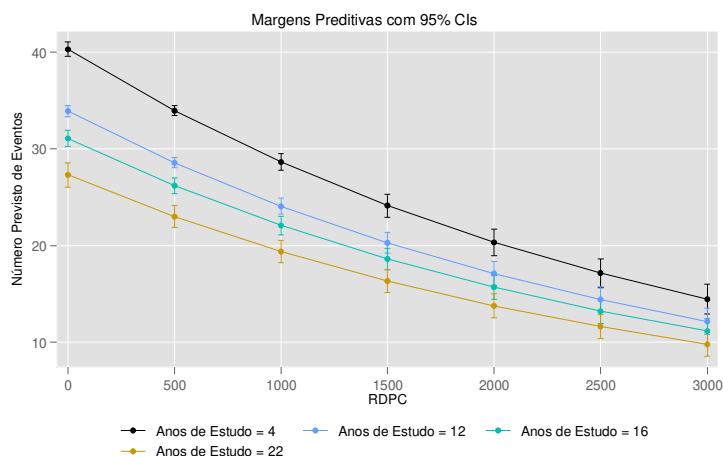
Figura 7: Margens do efeito dos anos de estudo sobre a TMI para faixas crescentes de renda *per capita*



Fonte: Elaboração própria.

Por outro lado, como pode ser observado na Figura 8, mesmo em um cenário com baixo nível de anos de estudo para os municípios, a renda ainda é capaz de reduzir sensivelmente a TMI esperada, ainda que sejam necessários níveis de renda não condizentes com a realidade dos municípios brasileiros.⁶

⁶ Segundo dados da PNAD contínua, a Unidade da Federação com a maior renda domiciliar *per capita* em 2017 (em termos nominais) é o Distrito Federal, com R\$ 2548. Maranhão figura com a menor renda domiciliar *per capita*, de R\$ 597 (IBGE, 2017).

Figura 8: Margens do efeito da renda *per capita* sobre a TMI para faixas crescentes de anos de estudo

Fonte: Elaboração própria.

Na Tabela 5, observam-se os resultados da regressão quantílica em painel para os quantis 0,10, 0,25, 0,50, 0,75 e 0,90. O modelo quantílico permite avaliar como as covariáveis influenciam a taxa de mortalidade infantil nos municípios brasileiros ao longo da distribuição condicional da variável resposta. Novamente, os coeficientes de todas as variáveis que não são valores percentuais foram estimados como elasticidades.

Tabela 5: Estimativas da regressão quantílica em painel com efeitos fixos penalizados

TMI	Quantil 10%	Quantil 25%	Quantil 50%	Quantil 75%	Quantil 90%
Fec	0,2998*** (0,0235)	0,2958*** (0,0211)	0,2964*** (0,0116)	0,2995*** (0,0186)	0,3366*** (0,0232)
Dens	0,8151*** (0,0724)	0,8787*** (0,0491)	0,9479*** (0,0409)	1,0771*** (0,0460)	1,1485*** (0,0595)
Estudo	-0,0436* (0,0235)	-0,0450*** (0,0173)	-0,0241 (0,0177)	-0,0355** (0,0177)	-0,0355* (0,0204)
Analf	1,1088*** (0,0968)	1,1243*** (0,0788)	1,0849*** (0,0620)	0,9754*** (0,0726)	0,8398*** (0,0881)
Pobcri	0,3559*** (0,0506)	0,4330*** (0,0335)	0,5027*** (0,0308)	0,5559*** (0,0346)	0,6115*** (0,0477)
RDPC	-0,1382*** (0,0237)	-0,1312*** (0,0169)	-0,1289*** (0,0150)	-0,1147*** (0,0147)	-0,0985*** (0,0233)
Água/Esgoto	0,0220 (0,0242)	0,0014 (0,0210)	0,0386** (0,0196)	0,0545*** (0,0203)	0,0180 (0,0292)
Constant	3,5642*** (0,1893)	3,5928 (0,1518)	3,5327*** (0,1279)	3,3851*** (0,1389)	3,1529*** (0,1789)

Nota: erros-padrão gerados por *bootstrap* com 1000 replicações. *** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,1.

Fonte: Elaboração própria.

Os resultados indicam que as variáveis das dimensões demografia, educação e vulnerabilidade são estatisticamente significativas e apresentam os sinais esperados para todos os quantis. Esse resultado vai ao encontro dos achados por Knust, Geurts e Van Den Berg (1995) e Chandola (2000).

Para a maioria dos controles com efeito positivo sobre a TMI, a magnitude do efeito pontual da elasticidade e da semielasticidade tende a se elevar (ainda que levemente) quando nos deslocamos da cauda esquerda para a cauda direita da distribuição, o que condiz com o formato das curvas de margens do modelo de contagem. No que toca aos anos de estudo e à renda domiciliar *per capita*, a magnitude do efeito negativo se reduz, o que condiz com a ideia de esgotamento dos efeitos dessas variáveis conforme nos aproximamos de valores mais baixos da TMI (nota-se a menor significância dos anos de estudo, em linha com as margens do modelo Poisson).

Ao longo da distribuição da TMI, as estimativas do impacto do percentual de pessoas em domicílios com abastecimento de água e esgotamento sanitário inadequados continuam frágeis. Além da possível absorção da informação relevante de água\esgoto pelas outras variáveis, sabe-se que regiões que possuem menores níveis de TMI geralmente possuem melhores indicadores de desenvolvimento e, conseqüentemente, maior acesso a outros serviços de saúde (BEZERRA FILHO et al. 2007). De forma análoga, Gamper-Rabindran Khan e Timmins (2010), em estudo realizado para o Brasil, também constataram que o serviço de abastecimento de água possui associação com a mortalidade infantil apenas nos quantis mais altos.

5. Considerações finais

Este estudo teve por objetivo testar o efeito de potenciais determinantes da taxa de mortalidade infantil para os municípios brasileiros nos períodos censitários de 1991, 2000 e 2010. As maiores taxas de mortalidade infantil ainda se concentram nos municípios do Nordeste, mais especificamente nos municípios Fátima, João Dourado e Jussara, no estado da Bahia, ao contrário dos municípios da região Sul, como no município de Cachoeira do Sul, que apresentaram as menores taxas.

Para a análise econométrica, foram utilizadas três modelagens distintas em painel. Tanto no painel linear quanto nos modelos Poisson e na regressão quantílica, as variáveis socioeconômicas apresentaram influência na determinação da mortalidade infantil, mostrando-se relevantes para a melhoria do *status* de saúde da população brasileira.

Para a análise exploratória de dados espaciais (AEDE), foram utilizados o índice de Moran global univariado, diagrama de dispersão de Moran e índice de Moran local univariado. O índice global mostrou que há evidências de autocorrelação espacial positiva, indicando que os municípios que possuem alta (baixa) TMI estão circundados por municípios que possuem alta (baixa) TMI, revelando assim um efeito de transbordamento da TMI.

A renda domiciliar *per capita* apareceu como um dos principais determinantes do número de óbitos infantis, com efeitos mais persistentes se comparados aos anos de estudo ou fecundidade, por exemplo. Esses resultados estão de acordo com a literatura sobre o tema: já que o Brasil possui fortes disparidades socioeconômicas, um dos meios de mais rápido retorno sobre a redução da TMI, além da elevação da renda real e redução da desigualdade, seria o investimento em programas de conscientização e prevenção da natalidade em regiões menos favorecidas, a fim de reduzir a taxa de fecundidade entre os vulneráveis, além de facilitar o acesso à educação.

Vale ressaltar, entretanto, que todas as dimensões socioeconômicas carecem de investimento e atenção, para que sejam alcançados melhores níveis de qualidade de vida e assim reduza-se a taxa de mortalidade infantil nos municípios brasileiros. Para trabalho futuros, sugere-se utilizar uma frequência temporal mais alta, a exemplo de dados anuais, verificando-se a robustez dos impactos das dimensões socioeconômicas em outras *proxys* que representem o *status* de saúde da população, além da importante análise dos diferenciais regionais.

Referências

- ALMEIDA, E. *Econometria espacial aplicada*. Campinas: Editora Alienea, 2012.
- ALVES, D.; BELLUZZO, W. Infant mortality and child health in Brazil. *Economics and Human Biology*, v. 2, n. 3, p. 391-410, 2004.
- AMONKER, R. G.; BRINKER, G. Determinants of infant and child mortality in India. *International Review of Modern Sociology*, v. 27, n. 2, p. 1-22, 1997.
- ANSELIN, L. Local indicators of spatial association. *Geographical Analysis*, v. 27, n. 2, p. 93-115, 1995.
- BEZERRA FILHO, J. G.; PONTES, L. R. S. K.; BARRETO, M. L. Mortalidade infantil e contexto socioeconômico no Ceará, Brasil, no período de 1991 a 2001. *Revista Brasileira de Saúde Materno Infantil*, v. 7, n. 2, p. 135-142, 2007.
- BOING, A. F.; BOING, A. C. Mortalidade infantil por causas evitáveis no Brasil: um estudo ecológico no período 2000-2002. *Cadernos de Saúde Pública*, v. 24, n. 2, p. 447-455, 2008.
- BRAVEMAN, P. Health disparities and health equity: concepts and measurement. *Public Health*, v. 27, p. 167-194, 2006.
- CALLING, S. LI, X.; SUNDQUIST J.; SUNDQUIST, K. Socioeconomic inequalities and infant mortality of 46 470 preterm infants born in Sweden between 1992 and 2006. *Pediatric and Perinatal Epidemiology*, v. 25, n. 4, p. 357-365, 2011.
- CAMERON, A. C.; TRIVEDI, P. K. *Regression Analysis of count Data*. 2ª ed. Cambridge: Cambridge University Press, 2013.
- CHANDOLA T. Social class differences in mortality using the new UK National Statistics Socio-Economic Classification. *Social Science & Medicine*, v. 50, n. 5, p. 641-649, 2000.
- COCHRANE, S. H.; OHARA, D. J.; LESLIE, J. *The effects of education on health*. Popline Health, Washington, D.C., World Bank, 1980. (Working Paper, n. 405).
- COSTA, M.C. N.; MOTA, E. L. A.; PAIM, J. S.; SILVA, L. M. V.; TEIXEIRA, M. G.; TEIXEIRA, C. M. C. Mortalidade infantil no Brasil em períodos recentes de crise econômica. *Revista de Saúde Pública*, v. 37, n. 6, p. 699-706, 2003.
- DUARTE C. M. R. Reflexos das políticas de saúde sobre as tendências da mortalidade infantil no Brasil: revisão da literatura sobre a última década. *Cadernos de Saúde Pública*, v. 23, n. 5, p. 1511-28, 2007.
- FERREIRA, C. E. C. Saneamento e mortalidade infantil. *São Paulo em Perspectiva*, v. 6, n. 4, p. 62-69, 1992.
- FORMIGA, M. C.; RAMOS, P. C. F. Influência dos fatores socioeconômicos na sobrevivência de crianças menores de 5 anos de idade, no estado do Rio Grande do Norte. In: Encontro Nacional de Estudos Populacionais, 13, 2002. *Anais... Ouro Preto: ABEP*, 2002.
- GAMPER-RABINDRAN, S.; KHAN, S.; TIMMINS, C. The impact of piped water provision on infant mortality in Brazil: A quantile panel data approach. *Journal of Development Economics*, v. 92, n. 2, p. 188-200, 2010.
- GERONIMUS, A T. The weathering hypothesis and the health of African-American women and infants: evidence and speculations. *Ethnicity & Disease*, v. 2, n. 3, p. 207-221, 1992.

- GOLDANI, M. Z.; BARBIERI, M. A.; BETTIOL, H.; BARBIERI, M. R.; TOMKINS A. Infant mortality rates according to socioeconomic status in a Brazilian city. *Revista de Saúde Pública*, v. 35, n. 3, p. 256-261, 2001.
- GOLDMAN, F.; GROSSMAN, M.; NESBITT, W. S.; MOBILIA, P. Determinants of interest rates on tax-exempt hospital bonds. *Journal of Health Economics*, v. 12, n. 4, p. 385-410, 1993.
- GROSSMAN, M. *The demand for health: a theoretical and empirical investigation*. New York: National Bureau of Economic Research, 1972a.
- GROSSMAN, M. On the conception of health capital and the demand for health. *Journal of Political Economy*. v. 80, n. 2, p. 223-255, 1972b.
- HERNANDEZ, A. R. et al. Análise de tendências das taxas de mortalidade infantil e de seus fatores de risco na cidade de Porto Alegre, Rio Grande do Sul, Brasil, no período de 1996 a 2008. *Cadernos de Saúde Pública*, v. 27, n. 11, p. 2188-2196, 2011.
- HILBE, J. M. *Negative Binomial Regression*. 2ª ed. Cambridge: Cambridge University Press, 2011.
- HILBE, J. M. *Modeling Count Data*. Cambridge: Cambridge University Press, 2014.
- HSIAO, C. *Analysis of panel data*. New York: Cambridge University Press, 2014.
- HUNTER, P. R.; MACDONALD, A. M.; CARTER, R. C. Water supply and health. *PLoS Medicine*, v. 7, n. 11, p. 1-9, 2010.
- IBGE – Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. *Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua* (2017). Rio de Janeiro: IBGE, 2017.
- ISSLER, R.; GIUGLIANI, E. R.J., KREUTZ, G. T., MENESES, C. F.; JUSTO, E. B.; KREUTZ, V. M.; PIRES, M. Poverty levels and children's health status: study of risk factors in an urban population of low socioeconomic level. *Revista de Saúde Pública*, v. 30, n. 6, p. 506-511, 1996.
- KIM D, SAADA A. The social determinants of infant mortality and birth outcomes in Western developed nations: a cross-country systematic review. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, v. 6, n. 10, p. 2296-335, 2013.
- KINFU, Y. Maternal education and child survival in Addis Ababa. *The Ethiopian Journal of Health Development*, v. 6, n. 1, p. 11-15, 2017.
- KNUST, A. E.; GEURTS, J. J. M.; VAN DEN BERG, J. International variation in socioeconomic inequalities in self-reported health. *Journal Epidemiol Community Health*, v. 49, n. 2, p. 117-23, 1995.
- KOENKER R.; BASSETT JUNIOR, G. Regression quantiles. *Econometrica*, v. 46, n. 1, p. 33-50, 1978.
- KOENKER, R. Quantile regression for longitudinal data. *Journal of Multivariate Analysis*, v. 91, n. 1, p. 74-89, 2004.
- LANSKY, S.; FRICHE, A. A. L.; SILVA, A. A. M.; CAMPOS, D.; BITTENCOURT, S. D. A.; CARVALHO, M. L.; FRIAS, P. G.; CAVALCANTE, R. S.; CUNHA, A. J. L. A. Pesquisa Nascido no Brasil: perfil da mortalidade neonatal e avaliação da assistência à gestante e ao recém-nascido. *Cadernos de Saúde Pública*, v. 30, n. 1, p. 192-207, 2014.

- LAURENTI, R. JORGE, M. H. P. M.; LEBRÃO, M. L.; GOTLIEB, S. I. D. *Estatística de saúde*. São Paulo: EPU, 2005.
- LEAL, M. C.; BITTENCOURT, S. D. A.; TORRES, R. M. C.; NIQUINI, R. P.; SOUZA JÚNIOR, P. R. B. Determinantes do óbito infantil no Vale do Jequitinhonha e nas regiões Norte e Nordeste do Brasil. *Revista de Saúde Pública*, v. 51, n. 12, p. 1-9, 2017.
- MACKENBACH, J. P.; KUNST, A. E. Measuring the magnitude of socio-economic inequalities in health: an overview of available measures illustrated with two examples from Europe. *Social Science & Medicine*, v. 44, n. 6, p. 757-771, 1997.
- MAIA, L. T. S.; SOUZA, W. V.; MENDES, A. C. G. Diferenciais nos fatores de risco para a mortalidade infantil em cinco cidades brasileiras: um estudo de caso-controle com base no SIM e no SINASC. *Cadernos de Saúde Pública*, v. 28, n. 11, p. 2163-2176, 2012.
- MAYDANA, E.; SERRAL, G.; BORRELL, C. Socioeconomic inequalities and infant mortality in Bolivia. *Revista panamericana de salud publica*, v. 25, n. 5, p. 401-410, 2009.
- MONTEIRO, R. A.; SCHMITZ, B. A. S. Infant mortality in the Federal District, Brazil: time trend and socioeconomic inequalities. *Cadernos de Saúde Pública*, v. 23, n. 4, p. 767-774, 2007.
- MORAN, P. The interpretation of statistical Maps. *Journal of the Royal Statistical Society*, v. 10, n. 2, p. 243-251, 1948.
- NORONHA, K. V. M. S.; ANDRADE, M. V. *O efeito da distribuição de renda sobre o estado de saúde individual no Brasil*. Brasília: IPEA. 2007.
- PNUD – Programa das Nações Unidas para o Desenvolvimento. *Atlas do desenvolvimento humano no Brasil*. 2013. Disponível em: <http://www.atlasbrasil.org.br/2013/>. Acesso em: 20 de junho de 2018.
- RIBEIRO, V. S.; SILVA, A. A. M.; BARBIERI, M. A.; BETTIOL, H.; ARAGÃO, V. M. F., COIMBRA, L. C.; ALVES, M. T. S. S. B. Infant mortality: comparison between two birth cohorts from Southeast and Northeast, Brazil. *Revista de Saúde Pública*, v. 38, n. 6, p. 773-779, 2004.
- ROSE G. Sick individuals and sick populations. *International Journal of Epidemiology*, v. 30, n. 3, p. 427-32, 2001.
- SEN, A. *Desenvolvimento como liberdade*. São Paulo: Companhia das Letras, 2000.
- SHIMAKURA, S. E; CARVALHO, M. S.; AERTS, D. R. G. C.; FLORES, R. Distribuição espacial do risco: modelagem da mortalidade infantil em Porto Alegre, Rio Grande do Sul, Brasil. *Cadernos de Saúde Pública*, v. 17, n. 5, p. 1251-1261, 2001.
- SZWARCWALD C. L.; LEAL, M. C.; CASTILO, E. A.; ANDRADE; C. T. Mortalidade infantil no Brasil: Belíndia ou Bulgária?. *Cadernos de Saúde Pública*, v. 13, n. 3, p. 503-16, 1997.
- THOMPSON, W. S. Population. *American Journal of Sociology*, v. 34, n. 6, p. 959-975, 1929.
- TRAVASSOS, C.; VIACAVA F.; FERNANDES, C.; ALMEIDA, C. M. Desigualdades geográficas e sociais na utilização de serviços de saúde no Brasil. *Revista de Ciência e Saúde Coletiva*, v. 5, n. 1, p. 133-149, 2000.
- VERMELHO L. L., COSTA A. J. L., KALE P. L. *Epidemiologia e indicadores de saúde*. São Paulo: Atheneu, 2002.

VICTORA, C. G.; CAMPOS, G. G. W. S.; BONFIM, J. R. A. *Epidemiologia da desigualdade: um estudo longitudinal de 6.000 crianças brasileiras*. São Paulo: HUCITEC, 1988.

WAGSTAFF, A. Socioeconomic inequalities in child mortality: comparisons across nine developing countries. *Bull World Health Organization*, v. 78, n. 1, p. 19-29, 2000.

WOOLDRIDGE, J. M. *Econometric analysis of cross section and panel data*. Cambridge: MIT Press, 2010.


ORCID

Valéria Andrade Silva  <https://orcid.org/0000-0003-3316-7459>

Fábio Rodrigues de Moura  <https://orcid.org/0000-0002-6532-110X>

Fernanda Esperidião  <https://orcid.org/0000-0002-8580-2090>

Caio Henrique Mota Silva Baptista  <https://orcid.org/0000-0002-1999-2068>

 Este artigo está licenciado com uma Licença Creative Commons Atribuição 4.0 Internacional.

**EFICIÊNCIA NO GERENCIAMENTO PÚBLICO COM A SAÚDE PARA OS
MUNICÍPIOS CEARENSES***

Erivelton de Souza Nunes

Doutorando em Economia Rural pela Universidade Federal do Ceará (UFC)

E-mail: erivelton.s.n@hotmail.com

Eliane Pinheiro de Sousa

Professora Associada da Universidade Regional do Cariri (URCA)

E-mail: pinheiroeliane@hotmail.com

RESUMO: Embora a saúde seja fundamental e colabore diretamente para outras prioridades sociais como bem-estar, educação, produtividade e desenvolvimento econômico, o estado do Ceará tem convivido com diferentes problemas concernentes à infraestrutura no segmento. Como os recursos públicos disponibilizados para o cumprimento das demandas populacionais são limitados, torna-se relevante que o setor público procure formas mais eficientes de gerenciá-los. Neste sentido, este estudo pretende mensurar os escores de eficiência técnica e de escala do Índice FIRJAN de Desenvolvimento Municipal (IFDM) na área da saúde para os municípios cearenses e agregar tais níveis de eficiência segundo mesorregiões, PIB *per capita* e em termos populacionais. Para atender a esses objetivos, empregou-se o modelo de *Data Envelopment Analysis* (DEA) para 162 municípios cearenses, utilizando dados de natureza secundária para o ano de 2013. Os resultados indicam que parcela majoritária dos municípios cearenses apresentou problema quanto à escala de produção, sendo resultante da presença de retornos decrescentes à escala. Verificou-se também que não necessariamente os municípios localizados em regiões mais desenvolvidas, com maiores PIB *per capita* e tamanhos populacionais, estão gerenciando seus recursos da forma mais eficiente possível.

Palavras-chave: Eficiência; IFDM-Saúde; Ceará.

Classificação JEL: C14; D61; H51.

**EFFICIENCY IN THE PUBLIC MANAGEMENT OF HEALTH FOR THE
MUNICIPALITIES OF CEARÁ**

ABSTRACT: Although health is of paramount importance and contributes in a direct manner to other social priorities, such as well-being, education, productivity and economic development, the State of Ceará has been getting along with different problems related to the infrastructure in this sector. Because the public funds made available for the fulfillment of the populational demands are limited, it is relevant that the public sector seeks more efficient ways of managing them. Therefore, this study is aimed to measure the technical and scale efficiency scores of the Municipal Development FIRJAN Index (IFDM) in the area of health for the municipalities of Ceará and to gather such efficiency levels according to mesoregion, per capita GDP and in population terms. In order to fulfill these objectives, it was used the Data Envelopment Analysis model for 162 municipalities of Ceará, using secondary data for the year 2013. The results indicate that the majority of the municipalities of Ceará exhibited a problem in relation to the scale of production, caused by the presence of decreasing returns to scale. It has also been observed that not necessarily the municipalities located in more developed regions, with larger per capita GDP and population sizes are managing their resources in the most efficient way possible.

Keywords: Efficiency; IFDM-Health; Ceará.

JEL Codes: C14; D61; H51.

1. Introdução

Em conformidade com a Organização Mundial da Saúde (OMS, 2011), a saúde constitui-se um elemento essencial, contribuindo diretamente para outras prioridades sociais, como bem-estar, educação, elevação da produtividade e desenvolvimento econômico. Gadelha e Costa (2012), em sentido mais abrangente, abordam a saúde como um setor estratégico na agenda de desenvolvimento, uma vez que políticas e ações nesse segmento apresentam avanços que excedem as especificidades do setor, como seu impacto no crescimento do emprego, da renda e da inovação. A saúde representa aspecto importante para a seguridade social como componente fundamental da cidadania; é parcela essencial e estratégica da amplitude social do desenvolvimento, especialmente por conta de seu peso na economia e sua posição de crescimento em investimentos de pesquisa e desenvolvimento.

Em âmbito nacional, além de formar uma estrutura de mercado que movimenta mais de R\$ 160 bilhões por ano, responde por 14 milhões de empregos diretos e cinco milhões de empregos indiretos (GADELHA; COSTA, 2012). Segundo Lobo e Araujo (2017), o Brasil gastou 8,3% de seu Produto Interno Bruto (PIB) com saúde em 2015, sendo que mais da metade das despesas de saúde referem-se aos seguros privados e cobrem aproximadamente um quarto da população que paga por esse tipo de seguro. Esses dados retratam as grandes desigualdades nas despesas *per capita* entre setor privado e setor público, assim como entre regiões.

A saúde da população registra uma elevada disparidade entre as grandes regiões e os estados da federação no Brasil. Essa grande distinção no setor de saúde retrata, por um lado, as divergências no acesso e na qualidade dos serviços ofertados à sociedade e, por outro, está condicionada às discrepâncias nas condições socioeconômicas, nos hábitos e nas condições de vida. Dessa forma, ao passo que a saúde demonstra ser importante elemento do capital humano individual e social, a heterogeneidade social em saúde parece não só contribuir como também realimentar, de forma inercial, o ciclo de desigualdade e pobreza vigente no Brasil durante muitas décadas (FIGUEIREDO et al., 2003).

Considerando o estado do Ceará, especificamente, Silva (2010) sinaliza que o setor de saúde tem enfrentado diversas crises nos anos recentes, sendo a carência de leitos de Unidade de Tratamento Intensivo (UTI), a demora nos atendimentos e a ausência de médicos as principais dificuldades enfrentadas pelo estado. Ademais, outra problemática trata-se da longa lista de pessoas aguardando a realização de procedimentos cirúrgicos. No ano de 2015, conforme dados retirados do Sistema de Informações sobre Orçamentos Públicos em Saúde (SIOPS, 2016), a despesa total com saúde no Ceará foi de R\$5.002.714.394,89, sendo a despesa *per capita* equivalente a R\$ 561,82.

A respeito da temática concernente aos gastos públicos, a limitação de recursos públicos disponibilizados para o cumprimento das elevadas demandas populacionais tem feito com que o setor público procure formas mais eficientes de geri-los, tendo em vista o equilíbrio das finanças desse setor. Desse modo, deve-se buscar a aplicação racional e com coerência dos recursos públicos, minimizando os desperdícios, embasada na legislação e nas necessidades sociais (MALENA et al., 2013).

De acordo com Medeiros e Souza (2013), estudos que visam ao volume e à composição dos gastos públicos são importantes, na medida em que, mediante monitoramento da formação dos gastos, possibilitam uma análise mais minuciosa das ações do Governo. No entanto, outros trabalhos que levam em conta a relação dos recursos alocados com os produtos obtidos permitiram um avanço relevante na avaliação da ação governamental. Entre esses, citam-se os referentes aos aspectos de eficiência, eficácia e efetividade das despesas, que se agrupam em uma categoria denominada qualidade dos gastos públicos.

Segundo Maia et al. (2009), a relevância do aprimoramento da qualidade das despesas públicas é uma temática bem debatida recentemente no Brasil, tanto pelo baixo retorno de serviços prestados frente às altas cargas tributárias quanto pelo estabelecimento de um teto para as despesas correntes, evitando que o setor público minimize pressões da sociedade mediante crescimento das despesas públicas. Dessa forma, tendo em vista que os recursos orçamentários são limitados, tornam-se

importantes a avaliação e a inovação de procedimentos de gestão pública de maneira a melhorar o uso dos recursos públicos, ou seja, é necessário fazer mais com pouco, procurando maior eficiência de gastos.

Orlowski e Arend (2005) *apud* Bortolotti et al. (2013) ressaltam ainda que a contabilidade pública se faz importante na mensuração do desenvolvimento municipal por meio de indicadores, apresentando limitações e possibilidades, e, por conseguinte, contribuem na alocação eficiente dos gastos públicos por funções. Ripsa (2008) sinaliza que, no caso específico da saúde, os indicadores foram desenvolvidos para auxiliar a mensuração e a análise das informações geradas para avanços no setor. É nesse contexto que se evidencia a importância do Índice FIRJAN de Desenvolvimento Municipal (IFDM), que, conforme Ervilha et al. (2013), é atualmente uma referência no acompanhamento do desenvolvimento socioeconômico, seja em nível municipal ou nacional, uma vez que contempla três segmentos: emprego e renda; educação; e saúde. Segundo FIRJAN (2014), o índice apresenta periodicidade anual, faz uso exclusivo de estatísticas públicas oficiais em sua estimação, possibilita a realização de relações absolutas e relativas, tem leitura simples e varia de 0 a 1, sendo que, quanto mais próximo de um, maior o desenvolvimento do município ou estado, e quanto mais perto de zero, menor esse desenvolvimento.

Nesse sentido, dada a relevância da saúde para o desenvolvimento socioeconômico e sua heterogeneidade entre os municípios, bem como a importância de se analisar a qualidade das despesas públicas, o presente estudo objetiva avaliar a eficiência no gerenciamento público com relação à saúde dos municípios pertencentes ao estado do Ceará. Especificamente, busca-se mensurar os escores de eficiência técnica e de escala do IFDM na área da saúde para os municípios cearenses e agregar tais níveis de eficiência segundo mesorregiões, PIB *per capita* e em termos populacionais.

Afora esta introdução, o estudo é formado por mais quatro seções. Na segunda, é apresentada uma revisão de estudos que aplicaram a eficiência técnica mediante o modelo de *Data Envelopment Analysis* (DEA) em diferentes aspectos da saúde. Os procedimentos metodológicos e a descrição das variáveis são mostrados na terceira seção. Na sequência, procede-se a análise dos resultados e as considerações finais são descritas na última seção.

2. Revisão de literatura

Conforme a Constituição Federal de 1988, a Seguridade Social é definida a partir da junção dos conceitos da previdência social, saúde e assistência social (arts. 194 a 204). Dentre esses aspectos, a eficiência técnica tem sido frequentemente utilizada em pesquisas relacionadas aos gastos públicos com saúde por meio da aplicação do modelo de *Data Envelopment Analysis* (DEA), como são os casos, por exemplo, dos estudos publicados em contexto internacional, desenvolvidos por Bennevan e Sunnetci (2007); Gupta et al. (2007); Asandului et al. (2014); Lionel (2015); Novignon (2015); Lobo e Araujo (2017); e Sun et al. (2017). Em termos de publicações nacionais, destacam-se as pesquisas elaboradas por Dias (2010); Alves e Costa (2013); Queiroz et al. (2013); Benegas e Silva (2014); Godoy (2014); Barbosa e Sousa (2015); Mazon et al. (2015); Andrade et al. (2017); e Lopes (2017). Considerando estudos destinados ao estado do Ceará, ressaltam-se os desenvolvidos por Trompieri Neto et al. (2009); Silva (2010); Machado Junior et al. (2011); e Oliveira (2012).

Em esfera internacional, Bennevan e Sunnetci (2007) buscaram identificar os países que apresentaram maiores níveis de eficiência no que se refere aos sistemas de saúde, considerando 180 países e quatro programas de desenvolvimento, baseados na renda nacional bruta *per capita*, realizando-se uma análise individual para cada categoria, mediante dados disponibilizados pela Organização Mundial de Saúde (OMS). O estudo indicou a presença reduzida de países eficientes quanto aos sistemas de saúde, propondo oportunidades relevantes de aprimoramento no setor por meio da combinação de práticas mais racionais nos programas de desenvolvimento analisados.

Gupta et al. (2007) avaliaram a eficiência dos gastos com a educação e com a saúde em 50 países de renda baixa para o ano de 2006. Os resultados indicaram que países com menores níveis de renda *per capita* tendem a mostrar menores índices de eficiência. Essa evidência não foi

constatada por Asandului et al. (2014) para alguns países europeus analisados. O estudo buscou mensurar a eficiência dos sistemas públicos de saúde para 30 países europeus em 2010. Os resultados apontaram para a presença de países desenvolvidos com alto PIB *per capita* que não foram totalmente eficientes, enquanto recursos limitados foram utilizados de modo eficiente por países menos desenvolvidos.

