

# REVISTA BRASILEIRA DE ESTUDOS REGIONAIS E URBANOS

**Vol. 12, n. 3, 2018**

- |   |         |
|---|---------|
| <b>THE IMPACT OF PHYSICIANS' DECENTRALIZATION ON HEALTH SERVICES AND ECONOMIC GROWTH</b>                          | 277-291 |
| André Luiz R. Coutinho Berardo de Moraes Coelho, Tatiane Almeida de Menezes, Nelson Leitão Paes                   |         |
| <b>RELAÇÃO ENTRE O TAMANHO DA FAMÍLIA E A FORMAÇÃO SUPERIOR DOS BRASILEIROS</b>                                   | 292-305 |
| Elisa Nolasco Pedrosa, Evandro Camargos Teixeira  |         |
| <b>PESOS REGIONAIS: UMA PROPOSTA PARA A REPARTIÇÃO DO FUNDO DE PARTICIPAÇÃO DOS MUNICÍPIOS (FPM)</b>              | 306-321 |
| Ralyne S. Guerreiro, Leonardo Monasterio  |         |
| <b>CRIMINALIDADE EM ÁREAS DE FRONTEIRAS: O CASO DE MINAS GERAIS</b>   | 322-336 |
| Lucas Siqueira de Castro, Eduardo Almeida   |         |
| <b>ALTERNATIVAS PARA O BRASIL AO MERCOSUL: UMA AVALIAÇÃO POR MEIO DE UM MODELO DE EQUILÍBRIO GERAL COMPUTÁVEL</b> | 337-363 |
| Sheila Beatriz Bonne, André Filipe Zago de Azevedo, Paulo Ricardo Feistel   |         |
| <b>EFICIÊNCIA DOS GASTOS PÚBLICOS E DESENVOLVIMENTO EDUCACIONAL NOS MUNICÍPIOS DE MINAS GERAIS</b>                | 364-384 |
| Adriano Provezano Gomes, Gabriel Teixeira Ervilha, Ana Paula Wendling Gomes                                       |         |
| <b>PERFIL SOCIOECONÔMICO DA POBREZA E RIQUEZA RELATIVAS NOS MUNICÍPIOS BRASILEIROS NO ANO DE 2010</b>             | 385-396 |
| Izete Pengo Bagolin, Marívia de Aguiar Nunes  |         |

# REVISTA BRASILEIRA DE ESTUDOS REGIONAIS E URBANOS

ISSN 2447-7990

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

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

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

## EDITORES

Fernando Salgueiro Perobelli, UFJF.  
Pery Francisco Assis Shikida, UNIOESTE.

## EDITOR ASSISTENTE

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

## CONSELHO EDITORIAL

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



**Revista Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos (RBERU)**

*Vol. 12, n. 3, pp. 277-291, 2018*

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

---

**THE IMPACT OF PHYSICIANS' DECENTRALIZATION ON HEALTH SERVICES AND ECONOMIC GROWTH\***

**André Luiz Ribeiro Coutinho Berardo de Moraes Coêlho**

Federal University of Pernambuco  
E-mail: andreberardocoelho@hotmail.com

**Tatiane Almeida de Menezes**

Federal University of Pernambuco  
E-mail: tatianedemenezes@decon.ufpe.br

**Nelson Leitão Paes**

Federal University of Pernambuco  
E-mail: nlpaes@yahoo.com.br

**ABSTRACT:** This study uses Zon and Muijen's (2001) model to investigate the effect of physicians' decentralization on health care production, human capital accumulation, and economic growth. The model includes the health, education, and production sectors, and was calibrated for the Brazilian economy in 2014 with data from National Accounts, the Census and the Brazilian National Health System SUS. The aim was to estimate the impact of the change in the number of physicians per 100,000 inhabitants. We considered four different groups: municipalities with above and below 50,000 inhabitants in the south and southeast of Brazil and similarly for the north and northeast regions of the country. Our results indicate that increasing the number of physicians per 100,000 inhabitants raises the economy's long-term growth rate, improves the average quality of health, and increases the proportion of effective labor in the production of human capital.

**Keywords:** Health status; Physician; Decentralization; Economic growth.

**JEL Codes:** I18; C21.

**O IMPACTO DA DESCENTRALIZAÇÃO DOS MÉDICOS SOBRE OS SERVIÇOS DE SAÚDE E O CRESCIMENTO ECONÔMICO**

**RESUMO:** O trabalho utiliza o modelo de Zon e Muijen (2001) para investigar o efeito da descentralização de médicos por habitante sobre a produção de serviços de saúde, a acumulação de capital humano e o crescimento econômico. O modelo inclui os setores de saúde, educação e produção de outros bens e foi calibrado para a economia brasileira em 2014 com dados das Contas Nacionais, do Censo e do Sistema Único de Saúde (SUS). O objetivo é o de estimar o impacto da mudança no número de médicos por 100.000 habitantes. Foram considerados quatro grupos diferentes: municípios com mais e menos de 50.000 habitantes no Sul e Sudeste do Brasil e de maneira similar para as regiões Norte e Nordeste do país. Os resultados indicam que aumentar a razão de médicos por 100.000 habitantes favorece o crescimento econômico de longo prazo, melhora a qualidade média da saúde e aumenta a proporção do trabalho efetivo na produção de capital humano.

**Palavras-Chave:** Saúde; Médicos; Descentralização; Crescimento econômico.

**Classificação JEL:** I18; C21.

---

*\*Recebido em: 01/12/2017; Aceito em: 17/07/2018.*

## 1. Introduction

The theory of endogenous growth suggests the integration of health production and economic growth through the accumulation of human capital. A decrease in growth may be explained by health preferences that are positively influenced by a rising per capita income or by having many physicians within a country. Growth may even disappear in countries with high rates of health deterioration or low productivity in the health sector (ZON; MUYSKEN, 2001).

On the other hand, if the health sector is dynamic, economic growth will be favored both by technological progress in this sector and by better access to the health for the workforce. Health and education are important factors for development as they affect the production capacity of individuals. The decentralization of physicians from larger municipalities to smaller ones has the potential to impact the nation's health and wellbeing. The more qualified and healthier, the more productive are the workers, and consequently the higher the income of the economy, with more physicians available to attend to the population. Thus, the latter will have more accessible healthcare.

It is no coincidence, therefore, that education and health expenditures are two of the most representative items of public spending in the developed world. Education expenditure in the Organisation for Economic Co-Operation and Development (OECD) accounted for 5.2% of the gross domestic product (GDP), with 4.5% of the GDP financed by the public sector, whereas health costs are approximately 6% of the GDP (WORLD BANK, 2014).

The literature on economic growth has given priority to education because of its more direct correlation with development in papers like Baumol (1967), Lucas (1988), Romer (1990), and Barro and Sala-i-Martin (1995). More recently, however, health has attracted attention because of its rising costs associated with aging; therefore, there is a greater need for more physicians to attend to this aging population. Thus, not only education, but also health is important for economic growth.

According to the endogenous growth model of Lucas (1988), education impacts the formation of human capital for growth and development. However, for people to provide effective human capital services, they must be healthy. Therefore, the health of the population in general influences everyone's growth and well-being. Health care enhances well-being and economic performance because healthy people increase labor productivity.

This study uses Zon and Muiyken's (2001) model to investigate the effect of physicians' decentralization of health care production, human capital accumulation, and economic growth. The model, therefore, includes a health, education, and production sector. All three sectors are interrelated, since the overall level of health affects workers and the accumulation of human capital, while a higher level of human capital is related to better quality of health. Finally, health and human capital affect the output of the economy.

The results appear to be positive from the perspective of economic growth. When the number of physicians per inhabitant increases, the higher labor availability raises productivity in the health sector, which ultimately improves labor productivity, resulting in increased capital accumulation and economic growth. On the other hand, it is estimated that a reduction in the propensity to consume when there is a higher portion of the labor force in the health sector, that is, when the number of physicians per inhabitant increases.

This article is organized into seven sections, including this introduction. The second section presents a literature review on decentralization, whereas the third on economic growth and health. The fourth section introduces the endogenous growth model used in the study. The fifth section shows the model calibration performed to reflect how the variation of the number physicians per inhabitant affected the Brazilian economy in 2014. The sixth section presents the results and the seventh section the final considerations and policy suggestions.