Lionel (2015) procurou encontrar os determinantes da eficiência das despesas públicas com o setor de saúde, durante o período 2005-2011, em 151 países, levando em conta 46 países de renda alta, 40 países de renda média alta, 36 países de renda média baixa e 29 países com rendimentos médios considerados baixos. O procedimento metodológico adotado para cumprir os objetivos consistiu em um modelo Tobit baseado em escores de eficiência adquiridos a partir do modelo DEA. Os resultados mostraram que variáveis como o PIB *per capita*, dióxido de carbono, minimização da corrupção, percentagem da população com 65 anos ou mais, densidade populacional e efetividade do poder público podem se apresentar como condicionantes relevantes na eficiência das despesas públicas com saúde. O aumento da densidade populacional e do PIB *per capita* possuem efeitos positivos e significativos na eficiência da despesa de saúde, porém esses efeitos são mais importantes nos países de baixa renda. Essa relação positiva e significativa entre o PIB *per capita* e a eficiência das despesas com saúde também foi corroborada por Novignon (2016) em estudo realizado para 45 países da África Subsaariana entre 2005-2011.

O estudo de Sun et al. (2017) objetivou examinar a eficiência dos sistemas nacionais de saúde utilizando dados longitudinais de 173 países durante o período 2004-2011. Os resultados apontaram para a relação positiva da urbanização sobre a eficiência dos sistemas nacionais de saúde, enquanto a participação das despesas públicas de saúde no orçamento total do Governo relacionou-se de forma negativa. Foi verificado ainda que os mecanismos de financiamento da saúde desempenharam papel importante na determinação da eficiência dos sistemas de saúde.

Embora o artigo de Lobo e Araujo (2017) tenha sido publicado em âmbito internacional, a área de estudo se refere às capitais brasileiras. Os autores propuseram medir a eficiência de gastos de saúde pública nas capitais brasileiras, considerando o período 2008-2013. A análise individual indicou que houve diferenças substanciais entre as capitais, possivelmente correlacionadas com as disparidades socioeconômicas, uma vez que a ineficiência, especialmente para os níveis de cuidados de saúde secundários e terciários, prevalece nas regiões mais pobres do Nordeste e do Norte.

No tocante às publicações nacionais, Dias (2010) procurou estudar a eficiência da Atenção Primária à Saúde nos municípios brasileiros, em 2006. Além da adoção do método DEA para averiguar a eficiência na prestação de serviços de saúde da atenção básica, o autor empregou regressão múltipla para analisar a interferência de elementos externos na prestação de serviços da atenção básica. A pesquisa revelou que municípios com índices de desenvolvimento mais elevados e maiores níveis populacionais, de saneamento básico e de crianças mostraram melhores índices de eficiência.

A eficiência relativa na adoção de recursos do setor público na Atenção Básica de Saúde também foi objeto de estudo de Alves e Costa (2013), porém esses autores fizeram essa análise para os municípios capixabas. Os dados foram extraídos do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), do Sistema de Informação da Atenção Básica (SIAB) e da Agência Nacional de Petróleo, Gás Natural e Biocombustíveis (ANP), para os anos de 2007, 2008 e 2009. Os resultados sinalizaram possíveis ganhos de escala para municípios com população superior a 100.000 habitantes, dada a provável adequação em termos de infraestrutura. Além disso, vários municípios com até 20.000 habitantes também foram eficientes, evidenciando inversões relevantes na Atenção Básica de Saúde e na aplicação apropriada dos recursos monetários disponíveis.

Queiroz et al. (2013) buscaram analisar a alocação de recursos destinados à saúde pública no Rio Grande do Norte, em 2009. Na ocasião, notaram que os municípios de menores aportes de recursos, de maneira geral, apresentaram menos eficiência, sendo que apenas 26% dos municípios foram eficientes. Verificaram ainda que a conquista da eficiência nos indicadores de saúde pública municipal depende fortemente da dotação de recursos.

Utilizando dados do Departamento de Informática do Sistema Único de Saúde (DATASUS), para o ano de 2006, Benegas e Silva (2014) estimaram a eficiência técnica do SUS nos estados brasileiros na presença de insumos não discricionários. Esses autores constataram que a região Sudeste foi a que apresentou maior quantidade de estados eficientes, enquanto o estado de Roraima, no Norte, expressou a menor eficiência.

De posse do método DEA, assim como da análise de *cluster*, da análise fatorial e dos dados em painel, Godoy (2014) realizou um estudo distinto dos anteriores, na medida em que procura analisar a eficiência no gerenciamento público da saúde e da educação nos municípios brasileiros. Considerou como produto o Índice FIRJAN de Desenvolvimento Municipal e como insumos aspectos financeiros, de infraestrutura e de recursos humanos. Os anos analisados foram 2005 e 2009. Dentre as principais inferências na área da saúde, ressalta-se o aumento do escore de eficiência de 62% para 70% no período considerado, sendo que o destaque ficou por conta dos municípios do Rio Grande do Sul.

Barbosa e Sousa (2015), coletando dados do Portal da Saúde, do Sistema de Informações sobre Orçamentos Públicos em Saúde (SIOPS) e do Cadastro Nacional de Estabelecimentos de Saúde do Brasil (CNES), procuraram identificar os escores de eficiência técnica e de escala do Índice de Desempenho do Sistema Único de Saúde (IDSUS) nos municípios nordestinos, considerando o ano de 2012. Os resultados mostraram que os melhores escores de eficiência técnica e de escala do IDSUS ocorreram nos municípios com índices mais elevados quanto às especificidades e distinções socioeconômicas (IDSE), às condições sociais (ICS) e à situação estrutural do sistema de saúde do município (IESSM).

Utilizando dados do DATASUS e do Sistema de Orçamento Público em Saúde (SIOPS), Mazon et al. (2015) buscaram averiguar a eficiência técnica no uso de recursos do SUS em sete municípios que englobam a 25ª Região de Saúde catarinense em 2010. Os resultados revelaram que a região apresenta investimentos superiores à média estadual, entretanto não consegue acompanhar a diminuição dos indicadores de mortalidade na mesma média obtida pelo estado. Além disso, o estudo mostrou que todos os municípios exibiram baixo Índice de Eficiência Técnica em Saúde (IETS), sendo que somente Monte Castelo mostrou eficiência técnica ideal.

Andrade et al. (2017) buscam avaliar os níveis de eficiência das 27 capitais brasileiras quanto à prestação de serviços públicos de saúde, considerando os dados de 2015. Os resultados revelaram que não necessariamente as capitais com maiores tamanhos populacionais obtiveram os maiores escores de eficiência. Um exemplo disso é Brasília, que se destaca como a terceira no *ranking* das capitais brasileiras com a maior população, porém registrou o pior desempenho, ou seja, é a que se encontra mais distante da fronteira de eficiência. Apesar de a capital federal possuir uma excelente quantidade de insumos em comparação às demais, tem desempenho significativamente pior quanto à quantidade de produtos. Essa inferência dos municípios de grande porte não alcançarem a fronteira de eficiência também foi encontrada por Lopes (2017) para municípios que fazem parte das Regiões de Saúde do estado de Minas Gerais, no período de 2010-2014, e que possuem mais de 400.000 habitantes, como Belo Horizonte, Betim, Governador Valadares, Juiz de Fora e Uberlândia.

No contexto cearense, Trompieri Neto et al. (2009) mensuraram índices de eficiência por meio do DEA e verificaram os determinantes da eficiência dos gastos públicos dos municípios cearenses em saúde e educação para o ano de 2002 mediante regressão Tobit. Os resultados revelaram que variáveis como gastos *per capita* destinados à saúde, índice de desenvolvimento humano (IDH), densidade populacional, taxa de cobertura de abastecimento de água pela rede pública e transferências constitucionais para a saúde (SUS) foram apontadas como condicionantes relevantes nos índices de eficiência estimados, sendo que o IDH registrou a maior elasticidade. A densidade populacional apresentou relação inversa com a eficiência, isto é, em média, os municípios cearenses com maiores densidades populacionais tiveram uma eficiência menor.

Silva (2010) buscou analisar a eficiência técnica dos gastos públicos com saúde no Ceará frente aos demais estados brasileiros, no ano base de 2006, utilizando os indicadores de saúde mais importantes sugeridos pela Organização Mundial de Saúde. O autor contemplou três modelos, sendo um com um *input* discricionário e os demais com *inputs* não discricionários. Após

operacionalização dos referidos modelos, verificou-se que maiores gastos não se refletem necessariamente em maiores eficiências.

Machado Junior et al. (2011) buscaram analisar a eficiência técnica das despesas públicas municipais *per capita* em educação, saúde e assistência social, tendo como base o ano de 2005. Utilizaram dados do IPEADATA, Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais Anísio Teixeira (INEP), Instituto de Pesquisa e Estratégia Econômica do Ceará (IPECE), Ministério da Fazenda e da Secretaria do Tesouro Nacional (STN). Os resultados apontaram para reduzida eficiência técnica dos municípios cearenses no tocante aos gastos públicos com saúde, podendo estar associada ao inexistente serviço de esgotamento sanitário e ao fato de muitos municípios apresentarem elevada taxa de mortalidade infantil.

Oliveira (2012) procurou averiguar a eficiência dos gastos públicos com saúde na microrregião de Baturité, localizada no norte cearense, entre os anos de 2006 e 2010. Os dados utilizados foram coletados do SIOPS. Verificou-se que o município de Guaramiranga expressou maior gasto em 2008 e 2010, sem grandes variações nos indicadores de saúde em relação aos outros municípios. Portanto, apesar de apresentar gasto superior aos demais municípios dessa microrregião, não atingiu a fronteira de eficiência. Apenas os municípios de Pacoti e Baturité alcançaram a fronteira de eficiência em todos os anos de análise.

Nota-se, a partir dos estudos elencados, que essa questão tem ocupado elevado espaço nas agendas de pesquisa, tanto nas literaturas internacional e nacional quanto em âmbito local, evidenciando sua importância na avaliação da gestão dos gastos públicos com saúde. Vale destacar, porém, que a abordagem mais comumente explorada na literatura tem sido a eficiência técnica do gasto público municipal com a saúde. Este estudo inova ao buscar avaliar a eficiência no gerenciamento público com a saúde dos municípios cearenses, considerando como produto o Índice da Federação das Indústrias do Estado do Rio de Janeiro (FIRJAN) de Desenvolvimento Municipal (IFDM) para o setor de saúde e como insumos aspectos financeiros, de infraestrutura e de recursos humanos, inspirando-se no estudo de Godoy (2014). Ademais, o estudo também contribui ao agregar tais níveis de eficiência conforme mesorregiões, PIB *per capita* e em termos populacionais.

3. Metodologia

3.1. Análise envoltória dos dados

Na avaliação da gestão pública, entende-se o conceito de eficiência como a capacidade de as unidades tomadoras de decisão alcançarem resultados pretendidos, mediante utilização adequada de recursos (FONSECA; FERREIRA, 2009).

Para mensurar a eficiência de agentes ou mecanismos, Queiroz et al. (2013) utilizam métodos distintos: os paramétricos, por meio de métodos econométricos, e os não paramétricos.

O procedimento metodológico contemplado deste estudo refere-se à *Data Envelopment Analysis* (DEA), buscando determinar os escores de eficiência do gerenciamento dos gastos públicos com saúde no desenvolvimento dos municípios pertencentes ao estado do Ceará.

Citando os estudos de Gupta e Verhoeven (2001) e Afonso et al. (2006), Reis et al. (2013) afirmam que o método DEA tem sido empregado com frequência em análises de eficiência no setor público e é baseado em uma programação linear usada para medir a eficiência relativa de um grupo de unidades tomadoras de decisão (DMUs, *Decision Making Units*, em inglês), mediante a amostra de insumos e produtos.

De acordo com Peña (2008), a ferramenta DEA vem sendo adotada de maneira positiva em pesquisas de eficiência nas diversas áreas de administração pública e em ONGs (Organizações sem fins lucrativos). Ademais, tem sido constantemente utilizada no setor educacional, como universidades e institutos de pesquisa; no setor de saúde, como centros hospitalares e clínicas; em nações, agricultura, força militar, dentre outros. Além disso, Jubran (2006) sinaliza que se pode elaborar uma avaliação da eficiência alcançada por organizações do setor governamental ou privada, departamentos, municípios, estados, hospitais, entre outros, possibilitando a identificação

das ações mais interessantes no que concerne à utilização de recursos pelas DMUs. O autor mostra a eficiência como sendo a característica de determinado agente em alcançar o rendimento mais satisfatório com o menor desperdício possível de recurso, seja energia, tempo ou dinheiro.

A fundamentação do método DEA é proposta a partir dos estudos de Farrel (1957) e Charnes et al. (1978) e possibilita a determinação da eficiência de uma unidade produtiva em comparação com as outras, tendo em vista os diversos insumos usados e os produtos constituídos. Segundo Souza e Wilhelm (2009), tal método corresponde a um instrumento não paramétrico que avalia a eficiência relativa de unidades tomadoras de decisão, realizando um comparativo com unidades que fazem atividades semelhantes e se distinguem pelo montante de recursos usados (*inputs*) e de produtos gerados (*outputs*).

Em conformidade com Gomes e Baptista (2004), o modelo DEA é operacionalizado com programação matemática e é apontado como adequado para analisar a eficiência relativa das DMUs, podendo servir de suporte na formulação de metas para as DMUs consideradas como não eficientes. Para Charnes et al. (1978), a partir de uma amostra de insumos e produtos verificados para DMUs diferentes, objetiva-se observar a eficiência das unidades tomadoras de decisão no que concerne à distância de fronteira construída com os mais eficientes (*benchmarks*). No estudo em questão, as unidades tomadoras de decisão, representadas por DMUs, referem-se aos municípios que fazem parte do estado do Ceará.

Chaves e Thomaz (2008) afirmam que o método DEA gera uma fronteira de eficiência em que as DMUs eficientes estão situadas, isto é, as que expõem relações entre insumos e produtos (*benchmarks*) mais equilibradas, enquanto em uma região inferior a essa fronteira situam-se as unidades ineficientes, na região identificada como envoltória.

Segundo Cooper et al. (2004), após a definição das melhores DMUs, é formada uma fronteira produtiva, empírica, e o grau de eficiência pode apresentar variação de 0 a 1, ou de 0 a 100%, a depender do quanto cada unidade produtiva se distancia da fronteira. As DMUs são eficientes quando a ideia de Pareto é satisfeita, ou seja, uma unidade localizada na fronteira só será eficiente se não houver a possibilidade de redução de nenhum *input* ou de aumento de nenhum *output*, sem que se aumente, de modo simultâneo outro *input*, ou se diminua outro *output*. Nesse sentido, Ramanathan (2003) afirma que uma unidade pode ser identificada como eficiente, de modo inicial, pelo DEA, por aprimorar o desempenho em termos de *outputs*, sem que necessariamente tenha ocorrido melhoria na eficiência no contexto de *outputs*. Em outros termos, uma unidade produtiva que venha a mostrar eficiência, mas não seja tida como referência (*benchmark*) a ser seguida pelas demais unidades, precisa de uma análise criteriosa.

Na literatura clássica, são apresentados dois modelos DEA, um sugerido pelo próprio estudo de Charnes et al. (1978), que diz respeito ao modelo com retornos constantes de escala (CRS, *Constant Returns of Scale*, em inglês). Esse modelo admite a proporção entre insumos e produtos. O outro foi proposto por Banker et al. (1984), que elaboraram o modelo com retornos variáveis de escala (VRS, *Variable Returns of Scale*, em inglês). Neste caso, a convexidade passou a ser considerada ao invés da proporcionalidade entre *inputs* e *outputs* adotada no modelo CRS. Conforme Coelli et al. (1998), os modelos DEA com retornos constantes e variáveis de escala podem ser expressos, respectivamente, a partir das formulações (1) e (2):

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

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

em que: $1 \leq \theta < \infty$ diz respeito ao escore de eficiência técnica bruto das unidades tomadoras de decisão; $(\theta - 1)$ refere-se à elevação proporcional do produto que poderia ser adquirida pela *i*-ésima DMU, mantendo-se constante o uso de insumos. Pela expressão $(\bar{\theta} - 1)$, pode-se obter o montante médio deste lapso de eficiência técnica das DMU's, sendo que $\bar{\theta}$ corresponde à média de θ ; $1/\theta$

representa o escore de eficiência padronizado de uma unidade tomadora de decisão, com variação de zero a um; y , por outro lado, associa-se ao produto da DMU e x simboliza o insumo. X equivale à matriz de insumos ($n \times k$) e Y reflete a matriz de produtos ($n \times m$); λ apresenta-se como vetor de constantes que multiplica a matriz de insumos e produtos. N_I representa o vetor ($N \times I$) de algarismos unitários.

No presente estudo, os escores de eficiência foram estimados para os dois modelos de eficiência técnica (CRS e VRS), assim como para o modelo com eficiência de escala, empregando-se a orientação do produto, já que o objetivo central trata de obter resultados que visem à maximização do desenvolvimento dos municípios cearenses, mantendo-se estáveis os níveis de indicadores de insumos no setor de saúde. Essa orientação foi empregada por Fonseca e Ferreira (2009), Queiroz et al. (2013), Andrade et al. (2017), Brambilla e Carvalho (2017) e Lopes (2017). A pesquisa em questão concentra-se na melhoria dos resultados no que concerne ao índice de desenvolvimento municipal no segmento de saúde. Esses modelos foram operacionalizados por meio do *software DEAP (Data Envelopment Analysis Program)* na versão 2.1.

Coelli et al. (1998) complementam afirmando que, se uma unidade apresentar eficiência no modelo com retornos constantes de escala, ela também apresentará eficiência no modelo com retornos variáveis de escala, contudo o inverso não se observa. Se o escore de eficiência apresentar distinção em ambos os modelos, a escala será considerada ineficiente. Seiford e Zhu (1999) explicam que isso acontece porque a medida de eficiência técnica que se obtém no modelo CRS é constituída pela medida de eficiência no modelo VRS, também denominada de pura eficiência técnica e mediante medida de eficiência de escala.

De acordo com Gomes e Baptista (2004), a presença de observações com valores atípicos na amostra pode comprometer a credibilidade dos resultados. Desta forma, o presente estudo utilizou um teste proposto por Stosic e Sousa (2003) e aplicado por Sousa et al. (2005) para identificar possíveis *outliers*, com o intuito de retirá-los da análise. Esses autores recomendam a adoção do método Jackstrap. Em conformidade com Stosic e Sousa (2003), essa abordagem consiste na combinação de reamostragem de *Bootstrap* com o teste *Jackknife*, buscando reduzir estocasticamente o impacto das poucas DMUs mais influentes nos escores de eficiência. Para realização desses procedimentos, avalia-se o efeito produzido quando se remove do conjunto de dados a DMU discrepante no resultado das eficiências obtidas pelo método DEA, denominado de alavancagem (*leverage*). Portanto, a reamostragem de *Bootstrap* é usada levando em conta a alavancagem observada.

Considerou-se um subconjunto selecionado aleatoriamente do número de observações e nomeado como bolhas. Para Sousa et al. (2005), as bolhas devem comportar de 10% a 20% do tamanho da população. Com base nesse critério, admitiu-se que as bolhas comportem 15% do total de municípios cearenses, que representam 28 DMUs e considerou-se a técnica do *Bootstrap* com 2.000 replicações. Em seguida, estimou-se a influência de cada unidade tomadora de decisão sobre as outras, sendo que foram removidas da análise aquelas com influências mais elevadas. Segundo tais autores, o ponto de corte indicado deve se fundamentar na função Heaviside, que considera os dados dos *leverages* e o número de DMUs k , como expresso pela Equação (3):

$$P(\tilde{l}_k) = 1, \text{ se } \tilde{l}_k \leq \tilde{l} \log k \text{ e } P(\tilde{l}_k) = 0, \text{ se } \tilde{l}_k > \tilde{l} \log k \quad (3)$$

em que: k corresponde ao número total de observações; $P(\tilde{l}_k)$ é a probabilidade da k -ésima DMU com *leverage* médio não ser *outlier* e o ponto de corte representa o produto entre o *leverage* médio global \tilde{l} e o logaritmo de k .

3.2 Variáveis consideradas

No caso dos insumos, foram considerados os gastos orçamentários com saúde por habitante e os gastos em infraestrutura na função de saúde, que foram representados pela quantidade de estabelecimentos de saúde pública por área (km²) e a quantidade de médicos em estabelecimentos de saúde por habitante, sendo que este último diz respeito ao insumo de recursos humanos. Quanto ao produto, considerou-se o Índice da Federação das Indústrias do Estado do Rio de Janeiro (FIRJAN) de Desenvolvimento Municipal (IFDM) para o setor de saúde, haja vista que o referido índice mede o Índice de Desenvolvimento Municipal nesse setor e reflete o resultado de políticas públicas na esfera municipal. A seleção desses *inputs* e *outputs* foi baseada no estudo de Godoy (2014). O período considerado refere-se ao ano de 2013, dada a disponibilidade e compatibilidade de dados que possibilitam a execução do estudo. O Quadro 1 explicita tais variáveis com suas respectivas fontes.

Quadro 1 - Variáveis selecionadas no modelo DEA e fontes dos dados

Variáveis		Fonte
<i>Output</i>	Índice FIRJAN de Desenvolvimento Municipal (IFDM)	Sistema FIRJAN
<i>Inputs</i>	Gastos orçamentários com saúde por habitante	FINBRA
	Quantidade de estabelecimentos de saúde pública municipais por quilômetro quadrado	DATASUS
	Quantidade de médicos em estabelecimentos de saúde por habitante	IPECE

Fonte: Elaborado pelos autores.

4. Resultados e discussão

Os resultados são apresentados nesta seção e foram subdivididos em quatro partes. Na primeira, analisa-se a eficiência no gerenciamento público com a saúde, mediante os escores de eficiência técnica e de escala para os municípios cearenses sem os *outliers*. Essa análise é agregada segundo as mesorregiões, o PIB *per capita* e em termos populacionais, respectivamente, na segunda, terceira e quarta partes.

4.1. Análise dos escores de eficiência para os municípios cearenses

Como o método DEA é bastante sensível à presença de *outliers*, torna-se importante identificá-los e removê-los para que a análise dos resultados não fique comprometida. Para tal, seguindo o critério especificado na metodologia, verificou-se que o ponto de corte adotado foi de 0,0079. Desta forma, constatou-se que, dos 184 municípios cearenses, 22¹ deles registraram valores que excederam esse ponto de corte e, portanto, foram desconsiderados neste estudo. Dentre eles, Juazeiro do Norte, malgrado ser um município que sedia um dos hospitais regionais cearenses, exibiu uma relação de estabelecimentos de saúde pública por km² bem superior à média dos municípios inseridos neste estudo, razão pela qual foi indicado como *outlier*, tendo que ser removido para não prejudicar a análise realizada. Vale destacar, porém, que os municípios de Quixeramobim e Sobral, pertencentes, respectivamente, às mesorregiões do Sertão Central e Norte, além da capital cearense (Fortaleza), que detém os demais hospitais regionais do estado, foram inseridos no estudo. Portanto, a amostra dos municípios considerados reflete satisfatoriamente a política de saúde pública do Ceará.

A Tabela 1 expõe os resultados das principais estatísticas descritivas das variáveis empregadas no modelo DEA. Conforme se observa, a maior heterogeneidade é evidenciada pelas

¹ Russas, Morada Nova, Acopiara, Juazeiro do Norte, Tejuçuoca, Senador Pompeu, Guaramiranga, Ibaretama, Maranguape, Jaguaratama, Ipaumirim, Jaguaruana, Paramoti, Quixeré, Martinópolis, Palmácia, Quixadá, Groaíras, Ipaoranga, Piquet Carneiro, Independência e Meruoca.

variáveis de *input* que captam a infraestrutura na função de saúde, sendo que a mais expressiva é a quantidade de estabelecimentos de saúde pública por km², em que o município de Aiuaba, com uma área de 2.434,4 km², dispõe de apenas 12 estabelecimentos de saúde pública. Por outro lado, a capital cearense possui 4.583 estabelecimentos de saúde pública para uma área de 313,1 km², resultando em uma relação de 14,3 estabelecimentos por km², ao passo que, em termos médios, essa relação é de 0,14.

No tocante à quantidade de médicos *per capita*, também se percebe uma elevada variabilidade, visto que o município de Senador Sá possui somente dois médicos para atender a uma população constituída por 7.210 habitantes, o que representa uma relação de 0,0003, enquanto Barbalha dispõe de 310 médicos para dar assistência a uma população formada por 57.818 habitantes, correspondendo a uma relação de 0,0054. Além disso, os municípios cearenses analisados obtiveram uma média de 0,9 médicos por 1.000 habitantes, ficando bem abaixo da média brasileira de médicos por 1.000 habitantes, que, segundo Lobo e Araujo (2017), é de 1,83.

Em relação ao gasto *per capita* com saúde, tem-se que, em média, os municípios cearenses despendem R\$380,50 por habitante, sendo que o município de Boa Viagem destina apenas R\$142,14 por pessoa para a saúde, enquanto Barbalha gasta R\$1.157,39 por habitante.

A menor variabilidade ocorre com o índice FIRJAN de desenvolvimento municipal, considerando a dimensão saúde, em que Ararendá e Iguatu apresentam, respectivamente, o menor e o maior valor obtido. Em média, esse índice perfaz 0,75.

Tabela 1 – Estatísticas descritivas das variáveis utilizadas na mensuração dos escores de eficiência técnica do IFDM-Saúde para os municípios cearenses, em 2013

Variáveis	Mínimo	Média	Máximo	Desvio padrão	CV*(%)
IFDM-Saúde	0,4768	0,7496	0,9473	0,0891	11,8868
Gasto com saúde / hab.	142,1419	380,5002	1.157,3932	115,8030	30,4344
Estabelecimentos / km ²	0,0049	0,1411	14,2995	1,1229	796,0673
Médicos / hab.	0,0003	0,0009	0,0054	0,0005	57,2057

Nota: * Representa o coeficiente de variação.

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

Tendo em vista que o modelo DEA se refere a um método determinístico, qualquer valor distinto da unidade (que corresponde à eficiência máxima) pode ser considerado como ineficiente, conforme Souza et al. (2011), fazendo com que se realize uma classificação incorreta. Assim, para se eliminar esse problema, adotou-se o procedimento estatístico de *Bootstrap* recomendado por tais autores, seguindo o estudo de Efron (1987).

Os dados da Tabela 2 revelam os intervalos de confiança a 95% de probabilidade para as médias dos escores de eficiência padronizados do IFDM-Saúde nos municípios cearenses e do acréscimo proporcional no IFDM-Saúde que um determinado município pode obter sem alterar os insumos utilizados, admitindo o processo de reamostragem de 1.000 interações. Como se percebe, o escore de eficiência padronizado (E) mostrou-se mais heterogêneo no modelo com retornos constantes à escala (CRS) do que nos modelos com retornos variáveis (VRS) e de eficiência de escala. Essa inferência também foi constatada no estudo de Barbosa e Sousa (2015), que avaliaram a eficiência técnica e de escala do Índice de Desempenho do Sistema Único de Saúde (IDSUS) nos municípios do Nordeste brasileiro.

Verifica-se que, no modelo CRS, os escores de eficiência técnica do IFDM-Saúde se distribuem, em média, de 0,53 a 0,59 e o IFDM-Saúde pode registrar, em média, um acréscimo de 88% a 112%, mantendo-se inalterado o uso dos insumos. Ao se considerar a pressuposição de retornos variáveis à escala, após 1.000 interações e admitindo-se um intervalo de 95% de probabilidade, tem-se que, em termos médios, os escores de eficiência técnica do IFDM-Saúde ficam no intervalo de 0,82 a 0,85. Neste modelo, constata-se que um aumento de 19% a 24% no

IFDM-Saúde faz com que os municípios cearenses ineficientes passem a fazer parte da fronteira de retornos variáveis à escala.

Quanto à eficiência de escala, nota-se que há possibilidade de esses municípios aumentarem suas escalas de desenvolvimento da saúde, em média, de 56% a 73%, dados os insumos de que dispõem, enquanto seus níveis de eficiência variam de 0,64 a 0,69, admitindo a reamostragem de 1.000 interações. Isso significa dizer que o IFDM-Saúde nos municípios cearenses pode melhorar significativamente caso passem a adotar os insumos na escala adequada.

Tabela 2 – Estatísticas descritivas e intervalos de confiança dos escores de eficiência técnica com retornos constantes à escala (CRS), com retornos variáveis à escala (VRS) e dos escores de eficiência de escala do IFDM-Saúde para os municípios cearenses, em 2013

Estatísticas descritivas de $E = 1/\theta$ e $\theta - 1$ *	Eficiência técnica				Eficiência de escala	
	CRS		VRS		E	$\theta - 1$
	E	$\theta - 1$	E	$\theta - 1$		
Mínimo	0,15	0,00	0,53	0,00	0,16	0,00
Máximo	1,00	5,80	1,00	0,87	1,00	5,17
Desvio padrão	0,18	0,78	0,11	0,17	0,17	0,59
Coefficiente de variação (%)	32,23	77,81	12,53	79,20	25,01	93,30
Média observada	0,56	1,00	0,84	0,21	0,66	0,64
Intervalos de confiança (95%) da média de E e $\theta - 1$						
Mínimo	0,53	0,88	0,82	0,19	0,64	0,56
Máximo	0,59	1,12	0,85	0,24	0,69	0,73

Nota: * $E = 1/\theta$ representa o escore de eficiência padronizado de uma DMU e $\theta - 1$, aumento proporcional no IFDM-Saúde, que pode ser obtido pela i -ésima DMU, mantendo-se constante o uso dos insumos.

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

A distribuição das frequências absolutas e relativas dos municípios cearenses em classes de eficiências técnica e de escala do IFDM-Saúde, sob a orientação do produto, é indicada na Tabela 3. Como se observa, dos 162 municípios analisados, somente sete (Aiuaba, Boa Viagem, Miraíma, Mombaça, Senador Sá, Varjota e Viçosa do Ceará), que representam 4,32%, obtiveram a máxima eficiência, sob a pressuposição de retornos constantes à escala. A esse respeito, é válido ressaltar que, embora os municípios de Aiuaba, Senador Sá e Boa Viagem tenham registrado, respectivamente, as menores relações de estabelecimentos de saúde pública por km², de médicos por habitante e de gastos com saúde por habitante, eles estão gerenciando seus recursos da forma mais eficiente possível.

Tabela 3 – Distribuições das frequências absolutas e relativas dos municípios cearenses, conforme intervalos de medidas de eficiência técnica e de escala do IFDM-Saúde, em 2013

Medidas de eficiência	Eficiência Técnica				Eficiência de Escala	
	CRS		VRS		f_i	%
	f_i	%	f_i	%		
$E < 0,25$	3	1,85	0	0,00	1	0,62
$0,25 \leq E < 0,50$	64	39,51	0	0,00	27	16,67
$0,50 \leq E < 0,75$	72	44,44	29	17,90	85	52,47
$0,75 \leq E < 1,0$	16	9,88	117	72,22	42	25,93
$E = 1,0$	7	4,32	16	9,88	7	4,32
Total	162	100,00	162	100,00	162	100,00

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

Por outro lado, 41,36% dos municípios cearenses tiveram medida de eficiência do IFDM-Saúde abaixo de 0,50, sendo que os escores de eficiência obtidos por Eusébio, Sobral e Barbalha não atingem sequer 0,25. Isso indica que não necessariamente uma maior eficiência ocorre nos municípios que estão despendendo mais com saúde, como é o caso de Barbalha, que se destacou como o município com maior gasto com saúde por habitante e que dispõe de mais médicos *per capita*, porém registrou um dos menores escores de eficiência no modelo CRS. Essa inferência também pode ser observada no estudo de Queiroz et al. (2013) com os municípios do estado do Rio Grande do Norte, ao constatarem que o município mais ineficiente no gasto com saúde foi o que realizou o maior dispêndio, sinalizando que a ineficiência do gasto público municipal está relacionada à gestão dos recursos.

Ao se adicionar uma restrição de convexidade, percebe-se que nenhum município avaliado possui escore de eficiência inferior a 0,50. Em contrapartida, 9,88% dos municípios cearenses, o que corresponde a 16 municípios, mostraram-se plenamente eficientes, ou seja, nove municípios (General Sampaio, Iguatu, Irauçuba, Itarema, Parambu, Pentecoste, Pires Ferreira, Potiretama e Solonópole) encontram-se na fronteira de retornos variáveis, porém não fazem parte da fronteira de retornos constantes. Portanto, tais municípios não detêm problemas de uso excessivo de insumos, mas possuem problemas que dizem respeito à escala inadequada de produção.

Quanto à eficiência de escala, constata-se que a maioria dos municípios estudados (95,68%) teve ineficiência de escala, uma vez que registrou escores de eficiência de escala abaixo de um. Os dados revelam que essa ineficiência é dada pela presença de retornos decrescentes à escala, ou seja, o aumento da produção ocorre devido aos custos médios crescentes. Tais evidências foram similares às encontradas nos estudos de Silva e Vidal (2008) e Passoni e Gomes (2014), que constataram a predominância de estados e municípios com retornos decrescentes à escala, ao analisarem, respectivamente, os níveis de eficiência nos serviços de saúde pública na região Norte e a eficiência dos gastos municipais com saúde para uma amostra de municípios paulistas.

4.2. Análise dos escores de eficiência técnica média segundo as mesorregiões cearenses

Conforme descrito, nesta parte, são ilustrados os escores de eficiência técnica com retornos constantes à escala (CRS) e retornos variáveis à escala (VRS), em termos médios, do IFDM-Saúde, agregados para as sete mesorregiões cearenses: Noroeste, Norte, Metropolitana de Fortaleza, Sertões, Jaguaribe, Centro-Sul e Sul. Assim como a análise municipal, percebe-se que, em todas as mesorregiões, quando se inclui uma restrição de convexidade, os escores de eficiência registram maiores valores (Figura 1).

Ao se compararem os escores de eficiência do modelo CRS entre a mesorregião Metropolitana de Fortaleza (RMF) e as demais mesorregiões, percebe-se que os escores médios de eficiência técnica dos municípios que fazem parte da RMF são diferentes dos índices médios de eficiência técnica dos municípios pertencentes às mesorregiões Noroeste, Norte, Sertões e Jaguaribe. Esses resultados são confirmados pelo teste t de comparação de médias.

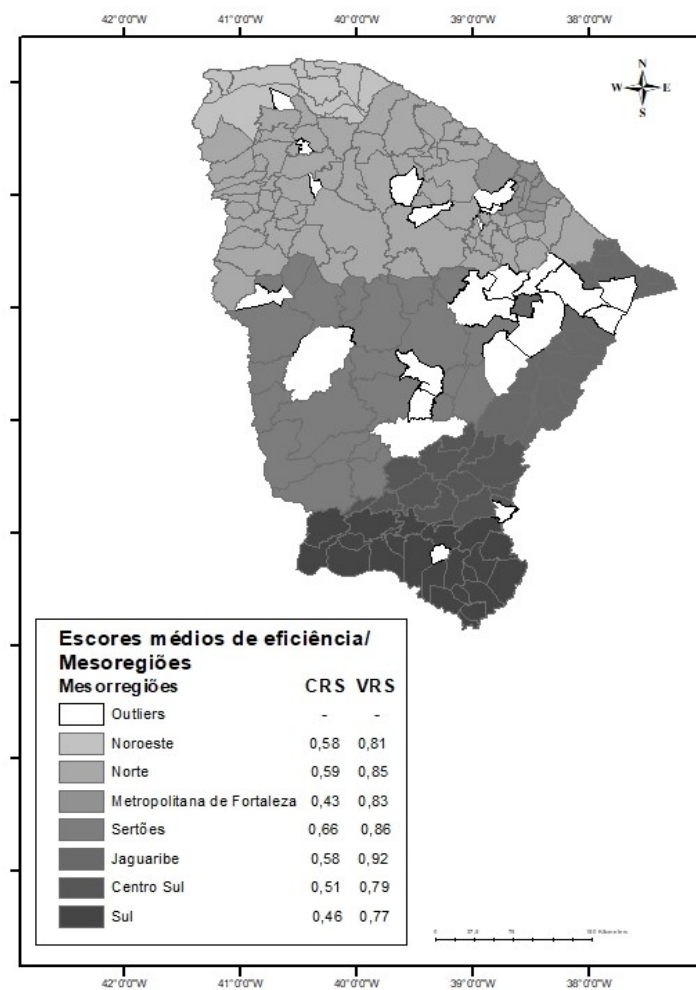
Ao contrário do esperado, a RMF obteve, em média, escores de eficiência técnica, no modelo CRS, inferiores às demais mesorregiões. Isso pode estar associado ao fato da RMF não ter apresentado nenhum município que esteja alocando seus recursos de forma totalmente eficiente. Ademais, segundo Machado Junior et al. (2011), como a RMF detém pouco mais da metade da população do estado, a quantidade de delitos, como homicídios e lesões corporais, pode influenciar negativamente o índice de desenvolvimento no setor de saúde. Para esses autores, dos seis municípios cearenses menos eficientes, três deles (Caucaia, Maracanaú e Eusébio) localizam-se na RMF. Esse resultado é confirmado neste estudo, em que Maracanaú e Eusébio aparecem no *ranking* dos oito municípios com menores escores de eficiência. Barbosa e Sousa (2015) também corroboram o baixo grau de eficiência do SUS em Maracanaú e Eusébio, em que tais municípios tiveram escores de eficiência menores do que a média em mais de um desvio padrão.

Por outro lado, dos sete municípios que obtiveram a máxima eficiência neste modelo, quatro deles (Miraíma, Senador Sá, Varjota e Viçosa do Ceará) se localizam na mesorregião Norte e três

(Aiuaba, Boa Viagem e Mombaça) na mesorregião cearense de Sertões. Essa inferência mostra que não necessariamente os melhores níveis de eficiência são obtidos pelas regiões mais desenvolvidas. Delgado (2008) cita exemplos das regiões mineiras Norte e Jequitinhonha, que apresentaram bons resultados de eficiência escolar, mesmo diante de poucos recursos.

Em termos médios, considerando a análise por mesorregiões cearenses no modelo CRS, os escores de eficiência técnica indicaram que a mesorregião de Sertões se destaca com a maior eficiência, enquanto a Região Metropolitana de Fortaleza mostrou-se como a menos eficiente.

Figura 1 – Distribuição dos escores de eficiência técnica média do IFDM-Saúde por mesorregiões cearenses, em 2013



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

No modelo com retornos variáveis de escala (VRS), conforme se verifica no Figura 1, os escores médios de eficiência técnica dos municípios sediados na RMF são distintos dos índices médios de eficiência técnica dos municípios localizados nas mesorregiões Jaguaribe e Sul cearense, sendo corroborado pelo teste t. Em outros termos, sob a pressuposição de VRS, a mesorregião Jaguaribe obteve destaque quanto aos escores de eficiência técnica, ao passo que a mesorregião Centro-Sul registrou a menor eficiência.

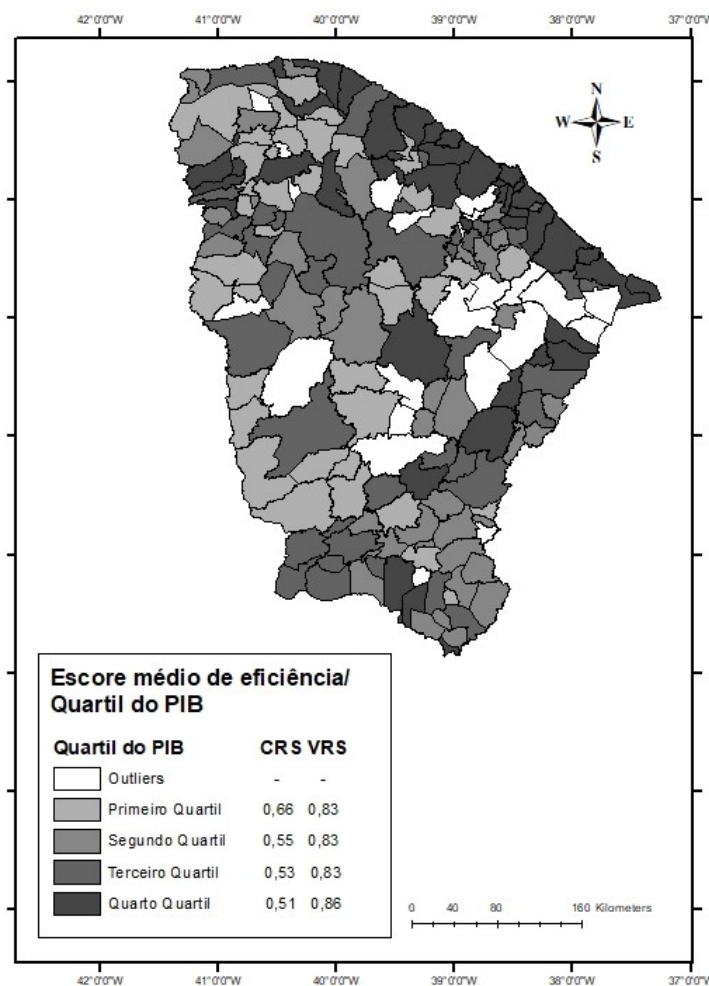
4.3. Análise dos escores de eficiência média segundo o PIB per capita

Os escores de eficiência técnica com retornos constantes à escala (CRS) e retornos variáveis à escala (VRS) também foram agregados, em termos médios, segundo os quartis de PIB *per capita*.

Essa abordagem foi baseada na distribuição dos municípios em quatro grupos iguais², conforme seu PIB *per capita*, sendo inspirada no trabalho de Zoghbi et al. (2011). Seguindo esse estudo, considerou-se no primeiro quartil o grupo de municípios com menor PIB *per capita* e no quarto quartil o com maior PIB *per capita*. O primeiro quartil apresentou PIB *per capita* médio de R\$ 4.548,34. No segundo, o PIB *per capita* médio foi de R\$5.276,84, enquanto no terceiro foi de R\$6.341,77 e no quarto foi de R\$11.882,34.

Como se observa pela Figura 2, no modelo com retornos constantes de escala (CRS), em termos médios, o quarto quartil foi o mais ineficiente. Embora na literatura sejam mais comuns estudos que indicam uma relação positiva entre os valores do PIB *per capita* e os escores de eficiência, como são os casos, por exemplo, dos trabalhos de Lionel (2015), Novignon (2015) e Barbosa e Sousa (2015), o resultado obtido no presente estudo corrobora o encontrado por Zoghbi et al. (2011) e Asandului et al. (2014), respectivamente, para a educação nos municípios paulistas e para a saúde em países europeus. Isso sinaliza que não necessariamente os municípios com melhores condições econômicas, captadas pelo PIB *per capita*, estão gerenciando os recursos públicos de forma mais eficiente. De acordo com Delgado (2008), municípios economicamente mais desenvolvidos possuem maior facilidade no acesso à informação, permitindo uma maior rapidez na obtenção de conhecimento. Entretanto, possuem um maior custo de vida e requerem maior infraestrutura, aumentando o nível de insumos e transformando a fronteira, ou seja, a eficiência diminui quando os municípios maiores falham na provisão de maiores níveis de produto.

Figura 2 – Distribuição dos escores de eficiência técnica média do IFDM-Saúde por quartil de PIB per capita, em 2013



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

² Consideraram-se 40 municípios em cada quartil, sendo que o último quartil apresentou 42 municípios.

Dos sete municípios totalmente eficientes identificados neste trabalho, considerando os dois pressupostos da eficiência técnica, quatro deles (Aiuaba, Mirafima, Mombaça e Senador Sá) fazem parte do primeiro quartil, ou seja, embora possuam os mais baixos PIB *per capita*, registraram escores de eficiência técnica e de escala do IFDM-Saúde iguais à unidade.

Para testar se há diferença de médias dos escores de eficiência entre o quartil com maior PIB *per capita* e os demais grupos, aplicou-se o teste t de diferença de médias, cujos resultados se encontram na Tabela 4. No modelo CRS, pode-se observar que, ao nível de 1% de significância, existem diferenças significativas entre as médias dos escores de eficiência quando se compara o quartil mais rico ao quartil com menor PIB *per capita*. Verifica-se ainda que não se rejeita a hipótese nula de igualdade de médias entre o quarto e os demais quartis, sugerindo que os municípios que fazem parte do segundo e do terceiro quartil não possuem diferença significativa de média quando comparados aos municípios que se destacam com maior PIB *per capita* (quarto quartil). Quanto ao modelo VRS, constata-se, por meio do teste t, que não há diferença significativa de média entre o quarto quartil e os demais, haja vista a rejeição da hipótese nula em todos os comparativos.

Tabela 4 – Testes para comparação de médias e de variâncias dos escores de eficiência técnica com retornos constantes à escala (CRS) e com retornos variáveis à escala (VRS) do IFDM-Saúde por quartil de PIB *per capita*, em 2013

Medidas de eficiência	Quartis	Quartis	Teste T de comparação de médias		Teste de Levene	
			Estatística	P-valor	Estatística	P-valor
CRS	Quarto	Primeiro	-3,758	0,000	0,051	0,821
		Segundo	-0,826	0,411	0,006	0,936
		Terceiro	-0,438	0,662	1,974	0,164
VRS	Quarto	Primeiro	1,328	0,188	1,974	0,164
		Segundo	1,321	0,190	3,063	0,084
		Terceiro	1,758	0,083	1,020	0,316

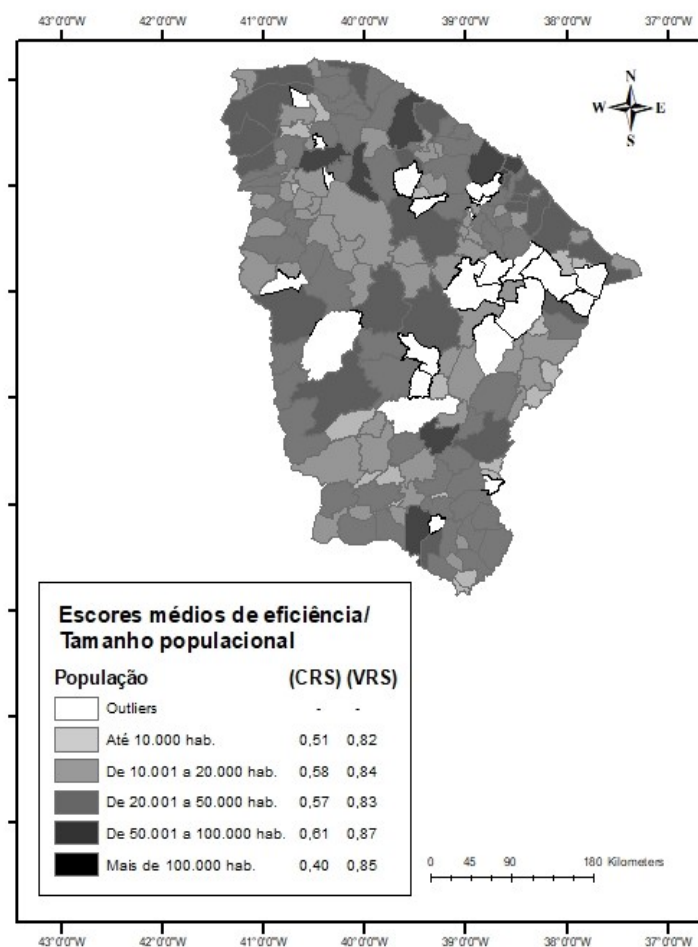
Fonte: Elaborado pelos autores com base nos dados da pesquisa.

Em relação ao teste de Levene, constata-se que, para todas as situações analisadas, a hipótese de igualdade da variância não pode ser rejeitada, ao nível de 5% de significância, indicando que os escores de eficiência com retornos constantes e com retornos variáveis à escala possuem variâncias homocedásticas.

4.4. Análise dos escores de eficiência média em termos populacionais

Nesta subseção, os escores médios de eficiência do IFDM-Saúde foram agregados por classes de tamanho da população, sendo que essa distribuição foi baseada na divisão proposta pelo IBGE (2010). Seguindo a referida divisão, os municípios foram distribuídos nas seguintes classes: até 5.000 habitantes, de 5.001 a 20.000 habitantes, de 20.001 a 100.000 habitantes, de 100.001 a 500.000 habitantes e mais de 500.000 habitantes. Entretanto, aplicando essa classificação para os 162 municípios cearenses considerados neste estudo após a remoção dos *outliers*, os grupos até 5.000 habitantes e com mais de 500.000 habitantes são constituídos por somente um município cada (Granjeiro e Fortaleza, respectivamente). Desta forma, os dados foram agregados nos seguintes grupos: até 10.000 habitantes, de 10.001 a 20.000 habitantes, de 20.001 a 50.000 habitantes, de 50.001 a 100.000 habitantes e mais de 100.000 habitantes, conforme ilustrado na Figura 3. O primeiro grupo apresentou população média de 7.444 habitantes, o segundo de 15.488; o terceiro de 31.189; o quarto de 63.693; e o quinto de 523.027 habitantes.

Figura 3 – Distribuição dos escores de eficiência técnica média do IFDM-Saúde por tamanho da população, em 2013



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

Conforme se percebe pela Figura 3, o grupo de municípios com população acima de 100.000 habitantes registrou o menor escore médio (0,40) de eficiência técnica do IFDM-Saúde no modelo CRS. Isso pode ser atribuído ao fato de que, dos sete municípios que fazem parte desse grupo, quatro deles, inclusive a capital cearense, obtiveram médias inferiores a 0,50. De acordo com Lobo e Araujo (2017), embora Fortaleza tenha se mostrado totalmente eficiente no que diz respeito aos cuidados de saúde secundários e terciários, não apresenta essa classificação quando se refere aos cuidados primários de saúde. Segundo esses autores, a ineficiência da capital cearense pode ser justificada pela manutenção dos níveis estacionados de cuidados primários de saúde, dado que o município não acompanhou a cobertura do Programa Saúde da Família, em 2013.

Para Alves e Costa (2013), municípios capixabas com população superior a 100.000 habitantes possuem possíveis ganhos de escala, que podem ser atribuídos ao fato de obterem maior eficiência com menores gastos *per capita*, dada a provável infraestrutura mais adequada. Esse resultado não é confirmado por Andrade et al. (2017) para a capital federal, pois, apesar de ser a terceira com a maior população, obteve o menor escore de eficiência (0,59). Neste estudo, conquanto os municípios cearenses com maiores tamanhos populacionais possuam estrutura de atenção especializada, ambulatorial e hospitalar, o baixo desempenho pode estar associado à falta de médicos para atender a sobrecarga de pacientes, estando em consonância com Lobo e Araujo (2017). A relação inversa entre a eficiência da gestão e o tamanho do município também é verificada no estudo desenvolvido por Brambilla e Carvalho (2017), que trata a respeito da eficiência da gestão do Programa Bolsa Família (PBF) nos municípios do Paraná, no ano de 2013.

5. Considerações finais

Os resultados sinalizam que, dos 162 municípios cearenses analisados nesta pesquisa, apenas sete estão utilizando de maneira totalmente racional os recursos, adquirindo nível ótimo de eficiência, considerando o modelo de retornos constantes de escala. Tendo em vista esse tipo de modelo sob a ótica do produto e admitindo um intervalo de 95% de probabilidade, os dados indicam que, em termos médios, os municípios cearenses podem aumentar o Índice de FIRJAN de Desenvolvimento Municipal de Saúde (IFDM-Saúde) de 88% a 112%, sem a necessidade de alteração na quantidade utilizada de insumos.

Ao se adicionar uma restrição de convexidade, observou-se que nove municípios cearenses não se encontravam na fronteira de retornos constantes de escala, porém passam a se situar na fronteira com retornos variáveis. Em outras palavras, os referidos municípios não apresentam limitações em relação ao uso exagerado de insumos, contudo se defrontam com dificuldades quanto à escala imprópria de produção. Nessa situação, o IFDM-Saúde pode registrar, em média, um acréscimo de 19% a 24%, dado o intervalo de 95% de probabilidade para que os municípios ineficientes passem a compor a fronteira de retornos variáveis.

Os escores de eficiência técnica média por mesorregiões cearenses apontaram Sertões como a região de maior eficiência, enquanto a Região Metropolitana de Fortaleza mostrou-se como a menos eficiente, no modelo CRS. Sob a pressuposição de VRS, a mesorregião Jaguaribe obteve destaque quanto aos escores de eficiência técnica. Em contrapartida, a mesorregião Centro-Sul registrou a menor eficiência. Ademais, a partir da análise dos escores de eficiência técnica dos municípios cearenses conforme o PIB *per capita* e em termos populacionais, observou-se que os municípios mais ricos e com maiores tamanhos populacionais não são, por regra, destaques no gerenciamento eficiente dos recursos públicos.

O estudo procurou avaliar a gestão pública com a saúde nos municípios cearenses. Tal exercício pode ser utilizado como suporte para a administração pública do estado, na medida em que esta pesquisa apresentou informações relevantes quanto aos municípios e às mesorregiões que podem servir como exemplos a serem seguidos para os demais. É importante destacar, porém, que o estudo não mostrou os indicadores de ineficiência nem os fatores determinantes para a eficiência na gestão pública dos municípios cearenses no segmento de saúde, sendo importante futuras pesquisas com esses enfoques.

Referências

- AFONSO, A.; SCHUKNECHT, L.; TANZI, V. *Public sector efficiency: evidence for new EU member states and emerging markets*, p. 1-49, 2006. (ECB Working Paper, n. 581).
- ALVES, L. A.; COSTA, L. D. Avaliação da eficiência na Atenção Básica à Saúde nos municípios do estado do Espírito Santo. In: Encontro da Associação Nacional de Pós-Graduação e Pesquisa em Administração, 37, 2013. *Anais...* Rio de Janeiro: ANPAD, 2013.
- ANDRADE, B. H. S.; SERRANO, A. L. M.; BASTOS, R. F. S.; FRANCO, V. R. Eficiência do gasto público no âmbito da saúde: uma análise do desempenho das capitais brasileiras. *Revista Paranaense de Desenvolvimento*, v. 38, n. 132, p.163-179, 2017.
- ASANDULUI, L.; ROMAN, M.; FATULESCU, P. The efficiency of healthcare systems in Europe: a Data Envelopment Analysis Approach. *Procedia Economics and Finance*, v. 10, p. 261-268, 2014.
- BANKER, R. D.; CHARNES, H.; COOPER, W. W. Some models for estimating technical and scale inefficiencies in data envelopment analysis. *Management Science*, v. 30, n. 9, p. 1078-1092, 1984.

- BARBOSA, W. F.; SOUSA, E. P. Eficiência técnica e de escala do Sistema Único de Saúde nos municípios do Nordeste brasileiro. *Revista Econômica do Nordeste*, v. 46, n. 3, p. 99-113, 2015.
- BENEGAS, M.; SILVA, F. G. F. Estimação da eficiência técnica do SUS nos estados brasileiros na presença de insumos não-discricionários. *Revista Brasileira de Economia*, v. 68, n. 2, p. 171-196, 2014.
- BENNEVAN, J. SUNNETCI, M. E. C. A. Data envelopment analysis of national healthcare systems and their relative efficiencies. In: International Conference on Computers and Industrial Engineering, 37, 2007. *Anais...* Alexandria, 2007.
- BORTOLOTTI, M. A.; PALUCH, N. C. C.; CLEZER, E. A. Índice de FIRJAN de Desenvolvimento Municipal (IFDM) e o investimento público em saúde: uma análise nos municípios que compõem a Associação dos Municípios Centro Sul do Paraná (AMCESPAR) no período de 2005-2010. In: Jornada de Pesquisas Econômicas, 4, 2013. *Anais...* Horizontina: JOPEC, 2013.
- BRAMBILLA, M. A.; CARVALHO, S. C. Análise da eficiência da gestão do Programa Bolsa Família nos municípios do Paraná. *Revista Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos*, v. 11, n. 4, p. 537-556, 2017.
- CHARNES, A.; COOPER, W.W.; RHODES, E. Measuring the efficiency of decision making units. *European Journal of Operational Research*, v. 2, n. 6, p. 429-444, 1978.
- CHAVES, A. C. A; THOMAZ, A. C. F. Gestão Pública e Pesquisa Operacional: avaliação de desempenho em Agências da Previdência Social. *Revista do Serviço Público*, v. 59, n. 2, p. 221-236, 2008.
- COELLI, T.; RAO, D. S. P.; BATTESE, G. E. *An introduction to efficiency and productivity analysis*. Norwell: Kluwer Academic, 1998.
- COOPER, W.; SEIFORD, L.M.; ZHU, J. *Handbook on Data Envelopment Analysis* (International Series in Operations Research & Management Science). New York: Springer, 2004.
- DELGADO, V. M. S. Estudo sobre um ranking municipal de eficiência escolar em Minas Gerais. *Revista Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos*, v. 2, n. 1, p. 135-156, 2008.
- DIAS, R. H. *Eficiência da Atenção Primária à Saúde nos municípios brasileiros*. 2010. Dissertação (Mestrado em Economia do Setor Público) – Departamento de Economia, Universidade de Brasília. Brasília, 2010.
- EFRON, B. Better bootstrap confidence intervals. *Journal of the American Statistical Association*, v. 82, n. 39, p. 171-185, 1987.
- ERVILHA, G. T.; ALVES, F. F.; GOMES, A. P. Desenvolvimento municipal e eficiência dos gastos públicos na Bahia: uma análise do IFDM a partir da metodologia DEA. In: Encontro de Economia Baiana, 9, 2013. *Anais...* Salvador: Desenhahia/SEI, 2013.
- FARREL, M.J. The measurement of productive efficiency. *Journal of the Royal Statistical Society*, Series A, part III, p. 253-290, 1957.
- FIGUEIREDO, L.; NORONHA, K. V.; ANDRADE, M. V. *Os impactos da saúde sobre o crescimento econômico na década de 90: uma análise para os estados*. Belo Horizonte: Cedeplar, 2003. (Texto para Discussão, n. 219).

- FIRJAN – Federação das Indústrias do Rio de Janeiro. *Índice FIRJAN de Desenvolvimento Municipal – IFDM 2013*. Disponível em <<http://www.firjan.org.br/ifdm/>>. Acesso em: 19 de novembro de 2014.
- FONSECA, P. C.; FERREIRA, M. A. M. Investigação dos níveis de eficiência na utilização de recursos no setor de saúde: uma análise das microrregiões de Minas Gerais. *Saúde e Sociedade*, v. 18, n. 2, p.199-213, 2009.
- GADELHA, C. A. G.; COSTA, L. S. Saúde e desenvolvimento no Brasil: avanços e desafios. *Saúde Pública*. São Paulo, v. 46, Supl.1, p. 13-20, 2012.
- GODOY, D. V. *Eficiência na gestão pública municipal em educação e saúde*. Brasília: XIX Prêmio do Tesouro Nacional, 2014.
- GOMES, A. P.; BAPTISTA, A. J. M. S. Análise envoltória de dados. In: SANTOS, M. L.; VIEIRA, W.C. (ed.) *Métodos quantitativos em economia*. Viçosa: UFV, 2004. p. 121-160.
- GUPTA, S.; SCHWARTZ, G.; TAREQ, S.; ALLEN, R.; ADENAUER, I.; FLETCHER, K.; LAST, D. *Fiscal management of scale-up Aid*. International Monetary Fund, 2007. (Working Paper, n. 07/222).
- GUPTA, S.; VERHOEVEN, M. The efficiency of government expenditure: experiences from Africa. *Journal of Policy Modeling*, v. 23, n. 4, p. 433-467, 2001.
- IBGE – Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. *Indicadores Sociais Municipais: uma análise dos resultados do universo do Censo Demográfico*. Rio de Janeiro: IBGE, 2010.
- JUBRAN, A. J. *Modelo de análise de eficiência na administração pública: um estudo aplicado às prefeituras brasileiras usando Análise Envoltória de Dados*. 2006. Tese (Doutorado em Engenharia) – Escola Politécnica, Universidade de São Paulo. São Paulo, 2006.
- LIONEL, D. T. Determinants of health spending efficiency: a Tobit Panel Data approach based on DEA efficiency scores. *Economica*, v. 11, n. 4, p. 56-71, 2015.
- LOBO, M. S. C.; ARAUJO, E. C. Efficiency analysis of public health spending in Brazilian capitals using network Data Envelopment Analysis. *Central European Review of Economics and Management*, v.1, n. 4, p. 147-173, 2017.
- LOPES, M. A. S. *Eficiência dos gastos públicos: análise nas Regiões de Saúde do Estado de Minas Gerais*. 2017. Tese (Doutorado em Controladoria e Contabilidade) – Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade, Universidade de São Paulo. São Paulo, 2017.
- MACHADO JUNIOR, S.P.; IRFFI, G.; BENEGAS, M. Análise da eficiência técnica dos gastos com educação, saúde e assistência social dos municípios cearenses. *Planejamento e Políticas Públicas*, v. 1, n. 36, p.87-113, jan. 2011.
- MAIA, A.; VALLE, A. R.; FROSSARD, L. B. M.; CAMPOS, L. K.; MÉLO, L.; CARVALHO, M. A. A importância da melhoria da qualidade do gasto público no Brasil - propostas práticas para alcançar este objetivo. In: Congresso Consad de Gestão Pública, 2, 2009. *Anais...* Brasília, 2009.
- MALENA, D. C. D. C. Q., BATISTA FILHO, J. A., OLIVEIRA, J. H.; CASTRO, D. T. Análise situacional da eficiência do gasto público com despesas administrativas no governo do Estado do Tocantins. In: Congresso CONSAD de Gestão Pública, 6, 2013. *Anais...* Brasília, 2013.
- MAZON, L. M.; MASCARENHAS, L. P. G.; DALLABRIDA, V. R. Eficiência dos gastos públicos em saúde: desafio para municípios de Santa Catarina, Brasil. *Saúde e Sociedade*, v. 24, n. 1, p. 23-33, 2015.