## 2. Decentralization and health

In recent years, the tendency of decentralization of public expenses has increased, because of its relationship with the decrease in public spending (DONAHUE, 1997). With decentralization, the

local institutions have more detailed information about the region's inhabitants. The public policies applied may be more efficient because they are directed to the local population's preferences and necessities.

Even if the federal government wants to decentralize its responsibilities to the state governments, the latter want the opposite. The equilibrium between the two will depend on government legitimacy and on how strong the institutions are (RODRÍGUEZ-POSE; GILL, 2003). In addition to the fact that strong or weak institutions affect the development of countries differently (NORTH, 1991) verified empirically for a variety of nations (ACEMOGLU; JOHSON; ROBINSON, 2001), the culture also influences economic growth. The culture presents a causality effect in economic development according to data analyzed from European regions (TABELLINI, 2010). Another important factor is that political institutions affect corruption levels, and therefore, economic growth (FERRAZ; FINAN, 2010).

Central government funds' transfers to local government increase public spending more than private income (MATTOS; ROCHA; ARVATE, 2011). This phenomenon is known as flypaper: higher transfers can induce less efficiency in collecting taxes than increases in income. Therefore, the public finance empirical literature identified the flypaper effect around the 1970s, according to Mendes and Rocha (2004). This effect is the receiving of lump sum fiscal transfers from subnational governments, which implies an increase in local public spending proportionally greater than the one that would be generated by an equivalent increase in personal income. Decentralization presents difficulties, such as externalities, "tax war," and tribute exportation. Then, fiscal transfers from higher to lower government levels appeared as an important tool in a vertical and horizontal solution to imbalances, in addition to the correction of externalities.

The effect of decentralization of public spending on health has been studied in various countries. According to Kruse et al. (2009), in Indonesia, municipalities' decentralization decreases public health spending. Besides the spending, how the government allocated its resources is very relevant. Further, public policies in the health sector will differ among municipalities; especially when these policies are directed to the population with the lowest incomes, the effect of decentralization is related to the allocation of scarce resources.

Kruse et al. (2009) suggested that this effect is being observed throughout different developing countries with a high number of poor families. The management of these sources will have a positive or negative impact on the families who need basic help the most. Like in Indonesia, the municipalities in Brazil have a legal responsibility to guarantee primary care for their population; however, there is freedom to decide what taxes should be directed to public health services. Additionally, these municipalities are not legally required to justify to the central government how their money is spent; the justification is given to the municipalities' parliament.

Meanwhile, in Brazil, there is a significant amount of bureaucracy, with resources locked and detailed. By locked, we mean that when the resources are received from the union, it is already predetermined where the spending will be allocated; there is no freedom to allocate the money in the most efficient way by municipality's manager. One of the consequences is difficulty managing health public spending. Naturally, the manager's ability to manage influences the allocation of the resources, even with all the bureaucracy, although the corruption within the country greatly increases the inefficiency of public health spending. Further, the lack of punishment for the politicians who steal money from the people negatively impacts the money allocation. Therefore, public health, which is very important to the nation's development, is negatively impacted by these factors. According to Mosca (2007), decentralization is a public spending determinant; territorial decentralization involves responsibilities' transfers from the central government to lower government.

In recent years, decentralization is more frequently studied in the literature. Within the decentralization context, "economic dividend" provides economic advantages in the transfer of power from national institutions to lower government levels (RODRIGUEZ-POSE; GILL, 2005). This economic dividend stems from the decentralized administrations' ability to adapt public policies to local needs, generating innovation in the provision of service through intra-territorial competition, and also stimulating participation and accountability decreasing the distance between the ones in

power and their constituencies. Some governmental systems may have negative consequences on economic allocation. Gains and losses that devolution can generate are contingent on what government level is being responsible for a public policy.

The subject of devolution is also explored by other authors. The capacity of regional devolution to overcome the democratic deficit and to introduce a more effective government is observed by Morgan (2002). The author's paper supports the hypothesis that the Northern regions in England would present a positive economic dividend. Local government regulation may provide better results in economic development compared to higher levels of government (JONES, 2001), which means political interventions managed by municipalities or states offer more positive results than the central government. The idea of managing a municipality locally is becoming more accepted among policy makers and scholars, in order to equalize the economies' deficit on a regional scale. On the other hand, decentralization of power is giving politicians incentives to make political decisions strategically in order for them to obtain more power, rather than to solve the economic deficit problem.

Aiming to highlight government quality, Rothstein and Teorell (2008) propose a coherent and specific definition of government quality, with the impartiality of institutions that have the government's authority. The motivation for such a study is the fact that a government with strong institutions tends to influence economic growth positively, as observed empirically. The idea of impartiality is related to a series of critics in public management, public choice, multiculturalism, and feminism. The theory of impartiality is observed in a general context of government quality, such as democracy, rule, law, efficiency, and accuracy.

The application of such a theory is studied by Charron, Dijkstra and Lapuente (2014). To measure government quality, the authors use what is known as the "European QoG Index." Good government quality is understood to represent a low corruption index, impartial public services, and rule of law. Empirically, twenty-seven countries in the European Union were studied, at the national and lower levels of government. In this study, Italy and Spain evidenced better government quality than that of the other nations.

To analyze government quality and investment return, Rodríguez-Pose and Garcilazo (2015) examine the relationship between local and regional government quality, and regional economic performance, relating government quality with a return fund in the European Union. It was possible to analyze the importance of government quality as a determinant of economic growth, in addition to the efficiency of structural public spending. As a result, he observed that better government quality is more important to regional development than additional public investment.

Corruption affects the allocation of resources in different countries, especially in Brazil. With this in mind, Ferraz and Finan (2008) measure the audits' effects, finished and published in the election results. According to the authors, during 2003, the Brazilian federal government started to select municipalities randomly to audit their spending, with resources from the federal transfer. This auditing was part of a national program against corruption and its outcomes were released publicly. Comparing the election results of audited municipalities before versus after the 2004 election, with the same level of reported corruption, it was evidenced that the audit had a significant impact in the elections. As a result, it was possible to observe that a more informed electorate, in addition to the present media, such as the radio that released the audit results, plays an important role in the election.

Still, the government revenue and political corruption are evidenced in the work of Brollo (2010). The authors observed that federal transfers to government municipalities change according to the population. To measure the causality effect of higher federal transfers on political corruption and characteristics of political candidates at the local level, they used a discontinuity regression. As a result, according to their theory, higher transfers increase political corruption and decrease the quality of candidates running for mayor.

How the money is allocated to the health sector is extremely important, because good health care contributes to individuals' well-being. The health sector directly affects the economy, and increases in health expenses have created great challenges, even for countries with a high quality of life (PHELPS, 2016). With decentralization in mind, in addition to health expenses, the number of

decentralized physicians may increase a nation's health quality. Thus, allocating physicians from capital cities to small municipalities will provide an opportunity for the poor families to have basic health care. Until the middle of the last century there was no health system in Brazil. Only the rich families were treated in private institutions. However, with Sistema Único de Saúde (SUS), a unique health system was founded and guaranteed by the Federal Brazilian Constitution of 1988, a universal, free public health system. Especially, Programa Saúde da Família (PSF) is a program that gives primary care to almost every single municipality in the nation, which comprises 5,295 municipalities. One of the positive results was that mortality by infectious diseases decreased from 23% of total deaths in 1970 to less than 4% in 2007. Despite some of SUS's successes, there are serious problems such as lack of investment, corruption, mismanagement, and lack of human resources, especially physicians (ALMEIDA-FILHO, 2011).

### **3. Economic growth and health**

Health has been a priority in the public and private expenditures of developed countries. According to OECD (2016), on average, the countries in the organization spent 9% of their GDP on health in 2015, with the highest spending in the United States (16.9% of GDP), Switzerland (11.5% of GDP), and Japan (11.2% of GDP). Brazilian numbers are very close to the average for rich countries. According to OECD (2015), Brazil spent 9.1% of its GDP in 2013 on health.

However, given income differences, per capita expenditure in US dollars is much higher in OECD than in Brazil. In 2015, the average per capita expenditure in OECD reached US\$ 3,815, whereas in Brazil it was only US\$ 1,471 in 2013.

The public sector is the main funder of health spending. In OECD, of the 9% of GDP earmarked for health, 73% comes from governments (6.6% of GDP). Thus, 15% of all OECD public spending goes to the health sector. In Brazil, 46% of the health spending was financed by public resources in 2012, so the health sector accounted for only 7.9% of the total public spending in that year (WHO, 2015).