- MEDEIROS, M.; SOUZA, P. H. G. F. *Gasto público, tributos e desigualdade de renda no Brasil*. Brasília: IPEA, 2013. (Texto para Discussão, n. 1844).
- NOVIGNON J. *On the efficiency of public health expenditure in Sub-Saharan Africa: does corruption and quality of public institutions matter?* Munich Personal RePEc, 2015. (Archive Paper, n. 39195).
- OLIVEIRA V. L. F. *Análise de eficiência técnica dos gastos públicos com saúde no estado do Ceará na microrregião de Baturité*. 2012. Dissertação (Mestrado Profissional em Economia do Setor Público) – Programa de Pós Graduação em Economia, Universidade Federal do Ceará. Fortaleza, 2012.
- OMS – ORGANIZAÇÃO MUNDIAL DA SAÚDE. *Diminuindo diferenças: a prática das políticas sobre determinantes sociais da saúde*. Documento de discussão. Rio de Janeiro: Conferência Mundial sobre Determinantes Sociais da Saúde, 2011.
- PASSONI, P. F. M.; GOMES, A. L. Análise de eficiência dos gastos municipais com saúde para uma amostra de municípios de São Paulo. In: XI Encontro Nacional de Economia da Saúde e VI Congresso de Economia da Saúde da América Latina e Caribe. *Anais...* São Paulo, 2014.
- PEÑA, C. R. Um modelo de avaliação da eficiência da administração pública através do método de análise envoltória de dados (DEA). *Revista de Administração Contemporânea*, v. 12, n. 1, p. 83-106, 2008.
- QUEIROZ, M. F. M.; SILVA, J. L. M.; FIGUEIREDO, J. S.; VALE, F. F. R. Eficiência no gasto público com saúde: uma análise nos municípios do Rio Grande. *Revista Econômica do Nordeste*, v. 44, n. 3, p. 761-776, 2013.
- RAMANATHAN, R. *An introduction to data envelopment analysis: a tool for performance measurement*. 1. ed. New Delhi: Sage Publications, 2003.
- REIS, P. R. C.; SILVEIRA, S. F. R.; BRAGA, M. J. Previdência social e desenvolvimento socioeconômico: impactos nos municípios de pequeno porte de Minas Gerais. *Revista de Administração Pública*, v. 47, n. 3, p. 623-646, 2013.
- RIPSA – Rede Interagencial de Informação para a Saúde. *Indicadores básicos para a saúde no Brasil: conceitos e aplicações*. 2. ed. Brasília: Organização Pan-Americana da Saúde, 2008.
- SEIFORD, L.M.; ZHU, J. An investigation of returns to scale in data envelopment analysis. *The Journal of Management Science*, v.27, n.1, p. 1-11, 1999.
- SILVA, F. L. G. *Análise da eficiência técnica dos gastos públicos com saúde no estado do Ceará*. 2010. Dissertação (Mestrado Profissional em Economia) – Programa de Pós Graduação em Economia, Universidade Federal do Ceará. Fortaleza, 2010.
- SILVA, R. G.; VIDAL, M. B. Níveis de eficiência nos serviços de saúde na região Norte. *Revista de Desenvolvimento Econômico*, v. 10, p. 156-165, 2008.
- SIOPS – Sistema de Informações sobre Orçamentos Públicos em Saúde. *Indicadores municipais*. Disponível em <<http://siops-asp.datasus.gov.br/>>. Acesso em: 10 de outubro de 2016.
- SOUZA, M. C. S.; CRIBARI NETO, F.; STOSIC, B. D. Explaining DEA technical efficiency scores in an outlier corrected environment: the case of public services in Brazilian municipalities. *Brazilian Review of Econometrics*, v. 25, n. 2, p. 287-313, 2005.
- SOUZA, P. T. S.; WILHELM, V. E. Uma introdução aos modelos DEA de eficiência técnica. *Tuiuti: Ciência e Cultura*, n. 42, p. 121-139, 2009.

- SOUZA, U. R.; BRAGA, M. J.; FERREIRA, M. A. M. Fatores associados à eficiência técnica e de escala das cooperativas agropecuárias paranaenses. *Revista de Economia e Sociologia Rural*, v. 49, n.3, p. 573-598, 2011.
- STOSIC, B. D.; SOUSA, M. C. S. Jackstrapping DEA scores for robust efficiency measurement. In: Encontro Brasileiro de Econometria, 25, 2003. *Anais...* Porto Seguro: SBE, 2003.
- SUN, D.; AHN, H.; LIEVENS, T.; ZENG, W. Evaluation of the performance of national health systems in 2004-2011: an analysis of 173 countries. *Plos One*, v. 12, n. 3, p. 1-13, 2017.
- TROMPIERI NETO, N.; LOPES, D. A. F.; BARBOSA, M. P.; HOLANDA, M. Determinantes da eficiência dos gastos públicos municipais em educação e saúde: o caso do Ceará. In: CARVALHO, E. B. S.; HOLANDA, M. C.; BARBOSA, M. P (org.). *Economia do Ceará em Debate 2008*. Fortaleza: IPECE, 2009, p. 57-72.
- ZOGHBI, A. C.; MATOS, E.; ROCHA, F; ARVATE, P. Uma análise da eficiência nos gastos em educação fundamental para os municípios paulistas. *Planejamento e Políticas Públicas*, n. 36, p. 9-61, 2011.

ORCID

Erivelton de Souza Nunes  <http://orcid.org/0000-0003-2560-4866>

Eliane Pinheiro de Sousa  <http://orcid.org/0000-0003-4088-0754>

 Este artigo está licenciado com uma Licença Creative Commons Atribuição 4.0 Internacional.

**EVOLUÇÃO DAS AGLOMERAÇÕES PRODUTIVAS DA INDÚSTRIA DE ALIMENTOS
E BEBIDAS NA REGIÃO SUL***

Pietro André Telatin Paschoalino

Doutorando em Teoria Econômica pela Universidade Estadual de Maringá (UEM)

E-mail: pietro_telato@hotmail.com

José Luiz Parré

Professor Titular da Universidade Estadual de Maringá (UEM)

E-mail: jlparre@uem.br

Marcos Aurelio Rodrigues

Doutor em Economia Aplicada pela Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz (ESALQ) da
Universidade de São Paulo (USP)

E-mail: rodriguesmarcosaurelio@gmail.com

RESUMO: Diversas mudanças ocorreram no setor de alimentos e bebidas durante a década de 1990, podendo impactar sobre suas aglomerações. O objetivo do presente estudo é identificar a evolução das aglomerações produtivas na indústria de alimentos e bebidas na Região Sul, nos anos 1999, 2005, 2010 e 2015. Para tal, utilizou-se a Análise de Componentes Principais para construção do índice de concentração normalizado e a Análise Exploratória de Dados Espaciais para visualização dos agrupamentos. No período de análise, Rio Grande do Sul e Santa Catarina apresentaram perda de aglomerações no setor, enquanto Paraná apresentou surgimento e transbordamento de aglomerações.

Palavras-chave: Índice de concentração; Análise espacial; *Spillovers*.

Classificação JEL: C21; L00; L23.

**EVOLUTION IN PRODUCTIVE AGGLOMERATIONS OF FOOD AND BEVERAGE
INDUSTRIES IN SOUTH REGION**

ABSTRACT: Several changes occurred in the food and beverage sector on the decade 1990, have an impact on their agglomerations. Thus, the objective of the present study is identifying the evolution of productive agglomerations in the food and beverage industry on South Region, during 1999, 2005, 2010 and 2015. For this purpose, the Principal Components Analysis was used to construct the normalized concentration index and the Exploratory Analysis of Spatial Data for clusters visualization. During the period of analysis, Rio Grande do Sul and Santa Catarina presented a loss of agglomerations in the sector, while Paraná showed rise and overflow of agglomerations.

Keywords: Concentration index; Spatial analysis; *Spillovers*.

JEL Codes: C21; L00; L23.

1. Introdução

A indústria de alimentos e bebidas, considerada tradicional, historicamente apresentou papel fundamental para a economia brasileira, sendo importante principalmente para o início da industrialização no país. O setor foi fortemente impactado a partir da década de 1990, frente às reformas econômicas, aos avanços econômicos e sociais e ao desenvolvimento da agricultura e indústrias associadas, culminando em aumento da produtividade, do Investimento Estrangeiro Direto e da competição (FAO, 2015; ABREU; GIOVANINI, 2008).

Apesar de o setor perder participação relativa a partir da trajetória de desenvolvimento econômico, no Brasil, este ainda detém elevada importância econômica, reinventando-se e investindo em inovação. Ademais, o setor também é altamente relevante no comércio internacional, prova disso é que em 2016 o Brasil foi o maior exportador de suco de laranja (2.314.679.165 quilos), açúcar (28.930.963.639 quilos), carnes (6.702.896.904 quilos) e o segundo maior exportador de café solúvel (84.287.323 quilos) e óleo de soja (1.254.185.107 quilos) (ABIA, 2016; AGROSTAT, 2018).

Para a Região Sul, o setor também é de grande importância, pois, em 2015, 24,26% do valor da transformação industrial dessa indústria foi gerado nessa região¹. Além disso, essa indústria representou elevada proporção do Valor da Transformação Industrial (VTI) em empresas com 5 ou mais pessoas ocupadas em cada unidade da federação da Região Sul, sendo destaque o Paraná, em que aproximadamente 30,39% do VTI desta região foi gerada na indústria de alimentos e bebidas, verifica-se, ainda, que considerável percentual da mão de obra está empregada nesse setor, sendo 6,18% no Paraná, 5,04% em Santa Catarina e 4,52% no Rio Grande do Sul (PIA, 2016; RAIS, 2017).

Dada a importância do setor de alimentos e bebidas para a economia nacional e para a Região Sul, é necessário avaliar a evolução dos resultados acerca da existência, localização e evolução de aglomerações produtivas no setor nessa região do Brasil. Ou seja, avaliar, assim, concentrações setoriais/espaciais das firmas (SCHMITZ; NADVI, 1999).

Estudos que identificam a formação de novas aglomerações são escassos, assim, a atenção é voltada para aglomerações que já se firmaram e não para as que estão na gênese do processo (CROCCO et al., 2006). Um possível problema em apoiar aglomerações já firmadas é o desincentivo a aglomerações em processo de formação, uma vez que o apoio às já firmadas privilegiaria ainda mais firmas já competitivas, podendo, dessa forma, gerar maior desigualdade regional. A motivação para identificar o surgimento de novas aglomerações é que através disso é possível observar os possíveis determinantes para tal fenômeno.

Desta maneira, o presente trabalho tem por objetivo identificar a evolução das aglomerações produtivas na indústria de alimentos e bebidas na Região Sul do Brasil nos anos 1999, 2005, 2010 e 2015. Busca-se avaliar como as aglomerações se comportaram no período recente e se houve mudanças nas localizações das aglomerações a partir de 1999, além de possíveis determinantes para tal comportamento. Também é verificado o mercado de alimentos e bebidas e sua importância econômica para o Brasil e para a Região Sul.

Conforme elencado anteriormente, a formação e a mudança das localizações das aglomerações no setor podem ocorrer devido às mudanças verificadas na agricultura e nas indústrias associadas a partir da década de 1990. De posse das aglomerações e suas localizações, é necessário verificar os possíveis determinantes dos resultados encontrados. Diversos são os fatores que incidem sobre as aglomerações, como proximidade de insumos intermediários, mercado consumidor e mão de obra qualificada (MARSHALL, 1982). Assim, este estudo avança em relação aos demais, por verificar pormenorizadamente os grupos de atividade mais importantes dentro da indústria de alimentos e bebidas para a verificação dos resultados.

¹ Considerando locais industriais com cinco ou mais pessoas ocupadas, sendo Valor da Transformação Industrial do Brasil como a soma do Valor Industrial das Unidades Federativas e Distrito Federal.

Para atingir tais objetivos, utilizou-se para identificação de aglomerações produtivas a metodologia proposta por Crocco et al. (2006), baseada na Análise de Componentes Principais (ACP). Além disso, estenderam-se os resultados conforme Rodrigues et al. (2012), utilizando, então, Análise Exploratória de Dados Espaciais (AEDE) para avaliar as aglomerações de maneira espacial, com base nas estatísticas de autocorrelação espacial *I* de Moran global e local.

Além desta introdução, o trabalho divide-se em mais quatro seções. A próxima seção discorre sobre o atual cenário do setor, tanto no Brasil quanto na Região Sul. Posteriormente, apresenta-se o referencial teórico. A quarta seção expõe a metodologia utilizada no trabalho. Na quinta seção, são dispostos e analisados os resultados da pesquisa. Por fim, a última seção trata das conclusões do estudo.

2. Características e importância econômica do mercado de alimentos e bebidas no período recente, Brasil e região Sul

As reformas econômicas iniciadas nos anos 1990, a flexibilização do câmbio em 1999 e as mudanças sociais e econômicas da década de 2000 impactaram significativamente o consumo e a produção de itens alimentares e de bebidas. As reformas econômicas possibilitaram o aumento de produtividade devido à realocação de recursos e às mudanças estruturais na agricultura e nas indústrias associadas (FAO, 2015).

Após a segunda metade da década de 1990, ocorreu uma forte entrada de Investimentos Diretos Estrangeiros no setor, além de intensificação de fusões e aquisições, aumentando a internacionalização da indústria de alimentos no Brasil. Agora, o objetivo principal das firmas é a redução de custos em função da redução de margens, pressionadas para baixo pela concorrência (ABREU; GIOVANINI, 2008). Alguns impactos dessa internacionalização foram a conscientização dos consumidores e as exigências de órgãos governamentais, regulatórios e de fiscalização, tornando a qualidade e a segurança, antes fatores de diferenciação das empresas, como obrigatórios (TOLEDO; BORRÁS, 2007).

Além das mudanças advindas da competição, os avanços econômicos e sociais obtidos no Brasil desde então, como redução da extrema pobreza (8,2% no ano 1990 para 1,7% em 2014) e da pobreza², (de 16,1% para 3,1% no mesmo período) (FAO, 2015), fizeram com que essa indústria se mantivesse crescendo. Cabe destacar que esse crescimento ocorreu em um momento em que a indústria nacional enfrentava diversos problemas, como queda da produtividade do trabalho e aumento dos custos industriais.

Verifica-se também que o valor adicionado da indústria de alimentos e bebidas aumenta sua fatia em relação ao total da indústria de transformação entre 2007 e 2015 passando de 12,81% para 22,60% no período³ (PIA, 2016). Com relação à mão de obra ocupada no setor de alimentos e bebidas, em 2015, utilizando a CNAE 1.0, ou 95, o setor respondeu por 22,7% da mão de obra na indústria de transformação ou 1.659.311 (RAIS, 2017). Essa Indústria também contribui historicamente para balança comercial brasileira, apresentando superávits, mesmo quando esta última apresentou déficit, por exemplo em 2014, em que a balança comercial brasileira foi de aproximadamente -4 US\$ bi, enquanto a do setor de alimentos processados⁴ foi de aproximadamente US\$ 35,4 bi (ABIA, 2015).

Na região Sul, a atividade exerce elevada importância econômica, justificando a necessidade de identificar as aglomerações. A participação do VTI da indústria de alimentos e bebidas da Região Sul⁵, em relação ao VTI da indústria de transformação na região nos estados do Paraná, Santa

² Indivíduos vivendo com menos de US\$1,25 por dia são considerados como vivendo em extrema pobreza, já pobreza é caracterizada por indivíduos que vivem com valores entre US\$1,25 e US\$ 4,00.

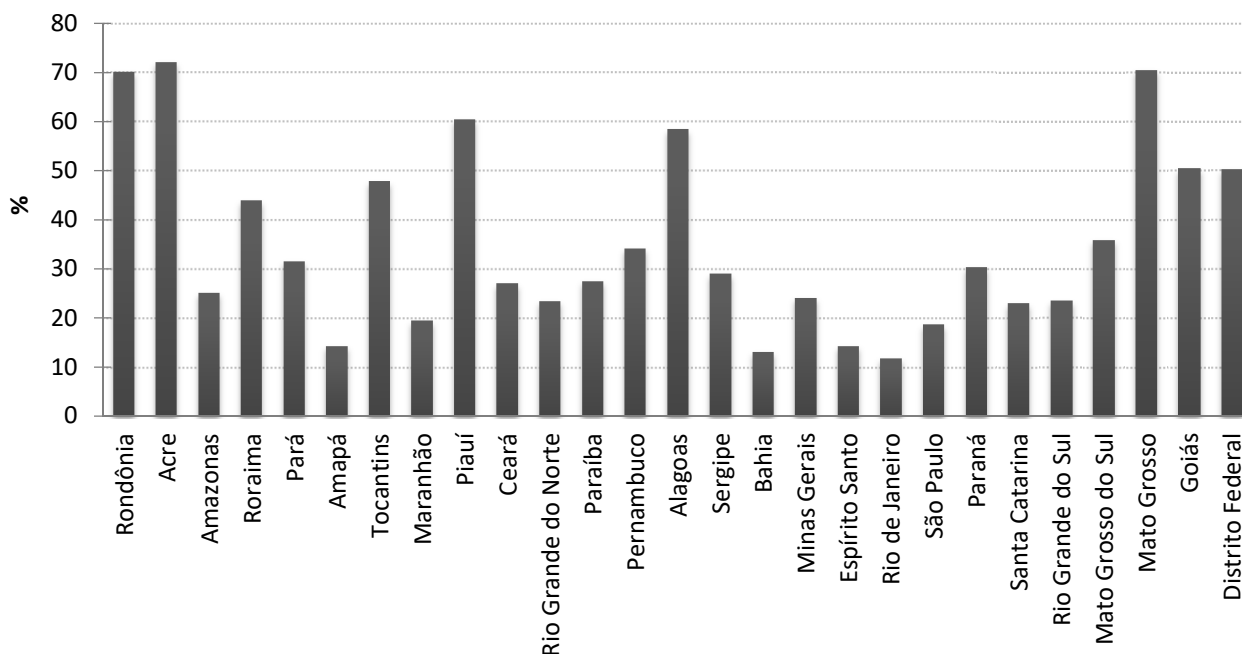
³ Considerando empresas industriais com 5 ou mais pessoas ocupadas.

⁴ Alimentos industrializados de valor agregado + alimentos semielaborados, *commodities* agroindustriais + carnes, suco de laranja, açúcar, farelo de soja, etc.

⁵ Calculado através da soma do valor da transformação industrial de fabricação de produtos alimentícios e fabricação de bebidas dividido pelo valor da transformação industrial das indústrias de transformação.

Catarina e Rio Grande do Sul, em 2015, considerando empresas industriais com 5 ou mais pessoas ocupadas, foi de respectivamente, 30,39%, 23,06% e 23,41%, conforme disposto na Figura 1 (PIA, 2016).

Figura 1 – Proporção do Valor da Transformação Industrial da indústria de alimentos e bebidas em relação ao VTI da Indústria de Transformação. Unidades da Federação – 2015



Fonte: Elaboração própria através dos dados da PIA (2016).

Por sua vez, na Tabela 1, é possível analisar o pessoal ocupado na indústria de alimentos e bebidas (vínculo ativo em 31/12), verifica-se que o estado que apresentou a maior taxa de crescimento entre os anos 1999 e 2015 foi o Paraná (176%), seguido por Santa Catarina (104%) e Rio Grande do Sul (66%). Em termos absolutos, o estado do Paraná torna-se o estado com o maior número de empregos no setor de alimentos e bebidas.

Tabela 1 – Pessoal ocupado e taxa de crescimento em relação ao ano 1999 da indústria de alimentos e bebidas nas Unidades Federativas da Região Sul - 1999, 2005, 2010, 2015

Ano	Paraná		Santa Catarina		Rio Grande do Sul	
	Total AB ⁶	Δ (%)	Total AB	Δ (%)	Total AB	Δ (%)
1999	69.680	-	54.709	-	81.824	-
2005	123.578	77,35	81.874	49,65	102.771	25,60
2010	166.379	138,78	100.815	84,27	122.523	49,74
2015	192.387	176,10	111.690	104,15	135.814	65,98

Fonte: Elaboração própria através dos dados da RAIS (2017) – CNAE 1.0.

A seguir, na próxima seção, discorre-se sobre o referencial teórico, relacionado a este tema de pesquisa.

⁶ AB = Indústria de alimentos e bebidas.

3. Referencial teórico

3.1. Aglomerações produtivas e desenvolvimento econômico local

Uma questão que sempre fora colocada em pauta pelos economistas é: quais os determinantes para que certa firma ou indústria se localize em determinada região? É em 1909 que Alfred Weber desenvolve o trabalho que é considerado a gênese da teoria da localização (LOPES; CAIXETA FILHO, 2000). Weber determina a localização da atividade industrial através de forças de atração (custos de transporte), considerando uma área de mercado consumidor e duas regiões fornecedoras de matéria prima, neste caso, o equilíbrio de tais forças determinava a localização da atividade industrial (LOPES; CAIXETA FILHO, 2000).

O primeiro autor a dar importância para aglomerações produtivas locais foi Marshall (1982), tecendo as bases para qualquer estudo vindouro sobre o tema. Segundo o autor, uma indústria concentrada em certa localidade é chamada de indústria localizada, sendo sua importância muito maior do que puramente o desenvolvimento regional, já que essa preparou gradualmente o caminho para muitos dos modernos avanços da divisão do trabalho e na tarefa de administração das empresas.

De acordo com Schmitz e Nadvi (1999), os teóricos que estudam as aglomerações produtivas geralmente as definem como concentração setorial/espacial de firmas. Nos países em desenvolvimento, os estudos de firmas de pequena escala começam a ganhar notoriedade quando se basearam nos distritos industriais da Europa, que conquistaram mercados internacionais e ficaram conhecidos no fim dos anos 1980 e começo dos anos 1990.

Posteriormente aos teóricos da teoria da localização, surge a chamada “Nova Geografia Econômica”. Dentre esses autores, de acordo com a literatura, podem-se destacar nomes como Krugman (1991), Krugman e Venables (1995) e Fujita e Thisse (2002). Segundo Krugman (1991), algumas forças agem no sentido de promover convergência ou divergência regional. De acordo com Céspedes (2011), a força centrípeta de Krugman (1991) é responsável pela aglomeração geográfica da atividade econômica e é tanto maior devido às economias de escala e aos gastos com bens industriais, por sua vez a força centrífuga é responsável por dispersão das empresas, geralmente devido ao efeito de concorrência entre as empresas e pela demanda por parte do setor agrícola.

Schmitz (1995) afirma que o agrupamento setorial e geográfico de pequenas firmas proporciona ganhos de eficiência que dificilmente ocorreriam na ausência dessas aglomerações. A eficiência coletiva seria o resultado de um processo interno no qual algumas empresas crescem e outras declinam. O agrupamento torna o mercado mais transparente, induz a rivalidade local e facilita ações coletivas para enfrentar problemas comuns, seja diretamente (instituições de autoajuda) ou indiretamente (Governo local) (SCHMITZ, 1995).

A aglomeração também pode ser indutora de industrialização, sendo especialmente importante em regiões pobres, além de facilitar a especialização produtiva, já que os produtores não precisariam de equipamentos para todas as etapas de produção (SCHMITZ; NADVI, 1999). Também pode incentivar *spillovers* positivos para as indústrias pertencentes a ela e para a economia local, devido aos retornos crescentes de escala na produção.

De maneira geral, os efeitos positivos, ou possíveis vantagens que podem ou não acontecer, a partir das aglomerações, poderiam ser representados por diminuição de custos de transporte, atração de trabalhadores qualificados e especializados, educação dos trabalhadores locais, provisão de produtos especializados em curto período de tempo, surgimento de fornecedores de insumos intermediários e de serviços especializados em questões técnicas, financeiras e contábeis (MARSHALL, 1982; SCHMITZ, 1995).

Porém, segundo Feldman (1999), a aglomeração, por si só, não causa o crescimento econômico, sendo necessário um intermediário: geração de inovação; existindo, ainda, íntima relação entre inovação e conhecimento. Neste sentido, o processo pelo qual a inovação implica em desenvolvimento econômico foi arduamente discutido por Schumpeter (1964). O autor define que o

desenvolvimento consiste primariamente em empregar recursos diferentes de uma maneira diferente, em fazer coisas novas com eles, independentemente de aqueles recursos crescerem ou não.

Nos estudos de Joseph Schumpeter, o termo “destruição criadora” foi empregado. Neste, as velhas empresas verificam que seus mercados foram destruídos ou reduzidos pelo aparecimento de produtos competitivos vendidos a preços menores e a economia tende então a entrar em recessão, com declínio da atividade inovadora; essa recessão é intensificada mais ainda com a necessidade de resgate dos empréstimos bancários que forçam os preços e a renda monetária a caírem, porém, os efeitos da destruição criadora e a queda dos preços e das rendas monetárias não são suficientes para provocar uma depressão em larga escala e, portanto, antes que transcorra muito tempo, o clima pode se tornar propício para novas atividades empresariais (MORICOCCHI; GONÇALVES, 1994).

Segundo Nonaka (1994), a inovação pode ser entendida como um processo no qual a organização cria e define problemas e, em seguida, desenvolve ativamente novos conhecimentos para resolvê-los. Griliches (1979) avalia como externalidades geográficas e setoriais, baseadas em conhecimento, afetariam a função de produção, tanto de uma firma quanto da própria produção de inovação.

Griliches (1979) define uma função de produção que leva em consideração os efeitos de transbordamento do conhecimento sobre o *output* da firma. Nesse caso, o conhecimento afetaria a quantidade produzida da respectiva firma. A função é definida por:

$$Y_i = BX_i^{1-\gamma} K_i^\gamma K_a^\mu \quad (1)$$

em que Y_i é a produção da firma, que depende de insumos tradicionais (X) como capital e trabalho, e de um capital de conhecimento específico, além do conhecimento agregado na indústria K_a ($K_a = \sum_i K_i$).

Segundo Howells (2002), o conhecimento pode ser definido como uma estrutura a partir da qual as informações podem ser compreendidas, armazenadas e processadas. Inovar, inventar e descobrir envolve o uso de conhecimentos existentes, mas muitas vezes também requer a aquisição de novos conhecimentos e isso implica em aprendizado (HOWELLS, 2002). Assim, além de utilizar conhecimentos existentes, a capacidade de aprender e também de acessar novos conhecimentos está intimamente ligada à geração de inovações.

O conhecimento é gerado a nível individual, porém as organizações, que induzem às interações, possuem papel fundamental na articulação e ampliação desse conhecimento, podendo ainda esse ser transmitido entre organizações (NONAKA, 1994). Desta forma, aglomerações produtivas poderiam também ampliar o conhecimento. Em indústrias nas quais o conhecimento tácito⁷ é presente, os *spillovers* tendem a se manifestar na proximidade geográfica (HOWELLS, 2002; LUNDVALL, 1996).

A partir da importância do conhecimento para as aglomerações produtivas, define-se o conceito de sistemas produtivos e inovativos locais - arranjos produtivos em que interdependência, articulação e vínculos consistentes resultam em interação, cooperação e aprendizagem (LASTRES; CASSIOLATO, 2005). Nestes, há potencial de gerar o incremento da capacidade inovativa endógena, da competitividade e do desenvolvimento local, sendo a proximidade ou a concentração geográfica entre agentes, elemento determinante na caracterização de tais arranjos (LASTRES; CASSIOLATO, 2005).

Caracterizado o conceito de aglomerações produtivas, a sua importância e o papel do conhecimento e da inovação para essas, a próxima subseção trata dos aspectos metodológicos empregados no trabalho.

⁷ Também conhecido como *Know-How*. Para aprendizado, é necessário treinamento, para que se possa aprender as habilidades e o conhecimento de maneira prática.

4. Metodologia

4.1. Aglomerações produtivas

Para identificar o surgimento de aglomerações produtivas locais, empregou-se a metodologia proposta por Crocco et al. (2006), ampliada através de análise exploratória de dados espaciais por Rodrigues et al. (2012). O autor sugere a construção e o uso do ICn para captar as forças aglomerativas, sendo esse a média ponderada de três índices:

QL_{ij} : Quociente locacional: um indicador de localização ou especialização em certa atividade, é calculado através de Haddad (1989):

$$QL_{ij} = \left(\frac{E_j^i/E_j}{E_{SUL}^i/E_{SUL}} \right) = \text{Quociente Locacional do setor } i \text{ na região } j. \quad (2)$$

em que E_j^i : emprego do setor i do município j ; E_j : emprego total do município j ; E_{SUL}^i : emprego do setor i da região Sul; E_{SUL} : emprego total na região Sul. Se o resultado do índice for maior do que 1, significa que a região possui especialização em determinado setor (CROCCO et al., 2006).

HHm_{ij} : Hirschman-Herfindahl modificado: que, segundo Crocco et al. (2006), pode ser expresso por:

$$HHm_{ij} = \left(\frac{E_j^i}{E_{SUL}^i} \right) - \left(\frac{E_j}{E_{SUL}} \right) \quad (3)$$

que compara o peso da estrutura produtiva (empregos) do setor i no município j em relação à estrutura produtiva do setor i na Região Sul com o peso da estrutura produtiva do município j na estrutura produtiva da Região Sul.

PR_{ij} : Peso Relativo, segundo Crocco et al. (2006), é expresso por:

$$PR_{ij} = \frac{E_j^i}{E_{SUL}^i} \quad (4)$$

utilizado para captar a importância relativa do município na Região Sul.

Cabe destacar que para a construção de cada indicador para a indústria de alimentos e bebidas foram utilizados todos os grupos de atividade dentro desta indústria, de acordo com Classificação Nacional de Atividade Econômica (CNAE 1.0). Assim, o ICn_{ij} é obtido através de combinação linear dos três indicadores padronizados, como na Equação (5) (HASENCLEVER e ZISSIMOS, 2006).

$$ICn_{ij} = \theta_1 QL_{ij} + \theta_2 HHm_{ij} + \theta_3 PR_{ij} \quad (5)$$

Para estimação dos pesos relativos à cada índice, foi utilizada a metodologia ACP (Análise de Componentes Principais), uma das técnicas mais antigas de análise multivariada (JOLLIFFE, 2002). A técnica permite verificar o percentual relativo da variância explicada por cada um dos três índices (CROCCO et al., 2006).

De forma prática, para a construção do ICn_{ij} , seguiram-se os seguintes passos: através da Análise de Componentes Principais, obtêm-se os autovalores da matriz de correlação e a variância explicada por cada componente principal, assim como a variância acumulada (Tabela 2).

Tabela 2 – Autovalores da matriz de correlação

Componente	Autovalor	Variância explicada pelo componente	Variância acumulada
1	λ_1	β_1	β_1
2	λ_2	β_2	$\beta_1 + \beta_2$
3	λ_3	β_3	$\beta_1 + \beta_2 + \beta_3$

Fonte: Elaboração própria com base em Crocco et al. (2006).

Após encontrar os autovalores da matriz de correlação, calculam-se os autovetores dessa matriz, como disposto na Tabela 3. Para encontrar a participação de cada variável em cada componente, realiza-se a operação disposta na Tabela 4.

Tabela 3 – Autovetores da matriz de correlação

Índice de Concentração	Componente 1	Componente 2	Componente 3
Ql	α_{11}	α_{12}	α_{13}
HH_m	α_{21}	α_{22}	α_{23}
PR	α_{31}	α_{32}	α_{33}

Fonte: Elaboração própria com base em Crocco et al. (2006).

Tabela 4 – Participação relativa de cada autovetor em determinado componente

Índice de Concentração	Componente 1	Componente 2	Componente 3
Ql	$\alpha'_{11} = \frac{ \alpha_{11} }{ \alpha_{11} + \alpha_{21} + \alpha_{31} }$	$\alpha'_{12} = \frac{ \alpha_{12} }{ \alpha_{12} + \alpha_{22} + \alpha_{32} }$	$\alpha'_{13} = \frac{ \alpha_{13} }{ \alpha_{13} + \alpha_{23} + \alpha_{33} }$
HH_m	$\alpha'_{21} = \frac{ \alpha_{21} }{ \alpha_{11} + \alpha_{21} + \alpha_{31} }$	$\alpha'_{22} = \frac{ \alpha_{22} }{ \alpha_{12} + \alpha_{22} + \alpha_{32} }$	$\alpha'_{23} = \frac{ \alpha_{23} }{ \alpha_{13} + \alpha_{23} + \alpha_{33} }$
PR	$\alpha'_{31} = \frac{ \alpha_{31} }{ \alpha_{11} + \alpha_{21} + \alpha_{31} }$	$\alpha'_{32} = \frac{ \alpha_{32} }{ \alpha_{12} + \alpha_{22} + \alpha_{32} }$	$\alpha'_{33} = \frac{ \alpha_{33} }{ \alpha_{13} + \alpha_{23} + \alpha_{33} }$

Fonte: Elaboração própria com base em Crocco et al. (2006).