Health has therefore played a central role in both government and household spending. One of the main theoretical motivations for public spending on health is related to the economy. The hypothesis is that a healthy population will be more productive and capable of generating more wealth for the country. However, it took time for health to be considered an important factor for economic growth. It is only in the twenty-first century that the subject has become a central one for growth economists.

Initially, health was incorporated in growth models through human capital. Health affects labor supply, either through working hours or labor market participation. The consequence of this modeling strategy is predictable: the higher the overall health, the greater the human capital and the higher the rate of economic growth. Good health is important to sustain high levels of human capital, with positive effects on productivity and growth (LOPEZ; RIVERA; CURRAIS, 2005). A healthy workforce would be less prone to disease and more willing to work. Raising productivity by improving workers' health would be greater for manual workers, so an increase in health care services may have a particularly significant impact on the growth rates of less developed countries.

The second connection between health and growth is demography. Improved health not only allows an increase in life expectancy but also an increase in the number of productive years for each worker. On the other hand, better health means reducing child mortality. Considering these two effects, health improvement helps population growth, one of the foundations of economic growth. Still, in the same vein, better health also favors growth by increasing life expectancy, which encourages the population to save more, with positive effects on capital accumulation (WEIL, 2005).

Positive externalities associated with health also impact economic growth. An individual's level of health does not only depend on whether he or she cares for himself or herself, but also depends on the general state of health in the entire population. Low levels in the general health of the population can not only reduce human capital but also negatively influence production, reducing investment and the accumulation of physical capital. Lucas's (1988) model, although not directly concerned with

health, has been the most relevant theoretical basis in the development of endogenous growth models related to health.

However, the literature is not unanimous regarding the positive relationship between health and growth. Zon and Muysken (2001) argue that the health sector is not a productive activity and that it competes with production activities for scarce resources in the economy. They suggest that when health is incorporated in the utility function, the relationship between health and economic growth may be negative.

Empirical analysis reinforces the relationship between growth and health. Studies with a panel of countries for the period between 1960 and 1985, found a positive correlation between health and economic growth, for example, both Knowles and Owen (1995) and Mankiw et al. (1992). Similar models, such as those by Rivera and Currais (1999) and Hashamati (2001), suggest that health spending has a positive impact on growth in OECD countries. Another study with a panel of countries for the period between 1960 and 1990 concluded that good health has a positive and statistically significant impact on aggregate output (BLOOM; CANNING; SEVILLA, 2004). A similar result was found in Latin America, in the relation between the composition of public expenditures and the economic growth of Latin American countries between 2000 and 2010. The countries that allocated more resources to health had higher rates of growth (MACÊDO; BEUREN, 2013).

In the national literature, two papers found completely different results: Mora and Barona (2000) and Cermeño (2000). Both studies estimate the relation between growth and health for the Brazilian states. Mora and Barona (2000) use the Barro model (1996) and Cermeño (2000) the model of Mankiw, Romer, and Weil (1992). Interestingly, Mora and Barona (2000) found a negative relationship between growth and health, whereas Cermeño (2000) suggested a positive relationship between the two variables. Another study, Figueiredo et al. (2003), investigated whether health status impacted Brazilian economic growth in the 1990s, based on an econometric estimation of the Solow model (1956). According to the results of the study, health status contributes directly and positively to economic growth but also influences the accumulation of human capital. A worsening health status tends to reduce the positive impact of education on growth.

The present study contributes to the Brazilian literature by analyzing the influence of the health sector on growth with an endogenous growth model. The national literature has focused on applied econometric studies, and the use of endogenous growth models represents an innovation in Brazil. These models allow us to capture the externalities of the health sector, as well as its influence on the accumulation of human capital and output.

## 4. Model

### 4.1. Longevity

The model is based on van Zon and Muysken (2001). The population is divided into two parts: young people who work in the production of output, health services, and human capital formation, and old people who consume output and health services. People live up to age  $T$ , and are active in production up to age  $A$ . It is assumed that in every period,  $n$  people are born living  $t$  years, with health  $g$  and human capital  $h$ . By hypothesis, longevity  $T$  is proportional to the average health level  $g$  of the population. Therefore

$$T = \mu \cdot g \quad (1)$$

where  $\mu$  is a constant. Inactive people are equal to  $(T - A) \cdot n$ , and an increase in longevity will increase the number of inactive people in the economy, increasing the consumption of health services. In the steady state, the population remains constant, that is, the number of births per period equals the number of deaths.



The utility function considers the link between health, longevity, and total population size:

$$U = \int_0^{\infty} e^{-\rho\tau} (g^\gamma (\frac{C}{L})^{1-\gamma})^{1-\theta} \frac{L}{(1-\theta)} d\tau \quad 0 < \theta < 1 \quad (2)$$

where  $\rho$  is the discount rate and  $1/\theta$  the intertemporal substitution elasticity;  $0 \leq \gamma \leq 1$  measures the relative contribution of health to utility.  $C$  is total private consumption, whereas  $L = n \cdot T$  is the size of the population. Note, therefore, that longevity is an implicit argument of the utility function, which contributes positively to the households' welfare. The total effective labor supply, which considers the level of human capital and the quality of health, is therefore  $h \cdot g \cdot n \cdot A$ .

#### 4.2. Production of health services

To integrate health and growth in the context of endogenous growth, productivity is considered to increase due to human capital accumulation and decreasing returns. It is assumed that the production of health services is performed by medical specializations so that a fraction  $v_i$  of effective work is employed in the production of knowledge of medical specialization  $i$ . It is assumed that the number of medical specializations is proportional to the size of human capital,  $\Omega = \pi \cdot h$ . Thus, the average increase in the level of health quality is given by:

$$\frac{dg}{dt} = \int_0^{h\pi} \psi (hg v_i \frac{nA}{nT})^\beta \cdot di = \psi \cdot \pi \cdot h \cdot (\frac{hg v A}{\pi h \mu g})^\beta = \psi \cdot (\frac{A}{\mu})^\beta \cdot \pi^{1-\beta} \cdot h \cdot v^\beta \quad (3)$$

$\psi$  is the productivity parameter and  $v$  the fraction of the total effective labor supply employed in the health sector. Further, the inequality  $0 < \beta \leq 1$  ensures the existence of decreasing returns in the production of health services.

The increase in the general level of health and medical specializations also has costs. The more specialties, the greater the demand for medical care, which includes an increase in visits to doctors and a growing number of lab exams. These lead to a reduction in the number of jobs due to technological developments. It is assumed that this loss is proportional to the number of specializations by a factor  $\zeta$ :

$$\frac{dg}{dt} = \left[ \psi \cdot (\frac{A}{\mu})^\beta \cdot \pi^{1-\beta} \cdot v^\beta - \zeta \cdot \pi \cdot g \right] \cdot h \quad (4)$$

It is then possible to obtain the steady-state health quality level:

$$g^* = \frac{\psi}{\zeta} \cdot (\frac{A}{\pi \cdot \mu})^\beta \cdot v^\beta = z_0 \cdot v^\beta \quad (5)$$

where  $z_0 = \frac{\psi}{\zeta} \cdot (\frac{A}{\pi \cdot \mu})^\beta$ . Note that the more work assigned to production in the health sector, the higher the quality of health.

#### 4.3. Output and human capital accumulation

The production function can be represented by a Cobb-Douglas function:

$$Y = B \cdot [(1 - u - v) \cdot h \cdot g \cdot n \cdot A]^\alpha \cdot K^{1-\alpha} \quad (6)$$

where  $Y$  represents output,  $K$  is the capital stock, and  $B$  is a constant productivity parameter. The fraction  $(1-u-v)$  of the labor supply is used in the output, and the remaining fractions  $u$  and  $v$  are used on human capital accumulation and production of health services, respectively.

The process of human capital accumulation considers the health of the population:

$$\frac{dh}{dt} = \delta \cdot u \cdot g \cdot h \tag{7}$$

where  $\delta$  is the productivity parameter. Finally, the accumulation of physical capital is given by:

$$\frac{dK}{dt} = Y - C \tag{8}$$

#### 4.4. Model solution

To fit the model, Social Planner should maximize intertemporal utility (2) with respect to  $c$ ,  $u$ , and  $v$ , subject to conditions (6), (7), (8) and (4).

Therefore, after obtaining the first-order conditions, the steady-state solution of the model must satisfy the following simultaneous equations:

$$v = \frac{c^2 - \alpha c + \alpha(1 - \alpha)(1 - \theta)(1 - \gamma)/(\theta + (1 - \theta)2\gamma)}{c^2 - \alpha c + (\frac{1 + \beta}{\beta})\alpha(1 - \alpha)(1 - \theta)(1 - \gamma)/(\theta + (1 - \theta)2\gamma)} \tag{9}$$

$$c = 1 - \frac{(1 - \alpha) \cdot r}{(\theta + \gamma(1 - \theta)) \cdot r + \rho} \tag{10}$$

$$r = \frac{\delta(1 - v)z_0v^\beta - \rho}{\theta + \gamma(1 - \theta)} = \frac{\delta g^*(1 - v) - \rho}{\theta + \gamma(1 - \theta)} \tag{11}$$

$$u = \frac{1 - c}{1 - \alpha}(1 - v) \tag{12}$$

where  $c$  is the average propensity to consume and  $r$  is the balanced growth rate of the economy.

### 5. Calibration

For calibrating the model, most information is taken from Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística's (IBGE) National Accounts 2014. The estimated population for each municipality in the country is also taken from IBGE (2014), and some parameters were acquired from the literature. For coherence, all the data used in the present study are from 2014, because that is the most recent National Accounts data. The number of physicians in each municipality was acquired from Cnes Data SUS 2014, because of the 2010 Census, but they contain many missing values for the number of physicians. That is because in the Cnes database some physicians are registered in more than one municipality, which may receive funds from the government for these physicians to attend to the people. However, many of these physicians do not show up for work at the appropriate time, and in some hospitals, they even never see patients, although they should.

As mentioned above, the Census does not have a representative number of physicians because there are too many missing values. A very high number of municipalities do not have any physicians, especially the ones with low estimated populations and with low-wage families. The number of physicians from the Cnes SUS database is practically the same to that in the Federal Council of Medicine in Brazil, approximately 350 thousand Brazil-based physicians, which ensures that Cnes SUS is a reliable database. The data from Census IBGE were analyzed in detail for every Brazilian

state in a separate dataset. The estimated population of each municipality was combined with the number of physicians in the Cnes SUS data set for the respective municipality.

For the calibration, the endogenous variable “ $v$ ” has a fixed value and represents the number of physicians divided by 100,000 inhabitants; this is different from the “ $v$ ” used in the Zon and Muysken (2001), because in their study the “ $v$ ” variable represented the total number of workers in the health sector divided by all workers in all sectors. The reason for this is that in the present study, I intend to investigate how the economy reacts when allocating a higher or lower number of physicians per inhabitant to different municipalities in each region. We divide municipalities into those with estimated population above fifty thousand inhabitants and those with an estimated population below fifty thousand. In both cases, the calibration is done for the municipalities in the South and Southeast regions together; the North and Northeast regions are also investigated together. The fifty thousand inhabitants cut off is a good measure because according to IBGE, approximately 90% of Brazilian municipalities have a population below 50 thousand inhabitants.

The Center region of Brazil has not been evaluated because we are interested in comparing the less developed regions of Brazil, North and Northeast, to the more developed regions, South and Southeast.

For the simulation, “ $v$ ” is replaced by the number of physicians of the whole country divided by 100,000 inhabitants. The same steps are performed throughout all the four calibrations and four simulations. Thus, the first calibration studies how the fixed value of physicians' number per inhabitant in municipalities of more than fifty thousand inhabitants in the South and Southeast regions affect economic growth.

Then, for the simulation, the number of physicians in the country per 100,000 inhabitants is substituted for the former “ $v$ ” value to observe how the economic variables react. The second calibration is done with the same region but for municipalities with a population below fifty thousand. The third calibration is done for the municipalities within the North and Northeast regions with inhabitants above fifty thousand, and the fourth calibration, for the same region but for municipalities with below fifty thousand inhabitants. In all simulations, the same “ $v$ ” value is replaced by the old value of  $v$ , which is the national value for the number of physicians per 100,000 inhabitants.

The average propensity of consumption,  $c$ , was calculated using the consumption/GDP ratio obtained from the National Accounts:  $c = 0.6152$ . The balanced growth rate,  $r$ , was calculated from the last 20 years' average GDP growth rate,  $r = 3.055\%$ . The discount rate was estimated as  $\rho = 0.019$ . This value comes from the equation,  $\rho = -\log(1/(1+R))$ , in which  $R$  is the real interest rate calculated by the difference between the accumulated Brazilian national interest rate (Selic) in 2014, 10.96%, and IPCA (inflation) in 2014, 6.40% (BACEN, 2014), that is,  $10.96\% - 6.40\% = 4.56\%$ . With  $R = 4.56\%$ , substituting into the equation for  $\rho$ ,  $\rho = 0.019$ .

The proportion of capital income in the output was also obtained from the National Accounts of 2014,  $\alpha = 0.33$ ; additionally, as an assumption, we have  $\beta = \alpha = 0.33$ . With this information, we can calculate the relative contribution of health to utility,  $\gamma$ , and the inverse elasticity of substitution  $\theta$  through equations (9) and (10) simultaneously, which gives the values of  $\gamma = 0.89$  and  $\theta = 2.089$ . From equation (11), it is possible to calculate the level of health quality at steady state,  $g^* = 0.5333$ , assuming that the productivity parameter,  $\delta$ , is equal to 0.1. Using the equation  $g^* = z_0 \cdot v^\beta$ , results in  $z_0 = 3.848$ . Finally, from equation (12), it is possible to obtain the participation of effective labor in the production of human capital,  $u = 0.5729$ . The same steps are repeated to investigate the North and Northeast regions.

## 6. Results

To estimate the impact of the change in the number of physicians per 100,000 inhabitants, represented by  $v$ , the new  $v$ ,  $v = 0.0211$ , which is the total number of physicians in the country per 100,000 inhabitants, is substituted back into the equations in place of the old  $v$ ,  $v = 0.0317$ , which represented the number of physicians per 100,000 inhabitants into municipalities with a population above 50 thousand. The same is done later, for the North and Northeast regions together.

The four equilibrium equations—(9) to (12)—are solved simultaneously with the results in the Table 1.

Table 1 shows the results for the municipalities with a population above 50 thousand from the Southeast and South regions of Brazil. The cities in these regions are populous, and the number of physicians is also high. Thus, the number of physicians per 100,000 inhabitants is higher compared to the national number. As a result, when the fixed value of  $\nu$ , from the final steady state, representing the national number, is substituted for the first value of  $\nu$ , it is implied that the new value of  $\nu$  is less than the previous one. Therefore, as the value of  $\nu$  decreases, the balanced growth rate decreases, as expected. The level of health quality decreases because now there are fewer physicians than before. The inverse relation between the average propensity to consume and the number of physicians per 100,000 inhabitants is also noticeable, with  $\nu$  decreasing and  $c$  increasing.

**Table 1 - Municipalities with a population above 50 thousand, South and Southeast Regions**

Variable	Initial Steady State	Final Steady State
Balanced growth rate ( $r$ )	3.05%	2.49%
Level of health quality ( $g^*$ )	53.32%	46.95%
Participation of effective labor in the production of human capital ( $u$ )	57.29%	53.04%
Number of physicians per 100,000 inhabitants ( $\nu$ )	0.0317	0.0211
Average propensity to consume ( $c$ )	61.52%	68.22%

Source: Author's calculations.

**Table 2 - Municipalities with a population below 50 thousand, South and Southeast Regions**

Variable	Initial Steady State	Final Steady State
Balanced growth rate ( $r$ )	3.05%	4.12%
Level of health quality ( $g^*$ )	53.24%	65.19%
Participation of effective labor in the production of human capital ( $u$ )	57.38%	63.15%
Number of physicians per 100,000 inhabitants ( $\nu$ )	0.0114	0.0211
Average propensity to consume ( $c$ )	61.52%	52.00%

Source: Author's calculations.

The same regions are studied in Table 2. The municipalities analyzed have a population below 50 thousand, which explains why the value of  $\nu$  increased. As a result, the balanced growth rate also increased, and so did the level of health quality, since there are more physicians to attend to the population. When  $\nu$  increases, the average propensity to consume decreases, as observed. Additionally, the participation of effective labor in the production of human capital also increases.