O passo seguinte na construção do ICn_{ij} é multiplica-los pela variância explicada de cada componente, dispostas na Tabela 2. Por fim, somam-se os resultados encontrados para definir o peso de cada índice de concentração no ICn_{ij} , como disposto na Tabela 5.

Tabela 5 – Pesos finais do índice de concentração ICn_{ij}

Índice de Concentração	Pesos
Ql	$\theta_1 = \alpha'_{11}\beta_1 + \alpha'_{12}\beta_2 + \alpha'_{13}\beta_3$
HH_m	$\theta_2 = \alpha'_{21}\beta_1 + \alpha'_{22}\beta_2 + \alpha'_{23}\beta_3$
PR	$\theta_3 = \alpha'_{31}\beta_1 + \alpha'_{32}\beta_2 + \alpha'_{33}\beta_3$

Fonte: Elaboração própria com base em Crocco et al. (2006).

4.2. Análise exploratória de dados espaciais

Anselin (1999) apresenta a análise exploratória de dados espaciais (AEDE) como um conjunto de técnicas, para descobrir padrões espaciais (*clusters*), sugerir diferentes regimes espaciais e outras

formas de instabilidade espacial ou não estacionariedade espacial, sendo a autocorrelação uma das mais importantes ferramentas da AEDE⁸.

Para a análise de dados espaciais, é necessário definir o conceito de “matriz de pesos espaciais”, que expressa o arranjo espacial (topologia, contiguidade) dos dados. Segundo LeSage (1999), diversas matrizes de pesos espaciais podem definir a contiguidade entre as regiões, por exemplo: linear, linear dupla, torre, bispo e rainha. Porém, matrizes comumente utilizadas em estudos empíricos que levam em consideração aspectos de aglomeração industrial são torre e rainha⁹.

O estudo utiliza as estatísticas I de Moran global e local. A estatística I de Moran global baseada nas contribuições de Moran (1948), segundo Almeida (2012), é uma espécie de coeficiente de autocorrelação e pode ser descrita como:

$$I = \left(\frac{n}{So} \right) \left(\frac{z'Wz}{z'z} \right) \quad (6)$$

em que n representa o número de áreas; So é um escalar e corresponde à soma de todos os elementos de W . A variável z apresenta os valores da variável de interesse padronizado; Wz representa os valores médios da variável de interesse padronizada nos vizinhos, definidos segundo uma matriz de peso espacial W ; sendo os elementos da diagonal W_{ii} igual a 0, enquanto os elementos W_{ij} indicam a forma com que a região i está espacialmente conectada com a região j .

Valores de I maiores (ou menores) do que o valor esperado $E(I) = -1/(n - 1)$ significa que há autocorrelação espacial positiva (ou negativa) nos dados, no proposto estudo, essa estatística é realizada para os índices de concentração normalizados. Pelo fato de I de Moran ser uma estatística, deve ser verificada sua significância, através do pressuposto de aleatorização (ALMEIDA, 2012). Ou seja, a hipótese nula é de ausência de autocorrelação espacial e a hipótese alternativa é de presença de autocorrelação espacial. A partir do pseudo valor- p ¹⁰, é tomada uma decisão.

A outra estatística utilizada no trabalho foi o I de Moran local ou $LISA$ (*Local Indicators of Spatial Association*). Segundo Anselin (1995), o índice é uma decomposição do indicador global de autocorrelação na contribuição local¹¹ e deve satisfazer dois critérios: primeiro, para cada observação o $LISA$ deve oferecer uma indicação de *clusters* espaciais significantes de valores similares em torno da observação; segundo, a soma dos $LISA$ 'S para todas as observações é proporcional ao indicador de associação espacial global. De acordo com Anselin (1995), o indicador é dado por:

$$I_i = z_i \sum_{j=1}^n w_{ij} z_j \quad (7)$$

onde z_i é a variável analisada padronizada da região i , z_j é a variável analisada no seu vizinho j e w_{ij} é a matriz de peso espacial. Assim como no caso do I de Moran global, o resultado da estatística depende de seu valor em relação à esperança matemática. Deve-se verificar a significância e plotar os resultados no mapa para análise dos *clusters*.

⁸ Mostra o fenômeno em que similaridades locais (proximidade espacial) é acompanhada por valor de similaridade (correlação).

⁹ A primeira considera municípios que compartilham os lados com o município de interesse, já a segunda leva em consideração os municípios que compartilham os lados e os vértices com o município de interesse.

¹⁰ Indica a probabilidade de se rejeitar a hipótese nula sendo ela verdadeira.

¹¹ A contribuição local de cada observação é dividida em quatro categorias (AA, BB, AB, e BA), AA = *clusters* do tipo Alto-Alto; BB = *clusters* do tipo Baixo-Baixo; AB = *clusters* do tipo Alto-Baixo e BA = *clusters* do tipo Baixo-Alto.

4.3. Base de dados

Para desenvolvimento da pesquisa, utilizaram-se os dados de valor da transformação industrial da indústria de transformação e da indústria de alimentos e bebidas, tanto em nível nacional quando de unidades federativas, entre os anos 1996 e 2015, obtidos na Pesquisa Industrial Anual (PIA, 2016). Para análise da balança comercial, utilizaram-se dados da Associação Brasileira das Indústrias de Alimentação (ABIA, 2016) e do Agrostat (2018).

Dados sobre a mão de obra ocupada no setor de alimentos e bebidas, assim como seus estabelecimentos utilizados na construção do (*ICn*), foram obtidos pela Relação Anual de Informações Sociais (RAIS, 2017). Devido à indisponibilidade dos dados da CNAE 2.0 (Classificação Nacional de Atividade Econômica) antes de 2006 na RAIS, de forma agregada, utilizaram-se os dados da CNAE 1.0 (ou 95)¹². Assim, empregaram-se todos os grupos de atividade da CNAE 1.0 com as suas respectivas divisões na RAIS, utilizados para a definição do setor de alimentos e bebidas, sendo eles: “Abate e preparação de produtos de carne e de pescado”; “Processamento, preservação e produção de conservas de frutas, legumes e outros vegetais”; “Produção de óleos e gorduras vegetais e animais”, “Laticínios”, “Moagem, fabricação de produtos amiláceos e de rações balanceadas para animais”; “Fabricação e refino de açúcar”; “Torrefação e moagem de café”; “Fabricação de outros produtos alimentícios”; “Fabricação de bebidas”¹³.

5. Resultados e discussão

5.1. Análise dos resultados

Primeiramente, com o intuito de dispor os dados utilizados para a construção do índice de concentração normalizado, são apresentadas as estatísticas descritivas dos indicadores utilizados no presente estudo. Cabe destacar que esses resultados referem-se aos indicadores brutos, ou seja, sem a aplicação de filtros (número de empresas e valores negativos).

Da Tabela 6, verifica-se que o *Ql* apresentou um crescimento da média ao longo do período analisado, indicando aumento (médio) da especialização dos municípios da Região Sul no setor de alimentos e bebidas. Por outro lado, o índice *HHm* apresentou média próxima de zero em todos os anos, indicando que esse crescimento na especialização dos municípios não gerou uma concentração (média) estrutural do emprego no setor. O índice *PR* também não demonstrou variação, assim, na média, o peso dos municípios no estado (do setor) continua o mesmo. Por fim, a média do *ICn* aumentou com o tempo, acompanhando o crescimento no *Ql*.

Na Tabela 7, é possível observar o peso de cada índice de concentração utilizado na construção do *ICn*, a partir da Análise de Componentes Principais. Os resultados são próximos aos expostos por Crocco et al. (2006), 1/3 para cada índice. Assim, com a ponderação correta de cada índice, é possível encontrar resultados mais robustos, para avaliar a evolução das aglomerações produtivas.

Após a construção do índice, é necessário excluir os valores do *ICn* abaixo de zero, além dos municípios que não respeitaram um número mínimo de empresas (nos dois casos, optou-se por transformar os valores do *ICn* em zero), pois alta concentração de empregos em determinado município, no setor, poderia ser provida por um pequeno número de firmas concentradoras da mão de obra, não caracterizando aglomeração produtiva. O número mínimo de empresas foi definido em 5¹⁴, evitando, assim, a possibilidade de incorrer em densidade estrutural (RODRIGUES et al., 2012; CROCCO et al., 2006).

¹² Para algumas análises, foi realizada a compatibilização da CNAE 1.0 com a CNAE 2.0.

¹³ Dados do município de Pinto Bandeira – RS foram somados com os de Bento Gonçalves – RS, o mesmo acontece com os dados do município de Pescaria Brava – SC, somados com os de Laguna – SC e com o Balneário Rincão – SC, somados com os de Icará – SC. Esses municípios não existiam em 1999.

¹⁴ Crocco et al. (2006) propõem um número mínimo de 10 empresas, porém no caso da indústria de alimentos e bebidas esse número-corte é deveras elevado, uma vez que apenas do ano 2010 para 2015 houve 304 municípios que aumentaram o número de estabelecimentos, ainda que o número máximo de estabelecimentos nesses municípios fosse

Tabela 6 – Estatísticas descritivas dos indicadores *QI*, *HHm*, *PR* e *ICn* - 1999, 2000, 2005 e 2010

Variável	Observações	Média	Desvio-Padrão	Mínimo	Máximo
<i>QI</i> 99	1190	0,9706	1,8117	0,0000	17,3034
<i>HHm</i> 99	1190	0,0000	0,0041	-0,0850	0,0269
<i>PR</i> 99	1190	0,0008	0,0030	0,0000	0,0396
<i>ICn</i> 99	1190	0,2850	0,5322	-0,0002	5,0789
<i>QI</i> 05	1190	1,0394	1,9775	0,0000	15,9051
<i>HHm</i> 05	1190	0,0000	0,0039	-0,0817	0,0216
<i>PR</i> 05	1190	0,0008	0,0028	0,0000	0,0405
<i>ICn</i> 05	1190	0,2899	0,5518	-0,0002	4,4374
<i>QI</i> 10	1190	1,1477	2,1459	0,0000	16,2002
<i>HHm</i> 10	1190	0,0000	0,0038	-0,0792	0,0234
<i>PR</i> 10	1190	0,0008	0,0026	0,0000	0,0373
<i>ICn</i> 10	1190	0,3239	0,6058	-0,0001	4,5699
<i>QI</i> 15	1190	1,2434	2,1771	0,0000	15,1227
<i>HHm</i> 15	1190	0,0000	0,0039	-0,0823	0,0202
<i>PR</i> 15	1190	0,0008	0,0024	0,0000	0,0296
<i>ICn</i> 15	1190	0,3491	0,6114	-0,0002	4,2465

Fonte: Elaborado pelo autor através dos dados da pesquisa.

Tabela 7 – Pesos dos índices de concentração no *ICn* da Região Sul - 1999, 2005, 2010 e 2015

Ano	Índices de Concentração		
	<i>QI</i>	<i>HHm</i>	<i>PR</i>
1999	0,2933	0,3439	0,3628
2005	0,2786	0,3563	0,3650
2010	0,2819	0,3534	0,3646
2015	0,2805	0,3541	0,3654

Fonte: Elaborado pelos autores através dos dados da RAIS (2017).

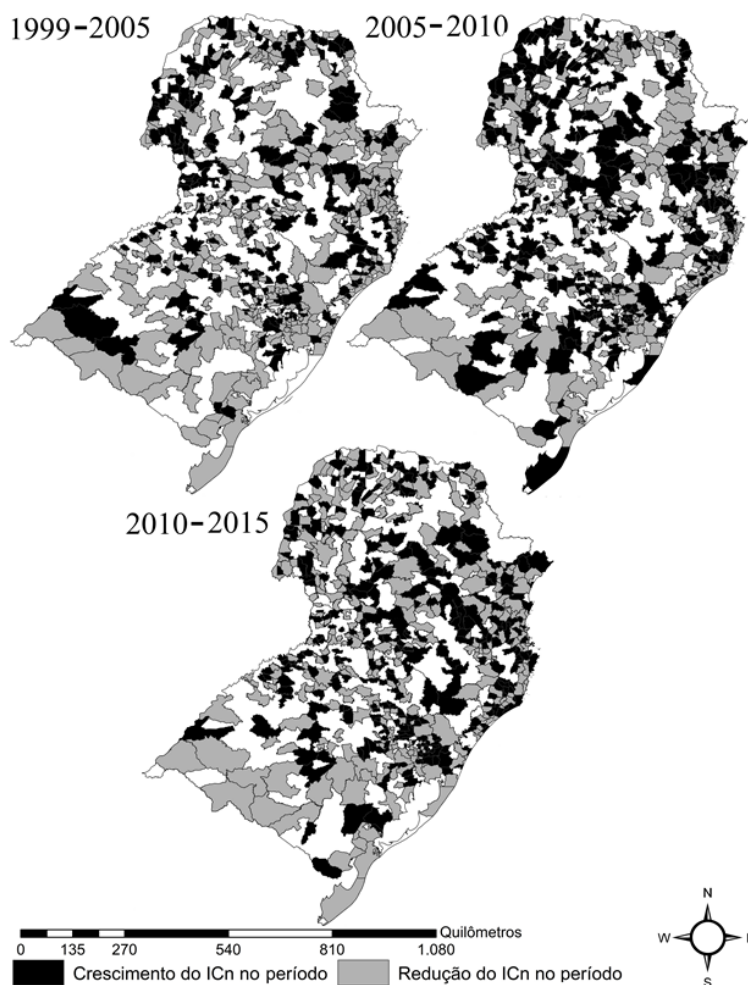
Após realização dos filtros propostos, é possível definir o número de municípios que pertenciam a concentrações empregatícias no setor de alimentos e bebidas na Região Sul, durante os anos 1999, 2005, 2010 e 2015, já que seus respectivos *ICn* foram positivos. Um quadro com os municípios de maiores *ICn*'s em cada ano de análise, após a realização dos filtros, está disposto no Quadro A.1 do Apêndice A. Em 1999, 451 municípios pertenciam a concentrações no setor, número que aumenta com o tempo, passando para 494 e 541, nos anos 2005 e 2010, respectivamente, e chegando a 573 no ano 2015, aumento de aproximadamente 27% entre 1999 e 2015. Além disso, através da Figura 1, é possível analisar os municípios que apresentaram aumento e redução do *ICn* no período de tempo analisado.

A partir da Figura 2, verifica-se que o *ICn* no período demonstrou-se bastante volátil, tendo em vista que algumas regiões que tiveram aumento no indicador em determinado período apresentaram redução em outro. Ainda assim, podem-se destacar alguns pontos dos resultados apresentados nos mapas. Entre os anos 1999 a 2005 e 2005 a 2010, o Paraná apresentou o melhor saldo de municípios (diferença entre número de municípios com aumento de *ICn* e número de municípios com redução de *ICn*) sendo esses de respectivamente -7 e 40.

menor do que 10. Desta maneira, o número de 10 empresas poderia não captar corretamente o surgimento das aglomerações produtivas.

Por sua vez, destaca-se saldo expressivamente negativo do estado do Rio Grande do Sul entre os anos 1999-2005 com resultado de -67. Apesar disso, o estado apresenta o melhor saldo entre os anos 2010-2015 (0). Considerando todo o período, o estado do Paraná apresentou saldo positivo de 18 municípios, ou seja, mais municípios apresentaram aumento de *ICn* entre 1999 e 2015 do que diminuição. Por sua vez, os estados de Rio Grande do Sul e Santa Catarina, apresentaram um saldo de -41 e -24, demonstrando possível perda de concentrações empregatícias e aglomerações produtivas no período estudado.

Figura 2 – Mapas de variação do *ICn* nos municípios da Região Sul entre 1999 e 2015



Fonte: Elaborado pelos autores através dos dados da RAIS (2017).

Apesar desses resultados, é necessário analisar como o *ICn* se distribui espacialmente, ou seja, se de fato as concentrações empregatícias caracterizam-se em aglomerações. Em muitos casos, as atividades produtivas ultrapassam os limites administrativos dos municípios (RODRIGUES et al., 2012).

Com este intuito, são dispostos, na Tabela 8, os resultados do índice *I* de Moran global¹⁵, para os anos de 1999, 2005, 2010 e 2015. Em todos os anos, o resultado do *I* de Moran global foi maior do que o valor esperado: -0,008, confirmando a existência de autocorrelação espacial positiva nos dados, assim, municípios com alto (baixo) índice de concentração normalizado são vizinhos de municípios com também alto (baixo) *ICn*, caracterizando aglomerações no setor. Para verificar a localização e o número dos *clusters* da variável *ICn*, utilizou-se o índice *I* de Moran local, ou *Lisa*.

¹⁵ Este estudo optou por utilizar a matriz Rainha, devido aos índices de Moran significativos e positivos, além de a diferença entre as duas matrizes (torre) ter sido baixa. O *ICn* utilizado na análise considerou até 15 casas decimais.

A Figura 3 dispõe das aglomerações produtivas da indústria alimentícia e de bebidas nos anos 1999, 2005, 2010 e 2015.

Tabela 8 – Índice *I* de Moran Global para a Região Sul - 1999, 2005, 2010 e 2015

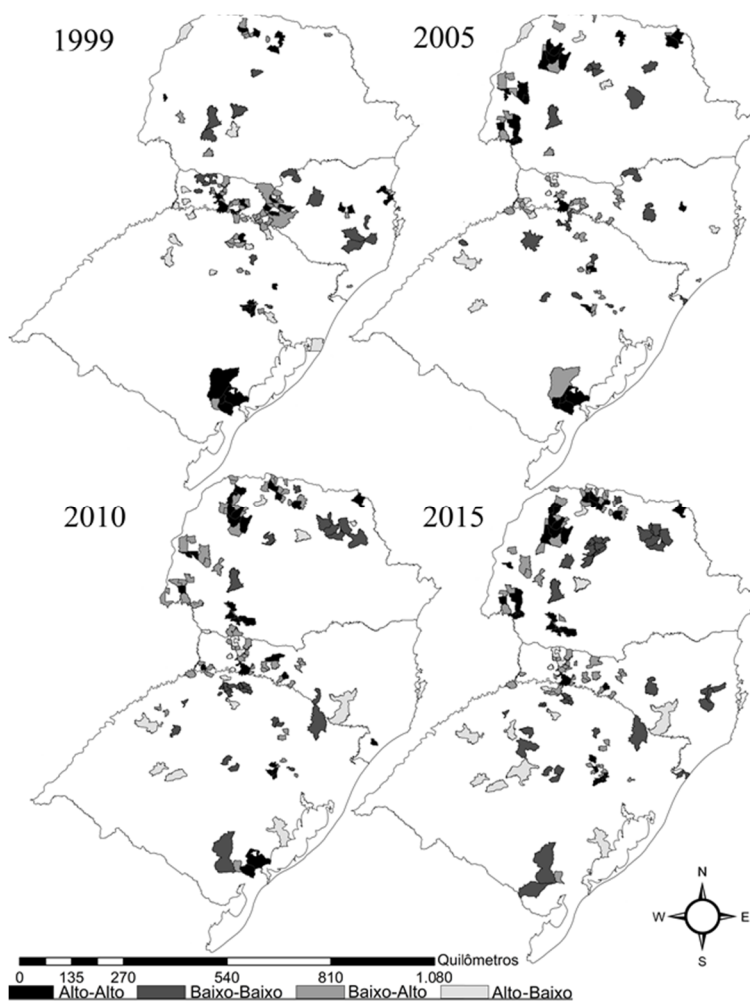
Ano	<i>I</i> de Moran Global	Valor-P
1999	0,0658	0,0010
2005	0,0498	0,0040
2010	0,0933	0,0010
2015	0,0943	0,0010

Nota: Pseudo-significância baseada em 999 permutações aleatórias.

Fonte: Elaborado pelos autores através dos dados da RAIS (2017).

De acordo com a Figura 3, no ano 1999, período de flexibilização cambial, existiam 31 municípios pertencentes a aglomerações do tipo Alto-Alto da indústria de alimentos e bebidas na Região Sul. Nesse ano, a maioria dos *clusters* se localizaram nos estados do Rio Grande do Sul (13) e Santa Catarina (13), seguidos pelo Paraná (5). No Rio Grande do Sul, as mesorregiões que se destacaram foram do Sudeste e do Centro Oriental Rio-Grandense. No estado de Santa Catarina, os municípios com aglomerações produtivas se concentraram principalmente na mesorregião Oeste Catarinense e no Vale do Itajaí. Por fim, no Paraná, a mesorregião de destaque foi o Norte Central Paranaense.

Figura 3 – Mapas de Aglomerações nos municípios da Região Sul. 1999, 2005, 2010 e 2015



Fonte: Elaborado pelos autores através dos dados da RAIS (2017).

Em 2005, há uma queda da autocorrelação espacial, notada tanto pela estatística *I* de Moran global, quanto pelo número de *clusters* AA (25). Além disso, houve reestruturação da localização das aglomerações produtivas do setor na Região Sul, tendo o estado do Paraná o maior número de aglomerações (16), seguido pelo Rio Grande do Sul (7) e por Santa Catarina (2).

No ano 2010, o Paraná continua com o maior número de aglomerações produtivas no setor, com 17 *clusters* AA, seguido por Rio Grande do Sul (6) e Santa Catarina (5). Por fim, no ano de 2015, o resultado se mantém, Paraná com 22 municípios pertencentes a aglomerações, seguido por Rio Grande do Sul (6) e Santa Catarina (2). No Paraná, as aglomerações se concentraram nas Mesorregiões Sudoeste, Oeste, Noroeste e Norte Central Paranaense, tendo apresentado efeito transbordamento nas três últimas mesorregiões em comparação ao ano de 2010. Santa Catarina, em 2015, não apresentou regiões de destaque para as aglomerações. Rio Grande do Sul mantém aglomeração na mesorregião Centro Oriental.

Fica evidente pelo aumento do número de *clusters* verificados no Paraná, que no estado as aglomerações induziram a uma industrialização “localizada” do setor em seus municípios, pois os municípios pertencentes a aglomerações nesse estado aumentaram, geralmente em torno de aglomerações já existentes (*ICn*) baseia-se principalmente no emprego industrial). Essa indicação de industrialização está de acordo com o proposto por SCHMITZ e NADVI (1999).

O Paraná parece ter apresentado ao setor os diversos requisitos para concentrar e expandir as indústrias em certas localidades, os municípios pertencentes às aglomerações no estado, no ano de 2015, apresentaram crescimento de aproximadamente 395,77% no emprego no setor, se comparados ao ano de 1999. Verifica-se, assim, aproveitamento da mão de obra, que pode impactar sobre a geração de renda e no crescimento econômico e desenvolvimento local. Porém, é necessário identificar os possíveis determinantes do aumento relativo do número de aglomerações produtivas no estado do Paraná vis-à-vis aos de Santa Catarina e do Rio Grande do Sul.

5.2. Possíveis determinantes das aglomerações

Esta seção tem por objetivo avaliar os possíveis determinantes para os resultados encontrados. Destaca-se que alguns destes poderiam ser a modernização e a reestruturação na direção de setores alimentares mais dinâmicos, verificados pela literatura (complexo soja e abate de animais) (RODRIGUES et al., 2006). Desta forma, é possível que os municípios que antes não formavam aglomerações realocaram a mão de obra, em setores mais lucrativos, ou que apresentaram algum tipo de vantagem competitiva, naquela região, o que poderia induzir às aglomerações. Através da Tabela 9, nota-se que de 1999 a 2015 houve intensificação e reestruturação da alocação da mão de obra nos municípios pertencentes a aglomerações, em 2015, no Paraná, em direção a dois grupos de atividades, sendo eles: “Abate e Fabricação de Produtos de Carne” e “Fabricação e Refino de Açúcar”, em conjunto, no ano de 2015, representaram aproximadamente 81% do emprego no setor de alimentos e bebidas nesses municípios.

Além disso, quatorze dos vinte e dois municípios presentes em aglomerações no Paraná em 2015 apresentaram maioria de emprego na soma dos dois grupos, resultado maior do que pela soma dos nove demais setores. Esses municípios formam dois *clusters* importantes verificados no mapa de aglomerações do ano 2015, um na Mesorregião Noroeste formado pelos municípios Cianorte, Cidade Gaúcha, Cruzeiro do Oeste, Rondon e Tapejara; e outro na Mesorregião Norte Central, formado pelos municípios de Colorado, Paracity¹⁶, Rolândia e Santa Fé. Sendo assim, os municípios com grande número de empregos nessas atividades (relativamente) influenciaram na formação das aglomerações.

Segundo Bulhões (2008), a Mesorregião Norte Central, nos anos 2000, era a segunda mais importante em relação ao valor adicionado industrial do estado, perdendo apenas para a Mesorregião Metropolitana de Curitiba, destacando-se exatamente no setor de alimentos e bebidas,

¹⁶ O município faz parte da região noroeste, porém está inserido no *cluster* dos municípios da região Norte Central.

a grande vantagem competitiva do setor pode estar atrelada ao fato de que a localização das agroindústrias está próxima das matérias primas.

Tabela 9 – Porcentagem da mão de obra ocupada por grupo de atividade em relação à mão de obra ocupada na indústria de alimentos e bebidas - municípios pertencentes a aglomerações - 1999 e 2015

Grupo CNAE 2.0	CNAE 1.0 ¹⁷		CNAE 2.0
	1999	2015	2015
Abate e fabricação de produtos de carne	26,3724	48,7800	48,7800
Preservação do pescado e fabricação de produtos do pescado	-	0,0000	0,0000
Fabricação de conservas de frutas, legumes e outros vegetais	1,9137	0,4339	0,4339
Fabricação de óleos e produtos vegetais e animais	1,2851	0,6086	0,6086
Laticínios	10,1551	3,8403	3,8403
Moagem, fabricação de produtos amiláceos e de rações balanceadas para animais	12,9627	6,0915	6,0915
Fabricação e refino de açúcar	17,4605	32,2354	32,2354
Torrefação e moagem de café	4,7772	1,2313	1,2313
Fabricação de outros produtos alimentícios	22,3914	6,4775	6,4775
Fabricação de bebidas alcoólicas	2,6819	0,3015	0,0169
Fabricação de bebidas não alcoólicas	-	-	0,2846

Fonte: Elaborado pelos autores através dos dados da RAIS (2017).

Em relação à mesorregião Noroeste, segundo Migliorini (2006), essa concentra a produção do setor sucroalcooleiro do estado. A região detém a maior área plantada de cana de açúcar do Paraná e maior aptidão para o desenvolvimento da cultura, tendo apresentado crescimento da cana direcionada para a indústria, incentivada principalmente por suas características edafoclimáticas e pela busca ou presença de rentabilidade no setor, em que muitas vezes as unidades produtoras de açúcar e álcool encontram-se em pequenos municípios (IPARDES, 2004; DELGADO, 2012; RIBEIRO; RIBEIRO, 2009; TSCHÁ et al., 2010).

Além disso, é necessário avaliar individualmente o peso dos grupos de atividade “Abate e Fabricação de Produtos de Carne” e “Fabricação e Refino de Açúcar”, entre os municípios que apresentaram maioria de emprego, na soma de tais municípios, verificando, assim, qual foi o grupo responsável para que o município fizesse parte de uma aglomeração produtiva. Pode-se dividir os quatorze municípios em dois grupos, um em que o grupo de atividade “Abate e Fabricação de Produtos de Carne” demonstrou maior importância em relação à mão de obra do município e outro em que o grupo de atividade “Fabricação e Refino de açúcar” deteve maior importância. No primeiro grupo, estão os municípios de Capanema, Cianorte, Cruzeiro do Oeste, Itapejara do Oeste, Jacarézinho, Medianeira, Nova Santa Rosa, Rolândia e Santa Fé. Por sua vez, no segundo grupo, encontram-se os municípios de Cidade Gaúcha, Colorado, Paranacity, Rondon e Tapejara.

A Tabela 10 dispõe da evolução no número de mão de obra ocupada e de estabelecimentos de usinas que produzem e refinam açúcar, nos municípios que apresentaram maior importância relativa nesse grupo de atividade. Verifica-se baixo número de aumento de usinas sucroalcooleiras, típico de um setor que necessita de elevados investimentos, porém os municípios de Cidade Gaúcha e Tapejara não produziam ou refinavam açúcar em 1999, entretanto, em 2015, passam a empregar elevada mão de obra no setor, possivelmente influenciados pelas características edafoclimáticas da região e pela absorção de conhecimento da usina localizada no município vizinho, em Tapejara.

¹⁷ Para os grupos da CNAE 1.0, os setores “Abate e fabricação de produtos de carne” e “Preservação do pescado e fabricação de produtos do pescado” eram formados por apenas um grupo chamado “Abate e preparação de produtos de carne e de pescado”. Os setores “Fabricação de bebidas alcoólicas” e “Fabricação de bebidas não alcoólicas” eram formados por apenas um grupo chamado “Fabricação de bebidas”.

Tabela 10 – Número de estabelecimentos e mão de obra ocupada nos municípios pertencentes a aglomerações e com maior importância relativa da mão de obra no grupo de atividade “Fabricação e refino de açúcar” - 1999 e 2015

Município	Mão de obra ocupada		Estabelecimentos	
	1999	2015	1999	2015
Colorado	576	3.557	2	1
Cidade Gaúcha	0	1.500	0	1
Paranacity	187	2.017	1	2
Rondon	0	1.304	0	1
Tapejara	168	2.597	1	1
Total	931	10.975	4	6

Fonte: Elaborado pelos autores através dos dados da RAIS (2017).

Por sua vez, o grupo de atividade “Abate e fabricação de produtos de carne” se divide em três classes de produtos industriais¹⁸. A Tabela 11 traz a mão de obra ocupada em cada classe industrial e a proporção em relação à produção no setor de alimentos e bebidas nos municípios pertencentes a aglomerações e que apresentaram maior importância relativa no grupo de atividade “Abate e fabricação de produtos de carne”.

Tabela 11 – Mão de obra ocupada e proporção em relação à mão de obra no setor de alimentos e bebidas nos municípios pertencentes a aglomerações e maior importância relativa no grupo de atividade “Abate e fabricação de produtos de carne” - Classes industriais da CNAE 2.0 - 2015

Município	Abate de reses, exceto suínos	Proporção em relação indústria de AB (em %)	Abate de suínos, aves e outro animais pequenos	Proporção em relação indústria de AB (em %)	Fabricação de produtos de carne	Proporção em relação indústria de AB (em %)
Capanema	10	1,1990	739	88,6091	0	-
Cianorte	0	-	2211	63,6259	24	0,6906
Cruzeiro do Oeste	950	64,5380	1	0,0679	79	5,3668
Itapejara do Oeste	42	3,0129	0	0	1.082	77,6184
Jacarézinho	0	-	765	55,0756	87	6,2635
Medianeira	4	0,0839	3908	81,9803	15	0,3147
Nova Santa Rosa	40	32,2581	0	-	31	25,0000
Rolândia	61	0,9143	4485	73,2164	0	-
Santa Fé	0	-	478	85,8169	0	-

Fonte: Elaborado pelos autores através dos dados da RAIS (2017).

Verifica-se que o município de Cruzeiro do Oeste é importante em relação à ocupação de mão de obra na classe industrial “Abate de reses, exceto suínos”. Por sua vez, o município de Itapejara do Oeste é importante na classe “Fabricação de produtos de carne”. Por fim, Capanema, Cianorte, Jacarézinho, Medianeira, Rolândia e Santa Fé são importantes no “Abate de pequenos animais”, sendo que, com exceção de Jacarézinho e Medianeira, a totalidade da mão de obra ocupada nesses municípios nessa classe se refere ao abate de aves (subclasse).