**Table 3 - Municipalities with a population above 50 thousand, North and Northeast Regions**

Variable	Initial Steady State	Final Steady State
Balanced growth rate ( $r$ )	3.05%	3.23%
Level of health quality ( $g^*$ )	53.28%	55.30%
Participation of effective labor in the production of human capital ( $u$ )	57.34%	58.50%
Number of physicians per 100,000 inhabitants ( $\nu$ )	0.0188	0.0211
Average propensity to consume ( $c$ )	61.52%	59.65%

Source: Author's elaboration.

As regards Table 3, the municipalities with a population above 50 thousand, in the North and Northeast regions present a number of physicians per 100,000 inhabitants still less than the national average. Because  $v$  increases the balanced growth rate,  $r$  increases. It is intuitive that now, with more physicians, the level of health quality increases, as shown in Table 3. Further, the average propensity to consume decreases. The participation of effective labor in the production of human capital increases by a little.

**Table 4 - Municipalities with a population below 50 thousand, North and Northeast Regions**

Variable	Initial Steady State	Final Steady State
Balanced growth rate ( $r$ )	3.05%	5.46%
Level of health quality ( $g^*$ )	53.33%	80.20%
Participation of effective labor in the production of human capital ( $u$ )	57.29%	68.03%
Number of physicians per 100,000 inhabitants ( $v$ )	0.0061	0.0211
Average propensity to consume ( $c$ )	61.52%	43.91%

Source: Author's calculations.

Finally, Table 4 analyzes the last situation, municipalities with a population below 50 thousand located in the North and Northeast regions. In this case, the variation in the transition from the initial to the final steady state is the highest compared to the other situations. Part of this is because physicians are in the North and Northeast for municipalities with a population below 50 thousand. Thus, in the simulation, the value of  $v$ , the level of health quality, and also the balanced growth increases, whereas propensity to consume decreases. The participation of effective labor in the production of human capital increases.

**Table 5 – Consolidated results**

Variable	South and Southeast				North and Northeast			
	Municip. Pop. Below 50,000		Municip. Pop. Above 50,000		Municip. Pop. Below 50,000		Municip. Pop. Above 50,000	
	Initial S. S.	Final S. S.	Initial S. S.	Final S. S.	Initial S. S.	Final S. S.	Initial S. S.	Final S. S.
Balanced growth rate ( $r$ )	3.05%	4.12%	3.05%	2.49%	3.05%	5.46%	3.05%	3.23%
Level of health quality ( $g^*$ )	53.24%	65.19%	53.32%	46.95%	53.33%	80.20%	53.28%	55.30%
Participation of effective labor in the production of human capital ( $u$ )	57.38%	63.15%	57.29%	53.04%	57.29%	68.03%	57.34%	58.50%
Number of physicians per 100,000 inhabitants ( $v$ )	0.0114	0.0211	0.0317	0.0211	0.0061	0.0211	0.0188	0.0211
Average propensity to consume ( $c$ )	61.52%	52.00%	61.52%	68.22%	61.52%	43.91%	61.52%	59.65%

Source: Author's calculations.

In general, the model predicts that increasing the number of physicians per 100,000 inhabitants raises the economy's long-term growth rate, improves the average quality of health, and increases the share of effective labor in the production of human capital. On the other hand, it reduces the participation of effective labor employed in the production of health services and the propensity to consume.

The mechanisms behind these results are as follows: The increase in the number of physicians in a municipality increases the productivity of the health sector. The hypothesis is that with more effective work the sector becomes more productive. On the other hand, the amount of effective work allocated to the health sector decreases due to increased productivity. The net effect is an increase in the general level of health,  $g^*$ , and a reduction in the fraction of effective labor used in the production of health services,  $v$ .

The expansion of the average level of health positively affects the production of human capital, per equation (7). Workers of better overall health will be able to become more productive. The result is an increase in the rate of accumulation of human capital. The increase in this rate raises the demand for effective labor in this sector. In this way, a larger fraction of the effective labor is used to produce human capital, that is,  $u$  increases.

On the demand side, the average propensity to consume,  $c$ , tends to decrease. This is because the increased productivity of the health services sector and the human capital accumulation sector make an investment in both sectors more interesting, shifting resources from consumption to investment. It is important to realize that there will be no decrease in consumption since the output will grow faster, but consumption will represent a slightly lower percentage of GDP.

In summary, the increase in the number of physicians improves the level of workers' health with a positive impact on the accumulation of human capital and on investment in physical capital, which allows for an increase in the growth rate of the economy.

## 7. Conclusions

This study used the model of Zon and Muysken (2001) to investigate the effect of increasing or decreasing the value of  $v$  in different regions, the number of physicians divided by its respective municipality, on the production of health services, the accumulation of human capital, and economic growth in Brazil. All three sectors are interrelated, since the overall level of health affects workers and the accumulation of human capital, whereas a higher level of human capital is related to better quality of health. Finally, health and human capital affect the output of the economy.

The results appear to be positive from the viewpoint of economic growth. In general, the model predicts that an increase in the number of physicians favors economic growth by raising the level of workers' health, which is associated with an increase in human and physical capital. Human capital grows through the increase in the number of workers in the production of human capital, whereas the investment in physical capital grows through the reduction of the average propensity to consume.

Brazil's health spending as a proportion of GDP is comparable to those of rich OECD countries. However, investment in the public sector is relatively small, accounting for less than half of the expenditure, whereas in developed countries almost  $\frac{3}{4}$  of the total expenditure is disbursed to the public sector. In fact, these figures indicate the low quality of Brazilian public health, a result of low investment and the population's efforts to pay for private plans to have better care. What this analysis suggests is that a more pronounced effort for public sector investment in health can help the Brazilian economy to increase its rate of growth. The federal government could allocate the physicians of different municipalities throughout all the states in the country to make the number of physicians per inhabitant more homogenous. Increasing the number of physicians in municipalities that need them the most would influence economic growth.

The decentralization of physicians from denser municipalities to smaller ones positively impacts the health and wellbeing of the population overall. It is necessary to formulate a public policy that allocates the physicians within the country more efficiently; the suggested proposal is federal public tender for physicians. The public contest would allocate the physicians in a better way; as a result, the number of physicians per inhabitant would increase in municipalities with greater need for these professionals. Therefore, decentralizing the physicians would better attend to the population, especially the poor who live in municipalities with few inhabitants and with almost no physicians.

## References

- ACEMOGLU, D.; JOHNSON, S.; ROBINSON, J. The Colonial Origins of Comparative Development: An Empirical Investigation. *The American Economic Review*, v. 91, n. 5, p. 1369–1401, 2001.
- ALMEIDA-FILHO, N. Ensino Superior e os Serviços de Saúde no Brasil. *The Lancet Saúde no Brasil*. Comentário, p. 6–7, maio, 2011.
- BACEN – Banco Central do Brasil. Relatório de Inflação, v. 16, n. 4, p. 1–103, dezembro, 2014.
- BARRO, R. *Health, growth and income distribution in Latin America and the Caribbean: a study of determinants and regional and local behavior*. Washington: Pan-American Health Organization (PAHO), p. 69–86, 1996.
- BARRO, R.; SALA-I-MARTIN, X. *Economic growth*. New York: McGraw-Hill, 1995.
- BAUMOL, W. J. Macroeconomics of unbalanced growth: the anatomy of urban crisis. *American Economic Review*, v. 57, n. 3, p. 415–426, 1967.
- BLOOM, D. E.; CANNING, D.; SEVILLA, J. The Effect of Health on Economic Growth: A Production Function Approach. *World Development*, v. 32, n. 1, p. 1–13, 2004.
- BROLLO, F. *The Political Resource Curse*. National Bureau of Economic Research, 2010. (NBER Working paper, n. 15705).
- CERMENO, R. Education, health and growth: Panel regressions for Latin America, Brazil, Colombia and México. In.: MAYER, D.; MORA, H.; CERMEÑO, R.; BARONA, A. B.; DURYEAU, S. (Eds.). *Health, growth and income distribution in Latin America and the Caribbean: a study of determinants and regional and local behavior*. Washington, DC: *Pan-American Health Organization*, 2000. p.102–134.
- CHARRON, N.; DIJKSTRA, L.; LAPUENTE, V. Regional Governance Matters: Quality of Government within European Union Member States. *Regional Studies*, v. 48, n. 1, p. 68–90, 2014.
- DONAHUE, J. D. Tieabout? Or Not Tiebout? The Market Metaphor and America's Devolution Debate. *Journal of Economic Perspectives*, v. 11, n. 4, p. 73–82, 1997.
- FERRAZ, C.; FINAN, F. Electoral Accountability and Corruption: Evidence from the Audits of Local Governments. *American Economic Review*, v. 101, n. 4, p. 1274–1311, 2010.
- FERRAZ, C.; FINAN, F. Exposing corrupt politicians: the effects of Brazil's publicly released audits on electoral outcomes. *The Quarterly Journal of Economics*, v. 123, n. 2, p. 703–745, 2008.
- 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 brasileiros*. Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional (CEDEPLAR) da Universidade Federal de Minas Gerais (UFMG), 2003. (Texto para discussão, n. 219).
- HASHAMATI, A. *On the causality between GDP and health care expenditure in augmented Solow growth model*. Series in Economics and Finance, 2001. (SSE/EFI Working paper, n. 423).
- IBGE – Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. *Estimativas da população dos municípios brasileiros com data de referência em 1º de julho de 2014*. Nota Técnica IBGE, Brasília, 2014.
- JONES, M. The Rise of the regional state in economic governance: 'partnerships for prosperity' or new scales of state power? *Environment and Planning*, v. 33, n. 3, p. 1185–1211, 2001.

- KNOWLES S.; OWEN, P. Health capital and cross-country variation in income per capita in the Mankiw Romer Weil-Model. *Economics Letters*, v. 48, n. 1, p. 99–106, 1995.
- KRUSE, I.; PRADHAN, M.; SPARROW, R. Health Spending and Decentralization in Indonesia. In: *Proceedings of the German Development Economics Conference*, Frankfurt, 2009.
- LOPEZ C.; RIVERA B.; CURRAIS L. *Health and Economic growth, findings and policy implication*. London: MIT Press, 2005.
- LUCAS, R. E. On the Mechanics of Economic Development. *Journal of Monetary Economics*, v. 22, n. 1, p. 3–42, 1988.
- MACÊDO, F.; BEUREN, I. Relação entre composição das despesas públicas e crescimento econômico dos países da América Latina. In: *Anais do XX Congresso Brasileiro de Custos*, Uberlândia-MG, Brasil, 2013. p. 95–116, 2013.
- MANKIW, N.; ROMER D.; WEIL D. A contribution to the empirics of economic growth. *Quarterly Journal of Economics*, v. 107, n. 2, p. 407–437, 1992.
- MATTOS, E.; ROCHA, F.; ARVATE, P. Flypaper Effect Revisited: Evidence for Tax Collection Efficiency in Brazilian Municipalities. *Estudos Econômicos*, v. 41, n. 2, p. 239–267, 2011.
- MENDES, M.; ROCHA, F. Transferências intergovernamentais e captura de recursos públicos nos municípios brasileiros. In: Tesouro Nacional (Org.). *Finanças Públicas*. Brasília: Editora Universidade de Brasília, 2004, v. 8, 2004, p. 533–572.
- MORA, H.; BARONA, A. B. Health in the economic growth of Latin America. In: MAYER, D.; MORA, H.; CERMEÑO, R.; BARONA, A. B.; DURYEAU, S. (Eds.). *Health, growth and income distribution in Latin America and the Caribbean: a study of determinants and regional and local behavior*. Washington: Pan-American Health Organization, 2000. p. 25–41.
- MORGAN, K. The English Question: Regional Perspectives on a Fractured Nation. *Regional Studies*, v. 36, n. 7, p. 797–810, 2002.
- MOSCA, I. Decentralization as a determinant of health care expenditure: empirical analysis of OECD countries, *Applied Economic Letters*, v. 14, n. 7, p. 511–515, 2007.
- NORTH, D. Institutions. *The Journal of Economic Perspectives*, v. 5, n. 1, p. 97–112, 1991.
- OECD – Organization for Economic Cooperation and Development. Health Statistics 2016. Paris, 2016. Available at: <http://www.oecd.org/els/health-systems/health-data.htm>.
- OECD – Organization for Economic Cooperation and Development. *Health at a Glance 2015: OECD Indicators*. Paris: OECD Publishing, 2015.
- PHELPS, C. We Have Met Our Enemies and They Are Us. In: *The Economics of Health*. Institute for Employment Research, p. 7–33, 2016.
- RIVERA, B.; CURRAIS, L. Income variation and health expenditure: evidence for OECD countries. *Review of Development Economics*, v. 3, n. 3, p. 258–267, 1999.
- RODRÍGUEZ-POSE, A.; GARCILAZO, E. Quality of Government and the Returns of Investment: Examining the Impact of Cohesion Expenditure in European Regions, *Regional Studies*, v. 49, n. 8, p. 1274–1290, 2015.
- RODRÍGUEZ-POSE, A.; GILL, N. On the ‘Economic Dividend’ of Devolution. *Regional Studies*, v. 39, n. 4, p. 405–420, 2005.



- RODRÍGUEZ-POSE, A.; GILL, N. The Global Trend Towards Devolution and Its Implications. *Environment and Planning C: Government and Policy*, v. 21, p. 333–351, 2003.
- ROMER, P. Endogenous Technological Change. *Journal of Political Economy*, v. 5, n. 1, p. 71–102, 1990.
- ROTHSTEIN, B.; TEORELL, J. What is the Quality of Government? A Theory of Impartial Government Institutions. *International Journal of Policy, Administration, and Institutions*, v. 21, n. 2, p. 165–190, 2008.
- SOLOW, R. A. Contribution to the Theory of Economic Growth. *The Quarterly Journal of Economics*, v. 70, n. 1, p. 65–94, 1956.
- TABELLINI, G. Culture and Institutions: Economic Development in the regions of Europe. *Journal of the European Economic Association*, v. 8, n. 4, p. 677–716, 2010.
- WEIL, D. *Accounting for the effect of health on economic growth*. National Bureau of Economic Research, 2005. (NBER Working paper, n. 11455)
- WHO – World Health Organization. *World Health Statistics*. Geneva: WHO Publishing, 2015.
- WORLD BANK. *World Development Indicators*. Washington, 2014.
- ZON, A.; MUYSKEN, J. Health and Endogenous Growth. *Journal of Health Economics*. v. 20, n. 1, p. 169–185, 2001.

## **RELAÇÃO ENTRE O TAMANHO DA FAMÍLIA E A FORMAÇÃO SUPERIOR DOS BRASILEIROS\***

**Elisa Nolasco Pedrosa**

Mestre em Economia pela Universidade Federal de Viçosa (UFV)

E-mail: elisa.nolasco.pedrosa@gmail.com

**Evandro Camargos Teixeira**

Professor Departamento de Economia da Universidade Federal de Viçosa (UFV)

E-mail: evandro.camargos@gmail.com

**RESUMO:** A promoção da educação, como forma de investimento em capital humano, é imprescindível para a absorção de conhecimento e tecnologia, o que pode proporcionar desenvolvimento econômico. Diante disso, uma crescente demanda pelo ensino superior vem sendo observada, o que mostra reconhecimento por parte da população a respeito da importância da educação. O acesso à educação superior está relacionado, dentre outros fatores, com os recursos de que as famílias dispõem para o investimento em educação dos filhos. Assim, famílias menores tendem a apresentar renda *per capita* maior e conseqüentemente possibilidades mais elevadas de adquirir educação de qualidade para seus filhos. Dessa forma, este estudo tem como principal objetivo avaliar a relação entre o tamanho das famílias com o ingresso no ensino superior dos filhos para o ano de 2014, tendo como base os dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Os resultados apontam que um membro a mais na família reduz a probabilidade do filho obter formação superior incompleta ou completa. Diante disso, este estudo contribui para a elaboração de políticas públicas que visem à garantia de educação para a população brasileira, levando em consideração que famílias maiores detêm menores recursos para o investimento em educação superior.

**Palavras-chave:** Tamanho da família; Formação superior; *Logit*.

**Classificação JEL:** O11.

## **RELATIONSHIP BETWEEN FAMILY'S SIZE AND THE HIGHER FORMATION OF BRAZILIANS**

**ABSTRACT:** The promotion of education, as an investment form in human capital, is indispensable to the acquisition of knowledge and technology, providing a country economic development and therefore, growth. So, a growing demand for the acquisition of higher education has been observed, indicating that higher educations has gained recognition by society. The access to higher education is related, among others factors, to the families' wealth available to invest in their children's education. Thus, smaller families tend the have a larger income per capita and consequently, larger possibility to provide their children higher educational. Therefore, this paper wants to analyze the relationship between family size and the number of college enrollment level during the year of 2014, basing on the Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD). The results suggest that one more member in a family reduces the probability of a family member to pursue either complete or incomplete higher education. Thus, this paper aims at contributing to the development of public policies which will guarantee the access to higher education by all Brazilians, considering that larger families have smaller resources to invest in higher education.