Com a análise pormenorizada dos grupos de atividade e das classes industriais em que as aglomerações se basearam, rejeita-se a possibilidade de o ICN ser uma variável “antitecnológica”, uma vez que o emprego poderia ser maior exatamente pela baixa produtividade/competitividade das

¹⁸ “Abate de reses, exceto suínos”, “Abate de suínos, aves e outros animais pequenos” e “Fabricação de produtos de carne”.

firmas. Porém, como avaliado, os municípios pertencentes a aglomerações concentraram empregos nos grupos de atividade “Fabricação e Refino de Açúcar” e “Abate e Fabricação de Produtos de Carne”. No primeiro, o Brasil apresenta elevada produtividade e competitividade, apresentando os menores custos de produção do mundo (GONÇALVES, 2005). No segundo, principalmente no abate de aves, a intervenção de mão de obra humana é mínima, apresentando, assim, elevado grau de mecanização (TOMBOLO; COSTA, 2006).

A relação da importância de cada grupo de atividade da CNAE 1.0 na indústria de alimentos e bebidas nos municípios pertencentes a aglomerações nos estados do Rio Grande do Sul e Santa Catarina em 1999 pode ser visualizada na Tabela 12. A partir desta, verifica-se que mais uma vez o grupo “Abate e preparação de produtos de carne” (agora somado ao pescado) exerceu grande influência para que esses municípios estivessem aglomerados no ano 1999.

Tabela 12 – Porcentagem da mão de obra ocupada por grupo de atividade em relação à mão de obra ocupada na indústria de alimentos e bebidas. - Municípios pertencentes a aglomerações no Rio Grande do Sul e Santa Catarina, 1999

Grupos CNAE 1.0	RS	SC
Abate e preparação de produtos de carne e pescado	32,6484	77,7518
Processamento, preservação e produção de conservas de frutas, legumes e outros vegetais	25,7546	0,7177
Produção de óleos e gorduras vegetais e animais	1,8673	1,1241
Laticínios	4,4040	3,9689
Moagem, fabricação de produtos amiláceos e de rações balanceadas para animais	15,7352	7,9118
Fabricação e refino de açúcar	0	0
Torrefação e moagem de café	0,1004	0,0605
Fabricação de outros produtos alimentícios	13,8679	6,7185
Fabricação de bebidas	5,6221	1,7466

Fonte: Elaborado pelos autores através dos dados da RAIS (2017).

Assim, pode-se destacar um determinante referente à presença de aglomerações no estado do Paraná vis-à-vis Santa Catarina e Rio Grande do Sul. No Paraná, os municípios que apresentaram aglomerações eram de relativo pequeno porte e a indústria de alimentos e bebidas representou elevada proporção no emprego de mão de obra, por sua vez, os municípios que antes formavam aglomerações em Santa Catarina e no Rio Grande do Sul apresentaram maior diversificação produtiva ao longo do tempo. Nos municípios pertencentes a aglomerações no Paraná no ano de 2015, 28,30% da mão de obra ocupada estava alocada no setor de alimentos e bebidas. No Rio Grande do Sul e em Santa Catarina, levando em consideração os municípios das aglomerações no ano 1999, em 2015, a proporção da mão de obra municipal alocada no setor de alimentos e bebidas era de, respectivamente, 11,38% e 10,38%.

Outro provável determinante para o aumento do emprego no setor em municípios pequenos do Paraná, principalmente no grupo “Abate e Fabricação de Produtos de Carne”, é uma possível vantagem de custo em relação à alimentação animal, ou seja, na etapa agropecuária, já que, de acordo com a literatura, no Oeste Catarinense, há tempos verifica-se um esgotamento da fertilidade do solo, devido principalmente à grande produção de suínos. Esse esgotamento provoca queda na produção local de milho, o que impacta no custo de alimentação dos animais (PLEIN, 2006).

Além disso, conforme proposto por Marshall (1982) e Krugman (1991), custos de transporte e menor distância em relação à matéria-prima podem ser determinantes para o surgimento das aglomerações. As vantagens edafoclimáticas provavelmente também apresentaram impacto sobre as aglomerações e o ambiente inovativo e de aprendizado gerado, após o sucesso de algumas indústrias, pode ter incentivado a expansão dessas aglomerações, com aumento do emprego no setor (HOWELLS, 2002; SCHMITZ, 1995; LUNDEVALL, 1996).

6. Conclusão

O presente estudo teve como objetivo principal identificar e analisar a evolução das aglomerações produtivas da indústria de alimentos e bebidas na Região Sul nos anos 1999, 2005, 2010 e 2015; uma indústria que sempre apresentou elevada importância relativa para o desenvolvimento econômico e industrial brasileiro e ainda hoje detém enorme peso na estrutura produtiva brasileira.

De posse do índice de concentração normalizado, utilizou-se a estatística I de Moran que demonstrou que o índice apresentava autocorrelação espacial positiva. Posteriormente, aplicou-se a estatística LISA. De acordo com os resultados, no ano de 1999, os estados com o maior número de aglomerações foram Rio Grande do Sul (13) e Santa Catarina (13), seguidos pelo Paraná (5). Porém, a partir de 2005, nota-se um reordenamento geográfico dos *clusters*, passando o estado do Paraná a apresentar o maior número de aglomerações. Em 2015, o estado do Paraná detinha 22 municípios pertencentes a aglomerações produtivas, enquanto Rio Grande do Sul e Santa Catarina detinham respectivamente 6 e 2 municípios.

Um dos possíveis determinantes para o maior número de aglomerações produtivas no estado do Paraná nos últimos anos da análise foi o aprofundamento e a especialização dos municípios pertencentes a tais aglomerações em dois grupos de atividade, “Abate e Fabricação de Produtos de Carne” e “Fabricação e Refino de Açúcar”. Em análise complementar, foi possível identificar a localização dos municípios com maioria de empregos nesses grupos em relação à indústria de alimentos e bebidas. Esses se encontraram na Mesorregião Noroeste e na Mesorregião Norte Central, demonstrando a importância que tais grupos de atividade exerceram sobre as aglomerações verificadas na indústria de alimentos e bebidas.

Os resultados obtidos podem ajudar com informações relevantes para a tomada de políticas públicas, uma vez que se podem incentivar as aglomerações incipientes e não as que já estão estabelecidas e conhecidas pela população, podendo gerar *spillovers* ainda maiores, através da atração de empresas, difusão de inovação e encadeamentos produtivos para trás e para frente, o que em última instância poderia potencializar o crescimento econômico da região.

Para pesquisas futuras, deve-se continuar a pesquisa para verificar se o Paraná continuará como protagonista das aglomerações produtivas no setor, realizando, por exemplo, a análise em relação ao emprego na indústria de transformação. Além disso, é necessário, analisar como a presença de aglomerações produtivas atua sobre o crescimento econômico dos municípios, através de modelos econométricos que possam medir a influência dessas aglomerações sobre o PIB *per capita* dos municípios.

Referências

- ABIA – Associação Brasileira das Indústrias da Alimentação. *Relatório Anual 2015*. São Paulo: ABIA, 2015.
- ABIA – Associação Brasileira das Indústrias da Alimentação. *Relatório Anual 2016*. São Paulo: ABIA, 2016.
- ABREU, A.; GIOVANINI, D. A. Formas de inserção produtiva das micro e pequenas empresas de alimentos da região de Marília. *Revista Eletrônica de Graduação do Univem*, v. 1, p. 123-143, 2008.
- AGROSTAT – Estatísticas de Comércio Exterior do Agronegócio Brasileiro. Disponível em: <http://sistemasweb.agricultura.gov.br/pages/AGROSTAT.html>. Acesso em: 26 de setembro, 2018.
- ALMEIDA, E. *Econometria espacial*. Campinas: Alínea, 2012.

- ANSELIN, L. Interactive techniques and exploratory spatial data analysis. LONGLEY, P.A.; GOODCHILD, M. F.; MAGUIRE, D. J.; WIND, D. W. (ed.). *Geographical information system: principles, techniques, management and applications*. New York: Wiley, 1999. p 253-365.
- ANSELIN, L. Local Indicators of Spatial Association – LISA. *Geographical Analysis*, v. 27, n. 2, p. 93-115, 1995.
- BULHÕES, R. Análise da estrutura produtiva da economia paranaense sob um enfoque regional. *Economia & Tecnologia*, v. 15, p. 77-84, 2008.
- CÉSPEDES, C. H. R. A integração da nova geografia econômica com o crescimento econômico, NEGG: uma proposta de estudo. In: Encontro de Economia da Região Sul, 14, 2011. *Anais...* Florianópolis: ANPEC, 2011.
- CROCCO, M. A.; GALINARI, R.; SANTOS, F.; LEMOS, M. B.; SIMÕES, R. Metodologia de identificação de aglomerações produtivas locais. *Nova Economia*, v. 16, n. 2, p. 211-241, 2006.
- DELGADO, P. R. Evolução e perfil do emprego no setor sucroalcooleiro paranaense. *Caderno IPARDES*, v. 2, p. 44-57, 2012.
- FAO – Food and Agriculture Organization of the United Nations. *Perspectivas Agrícolas no Brasil: desafios da agricultura brasileira, 2015-2024*. Capítulo Brasil. 2015. Disponível em: <https://www.fao.org.br/download/PA20142015CB.pdf>. Acesso em: 10 de fevereiro de 2016.
- FELDMAN, M. P. The new economics of innovation spillovers and agglomeration: a review of empirical studies. *Economics of Innovation and New Technology*, v. 8, n. 1, p. 5–26, 1999.
- FUJITA, M.; THISSE, J. F. *Economics of agglomeration: cities, industrial location and regional growth*. Cambridge: Cambridge University Press, 2002.
- GONÇALVES, D. B. *Mar de canal, deserto verde? Dilemas do desenvolvimento sustentável na produção canavieira paulista*. Tese (Doutorado em Engenharia de Produção) – Centro de Ciências Exatas e de Tecnologia, Universidade Federal de São Carlos. São Carlos, 2005.
- GRILICHES, Z. Issues in assessing the contribution of R&D to productivity growth. *Bell Journal of Economics*, v. 10, n. 1, p. 92-116, 1979.
- HADDAD, P. R. (org.). *Economia regional, teorias e métodos de análise*. Fortaleza: BNB/ETENE, 1989.
- HASENCLEVER, L.; ZISSIMOS, I. A evolução das configurações produtivas locais no Brasil: uma revisão da literatura. *Estudos Econômicos*, v. 36, n. 3, p. 407-433, 2006.
- HOWELLS, J. R. L. Tacit knowledge, innovation and economic geography. *Urban Studies*, v. 39, n. 5, p. 871-884, 2002.
- IPARDES – Instituto Paranaense de Desenvolvimento Econômico e Social. *Leituras regionais: Mesorregiões geográficas paranaenses*. Curitiba: IPARDES-BRDE, 2004.
- JOLLIFFE, I. T. *Principal component analysis*. 2nd ed. Berlin: Springer Verlag, 2002.
- KRUGMAN, P. Increasing returns and economic geography. *Journal of Political Economy*, v. 99, n. 3, p. 483-499, 1991.
- KRUGMAN, P.; VENABLES, A. J. Globalization and the inequality of nations. *The Quarterly Journal of Economics*, v. 110, n. 4, p. 857-880, 1995.

- LASTRES, H. H. M.; CASSIOLATO, J. E. *Glossário de arranjos e sistemas produtivos e inovativos locais*. Rio de Janeiro: REDESIST, 2005.
- LESAGE, J. P. *The theory and practice of spatial econometrics*. University of Toledo. Toledo, 1999.
- LOPES, R. L.; CAIXETA FILHO, J. V. Suinocultura no estado de Goiás: aplicação de um modelo de localização. *Pesquisa Operacional*, v. 20, n. 2, p. 213-232, 2000.
- LUNDEVALL, B. A. *The Social Dimension of the Learning Economy*. Copenhagen Business School, Department of Industrial Economics and Strategy/Aalborg University, 1996. (DRUID Working Papers, n. 96-1).
- MARSHALL, A. *Princípios de economia: tratado introdutório*. São Paulo: Abril Cultural, 1982.
- MIGLIORINI, S. M. S. Indústria paranaense: formação, transformação econômica a partir da década de 1960 e distribuição espacial da indústria no início do século XXI. *Revista Geografar*, v. 1, n. 1, p. 62-80, 2006.
- MORAN, P. The interpretation of statistical maps. *Journal of the Royal Statistical Society B*, v. 10, n. 2, p. 243-251, 1948.
- MORICOCCHI, L.; GONÇALVES, J. S. Teoria do desenvolvimento econômico de Schumpeter: uma revisão crítica. *Informações Econômicas*, v. 24, n. 8, p. 27-36, 1994.
- NONAKA, I. A Dynamic theory of organizational knowledge creation. *Organization Science*, v. 5, n. 1, p. 14-37, 1994.
- PIA – Pesquisa Industrial Anual. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), 2016. Disponível em: <<https://sidra.ibge.gov.br/pesquisa/pia-empresa/quadros/brasil/2016>>. Acessado em: 05 de maio 2019.
- PLEIN, C. A modernização da agricultura brasileira e seus efeitos sobre a agricultura familiar no Oeste Catarinense. *Faz Ciência*, v. 8, n. 1, p. 35-72, 2006.
- RAIS – Relação Anual de Informações Sociais. Ministério do Trabalho e Emprego. Disponível em: <http://pdet.mte.gov.br/aceso-online-as-bases-de-dados/>. Acesso em: 11 de fevereiro de 2017.
- RIBEIRO, V. H.; RIBEIRO, P. S. Considerações sobre a industrialização Paranaense e novas dinâmicas em pequenas cidades. *Geoiंगा: Revista do Programa de Pós-Graduação em Geografia*, v. 1, n. 2, p. 69-90, 2009.
- RODRIGUES, M. A.; MONTEIRO, W. F.; CAMPOS, A. C.; PARRÉ, J. L. Identificação e análise especial das aglomerações produtivas do setor de confecções na região Sul. *Economia Aplicada*, v. 16, n. 2, p. 311-338, 2012.
- RODRIGUES, R. L.; MORETTO, A. C.; SESSO FILHO, U. A.; KURESKI, R. Setores alimentares e relações produtivas no sistema inter-regional Paraná-Restante do Brasil. *Revista Paranaense de Desenvolvimento*, v. 110, p. 7-29, 2006.
- SCHMITZ, H. Collective efficiency: Growth path for small-scale industry. *The Journal of Development Studies*, v. 31, n. 4, p. 529-566, 1995.
- SCHMITZ, H.; NADVI, K. Clustering and industrialization: introduction. *World Development*, v. 27, n. 9, p. 1503-1514, 1999.
- SCHUMPETER, J. A. *Theorie der wirtschaftlichen entwicklung*. Berlin: Dunker & Humblot, 1964.
- Revista Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos*, v. 13, n. 1, p. 119-140, 2019

- TOLEDO, J. C.; BORRÁS, M. A. A. Coordenação da qualidade: proposta de estrutura e método para cadeias de produção agroalimentares. *Produção*, v. 17, n. 3, p. 471-485, 2007.
- TOMBOLO, G. A.; COSTA, A. Cooperativas na avicultura de corte paranaense. In: Evento de Iniciação Científica. *Anais...* Curitiba: UFPR. 2006.
- TSCHA, O. C. P.; TOMASETTO, M. Z. C.; SHIKIDA, P.F.A.; ALVES, L. R.; BUENO, R. Encadeamento produtivo, localização e associação geográfica da agroindústria canavieira no Paraná. *Redes: Revista do Desenvolvimento Regional*, v. 15, n. 1, p. 128-155, 2010.

Agradecimentos


Os autores agradecem ao Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq) pelo financiamento através de bolsa de mestrado concedida ao Pietro André Telatin Paschoalino.

ORCID

Pietro André Telatin Paschoalino  <https://orcid.org/0000-0002-3259-1285>

José Luiz Parré  <https://orcid.org/0000-0002-1569-8224>

Marcos Aurelio Rodrigues  <https://orcid.org/0000-0002-0436-531X>

 Este artigo está licenciado com uma Licença Creative Commons Atribuição 4.0 Internacional.

Apêndice

Quadro A1 – Municípios com os maiores Índices de Concentração normalizados - 1999, 2005, 2010 e 2015

Município	ICn1999	Município	ICn2005	Município	ICn2010	Município	ICn2015
Morro Redondo – RS	4,0572	Capinzal – SC	3,5682	Rondon – PR	3,6406	Santo Inácio – PR	4,2465
Capinzal -SC	3,9128	Morro Redondo – RS	3,4000	Colorado – PR	3,5827	Matelândia – PR	3,7139
Estação – RS	3,4546	Tapejara – PR	3,2743	Morro Redondo – RS	3,5726	Nova Araçá – RS	3,6021
Seara – SC	3,4363	Seara – SC	3,1567	Nova Araçá – RS	3,5649	Westfália – RS	3,4862
Salto veloso – RS	3,4354	Matelândia – PR	3,0820	Cidade Gaúcha – PR	3,5381	Rondon – PR	3,4739
Lobato – PR	3,4195	Itapiranga - SC	3,0279	Tapejara – PR	3,4815	Paranacity – PR	3,3292
Quilombo -SC	3,2505	Mato Leitão – RS	3,0129	Matelândia – PR	3,3376	Jaguapitã – PR	3,2436
Herval D'Oeste – SC	2,7248	Quilombo – SC	2,9731	Itapiranga – SC	3,2577	Ipuacu – SC	3,2417
Dois Vizinhos – PR	2,4480	Colorado – PR	2,8335	Capinzal – SC	3,2486	Guatambú – SC	3,1655
Carambeí – PR	2,4296	Carambeí – PR	2,8033	Cafelândia – PR	3,1920	Tapejara – PR	3,0564
Xaxim – SC	2,4103	Cafelândia – PR	2,7769	Santo Inácio – PR	3,1774	Cidade Gaúcha – PR	3,0412
Capão do Leão – RS	2,3112	Serafina Corrêa – RS	2,7750	Jaguapitã – PR	3,0293	Lindóia do Sul – SC	2,9782
Marau – RS	2,2718	Capão do Leão – RS	2,5919	Terra Rica – PR	3,0213	Seara – SC	2,9091
Concórdia – SC	2,2411	São Lourenço do Oeste – SC	2,5266	Seara – SC	2,8879	Itapiranga – SC	2,8304
Pinheiro Preto – SC	1,9979	Estação – RS	2,4832	Quilombo – SC	2,8338	Quilombo – SC	2,8292
Fazenda Vilanova – RS	1,9814	Antônio Carlos – SC	2,2960	Lindóia do Sul – SC	2,7883	Colorado – PR	2,7900
Serafina Corrêa – RS	1,9671	Marau – RS	2,2047	Senador Salgado Filho – RS	2,5812	São João – PR	2,7833
Videira – SC	1,8913	Salto Veloso – SC	2,1924	Carambeí – PR	2,5371	Trindade do Sul – RS	2,7192
Sananduva – RS	1,8120	Forquilha – SC	2,1766	São Lourenço do Oeste – SC	2,5262	Capinzal – SC	2,6762
Lajeado – RS	1,7822	Itapejara D'oeste – PR	2,1354	Lobato – PR	2,2730	Cafelândia – PR	2,6738

Fonte: Elaborado pelos autores através dos dados da RAIS (2017).

**MIGRAÇÃO, SELEÇÃO E DIFERENCIAIS DE RENDA NA REGIÃO NORTE DO
BRASIL EM 2010***

Yuri Cesar de Lima e Silva

Doutorando no Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal de Pernambuco (UFPE) e
Professor do Departamento de Economia da Universidade Federal de Roraima (UFRR)
E-mail: yuricesar_silva@hotmail.com

Luís Abel da Silva Filho

Doutor em Ciências Econômicas Universidade Estadual de Campinas (UNICAMP) e Professor do Departamento
de Economia da Universidade Regional do Cariri (URCA)
E-mail: abeleconomia@hotmail.com

Daniella Medeiros Cavalcanti

Doutora em Economia pela Universidade Federal de Pernambuco (UFPE)
E-mail: dayukarini@gmail.com

RESUMO: Existe uma ampla quantidade de estudos migratórios do Brasil, entretanto a Região Norte foi deixada de lado em grande parte desses estudos. Propomos aqui um estudo específico sobre o processo migratório que ocorre nessa região. Objetivamos: i) testar a validade da seletividade positiva dos migrantes; e ii) entender o efeito do tempo de migração nos diferenciais de rendimentos entre os migrantes e não migrantes. Para isso, realizamos um teste de seletividade de migrantes através do método de estimação em dois estágios proposto por Heckman (1979), utilizando os microdados do Censo demográfico de 2010 do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística – IBGE. Os resultados demonstram que a população migrante da Região Norte, vista em sua totalidade, não forma um grupo positivamente selecionado. Entretanto, este não foi o caso observado para a população de migrantes mais recentes (migraram a menos de 5 anos), nesse grupo, observamos um diferencial de rendimentos positivo em relação aos demais habitantes. Todavia, tal diferencial de rendimento não se sustentou para os migrantes mais antigos. Assim, percebemos que, a cada ano de permanência do migrante na localidade de destino, sua renda diminui em torno de 0,5%, tornando-se cada vez mais próxima da renda de um não migrante.

Palavras-chave: Capital humano; Seletividade migratória; Região Norte do Brasil.

Classificação JEL: C14; D61; H51.

**MIGRATION, SELECTION AND INCOME DIFFERENTIALS IN NORTHERN
BRAZIL IN 2010**

ABSTRACT: There is an ample amount of migratory studies of Brazil, however, the North region was left aside in most of these studies. We propose a specific study on the migration process that occurs in northern Brazil. It aims to: i) test the validity of positive selectivity of migrants in the region; and, ii) understand the effect of migration time in income differentials between migrants and non-migrants in this region. To perform the proposed analysis will be used microdata from the Demographic Census of 2010 Brazilian Institute of Geography and Statistics - IBGE, considering the sample individuals who lived in the period of research, in one of the states of the North. The migrant selectivity test will use the estimation method in two stages proposed by Heckman (1979). The results showed that the migrant population of the northern region, seen in its entirety, does not form a group positively selected. However, this was not the case observed for the population of more recent migrants (who migrated less than 5 years) in this group, there was a difference of positive income in relation to other people. However, this yield spread was not sustained for older migrants. Therefore, what was observed is that every year a migrant's stay in the destination location, your income decreases by around 0.5%, becoming increasingly close to the income of a non-migrant.

Keywords: Human capital; Migratory selectivity; North region of Brazil.

JEL Codes: J0; I25; I26.

1. Introdução

A análise do processo migratório vem sendo amplamente estudada nos últimos anos dentro da Ciência Econômica. Os estudos seminais de Schultz (1961), Becker (1962) e principalmente o desenvolvimento de Sjaastad (1962) foram primordiais para abrir caminho para uma gama de trabalhos clássicos (BORJAS, 1987; KATZ; STARK, 1987; CHISWICK, 1999) que vieram posicionar o tema migração dentro da abordagem do capital humano.

Nessa abordagem, a migração é vista como um investimento em capacitação, na mesma lógica da educação e do treinamento, uma vez que os rendimentos futuros dos agentes econômicos serão condicionados ao seu estoque de capacidade e conhecimento. Assim, a migração é tida como um ato espontâneo do indivíduo em busca de aprendizado fora dos limites de seu local de nascimento, sendo a decisão de migrar determinada pela possibilidade de fluxo de benefícios esperados superiores aos custos associados ao processo migratório (SJAASTAD, 1962).

A perspectiva do capital humano influenciou significativamente os estudos sobre a migração interna brasileira, fazendo com que muitos trabalhos fossem publicados na última década. Para Sahota (1968), a economia brasileira oferece aos pesquisadores dois aspectos fundamentais para o estudo da migração. Por um lado, é um país de proporções continentais que não oferece problemas de visto ou barreiras raciais; e, por outro, possui disparidades regionais de renda importantes, capazes de levar o problema da migração interna a comparações com a migração até mesmo em âmbito internacional.

As principais questões investigadas na literatura vinculadas à abordagem do capital humano estão ligadas aos problemas de viés de seleção dos migrantes, diferenciais de renda entre migrantes e não migrantes e questões relacionadas à relação entre migração e desigualdade de renda. O problema do viés de seleção, explicado por Chiswick (1999), está relacionado ao fato dos migrantes tenderem, em média, a ser mais ambiciosos, agressivos, empreendedores, ou seja, mais aptos economicamente do que os indivíduos não migrantes com características socioeconômicas semelhantes. Essas características fariam com que os migrantes formassem um grupo positivamente selecionado tendendo a receber, em média, salários superiores aos dos semelhantes não migrantes.

Contudo, não existe um consenso na literatura nacional sobre a seleção positiva dos migrantes. O trabalho de Santos Júnior et al. (2005) mostrou resultados que evidenciam que os migrantes brasileiros formam um grupo positivamente selecionado. Esse resultado foi corroborado por Maciel e Cunha (2013). Por outro lado, o trabalho de Avelino (2010) encontrou resultados que contradiziam as verificações anteriores, constatando que os migrantes brasileiros não constituem uma amostra positivamente selecionada da população.

Um fato pouco explorado na literatura nacional, mas que já foi tratado por Chiswick (1978) e que foi recentemente abordado por Maciel e Cunha (2013), é o efeito do tempo de migração nos diferenciais de rendimentos entre os migrantes e não migrantes e o impacto dessas diferenças sobre a desigualdade regional de renda. Os resultados do estudo dos últimos autores evidenciaram que existia um diferencial significativo de rendimento em favor dos migrantes, mas que o impacto desse diferencial tendia a diminuir com o tempo de migração. Também foi verificado que o tempo de migração exerce influência sobre a diminuição da desigualdade de renda entre as regiões no sentido de convergência regional de renda.

Vale ressaltar que os trabalhos citados anteriormente deram enfoque maior ao que acontece no Brasil como um todo. Análises regionalizadas são mais escassas e, na sua maior parte, referem-se à relação entre a região Nordeste e a região Sudeste, em especial São Paulo. A região Norte vem sendo deixada à margem dessa análise e necessita de um estudo específico. Um dos poucos estudos particulares dessa região foi o de Caetano (1995), embora aborde uma perspectiva teórica completamente diferente da sugerida aqui. Percebe-se, com base nos resultados dos estudos encontrados até o momento, que não há como diagnosticar diretamente a situação recente do processo migratório da região Norte do Brasil. Dessa forma, faz-se necessário analisar estatísticas oficiais para se ter melhor entendimento dessa região. De acordo com dados publicados pelo IBGE (2011), o Norte do Brasil foi a região com a maior taxa média geométrica de crescimento anual da população (2,09% entre os Censos de 2000 e 2010). Destaques para os estados do Amapá, Roraima e Acre, com crescimentos de 3,45%, 3,34% e 2,78%, respectivamente. Em nível de comparação, metrópoles como São Paulo e Rio de Janeiro cresceram 1,09% e 1,06% nessa

mesma época. Já as capitais nordestinas dos estados de Pernambuco, Ceará e Bahia cresceram 1,06%, 1,30% e 0,70%. Todo esse processo conferiu à região Norte uma população de 15,9 milhões de habitantes em 2010, dos quais pelo menos 3,1 milhões (19,3% do total) eram migrantes (IBGE, 2011)¹.

Por outro lado, no período entre 1991 e 2010, a região Norte apresentou o menor grau de urbanização (73,5%) dentre todas as regiões do Brasil (IBGE, 2011). Essa relação entre alto crescimento populacional, baixo grau de urbanização e elevado percentual de migrantes na região Norte pode ser um reflexo da expansão da fronteira agrícola, fenômeno observado por Moura e Moreira (1998). Segundo o autor, esse fenômeno é marcado pelo avanço do meio rural devido à incorporação de complexos agroindustriais, intensivos em tecnologias, tornando a migração seletiva por mão de obra qualificada. Nesse contexto, a zona rural passa a ter uma maior importância para o entendimento dos fluxos migratórios da região estudada. Assim, um dos fatos que podem ter acentuado a falta de estudos específicos sobre a região é que, em 2010, pouco mais de 25% da população residia na área rural e somente a partir de 2004 as Pesquisas Nacionais por Amostra de Domicílios (PNAD) passaram a incluir a zona rural dessa região nos seus dados.

Apesar de elucidativa, as estatísticas anteriormente apresentadas não revelam a real influência da migração na economia local. A escassez de informações sobre os impactos da migração nos diferenciais de renda dessa região é uma questão considerável e de grande importância, pois esse tipo de evidência pode contribuir de forma relevante no apoio às políticas públicas a serem implementadas. Assim, o propósito deste estudo é contribuir para a base de conhecimentos sobre a região Norte, explorando a relação entre migrações, seleção, diferenciais de renda e tempo de permanência do migrante.

Dessa forma, o objetivo geral deste artigo é analisar o recente processo imigratório para a região Norte do Brasil sob o prisma da teoria do capital humano. Em específico, pretende-se: 1) Testar os argumentos levantados pela literatura de fluxo migratório vinculado ao capital humano, qual seja, de que os migrantes formam um grupo positivamente selecionado; 2) Entender a relação entre uma possível seleção positiva dos migrantes com os diferenciais de renda existentes entre os habitantes da região Norte do Brasil; e 3) Verificar se há relação entre renda do migrante e seu tempo de permanência em uma mesma localidade.

As hipóteses adotadas estão diretamente relacionadas ao corpo de estudos proveniente da literatura de capital humano. Assim, espera-se que, como proposto por Chiswick (1999), os migrantes formem um grupo positivamente selecionado. Isto está relacionado ao fato dos migrantes tenderem, em média, a ser mais ambiciosos, agressivos, empreendedores, ou seja, mais aptos economicamente do que os indivíduos não migrantes semelhantes; e se espera, também, que o tempo de permanência dos migrantes na região de destino faça com que os diferenciais de rendimento entre os migrantes e não migrantes semelhantes diminuam. Para Maciel e Cunha (2013, p. 629), os “migrantes se tornam mais semelhantes em relação aos não migrantes, devido à assimilação de várias características relevantes para o mercado de trabalho no local de destino, de tal forma que os diferenciais de rendimento desaparecem”.

Além dessa introdução, o artigo será composto por mais cinco seções. Inicialmente, será feita uma revisão sobre o atual debate da literatura empírica brasileira e uma breve contextualização histórica do processo de ocupação da região Norte do Brasil; logo após, tem-se uma seção sobre a base de dados e os métodos utilizados no trabalho; em seguida, realizou-se a caracterização da amostra e a análise das estatísticas descritivas; posteriormente, são apresentadas as evidências empíricas e a análise dos resultados; e por fim, é apresentada a seção das considerações finais.

2. Revisão da literatura e o processo de ocupação da região Norte

2.1. O debate da literatura empírica

A discussão empírica brasileira sobre o processo migratório, que se utiliza dos pilares teóricos caracterizados anteriormente, tem seu pontapé inicial com o trabalho de Santos Júnior et al. (2005). Os autores foram os primeiros a testar a seletividade positiva dos migrantes internos do Brasil. Utilizando os

¹ Foram considerados migrantes os indivíduos que não nasceram na Unidade da Federação em que residem.

dados da PNAD 1999, estimaram uma regressão *minceriana*² de determinação da renda pelo método dos mínimos quadrados ordinários (MQO), que incluía uma *dummy* indicando se o indivíduo era ou não um migrante, aos moldes de Chiswick (1978). Dessa forma, considerando todas as variáveis de controle (fatores observáveis), o fato do coeficiente estimado relacionado à *dummy* de migração ser positivo e estatisticamente significativo seria suficiente para afirmar que os migrantes recebiam rendimentos maiores do que os não migrantes e isto só poderia ser explicado por fatores não observáveis (maior agressividade, determinação, etc.) que evidenciariam a seletividade positiva dos migrantes.