**Keywords:** Family size; Higher education; *Logit*.

**JEL Codes:** O11.

## 1. Introdução

O investimento em capital humano representa um "motor" para o desenvolvimento econômico de um país, uma vez que indivíduos com estado de saúde satisfatório e elevada escolaridade tendem a ser mais produtivos. Assim, a garantia de saúde e educação para a população é essencial para a elaboração de políticas que visem ao desenvolvimento econômico. A escolaridade, em particular, assume papel primordial no que diz respeito à inovação e competitividade entre países, o que direciona investimentos para tal setor dentro de um país.

Segundo Neves (2007), a educação superior tem se mostrado relevante para a promoção de transformações na sociedade. A autora aponta que, numa escala mundial, as matrículas de estudantes passaram de 13 milhões em 1960 para cerca de 82 milhões em 1995.

Neste aspecto, existem evidências de uma crescente demanda pelo ensino superior e um reconhecimento sobre sua importância para o desenvolvimento econômico e social, o que faz da educação superior um dos temas mais relevantes e estratégicos para o futuro das nações (NEVES, 2007).

O aumento da demanda por ensino superior se deve ao desejo de ascensão social por parte da classe média e à percepção de que esse caminho deve ocorrer por meio da educação (CARVALHO, 2007). Segundo dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD), realizada pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), a taxa brasileira de escolarização da educação superior passou de 9,8% em 2002 (PNAD, 2002) para 15,10% em 2012<sup>1</sup> (PNAD, 2012) e, apesar de uma tendência de crescimento, esse percentual ainda é reduzido, uma vez que existe uma grande parcela da população que ainda não possui educação superior.

Esse percentual reduzido de formação superior pode estar associado, dentre outros fatores, ao tamanho da família. De maneira geral, famílias maiores tendem a possuir menor renda domiciliar *per capita*, o que leva a uma menor disponibilidade de recursos para investimento em educação dos filhos. Apesar da queda da taxa de fecundidade<sup>2</sup> no Brasil, segundo projeções do IBGE (2013), que era de aproximadamente 2,4 no ano 2000 e atingiu 1,72 em 2015, o ritmo de crescimento da população brasileira aumentou, porém a taxas decrescentes. Para o ano 2000, a população brasileira foi estimada em pouco mais de 170 milhões de habitantes (CENSO, 2000), enquanto em 2010 a contagem ultrapassou 190 milhões (CENSO, 2010). Levando em consideração que o aumento da população tem impactos positivos e negativos sobre o desenvolvimento econômico de uma região, influenciando diretamente na vida dos indivíduos, a composição das famílias e os níveis de crescimento populacional são fatores essenciais para a garantia de bem-estar e qualidade de vida da população.

Dada tal relevância, a investigação do impacto do tamanho da família na escolaridade mediante a literatura apresenta resultados diversos, tendo relações positivas, negativas e inconclusivas (KELLEY, 1996). O trabalho de Kelley (1996), com cerca de 36 estudos de 20 países, mostra que na maioria dos trabalhos analisados o tamanho das famílias aponta impacto negativo no nível de escolaridade, o que poderia ser justificado pela diluição de recursos, sendo que em famílias maiores a renda *per capita* é menor. Porém, cerca de um terço desses trabalhos apresentam impactos positivos, explicado pelo fato de que em famílias mais numerosas os irmãos mais velhos dedicam tempo e atenção para auxiliar os mais novos em trabalhos escolares, o que pode aumentar o desempenho escolar desses.

Os trabalhos de Iacovou (2001), Black et al. (2004), Bagger et al. (2013) apresentam resultados similares à maior parte do levantamento realizado por Kelley (1996), indicando efeito negativo do tamanho da família na escolaridade de seus membros. Com dados do Reino Unido, Iacovou (2001) constatou que crianças de famílias maiores têm desempenho educacional pior do que crianças com menos irmãos, além de verificar que os filhos mais velhos possuem melhor desempenho escolar do que filhos mais novos. De maneira semelhante, em seu trabalho sobre o efeito do tamanho da família

<sup>1</sup> Taxa líquida, percentual da população de 18 a 24 anos que frequenta ou já concluiu a educação superior, segundo definição do Instituto Brasileira de Geografia e Estatística (IBGE).

<sup>2</sup> O IBGE define a taxa de fecundidade total como o número médio de filhos que teria uma mulher de uma *coorte* hipotética (15 e 49 anos de idade) ao final de seu período reprodutivo.

na educação das crianças para a Noruega, Black et al. (2004) encontram que, em média, um filho a mais na família reduz o nível de escolaridade das crianças. Bagger et al. (2013) confirmam a existência de um *trade off* entre educação e tamanho da família, através da investigação do efeito do tamanho da família e a ordem de nascimento dos filhos na escolaridade e chegam a uma relação negativa.

Os trabalhos que analisam o caso brasileiro têm conclusões semelhantes, encontrando relação negativa entre o tamanho da família e a escolaridade. Marteleto (2002), em seu estudo sobre o papel da família na educação formal, concluiu que famílias com grande número de irmãos colaboraram para os baixos níveis de escolaridade e por outro lado, famílias menores contribuíram para a elevação de anos de escolaridade na década de 1990.

Lam e Marteleto (2004) apresentam um estudo análogo, investigando o efeito da mudança na estrutura etária e no tamanho da família sobre a escolaridade de jovens no Brasil. Os autores analisam a escolaridade média de jovens de até 16 anos (idade escolar) através da taxa de matrícula, obtendo evidências significativas de uma relação negativa entre o tamanho da família e a matrícula escolar.

A evidência de que a redução do tamanho da família propicia uma maneira eficiente de investir o máximo possível em cada filho, tendo esses filhos melhores chances de estudo e ascensão social, é encontrada por Glória (2007). Através de uma pesquisa com 30 famílias na cidade de Belo Horizonte – MG –, a autora investiga a influência da estrutura familiar e do tamanho da família na escolarização. Por meio da análise da ordem de nascimento e do gênero dos filhos de famílias de camadas médias nas taxas de escolarização, Glória (2007) encontra que há uma percepção de que famílias com menor número de filhos possuem melhores condições para investirem em educação de qualidade.

Em face disso, este estudo tem como objetivo analisar a possível relação entre o tamanho da família e a formação superior, considerando a constante mudança da estrutura da família brasileira em um contexto mais atual. Além disso, o aumento do ingresso no ensino superior tem sido considerado um importante mecanismo que tem propiciado o desenvolvimento econômico do país e, conseqüentemente, uma alternativa para atender a nova demanda por profissionais mais qualificados. Assim, com esse trabalho, pretende-se contribuir para os estudos já realizados sobre tamanho da família e escolaridade, adicionando a análise do ensino superior, uma vez que os estudos encontrados para o Brasil compreendem o ensino básico de educação, não contemplando esse nível de escolaridade.

Segundo o Mapa do Ensino Superior do Brasil (SEMESP, 2016), em 2014 havia 1.708 instituições mantenedoras de ensino superior, sendo 1.506 privadas e 202 públicas. A região Sudeste é responsável por 47% das matrículas em cursos presenciais e 37,9% das matrículas em cursos a distância. Em seguida, está a região Nordeste com 21,2% e 20% em matrículas nos cursos presenciais e a distância, respectivamente. A região Sul concentra 15,3% de matrículas em cursos presenciais e 19,9% em cursos a distância. Por fim, na região Norte, estão 7% das matrículas em cursos presenciais e 11,8% em cursos a distância; e na região Centro-Oeste 9,5% de matrículas em cursos presenciais e 10,4% em matrículas em cursos a distância.

Considerando esta introdução, o trabalho está dividido em cinco seções. A segunda seção apresenta um referencial teórico sobre o tema e a terceira aborda a metodologia e a base de dados utilizadas. Na quarta seção, são apresentadas as estatísticas descritivas e a análise de resultados e, por fim, na quinta seção, encontram-se as considerações finais.