Os resultados demonstraram que os migrantes brasileiros eram positivamente selecionados. Assim, poderia estar ocorrendo um fluxo migratório dos trabalhadores mais produtivos dos estados mais pobres para os estados mais ricos, o que poderia estar agravando as diferenças inter-regionais de renda no Brasil. Os resultados encontrados sobre a seletividade positiva dos migrantes internos brasileiros foram corroborados por Santos e Ferreira (2007), que replicaram o método da equação *minceriana*, atualizando os dados para a PNAD 2003.

Entretanto, a seleção positiva dos migrantes não é unanimidade nessa literatura. O trabalho de Avelino (2010) utilizou uma amostra de homens empregados na semana de referência da PNAD 2003 para contrapor a ideia da autoseleção dos migrantes internos brasileiros. Para isso, o autor utilizou uma estratégia empírica em dois estágios: primeiro calculou a probabilidade de migração dos indivíduos através de um modelo Probit; e, posteriormente, estimou por MQO uma regressão *minceriana* corrigida, como proposto em Heckman (1979), para os migrantes e para os não migrantes. Por fim, propôs uma comparação das probabilidades condicionais dos migrantes e dos não migrantes. Os resultados evidenciaram que os migrantes não formam um grupo positivamente selecionado, uma vez que os diferenciais de rendimento observados podem ser explicados por fatores observáveis.

Já em Maciel e Oliveira (2011), a metodologia utilizada foi a mesma que em Avelino (2010), entretanto utilizou-se de forma complementar um modelo de regressão quantílica. Os resultados demonstraram um coeficiente associado à *dummy* de migração estatisticamente significativo e positivo. Os autores encontraram ainda, utilizando-se os resultados da regressão quantílica, um aumento no diferencial de renda entre migrantes e não migrantes de acordo com o aumento do quantil de renda estudado.

Por fim, a hipótese de Chiswick (1978), de que o tempo de migração influenciaria o diferencial de renda entre migrantes e não migrantes, foi testada por Maciel e Cunha (2013) e Freguglia (2007). Para Chiswick (1978, p. 918), os migrantes internacionais, ao chegarem nos Estados Unidos, “adquiririam gradualmente o conhecimento da linguagem, costumes e natureza do mercado de trabalho” e teriam uma desvantagem inicial em relação aos não migrantes americanos, mas essa diferença, refletida nos rendimentos, iria diminuindo com o passar do tempo.

A metodologia utilizada por Maciel e Cunha (2013) foi a mesma utilizada em Chiswick (1978) no caso do teste de autoseleção e a mesma encontrada em Santos e Ferreira (2007) para a análise da desigualdade regional de renda. Os resultados encontrados por Maciel e Cunha (2013), para uma amostra da PNAD 2009, demonstraram que, no caso brasileiro, os migrantes são positivamente selecionados e no período inicial detêm um diferencial de renda positivo em relação aos não migrantes e que com o passar do tempo esse diferencial diminui. Os autores também relataram que o processo migratório brasileiro, em geral, atua no sentido da convergência de renda. Entretanto, quando se introduz a análise do tempo, a dispersão de renda diminui, mostrando que os migrantes recentes ajudam mais no processo de convergência de renda.

O trabalho de Freguglia (2007), por sua vez, utiliza uma análise de dados em painel para estudar a presença de seleção dos migrantes que se destinam a viver em São Paulo. Seus resultados sugerem que a decisão de migrar para São Paulo é acompanhada por uma ilusão monetária, ou seja, os migrantes que

² O modelo seminal de determinação de salários proposto por Jacob Mincer, mais conhecido como *regressão minceriana* consiste em uma equação econométrica com o objetivo de estimar quantitativamente o retorno (ganho) salarial. Para tanto, confronta-se a renda laboral com fatores explicativos associados à escolaridade e à experiência, além de possivelmente outros atributos, como sexo, idade (idade como *proxy* para experiência) e idade elevada ao quadrado (elevam-se variáveis à segunda potência para captar comportamento não lineares). Para mais detalhes, ver Mincer (1958) e Mincer (1974).

tomam essa decisão têm uma queda de rendimento decorrente dos custos iniciais da mudança e possuem rendimentos inferiores aos não migrantes. Entretanto, o autor constatou a existência de uma curva de aprendizado em formato de U invertido com relação ao tempo de migração, fazendo com que os migrantes tenham diferenciais de rendimento positivos a partir de 1,4 anos de migração. Entretanto, a curva de aprendizado encontra um máximo por volta de 3 anos e volta a assumir diferenciais negativos a partir de 4,5 anos de migração.

Todavia, Ramos e Araújo (1999), baseando-se no modelo de Harris e Todaro (1970), encontraram evidências de que os diferenciais de renda não são suficientes para explicar os fluxos migratórios brasileiros, devendo-se então considerar o diferencial do valor esperado da renda, isto é, a renda ponderada pela probabilidade de encontrar emprego, que por sua vez é mensurada pela taxa de desemprego.

Estudos, teóricos e empíricos, apontam que, além dos diferenciais de renda, outros fatores também afetam a decisão de migrar, tais como características pessoais (idade, educação, raça, etc.) e características locais (*status* do emprego, atributos naturais, condição de moradia, expectativa de vida, costumes similares entre as regiões de destino e origem e presença de indivíduos provenientes da mesma região, etc.) (BORJAS et al., 1996; AZZONI, 1999; JUSTO; SILVEIRA NETO, 2006; DA MATA et al., 2009; LIMA et al., 2011; JUSTO et al., 2012).

Com relação à recente dinâmica migratória brasileira, alguns fatos interessantes podem ser observados em estudos específicos. O estudo de Lobo e Matos (2011) mostra que, mesmo que as maiores regiões metropolitanas brasileiras continuem mantendo sua histórica centralidade regional, mais recentemente existe um crescimento demográfico acelerado de vários outros pontos na rede urbana brasileira que têm se destacado na atração de migrantes. Eles mostram que essa nova distribuição espacial continua vinculada, na maioria das vezes, às regiões de influência dessas grandes metrópoles. Por outro lado, o estudo de Lima e Braga (2013) identificou que existem regiões mais ou menos articuladas com a rede migratória brasileira. Esses autores observaram que a rotatividade migratória está sim concentrada nas grandes cidades ou ao seu redor, mas que são as áreas urbanas de porte médio no Centro-Sul e Norte do Brasil que se tornaram as regiões mais atrativas para a migração.

Com relação a essas novas configurações dos padrões migratórios brasileiros, Carvalho e Rigotti (2015) chamam a atenção para alguns importantes fatos observados nos últimos estudos: i) a queda do ritmo de crescimento das metrópoles; ii) a diminuição dos fluxos de longas distâncias e o aumento relativo das migrações intrarregionais e de curta distância; iii) a redução dos fluxos em direção às fronteiras agrícolas; iv) a maior seletividade nos fluxos de migrantes (em relação à escolaridade, renda, idade, etc.); e, v) a maior circularidade dos movimentos populacionais, com aumento da migração de retorno e vários estágios migratórios.

Esses fatos podem explicar parte da atratividade migratória de regiões menos desenvolvidas economicamente, em que os fluxos populacionais buscam nas cidades médias e nas regiões de fronteira agrícola novas oportunidades de desenvolvimento pessoal e inserção econômica e social.

2.2. O processo de ocupação da região Norte do Brasil

A região Norte corresponde a 45% do território nacional, sendo a região com maior extensão territorial do país (3,9 milhões de Km²). Por outro lado, possuía uma população de 15,9 milhões de habitantes em 2010, que correspondia a apenas 8,3% da população brasileira (IBGE, 2011). Entretanto, é importante constatar que, entre os Censos de 2000 e 2010, a população da região Norte cresceu 22,98%, a maior taxa de crescimento do país, enquanto que a população brasileira cresceu apenas 12,33%.

Do ponto de vista econômico, a região possui um leque de recursos naturais, minerais e energéticos a serem ainda explorados; um grande potencial biotecnológico associado a uma enorme diversidade biológica; e um cerrado fértil para a exploração agrícola e agropecuária. Do ponto de vista ambiental, a região é considerada um espaço chave para o ecossistema mundial, que vem sendo observada de perto nos fóruns ambientais internacionais (MOURA; MOREIRA, 2001). Tais fatos podem explicar parte dos recentes fluxos migratórios em direção à região.

Com relação à ocupação inicial da região Norte, podemos dividir o processo em três fases distintas e complementares. De acordo com Brasil (1997), a primeira delas corresponde à descoberta do território

pelos portugueses e se estende até a expulsão dos demais povos europeus que tentavam se estabelecer na região. A segunda fase corresponde ao período imperial do Brasil e teve no ciclo das “drogas do sertão” o principal motivo econômico de permanência da população na região. Por fim, a terceira fase foi a responsável pelo primeiro processo de migração interna em proporções consideráveis para a região Norte do país, em que nordestinos fugindo das fortes secas, a partir da segunda metade do século XIX, foram participar do processo de exploração da borracha.

Entretanto, foi só a partir dos anos de 1960 que o processo migratório para a região Norte foi intensificado. A dinâmica migratória interna no país acentuou a concentração populacional nas regiões de maior dinamismo econômico, a exemplo do Sudeste brasileiro que já experimentava forte pressão demográfica naquela década (MARTINE, 1997). O processo de expansão da fronteira agrícola nacional iniciado nos anos de 1960 e seu aprofundado na década seguinte funcionou como importante motivo na ocupação de áreas menos povoadas do ponto de vista populacional (CAMARANO; ABRAMOVAY, 1998).

Caetano (1995) destacou que a migração para o Norte do Brasil, apesar de estar relativamente relacionada à expansão da fronteira agrícola, ocorreu sobremaneira para as maiores cidades e para as capitais da região. O fluxo migratório foi orientado pelas oportunidades de inserção socioeconômica e pela busca de oportunidades de trabalho dos imigrantes nas principais cidades da região, haja vista a forte densidade demográfica das principais cidades brasileiras, sobretudo aquelas que foram destino migratório de elevada magnitude, como o estado de São Paulo e sua capital e entorno.

Essa dinâmica demográfica permitiu um acentuado processo migratório para o Norte do país ainda nos anos de 1970 e 1980. Nesses anos, a corrente migratória foi intensa, sobretudo da região Nordeste do Brasil (Camarano e Abramovay, 1998). A pressão demográfica enfrentada pelas regiões e cidades mais populosas foi, segundo Martine (1987), motivo de forte intensidade na decisão de migração para o Norte naqueles anos, permitindo um considerável crescimento demográfico no Norte do país.

A intensificação do fluxo migratório para o Norte permitiu diversidade acentuada em todas as escalas regionais. De todas as regiões do país, o movimento migratório se intensificou em busca de novas oportunidades de trabalho e de inserção socioeconômica na região despontada pela fronteira agrícola brasileira e pela povoação da fronteira equatorial do país (JUTTEL, 2007). Isso tudo, permitiu que a corrente migratória fosse intensa de todas as regiões, mas com destaque acentuado para os nordestinos que vislumbravam nova oportunidade de inserção ocupacional (LIMA; VALE, 2001).

Mais recentemente, é possível identificar, de acordo com Moura e Moreira (2001), pelo menos três grandes eixos de desenvolvimento econômico capazes de atrair migrantes para a região Norte. O primeiro deles é a Zona Franca de Manaus, onde se observa um considerável polo industrial, razoavelmente diversificado e bastante interligado com as demais regiões brasileiras. O segundo é o polo de Carajás, que está vinculado diretamente à produção mineral e está inserido em um contexto de grandes exportações para o mercado internacional. Por fim, o terceiro tem natureza agropecuária e se estende desde o sul do Pará até áreas de Rondônia, Acre e Amazonas, onde a soja e a pecuária são os principais ativos econômicos.

A interligação internacional também vem sendo importante para o desenvolvimento econômico da região e pode explicar parte do dinamismo local e os novos fluxos migratórios para a região. Um exemplo desse processo, ainda de acordo com Moura e Moreira (2001), pode ser observado na busca do Acre por uma maior integração com os países fronteiriços, que têm como o objetivo escoar a produção de soja para a Ásia pelo pacífico. Outro exemplo dessa interligação internacional foi a construção de uma moderna rodovia que liga os estados de Roraima e do Amazonas até o Caribe venezuelano, que pode servir de rota por mar para exportar os produtos da região. Por fim, temos o projeto de uma rodovia que irá interligar Macapá, capital do Amapá, à Guiana Francesa, país que já possui uma considerável relação comercial com esse estado brasileiro.

Diante do exposto, nesta seção, buscamos realizar uma breve contextualização do processo de ocupação da região Norte. Na próxima, serão apresentados os dados e a metodologia utilizada no restante estudo.

3. Base de dados e métodos

A base de dados utilizada foi a dos microdados do Censo de 2010. Foram incluídos na amostra apenas indivíduos que residiam na região Norte do Brasil no período da pesquisa, que responderam questões sobre rendimentos provenientes do trabalho e possuíam tais rendimentos positivos, com idade entre 18 e 70 anos e que tenham respondido as questões sobre migração. Foram excluídos da amostra os migrantes internacionais, uma vez que o objetivo é estudar o impacto da migração interna na região. Ainda foram excluídas as pessoas que não responderam sobre o número de pessoas na família.

Foram considerados migrantes os indivíduos que residiam em um estado diferente daquele em que nasceram. Entretanto, para as regressões realizadas no trabalho, foram diferenciados os migrantes recentes (menos de 2 anos de migração), os migrantes de curto prazo (tempo de migração de 2 a menos de 6 anos), os migrantes de médio prazo (tempo de migração de 6 a menos de 10 anos), e os migrante de longo prazo (tempo de migração de 10 a menos de 20 anos). Para a análise do trabalho, além dessas variáveis, foram consideradas as seguintes variáveis: tempo de migração, tempo de migração ao quadrado, rendimento proveniente de todos os trabalhos, sexo, idade, idade ao quadrado³, raça/cor, área de residência (urbano ou rural), nível de instrução (fundamental, médio, superior), trabalho (se possui um ou mais trabalhos), tipo de trabalho (informal, formal, empreendedor), número de pessoas na família, estrutura familiar (casal com filhos ou outra), também foram consideradas nas análises a região geográfica de origem do migrante e sua UF de destino.

Procurando compatibilizar essa proposta com a literatura empírica nacional, debatida no tópico anterior, propõem-se aqui um modelo econométrico, para testar a seletividade dos migrantes da região Norte, similar à equação *minceriana* encontrada em Santos Júnior et al. (2005), entretanto considerando o fator tempo de migração como em Chiswick (1978), como segue:

$$\ln(w_i) = \alpha + \beta' X_i + \phi M_i + \tau(YSM_i) + u_i \quad (1)$$

onde: w_i é o rendimento do indivíduo i , X_i é um vetor de variáveis de controle, M_i é uma variável *dummy* que assume o valor 1 caso o indivíduo seja um migrante e o valor 0 caso contrário; YSM_i é o tempo de migração; e u_i corresponde ao componente estocástico do modelo.

Entretanto, se o modelo proposto acima for estimado por MQO, o coeficiente de M_i poderá ser viesado, pois não controlaria um possível viés de seleção. Esse fato é comum na estimação de equações *mincerianas*. Para tanto, dado o viés de seleção, deve haver uma correlação entre o termo de erro e a *dummy* de migração, uma vez que podem existir características não observadas que afetam tanto a probabilidade de migrar quanto os rendimentos. Assim, o fato do coeficiente ϕ ser positivo e estatisticamente significativo não implicaria necessariamente em seleção positiva dos migrantes, se (1) for estimado via MQO. Para solucionar o problema, será utilizada uma metodologia de estimação em dois estágios, proposta por Heckman (1979), como utilizada em Maciel e Oliveira (2011) e Avelino (2010).

Como M_i depende de características observadas e não observadas, é definido por:

$$M_i^* = \delta Z_i + \varepsilon_i \quad (2)$$

em que Z_i é um vetor de características observáveis que influenciam a decisão do indivíduo migrar. Assim, o indivíduo irá migrar ($M = 1$) se $M^* > 0$, o que significa que a probabilidade de migração do indivíduo será correspondente à probabilidade de ele obter um benefício líquido maior do que zero.

Assim, o primeiro estágio do método de Heckman consiste em estimar o modelo (2) através de um *Probit* univariado. Portanto, a probabilidade de um indivíduo migrar pode ser calculada como:

³ As variáveis tempo de migração ao quadrado e idade ao quadrado são utilizadas para captar a presença de possíveis efeitos não lineares/rendimentos decrescentes. Por exemplo: espera-se que, em média, quanto maior a idade de um indivíduo, maior seja o seu salário. No entanto, isso pode não ser válido para idades mais avançadas, de forma que a variável "idade" de forma pura (isto é, sem transformações, denominada de *variável em nível*) não captaria esse efeito. Para tanto, recorre-se a variáveis "transformadas", como é o caso das variáveis quadráticas.

$$P(M = 1) = P(M^* > 0) = P(\delta Z_i + \varepsilon_i > 0) = P(\varepsilon_i > -\delta Z_i) \quad (3)$$

Assim, supondo que u_i e ε_i são normalmente distribuídos com média zero e correlação ρ , pode-se definir a esperança da Equação (1) como:

$$E[\ln(w_i) | \varepsilon_i > -\delta Z_i] + u_i = \alpha + \beta' X_i + \phi M_i + \tau(YSM_i) + \delta \lambda_i(a_\varepsilon) + u_i \quad (4)$$

$$a_\varepsilon = -\delta Z_i / \sigma_\varepsilon \text{ e } \lambda(a_\varepsilon) = \frac{\phi(\delta Z_i / \sigma_\varepsilon)}{\Phi(\delta Z_i / \sigma_\varepsilon)}$$

em que λ é denominada de “inverso da razão de Mills”. Vale aqui ressaltar a relação entre λ e ρ : segundo Greene (2003), se $\rho \neq 0$, então, necessariamente, deve-se incluir λ na equação de interesse, do contrário levaria a estimativas viesadas. Na prática, é analisada a significância estatística do λ e o sinal de ρ . Isso porque um λ estatisticamente significativo comprova a importância da correção do viés de seleção. Já o ρ – sendo a correlação entre os componentes estocásticos das duas especificações de Heckman – indica se as variáveis não observáveis (u_i e ε_i) são positiva ou negativamente correlacionadas com o estágio 1 e 2 de Heckman (VARTATIAN, 2015).

Com isso, pode-se passar para o segundo estágio do método de Heckman que consiste em estimar por MQO a seguinte regressão:

$$\ln(w_i) = \alpha + \beta' X_i + \phi M_i + \tau(YSM_i) + \delta \lambda_i + u_i \quad (5)$$

Assim, se o coeficiente relacionado ao inverso da razão de Mills for significativo, será constatada a importância da correção do viés de seleção. Com relação ao ρ , e considerando a seleção positiva (ambição, dinamismo, espírito empreendedor, etc.) como um potencial fator não observável, tem-se provavelmente que um $\rho > 0$ significa que os fatores não observáveis estão positivamente correlacionados tanto com a decisão de migrar (primeiro estágio), quanto com o diferencial de renda entre migrantes e não migrantes (segundo estágio). De forma análoga, um $\rho < 0$ pode implicar que os fatores não observáveis têm relação inversa com a probabilidade de migrar (i.e., quem migra para o Norte não são os positivamente selecionados) e direta com o diferencial de renda (i.e., os positivamente selecionados possuem maiores rendimentos).

Vale salientar que, mesmo corrigindo esse viés de seleção, deve-se atentar para a especificação dos dois estágios de Heckman, do contrário, as interpretações dos coeficientes de OLS serão equívocas. Isso ocorre quando existem variáveis em comum na equação de seleção (*Probit*) e na equação de salários. Segundo Greene (2003), esse problema pode ser facilmente corrigido ao descontar o coeficiente de seleção do coeficiente de resultados⁴.

Assim, ao estimar a Equação (5) e realizar a correção proposta por Greene (2003), o problema de viés de seleção estará solucionado.

4. Caracterização da amostra e análise das estatísticas descritivas⁵

Foram apresentados, na Tabela 1, os resultados obtidos para a proporção de população migrante e não migrante por UF de destino e região de origem na amostra selecionada, durante o ano de 2010. A análise dos resultados demonstrou que a região Norte do Brasil conta com elevado número de imigrantes na sua composição populacional. No estado de Rondônia, apenas 18,36% de sua população é não migrante. Além dele, Roraima e Amapá contam com baixa participação de não migrantes residentes, sendo ela de

⁴ A correlação é dada pela equação $\frac{\partial E[y_i | z_i^* > 0]}{\partial x_{ik}} = \beta_k - \gamma_k \left(\frac{\rho \sigma_\varepsilon}{\sigma_u} \right) \delta_i(\alpha_u)$. Para mais detalhes, ver Green (2003).

⁵ Todas as análises desta seção são referentes apenas às pessoas que fazem parte da amostra discutida na terceira seção deste trabalho.

11,65% e 19,90%, respectivamente. Os estados do Acre, do Amazonas e do Pará registraram a maior participação de não migrantes em sua população, no ano de 2010.

Tabela 1 – Proporção de população migrante e não migrante por UF de destino e região de origem na amostra selecionada, Censo 2010

UF Destino	Não migrante (%)	Migrante (%) (Região de origem)				
		Norte	Nordeste	Sudeste	Sul	Centro-Oeste
Rondônia	18,36	8,34	14,57	24,39	23,50	10,83
Acre	61,32	17,01	6,56	6,66	5,14	3,31
Amazonas	55,38	24,52	12,64	4,32	1,75	1,39
Roraima	11,65	26,43	49,29	4,72	3,93	3,98
Pará	54,99	4,46	29,58	4,45	1,94	4,59
Amapá	19,90	58,14	17,46	2,10	0,92	1,47
Tocantins	36,93	5,24	31,29	7,30	2,63	16,62

Fonte: Elaboração própria, com base nos microdados do Censo Demográfico 2010 (IBGE, 2011).

Como pode ser observado, os estados de menor participação de não migrantes em sua população são receptores de imigrantes das mais diversas regiões do país. Rondônia, conta com 24,50% de sua população de origem do Sudeste e 23,50% originários do Sul do Brasil. Ademais, nesse estado, somente 8,36% são imigrantes de UFs da mesma região, sendo que a migração inter-regional prevalece. Contrapondo o observado nessa UF, o Amapá, que tem 19,90% de sua população residente declarada não migrante, conta com 58,14% de sua população migrante intrarregional.

Já o estado de Roraima conta com elevada participação de imigrantes nordestinos. Como consta nos dados, 49,29% da população residente, em 2010, era originária do Nordeste. Contava ainda com forte participação de imigrantes de estados da mesma região, sendo que 26,43% eram nortistas. Além dele, no Tocantins 31,29%; e no Pará, 29,58% dos imigrantes eram originários do Nordeste. Pelos dados, é possível perceber a elevada participação de nordestinos na composição populacional nos estados do Norte do país.

No que se refere ao tempo de migração, é oportuno destacar que há maior participação de migrantes de longo prazo e demais tipos de migrantes na composição populacional de todos os estados do Norte brasileiro. De acordo com a Tabela 2, que apresenta a proporção de migrantes e não migrantes por tempo de migração da amostra selecionada em 2010, os estados de Roraima, Amapá e Tocantins tiveram maiores proporções de migrantes recentes como destino, em sua maioria relativa. O estado do Pará registrou a menor participação. Já os estados de Roraima, Amapá e Tocantins se destacam em todos os tempos de migração.

Na Tabela 3, pode-se perceber o perfil do não migrante e do migrante no Norte brasileiro, segundo características socioeconômicas e demográficas dos residentes. A maior parte da população residente é do sexo masculino, com aproximadamente 60% de não migrantes e aproximadamente 64% dos migrantes.

Ainda de acordo com a Tabela 3, 52,70% dos residentes não migrantes têm idade entre 20 e 35 anos, enquanto que essa participação é de 41,53% dos que são migrantes. Entre 36 e 50 anos, foram registrados 32,60% dos não migrantes e 39,41% dos migrantes nessa faixa etária. Ademais, entre a população idosa, com idade entre 51 e 70 anos, foi registrado que há aproximadamente 15% de não migrantes e 19% de migrantes.

No que se refere à raça/cor declarada, 68,05% dos não migrantes são pardos, enquanto que 56,91% dos migrantes são da mesma cor. Ademais, a participação de brancos migrantes (32,69%) é superior à de brancos não migrantes (22,09%). As demais classificações de raça/cor apresentaram baixa participação na composição populacional dos residentes no Norte do Brasil, inclusive os indígenas que não chegam a 1,0%, tanto dos não migrantes quanto dos migrantes residentes.

Tabela 2 – Proporção de população migrante e não migrante por tempo de migração nas UF's de destino da amostra selecionada, Censo 2010

UF Destino	Não migrante (%)	Tempo de Migração				
		Recente	Curto Prazo	Médio Prazo	Longo Prazo	Demais
Rondônia	18,36	4,26	5,55	4,68	19,6	47,55
Acre	61,32	3,28	5,09	3,43	11,97	14,92
Amazonas	55,38	3,66	6,94	4,26	16,77	12,99
Roraima	11,65	5,34	9,47	9,82	39,99	23,73
Pará	54,99	2,31	5,58	4,59	13,71	18,81
Amapá	19,9	5,04	11,34	8,86	35,54	19,3
Tocantins	36,93	5,29	8,21	7,08	22,82	19,66

Fonte: Elaboração própria, com base nos microdados do Censo Demográfico 2010 (IBGE, 2011).

Tabela 3 – Perfil da população migrante e não migrante na Região Norte do Brasil, 2010

Variáveis	Grupo	Não migrante	Migrante
Sexo	Homem	59,76	63,83
	Mulher	40,24	36,17
Idade	Entre 20-35	52,70	41,53
	Entre 36-50	32,60	39,91
	Entre 51-70	14,70	18,56
Educação	Fundamental Incompleto ou menos	40,89	45,13
	Fundamental	18,35	15,47
	Médio	32,04	28,05
	Superior	8,72	11,35
Raça	Branco	22,09	32,69
	Preto	8,04	8,79
	Amarelo	1,34	1,45
	Pardo	68,05	56,91
	Indígena	0,48	0,16
Localização	Urbano	85,40	83,24
	Rural	14,60	16,76
Trabalho	1 trabalho	95,37	94,70
	2 ou mais trabalhos	4,63	5,30
Trabalho	Informal	27,27	23,34
	Formal	43,55	43,13
	Empreendedor	29,18	33,53
Família	Casal com filho	46,31	49,07
	Demais composições	53,69	50,93

Fonte: Elaboração própria, com base nos microdados do Censo Demográfico 2010 (IBGE, 2011).

Em relação à educação formal, os dados mostram que a população residente não migrante registrava 40,89% com ensino fundamental incompleto ou menos do que isso. Já os residentes migrantes tinham percentual superior na mesma condição, haja vista que os registros mostram 45,13% no mesmo ano. Ademais, os dados mostram que, com ensino médio, havia 32,04% dos residentes não migrantes e 28,05% dos migrantes na mesma situação educacional formal. Com ensino superior, somente 8,72% dos

residentes não migrantes e 11,35% dos migrantes estavam nessa situação educacional no Norte brasileiro em 2010.

No que se refere à condição de residência, os dados mostram que a grande maioria da população reside na zona urbana da região. Os percentuais são elevados tanto para residentes não migrantes quanto para os migrantes, sendo maior para aqueles. Conforme se pode observar, enquanto que 14,60% dos residentes rurais eram não migrantes, 16,76% deles tinha origem migratória. Não há diferenças substanciais e o fenômeno observado em 2010 não induz a uma interpretação de movimento migratório para ocupação de áreas rurais, mas tem forte concentração em centros urbanos da região.

5. Evidências empíricas

Foram estimados cinco modelos de regressão, divididos entre as Tabelas 4, 5 e 7. A Tabela 4 apresenta os resultados dos três modelos estimados para a região Norte, sem divisões por suas unidades federativas (UFs). Esses três modelos distinguem-se pela adição de variáveis importantes para o entendimento do fluxo migratório da região supracitada. Nesse sentido, o primeiro modelo refere-se à equação *minceriana* modificada para migração, tal como explicitado na Seção 3. Já o segundo modelo capta a escolha do migrante quanto ao estado de destino (Pará como estado de comparação), enquanto que o modelo 3 inclui as regiões de origem do migrante (Norte como região de comparação). As Tabelas 5 e 7 mostram as estimações do modelo 3, separando os resultados por estado da região Norte. Ressalta-se que a Tabela 6 é a única que não apresenta a correção do viés de seleção de Heckman aplicado à decisão de migrar. A comparação entre as Tabelas 5 e 7 evidencia que estimativas por MQO sem aplicar a correção proposta por Heckman (1979) podem resultar em coeficientes sobrestimados.

O primeiro estágio da proposta de Heckman (1979) consiste em uma equação de seleção, que aqui procura captar informações sobre a decisão do indivíduo de migrar através de um modelo *Probit*, como explicado anteriormente. A primeira coluna da Tabela 4 contém os resultados dessa etapa.

Percebe-se que os resultados encontrados para aspectos individuais, como sexo, idade, raça/cor e localização da habitação, são compatíveis com os resultados esperados, discutidos pela literatura nacional. As chances de migração são maiores para os homens, os brancos e os residentes na zona urbana quando comparados com as mulheres, os não brancos e os residentes na zona rural. Além disso, a probabilidade de migrar aumenta a taxas decrescentes com a idade. Com relação aos aspectos educacionais, os resultados levam a crer que as pessoas com ensino fundamental incompleto ou inferior e as com ensino superior completo possuem maior chance de migração para a região Norte.

Com relação aos aspectos ligados ao mercado de trabalho, observa-se que os indicadores de trabalho formal e de empregador aumentam a probabilidade de migração para a região. Já com relação ao destino da migração, os estados do Acre e do Amazonas apresentaram coeficientes negativos, indicando que a migração para os demais estados possui chances mais favoráveis de acontecer. Esses estados possuem as populações com o maior percentual de não migrantes entre os estados da região Norte, fato que pode explicar o sinal negativo do parâmetro estimado.

Por fim, observa-se que casais com filhos possuem maior probabilidade de migração do que outras composições familiares, porém o valor negativo no coeficiente da variável “número de pessoas na família” demonstra que famílias muito grandes podem ter dificuldades no processo migratório.

Entretanto, as principais questões levantadas neste trabalho não se referem à caracterização dos migrantes e sim ao processo de seleção positiva dos migrantes, levantado pela teoria do capital humano; e a relação do tempo de migração no diferencial de renda existente entre migrantes e não migrantes.

Assim, busca-se a partir desse momento relatar os resultados decorrentes de tais aspectos. Ainda na Tabela 4, agora referente ao segundo estágio proposto por Heckman (1979), tem-se a equação de salários. Percebe-se que a razão inversa de Mills, representada por λ , mostra-se estatisticamente significativa em todos os modelos estimados, o que evidencia a importância de minimizar o viés de seletividade migratória. Observa-se, ainda, o sinal negativo de ρ na Tabela 4. Com base em Greene (2003) e Vartatian (2015), isso significa que variáveis não observáveis estão negativamente (ou positivamente) relacionadas com o primeiro estágio de Heckman (no caso do presente estudo, a probabilidade de migrar)

e negativamente (ou positivamente) correlacionada com o segundo estágio (determinação da renda do trabalho), de forma que, se o primeiro estágio for (+), o segundo necessariamente será (-), e vice-versa.

Tabela 4 – Resultado dos modelos de Heckman em dois estágios

Variáveis	Heckman 1°		Heckman 2° Estágio: Ln(w)		
	Estágio P (Migra=1)		Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3
Migrante Recente			0,1107***	0,1103***	0,0947***
Migrante CP			0,0506***	0,0542***	0,0435**
Migrante MP			0,0182	0,0274*	0,0231
Migrante LP			-0,0184**	-0,0081	0,0010
TempoMigra			-0,0040***	-0,0048***	-0,0064***
TempoMigra2			0,0000	0,0000*	0,0001***
Homem	0,1070***		0,4661***	0,5118***	0,5080***
Idade	0,0643***		0,0558***	0,0515***	0,0485***
Idade2	-0,0006***		-0,0005***	-0,0005***	-0,0005***
Branco	0,2748***		0,1722***	0,1488***	0,1173***
Urbano	0,0146**		0,2788***	0,3177***	0,3313***
Fundamental	-0,0835***		0,2908***	0,3422***	0,3360***
Médio	-0,0877		0,5746***	0,6671***	0,6563***
Superior	0,0061***		1,3563***	1,5309***	1,5030***
Trabalho2+	-0,0189		0,5857***	0,6678***	0,6650***
Trabalho Formal	0,0139**		0,3898***	0,4315***	0,4372***
Empreendedor	0,0547***		0,2374***	0,2573***	0,2510***
UfdestRO	0,8671***			-0,0838***	-0,1753***
UfdestAC	-0,3368***			0,1928***	0,1626***
UfdestAM	-0,2405***			0,1498***	0,1553***
UfdestRR	1,1892***			-0,2230***	-0,2125***
UfdestAP	0,8022***			-0,1548***	-0,1341***
UfdestTO	0,2997***			-0,1096***	-0,1384***
OrigemNE					-0,0120**
OrigemSE					0,1476***
OrigemSU					0,1510***
OrigemCO					0,1302***
Casal (filho)	0,0265***				
Nº pes. fam.	-0,0263***				
Intercepto	-1,5823***		4,3722***	5,3387***	5,2589***
Lambda			-0,0622***	-0,6102***	-0,5404***
Rho			-0,0828	-0,7032	-0,6424
Sigma			0,7518	0,8678	0,8413

Notas: *** Estat. significativa a 1%. ** Estat. significativa a 5%. * Estat. significativa a 10%.

Fonte: Elaboração própria, com base nos microdados do Censo Demográfico 2010 (IBGE, 2011).

Muitas informações não especificadas pelo modelo podem estar contidas nessas variáveis não observadas, como, por exemplo, a determinação, a predisposição, o empreendedorismo, a ambição, o dinamismo, a habilidade, dentre outras. Chamando esse conjunto de variáveis de seleção positiva, pode-se deduzir que as pessoas positivamente selecionadas auferem maiores rendimentos (segundo estágio (+)), e,

em contrapartida, os migrantes do Norte não são um grupo positivamente selecionados (primeiro estágio (-)). Ademais, acrescenta-se que a interpretação inversa (primeiro estágio (+) e segundo estágio (-)) não faz sentido do ponto de vista econômico, como já demonstrado pela literatura da área e pelas estatísticas descritivas. Como a seletividade positiva não é um parâmetro a ser estimado, este artigo limita-se a deduzir que os resultados indicam que há indícios de que a população de migrantes da região Norte, vistos em sua totalidade, não é positivamente selecionada, não podendo validar a hipótese de que os migrantes formam um grupo positivamente selecionado. Comparando esses resultados com as estatísticas descritivas, constata-se que os migrantes da região Norte não formam um grupo positivamente selecionado e, ainda assim, auferem maiores rendimentos em comparação aos não migrantes. Dessa forma, focar a análise na renda do migrante pode ajudar a esclarecer melhor essa relação supracitada.

Isso nos leva à questão do tempo de migração. Os resultados da Tabela 4 demonstram que nos primeiros anos do processo de migração existe um diferencial de renda positivo em favor dos migrantes (migrante recente e de curto prazo), mas com o passar do tempo esse diferencial diminui e até se inverte (migrante de longo prazo), como no caso do Modelo 1. Portanto, pode-se considerar que, por possuírem um diferencial de renda positivo e significativo estatisticamente, os migrantes recentes e de curto prazo formam um grupo positivamente selecionado. Entretanto, os migrantes de médio e longo prazo, ao possuírem um diferencial de renda não significativo estatisticamente, não podem ser considerados positivamente selecionados, como os primeiros.

No que concerne aos coeficientes das variáveis de migração, percebe-se que os migrantes recentes recebem em média 11% a mais em comparação tanto aos migrantes de médio e longo prazo, quanto aos não migrantes. Esse percentual cai para 5% quando o tempo de permanência do migrante sobe para 5 anos. Por outro lado, constata-se que a partir de 6 anos residindo na mesma localidade de destino, não há efeitos consistentes no diferencial salarial entre migrantes e não migrantes. De fato, o coeficiente da variável “tempo de migração” aponta que, a cada ano da permanência do migrante na localidade de destino, sua renda diminui em torno de 0,5%. Em outras palavras, com o tempo, o migrante deixa de ser positivamente selecionado e torna-se cada vez mais parecido com os não migrantes. Com isso, tem-se a validade da hipótese que estabelece uma relação negativa entre tempo de permanência e renda dos migrantes.

O fenômeno exposto acima pode ser explicado pelo fato de o migrante recente ter a necessidade de se comportar de forma mais agressiva economicamente, seja pela necessidade de arcar com os custos da migração, seja pelo fato de buscar adaptação no novo local de residência. Entretanto, com o passar da fase de adaptação, essas pessoas, que podem vir de realidades difíceis e possuir pouca educação formal, conquistam avanços econômicos significativos em pouco tempo, podem tender a se acomodar e a se comportar de maneira menos agressiva, ou seja, com pouca ambição, dinamismo, espírito empreendedor, etc. Outra possibilidade de interpretação está relacionada ao histórico das políticas de migração da região Norte: os migrantes mais antigos, principalmente os nordestinos, viam a região Norte como uma “fuga” de problemas socioeconômicos existentes em sua região de origem, isto é, por fatores de expulsão – o que pode ter conferido a eles uma provável seleção não positiva. Já os migrantes mais recentes podem ter sido atraídos pelas possibilidades econômicas do Norte, possivelmente impulsionadas pela expansão da fronteira agrícola; conferindo a eles uma dinâmica econômica mais positiva, fazendo com que estes tenham resultados melhores quando comparados com aqueles.

No tocante às variáveis clássicas da equação *minceriana*, as Tabelas 4 e 5 estão de acordo com a literatura: possuem rendas mais elevadas os homens (64% a mais do que as mulheres), brancos (16% a mais do que os não brancos), residente na zona urbana (36% a mais do que os residentes da zona rural), com escolaridade mais elevada (concluintes do ensino superior recebem em média 300% a mais). Além disso, um ano de idade a mais aumenta a renda em 5%, embora apresente retornos decrescentes à escala.

Tabela 5 – Modelo de Heckman em dois estágios para as UFs da região Norte

Variáveis	RO	AC	AM	RR	PA	AP	TO
	Heckman 1º Estágio - P(M=1)						
Homem	0,0433***	0,1859***	0,1648***	0,0516*	0,1168***	0,0586**	0,0840***
Idade	0,1961***	0,0171***	0,0314***	0,0468***	0,0542***	0,0123**	0,0011
Idade2	-0,0018***	-0,0001	-0,0004***	-0,0005***	-0,0005***	-0,0002**	0,0002***
Branco	0,1497***	0,3859***	0,3639***	0,2986***	0,2508***	0,1903***	0,3797***
Urbano	0,0431***	0,0482	0,0310	0,2756***	-0,0816***	0,3695***	0,1402***
Fundam.	-0,0435**	0,1112***	0,1104***	-0,0647	-0,1613***	-0,2256***	-0,0109
Médio	-0,0178	0,1942***	0,1215***	-0,0433	-0,2071***	-0,2779***	-0,0371**
Superior	0,0220	0,5014***	0,2121***	0,0052	-0,1475***	-0,1500***	0,0655***
Trabalho2+	0,0662**	-0,0613	-0,1495***	0,0062	-0,0404**	-0,0456	0,0558**
Trabalho Formal	0,0373**	-0,0520*	0,1712***	0,0962***	-0,0076	-0,0073	-0,0045
Empreendedor	0,0806***	0,2274***	0,0801***	0,2229***	-0,0083	0,1213***	0,1271***
Casal (filho)	0,0062	0,0335	0,0375**	-0,0218	0,0400***	-0,0120	0,0323***
Nº pes. fam.	-0,0023	-0,0366***	-0,0762***	-0,0050	-0,0239***	-0,0305***	-0,0127***
Intercepto	-3,7744***	-1,1176***	-0,9948***	-0,2920*	-1,1731***	0,3683***	-0,3336***
	Heckman 2º Estágio - Ln(w)						
Migrante Recente	0,0429	0,2219*	0,1324	0,1405	0,0481	0,0243	0,0977***
Migrante CP	-0,0259	0,1201	0,0856	0,1072	0,0331	0,0129	0,0358***
Migrante MP	-0,0379	0,0266	0,0422	0,0170	0,0221	0,0145	0,0489***
Migrante LP	-0,0302**	0,0103	-0,0137	-0,0060	-0,0036	0,0205	0,0401***
TempoMigra	-0,0142***	-0,0040	-0,0022	-0,0077	-0,0048	-0,0069	-0,0060***
TempoMigra2	0,0002***	0,0001	0,0000	0,0003	0,0000	0,0002*	0,0000***
Homem	0,5400***	0,4814***	0,4358***	0,2641***	0,5520***	0,3331***	0,3146***
Idade	0,0162***	0,0638***	0,0655***	0,0504***	0,0447***	0,0676***	0,0347***
Idade2	-0,0002***	-0,0006***	-0,0006***	-0,0005***	-0,0004***	-0,0007***	-0,0003***
Branco	0,1259***	-0,0531***	0,1321***	0,1311***	0,1062***	0,0814***	0,1786***
Urbano	0,3907***	0,5511***	0,3900***	0,2569***	0,3454***	0,2449***	0,1643***
Fundamental	0,2841***	0,2922***	0,2737***	0,1881***	0,4399***	0,2665***	0,1663***
Médio	0,5442***	0,6657***	0,5354***	0,4138***	0,8498***	0,5757***	0,3229***
Superior	1,2917***	1,6476***	1,4333***	1,0484***	1,7485***	1,4483***	0,7895***
Trabalho2+	0,5117***	0,8780***	0,7521***	0,2850***	0,7204***	0,6782***	0,6638***
Trabalho Formal	0,4307***	0,5021***	0,2931***	0,4269***	0,4950***	0,4060***	0,3815***
Empreendedor	0,3162***	0,2204***	0,1683***	0,0979***	0,2578***	0,1789***	0,2974***
OrigemNE	-0,0540***	0,1444***	0,1347***	-0,0110	-0,0341**	0,0716**	-0,0488***
OrigemSE	-0,0778***	0,2709***	0,3432***	0,2143*	0,2138***	0,3357***	0,2441***
OrigemSU	-0,0403***	0,2260***	0,2698***	0,2123*	0,2610***	0,4775***	0,2254***
OrigemCO	-0,0466***	0,1655***	0,2605***	0,0824	0,1513***	0,2590***	0,1274***
Intercepto	4,8599***	4,9551***	4,9406***	2,2214	7,2322***	5,2134***	3,9483***
Lambda	-0,0996	-0,5019*	-0,4722***	2,9334	-1,7350***	-1,5997***	0,3076

Notas: *** Estat. significativa a 1%. ** Estat. significativa a 5%. * Estat. significativa a 10%.

Fonte: Elaboração própria, com base nos microdados do Censo Demográfico 2010 (IBGE, 2011).

Destaca-se o elevado diferencial de renda entre os sexos na região Norte, em que mulheres residentes em Rondônia chegam a receber aproximadamente 72% a menos em comparação aos homens. Também há uma particularidade entre os diferenciais de raça/cor, pois em Tocantins os brancos recebem 20% a mais, ao passo que os não brancos do Acre possuem rendas 5% maiores. Outra questão interessante são os diferentes retornos à educação: ter no mínimo uma graduação em Roraima e Tocantins aumenta, em média, o salário em 153%; enquanto que esse mesmo nível de escolaridade no Acre e Pará eleva o salário em aproximadamente 450%. Vale, ainda, destacar as heterogeneidades entre zonas de residência na região Norte, onde residir na zona urbana eleva a renda de 41% a 73% em Rondônia, Acre, Amazonas e Pará. Já nos demais estados, esse diferencial é de 18% a 29%.

Com relação às variáveis de mercado de trabalho, percebe-se que ter um segundo emprego, ter emprego formal e ser empregador eleva o salário em 90%, 52% e 28%, respectivamente. Em estados como Acre, Amazonas, Amapá e Tocantins, ter mais de um emprego contribui mais para o aumento da renda do que ter concluído o ensino médio ou residir na zona urbana.

A escolha da região de migração revela que quem migra para o estado do Amazonas ou Acre recebe quase 20% a mais do que aqueles que migram para o Pará. Já os que optam pelo Amapá, Rondônia, Roraima e Tocantins ao invés do Pará possuem renda inferior, chegando a receber quase 20% a menos.

Quando analisada a migração inter-regional, nota-se que os imigrantes nordestinos possuem renda inferior em comparação àqueles que migram de um estado do Norte para outro, isto é, os imigrantes intrarregionais. Já os migrantes originários do centro-sul do Brasil recebem entre 14% a 16% a mais em relação aos migrantes do Norte. Vale salientar que, de acordo com as estatísticas descritivas, a região Nordeste representa aproximadamente 45% dos migrantes residentes no Norte, enquanto as regiões Sul, Sudeste e Centro-Oeste, juntas, são representadas de 35% desse total. Isso significa que a maior parte dos migrantes que escolhem a região Norte como local de destino é composta de pessoas que recebem menos do que o próprio migrante do Norte, o que pode estar relacionado ao baixo retorno encontrado entre o investimento de migrar e a renda auferida no Norte.

Nesse contexto, a migração intrarregional ganha mais importância, dado o baixo custo de migrar daqueles originários do Norte em comparação aos nativos de outras localidades. De fato, a Tabela 5 aponta que o migrante intrarregional que escolhe Rondônia como destino recebe, em média, 5% a mais em comparação aos migrantes vindo das regiões Nordeste, Sudeste, Sul e Centro-Oeste. Contrastando com esse resultado, e ainda com base da Tabela 5, observa-se que, nos demais estados, o migrante inter-regional ganha mais, em especial no estado de Amapá e Amazonas, onde esse *plus* monetário chega a 41% e 61% em favor dos emigrantes do Sudeste e Sul, respectivamente.

A Tabela 6 mostra os diferenciais de rendimentos por tipo de migração. Analisando a referida tabela, percebe-se que enquanto um nativo não migrante possui em média R\$ 360,91 *per capita* e um migrante intrarregional recebe R\$ 432,31; o migrante inter-regional auferir R\$ 625,40, e se for originário da região Sudeste, esse valor sobe para R\$ 804,63 *per capita*. Em outras palavras, esses resultados mostram que, apesar de importante, menores custos de migração não necessariamente implicam em maiores retornos à decisão de migrar, uma vez que as características do migrante (idade, escolaridade, *background* familiar, cor/raça, etc.) também influenciam na sua renda futura. Também é importante perceber que a hipótese do tempo de migração influenciar negativamente na renda é sustentada na Tabela 6 independentemente do tipo de migração.

A Tabela 7 apresenta os resultados do modelo por MQO para as UFs da região Norte. Essa análise faz-se necessária devido aos achados da Tabela 5, em especial aqueles que demonstram que os estados de Rondônia, Roraima e Tocantins não tiveram o valor de *lambda* significativo. Entretanto, percebe-se que as interpretações da Tabela 7 não são diferentes das relatadas anteriormente no que diz respeito às duas principais questões analisadas, reforçando-as.

Nos três estados citados, percebe-se que os migrantes recentes são positivamente selecionados e que esse diferencial de renda positiva diminui com o tempo de migração. Entretanto, apenas em Roraima o coeficiente de migração de longo prazo foi estatisticamente não significativo.

Tabela 6 – Diferenciais de rendimento, segundo tipo de migração

Tipo de Migração	Renda Média (R\$)*	Migrante			
		Recente	CP	MP	LP
Nativo e Não Migrante	360,91	-	-	-	-
Migrante	524,48	785,53	674,12	532,50	459,92
Migrante inter-regional	625,4	892,23	751,62	566,19	485,85
NE	419,24	602,80	512,35	414,20	368,39
SE	804,63	1361,27	1313,48	899,42	732,92
SU	687,46	1322,17	999,30	736,22	728,69
CO	590,26	822,27	770,78	658,90	587,20
Migrante intraregional	432,31	447,89	425,99	417,05	384,31

Notas: *Renda per capita em reais de 2010.

Fonte: Elaboração própria, com base nos microdados do Censo Demográfico 2010 (IBGE, 2011).

Tabela 7 - Resultados do modelo MQO para as UFs da região Norte

Variáveis	RO	AC	AM	RR	PA	AP	TO
	MQO – Ln(w)						
Migrante Recente	0,2821***	0,1523***	0,1589***	0,1722***	0,2101***	0,0437***	0,1515***
Migrante CP	0,1355***	0,0886***	0,1225***	0,1366***	0,1924***	0,0281***	0,0939***
Migrante MP	0,0814***	0,0320**	0,0862***	0,0463***	0,1377***	0,0227***	0,0804***
Migrante LP	0,0243***	-0,0144	-0,0072*	-0,0063	0,0547***	0,0180***	0,0581***
TempoMigra	-0,0016***	-0,0048***	0,0027***	-0,0038***	0,0032***	-0,0075***	-0,0012***
TempoMigra2	0,0000***	0,0001***	0,0000**	0,0003***	0,0000***	0,0002***	0,0000***
Homem	0,4777***	0,3745***	0,3634***	0,3104***	0,4194***	0,3117***	0,4476***
Idade	0,0502***	0,0432***	0,0520***	0,0548***	0,0481***	0,0633***	0,0530***
Idade2	-0,0005***	-0,0004***	-0,0005***	-0,0005***	-0,0005***	-0,0006***	-0,0005***
Branco	0,1262***	0,0994***	0,1465***	0,1085***	0,1322***	0,0801***	0,1330***
Urbano	0,3643***	0,3316***	0,3506***	0,2863***	0,2478***	0,2309***	0,2535***
Fundamental	0,2251***	0,2693***	0,2187***	0,2289***	0,2666***	0,2311***	0,2695***
Médio	0,4574***	0,5297***	0,4396***	0,4818***	0,5326***	0,5104***	0,5392***
Superior	1,1511***	1,3219***	1,1992***	1,2669***	1,3158***	1,2976***	1,2706***
Trabalho2+	0,4622***	0,5922***	0,6256***	0,6380***	0,5581***	0,6227***	0,6607***
Trabalho Formal	0,3708***	0,3671***	0,2640***	0,3233***	0,3701***	0,3793***	0,3584***
Empreendedor	0,2790***	0,2010***	0,0934***	0,1199***	0,1192***	0,1596***	0,3086***
OrigemNE	-0,0272***	0,1574***	0,1434***	-0,0025	-0,0381***	0,0803***	-0,0423***
OrigemSE	-0,0527***	0,3225***	0,4451***	0,2449***	0,2402***	0,3232***	0,2677***
OrigemSU	-0,0079*	0,2537***	0,3907***	0,2802***	0,2871***	0,4745***	0,2537***
OrigemCO	-0,0208***	0,2000***	0,3416***	0,0894***	0,1636***	0,2589***	0,1424***
Intercepto	4,3774***	4,4571***	4,3571***	4,3416***	4,3540***	4,2280***	4,2684***
R2	0,3601	0,4698	0,3882	0,4289	0,3619	0,3963	0,4369

Notas: *** Estat. significativa a 1%. ** Estat. significativa a 5%. * Estat. significativa a 10%.

Fonte: Elaboração própria, com base nos microdados do Censo Demográfico 2010 (IBGE, 2011).

Analisando todas as estimações conjuntamente, pode-se inferir que os migrantes da região Norte, vistos em sua totalidade, possuem um conjunto de características singulares, tornando todo esse processo único, uma vez que possivelmente eles não formam um grupo positivamente selecionado, entretanto,

quando olhamos apenas para os migrantes recentes e de curto prazo, temos indícios que eles formam um grupo positivamente selecionado, uma vez que auferem maiores rendimentos em comparação aos não migrantes. Destaca-se a questão do prazo, porque o tempo de migração influencia negativamente na renda. Além disso, o perfil de quem migra para o Norte é diferenciado, haja vista que a maior parte dos migrantes que escolhem essa região como local de destino é composta por indivíduos que recebem, em média, mais do que os habitantes da região Norte, podendo ser essa uma das explicações para os recorrentes aumentos nos números de migrantes que escolhem a região Norte como destino, uma vez que podem existir retornos positivos entre o investimento de migrar e a renda auferida no Norte.

5. Considerações finais

O presente artigo teve como cerne central de análise as evidências acerca da seletividade migratória e dos diferenciais de rendimentos para migrantes e não migrantes na região Norte do Brasil. Os dados mostram que a maioria da população migrante residente no Norte do Brasil é oriunda do Nordeste, sendo aproximadamente 45% da população. Ademais, é importante destacar que, em sua maioria, os migrantes do Norte permanecem, em média, por mais de 20 anos residindo em uma mesma localidade.

No que se refere à hipótese de seleção positiva, não se pôde validar essa em sua totalidade. Uma possível explicação está na inflexão entre o tipo de migração para a região Norte em décadas anteriores aos anos 2000 *versus* a migração para essa região em décadas mais recentes. Nessa perspectiva, os migrantes não necessariamente foram pessoas mais agressivas do ponto de vista da teoria do capital humano, mas foram, em sua maioria, nordestinos que migraram antes dos anos 2000 e em busca de qualquer oportunidade de trabalho, isto é, na busca por um salário. Quando a migração é analisada por recorte temporal, percebeu-se que há uma nova dinâmica migratória para o Norte, com pessoas com maior escolaridade e, conseqüentemente, foram em busca de melhores salários. Essa diferença sutil e crucial entre a antiga busca “por um salário” frente à nova busca “por melhores salários”, atrelada com os distintos perfis de migrantes, faz com que a dinâmica migratória para o Norte do Brasil mude drasticamente, bem como seu impacto na renda local. A ideia defendida neste artigo é a de que essas recentes mudanças ainda não foram capazes de transformar o antigo fluxo migratório, o que garante aos migrantes dessa região o *status* de não positivamente selecionados.

Por sua vez, os resultados encontrados no trabalho corroboram com a hipótese de que o tempo de permanência dos migrantes na região de destino faz com que os diferenciais de rendimento entre os migrantes e não migrantes semelhantes diminuam. Esses resultados podem ser atestados pelo fato de o migrante de curto prazo receber, em média, 11% a mais do que os outros tipos de migrantes e não migrantes da região Norte do Brasil e o retorno monetário dos migrantes diminuir à medida que o tempo de migração aumenta. A partir de seis anos residindo no Norte, os diferenciais de rendimentos se anulam. Ademais, o coeficiente de tempo de migração denuncia que, a cada ano de permanência na região Norte, reduz-se o diferencial de rendimento em 0,5%.

O que se pode deduzir desses resultados por vezes conflitantes é que o fluxo migratório da região Norte tem suas particularidades e heterogeneidades. Isso porque foi constatado que os imigrantes no Norte, apesar da sua provável seleção não positiva, ainda auferem rendimentos mais elevados em comparação aos nativos do Norte que não migram. Na maioria dos casos estudados, o hiato de renda do trabalho entre migrantes e não migrantes é maior quando a migração é do tipo inter-regional – embora o Nordeste fique abaixo dessa média, por vezes recebendo até menos do que os migrantes intrarregionais. Assim, a existência de diferentes perfis e fluxos migratórios, tanto em relação ao tempo de migração quanto à origem do migrante, faz da região Norte um caso singular de estudo.

Referências

AVELINO, R. R. G. Self-selection and the impact of migration on earnings. *Brazilian Review of Econometrics*, v. 30, n. 1, p. 69-89, 2010.

- AZZONI, C. R. Quão grande é exagerado?: Dinâmica populacional, eficiência econômica e qualidade de vida na cidade de São Paulo. *Eure*, v. 25, n. 76, p. 105-123, 1999.
- BECKER, G. S. Investment in human capital: a theoretical analysis. *Journal of Political Economy*, v. 70, n. 5, p. 9-49, 1962.
- BORJAS, G. J. Self-selection and the earnings of immigrants. *The American Economic Review*, v. 77, n. 4, p. 531-553, 1987.
- BORJAS, G. J.; FREEMAN, R. B.; KATZ, L. F. *Searching for the effect of immigration on the labor market*. National Bureau of Economic Research, 1996. (NBER Working Paper, n. 5454).
- BRASIL, M. C. Os fluxos migratórios na região Norte nas décadas de 70 e 80: uma análise exploratória. *Cadernos de Estudos Sociais*, v. 13, n. 1, p. 61-84, 1997.
- CAETANO, A. J. *Migração nos municípios das capitais da região Norte na década de 70*. 1995. Tese (Doutorado em Economia) – Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional, Universidade Federal de Minas Gerais. Belo Horizonte, 1995.
- CAMARANO, A. A.; ABRAMOVAY, R. Êxodo rural, envelhecimento e masculinização no Brasil: panorama dos últimos cinquenta anos. *Revista Brasileira de Estudos de População*, v. 15, n. 2, p. 45-66, 1998.
- CARVALHO, R. C.; RIGOTTI, J. I. R. As migrações nas cidades médias de Minas Gerais e seus impactos no crescimento e na composição por sexo e idade da população no período 1980-2010. *Revista Brasileira de Estudos de População*, v. 32, n. 2, p. 235-256, 2015.
- CHISWICK, B. R. Are immigrants favorably self-selected? *The American Economic Review*, v. 89, n. 2, p. 181-185, 1999.
- CHISWICK, B. R. The effect of Americanization on earnings of foreign-born men. *Journal of Political Economy*, v. 86, n. 5, p. 897-921, 1978.
- DA MATA, D.; OLIVEIRA, C. W.; PIN, C.; RESENDE, G. M. Quais características das cidades determinam a atração de migrantes qualificados? *Revista Econômica do Nordeste*, v. 38, n. 3, p. 502-513, 2007.
- FREGUGLIA, R. S. *Efeitos da migração sobre os salários no Brasil*. 2007. Tese (Doutorado em Teoria Econômica) – Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade, Universidade de São Paulo. São Paulo, 2007.
- GREENE, W. H. *Econometric analysis*. Upper Saddle River: Pearson Education Ind., 2003.
- HARRIS, J. R.; TODARO, M. P. Migration, unemployment and development: a two-sector analysis. *The American Economic Review*, v. 60, n. 1, p. 126-142, 1970.
- HECKMAN, J. J. Sample selection bias as a specification error. *Econometrica*, v. 47, n. 1, p. 153-161, 1979.
- IBGE – Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. *Censo Demográfico de 2010*. Rio de Janeiro: IBGE, 2011.
- JUSTO, W. R.; FERREIRA, R. A; LIMA, C. F.; MARTINS, G. N. Os determinantes da migração e da migração de retorno intermunicipal no Brasil. In: Encontro Nacional de Economia, 40, 2012. *Anais...* Porto de Galinhas: ANPEC, 2012.
- JUSTO, W. R.; SILVEIRA NETO, R. DA M. Migração inter-regional no Brasil: evidências a partir de um modelo espacial. *Economia*, v. 7, n. 1, p. 163-187, 2006.

- JUTTEL, L. P. Norte e Centro-Oeste, novos pólos de migração. *Ciência e Cultura*, v. 59 n. 4, p. 10-11, 2007.
- KATZ, E.; STARK, O. International migration under asymmetric information. *The Economic Journal*, v. 97, n. 387, p. 718-726, 1987.
- LIMA, A.; OLIVEIRA, A.; SIMÕES, R. Migração e inserção no mercado de trabalho: uma abordagem multinomial para a população economicamente ativa do Brasil. In: Encontro Nacional de Economia, 39, 2011. *Anais...* Foz do Iguaçu: ANPEC, 2011.
- LIMA, E. E. C.; BRAGA, F. G. Da rotatividade migratória à baixa migração: uma análise dos padrões da mobilidade populacional no Brasil de 1995-2000. *Revista Brasileira de Estudos de População*, v. 30, n. 1, p. 57-75, 2013.
- LIMA, L. C.; VALE, A. L. F. Migração e mudança social: influência do migrante do sertão nordestino no Norte do Brasil. *Revista Scripta Nova*, v. 82, n. 94, p.1-10, 2001.
- LOBO, C.; MATOS, R. Migrações e a dispersão espacial da população nas Regiões de Influência das principais metrópoles brasileiras. *Revista Brasileira de Estudos de População*, v. 28, n. 1, p. 81-101, 2011.
- MACIEL F. T.; CUNHA, M. S. Migração e diferenciais de rendimento no Brasil: uma análise sobre o efeito do tempo de chegada ao local de destino. *Revista Econômica do Nordeste*, v. 44, n. 3, p. 627-650, 2013.
- MACIEL, F. T.; OLIVEIRA, A. M. Migração interna e seletividade: uma aplicação para o Brasil. In: Encontro Nacional de Economia, 39, 2011. *Anais...* Foz do Iguaçu: ANPEC, 2011.
- MARTINE, G. Migração e metropolização. *São Paulo em Perspectiva*, v. 1, n. 2, p. 28-31, 1987.
- MINCER, J. Investment in human capital and personal income distribution. *Journal of Political Economy*, v. 66, n. 4, p. 281-302, 1958.
- MINCER, J. *Schooling, experience and earnings*. New York: National Bureau of Economic Research, Inc., 1974.
- MOURA, H. A.; MOREIRA, M. M. A População da região Norte: processos de ocupação e de urbanização recentes. *Parcerias Estratégicas*, v.6, n. 12, p. 214-238, 2001.
- MOURA, H. A.; MOREIRA, M. M. As migrações na região Norte em período recente: uma abordagem preliminar. In: Encontro Nacional sobre Migração, 19, 1998. *Anais...* Campinas: ABEP, 1998.
- RAMOS, C. A.; ARAÚJO, H. *Fluxos migratórios, desemprego e diferenciais de renda*. Brasília: IPEA, 1999. (Texto para Discussão, n. 657).
- SAHOTA, G. S. An economic analysis of internal migration in Brazil. *Journal of Political Economy*, v. 76, n. 2, p. 218-245, 1968.
- SANTOS JÚNIOR, E. R.; MENEZES-FILHO, N.; FERREIRA, P. C. Migração, seleção e diferenças regionais de renda no Brasil. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 35, n. 3, p. 299-331, 2005.
- SANTOS, C.; FERREIRA, P. C. Migração e distribuição regional de renda no Brasil. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 37, n. 3, p. 405-425, 2007.
- SCHULTZ, T. W. Investment in human capital. *The American Economic Review*, v. 51, n. 1, p. 1-17, 1961.

SJAASTAD, L. A. The costs and returns of human migration. *Journal of Political Economy*, v. 70, n. 5, p. 80-93, 1962.


VARTATIAN, T. P. *Heckman selection models*. Bryn Mawr GSSW, 2015.

ORCID

Yuri Cesar de Lima e Silva  <https://orcid.org/0000-0002-2110-6256>

Luís Abel da Silva Filho  <https://orcid.org/0000-0002-7453-1678>

Daniella Medeiros Cavalcanti  <https://orcid.org/000-0002-0801-9844>

 Este artigo está licenciado com uma Licença Creative Commons Atribuição 4.0 Internacional.

REVISTA BRASILEIRA DE ESTUDOS REGIONAIS E URBANOS