## 2. Referencial teórico

A formação superior está relacionada, dentre outros fatores, com os recursos que as famílias detêm para o investimento em educação. Assim, o consumo e o investimento das famílias está associado a variações na renda, aos padrões de moradia, à educação, à alimentação e aos demais gastos associados à qualidade de vida. Dessa maneira, os pais alocam seus recursos de forma a maximizar a utilidade, levando em consideração os anseios e desejos da família. A renda é um fator fundamental na alocação de recursos da família e, conseqüentemente, famílias maiores tendem a ter menor renda *per capita* e maior distribuição dos gastos. A educação em particular é considerada pela

literatura como "qualidade" que os pais investem em seus filhos e se torna limitada de acordo com o número de filhos.

A formação superior é considerada, neste estudo, como um investimento em capital humano e representa a qualidade dos filhos. Assim, a interação entre qualidade e quantidade de filhos é abordada nesse caso, considerando que famílias maiores estão menos propensas a investir em educação, devido a uma maior distribuição da renda familiar e uma menor renda *per capita*.

Modelos de fecundidade investigam esse *trade-off* entre a qualidade e quantidade de filhos, assumindo que os pais tomam a decisão de ter ou de não filhos com base nos custos de investimentos em saúde e educação, o que explicaria a associação de declínios na fecundidade com aumento de investimentos em capital humano das crianças.

O estudo de Becker (1960), baseado em microfundamentos econômicos sobre fertilidade, assume que as crianças são como bens duráveis e fornecem utilidade para os pais. Em contrapartida, ter filhos também acarreta custos que vão desde gastos com saúde e educação, até custos de oportunidade do tempo despendido pelos pais na criação dos filhos. A função de utilidade dos pais formada pela quantidade de filhos e consumo de outros bens é definida como:

$$U = (N, X) \quad (1)$$

em que  $U$  representa a utilidade dos pais,  $N$  é o número de filhos e  $X$  são todos os outros bens consumidos pela família. A decisão da quantidade de filhos que um casal deseja ter está associada com os custos e benefícios que a criança terá ao longo da vida. Dessa forma, maior educação, saúde e outras medidas representam a qualidade das crianças, que é uma medida fundamental na decisão de quantos filhos um casal pretende ter e qual será a diferença de idade entre eles. Dessa forma, a teoria de Becker (1960) enfatiza que a fecundidade não apenas produz alterações na renda, mas também nos preços relativos de criar uma criança adicional. O modelo é fundamentado no pressuposto de escolhas racionais e comportamento maximizador dos pais. O consumo da família depende da renda familiar ( $Y$ ) e é expresso por:

$$Y = p_c N + p_x X \quad (2)$$

sendo  $p_c$  indica o preço da criança adicional e  $p_x$  o preço dos demais bens consumidos pela família.

A interação explícita entre qualidade e quantidade de crianças é apresentada por Becker e Lewis (1973), que adicionam que o custo de uma criança adicional é maior quanto mais elevado for o número de crianças, dada uma qualidade constante. No modelo, a qualidade de crianças é incorporada na função de utilidade dos pais, juntamente com a quantidade de filhos e o consumo de demais bens:

$$U = U(n, q, X) \quad (3)$$

em que  $q$  representa a qualidade (igual para todas as crianças). Dessa forma, a família se depara com a seguinte restrição orçamentária:

$$R = p_c q n + p_x X \quad (4)$$

sendo  $p_c$  representa o preço das crianças multiplicado pela quantidade ( $n$ ) e a qualidade ( $q$ ) delas e  $p_x$  representa o preço dos demais bens ( $X$ ). Assim, a maximização da utilidade, sujeita a restrição orçamentária, é representada por:

$$L = U(n, q, X, \lambda) + \lambda(R - p_c q n + p_x X) \quad (5)$$

Através das condições de primeira ordem de (5), observa-se relação positiva tanto entre o preço das crianças e a quantidade, quanto entre o preço e a qualidade dessas. Dessa forma, um aumento na

quantidade de filhos, dada uma qualidade constante, resulta em maior custo e conseqüentemente em um maior dispêndio de renda.

Assim, o modelo de Becker e Lewis (1973) caracteriza-se pela interação entre qualidade e quantidade de crianças, assumindo que os pais são racionais nas suas escolhas em expandir a família e levam em consideração a qualidade que desejam proporcionar a cada filho. Nesse sentido, acredita-se que o tamanho da família representa uma escolha dos pais e pode exercer papel relevante no ingresso ao ensino superior, que nesse caso é considerado como qualidade na educação dos filhos.

### 3. Metodologia

Para verificar o efeito do tamanho da família sobre a investidura e o ingresso no ensino superior no Brasil, será estimado um modelo *Logit* para identificar as variações na probabilidade de um membro da família frequentar a educação superior em relação ao tamanho da família, além de suas características e da escolaridade dos pais.

A escolha do modelo *Logit* se justifica pelo fato de que a variável dependente de interesse, a formação superior, é de natureza binária, assumindo apenas dois valores: 1 caso o indivíduo tenha curso superior incompleto ou completo e 0 caso contrário. Em modelos de resposta quantitativa, a variável explicada representa um número finito de resultados e o interesse se resume principalmente na probabilidade de resposta (WOOLDRIDGE, 2010).

O modelo *Logit* baseia-se na função de distribuição logística acumulada e é definido por (CAMERON; TRIVEDI, 2005):

$$P_i = \frac{1}{1 + e^{-(\beta_0 + \beta_1 D_i + \beta_2 X_i)}} \quad (6)$$

em que  $P_i$  é a probabilidade do membro da família frequentar o ensino superior e  $D_i$  e  $X_i$  são as variáveis observáveis consideradas, sendo as variáveis de natureza qualitativa (*dummies*) representadas por  $D_i$  e as variáveis independentes contínuas representadas por  $X_i$ .

Cameron e Trivedi (2005) destacam que o efeito marginal consiste em analisar a mudança no regressor sobre a probabilidade condicional de que  $y=1$ , neste caso, do indivíduo possuir ensino superior incompleto ou completo. Assim, a interpretação pelo efeito marginal é mais coerente. O modelo *Logit*, obtido a partir da Equação (6), é definido da seguinte forma:

$$\partial \frac{P_i}{X_{ij}} = P_i(1 - P_i)B_j \quad (7)$$

A partir do cálculo do efeito marginal, ainda é possível identificar a probabilidade de formação superior no ponto médio da amostra. Ou seja, a estimação fornece a probabilidade do indivíduo possuir ensino superior incompleto ou completo, dadas as médias das variáveis explicativas, como define a equação a seguir:

$$\partial \frac{P_i}{X_{ij}} = P_i(1 - P_i)B_j \quad (8)$$

Para essa estimação, a variável dependente utilizada é uma *dummy* construída a partir dos dados de nível de instrução mais elevado alcançado pelo membro da família, considerando 1 para superior incompleto e completo, 0 caso contrário, sendo utilizado o método de Máxima Verossimilhança (MV).

A seguir, na Tabela 1, são apresentadas as variáveis explicativas a serem utilizadas na estimação:

**Tabela 1 - Descrição das variáveis explicativas**

Variável	Descrição
Idade	Idade calculada em anos.
Idade ao quadrado	Idade calculada em anos ao quadrado.
Masculino	1 se sexo masculino, 0 caso contrário.
Branco	1 se branco, 0 caso contrário.
Tamanho da família	Número de filhos na família.
<i>ln</i> renda	Logaritmo da renda familiar <i>per capita</i> .
Urbana	1 se reside na área urbana, 0 caso contrário.
Norte	1 se reside na região Norte, 0 caso contrário.
Nordeste	1 se reside na região Nordeste, 0 caso contrário.
Sudeste	1 se reside na região Sudeste, 0 caso contrário.
Sul	1 se reside na região Sul, 0 caso contrário.
Escolaridade da mãe	Anos de estudo da mãe.
Escolaridade do pai	Anos de estudos do pai.

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da PNAD (2014).

Segundo Iacovou (2001), o progresso de escolaridade é uma função individual, familiar e de fatores demográficos. Dessa maneira, como características individuais são incluídas no modelo idade, sexo e etnia, que visam identificar o perfil das pessoas que ingressam na formação superior. Espera-se que a variável idade tenha relação positiva com a formação superior, indicando que quanto maior a idade maior probabilidade de se ter curso superior. A variável idade ao quadrado também é incluída com o intuito de isolar o efeito da idade na formação superior e identificar se a partir de uma certa idade o efeito se altera, ou seja, se com mais idade os indivíduos tendem a investir menos em escolaridade.

Para identificar os efeitos do *background* familiar, são incluídas as variáveis renda *per capita* e escolaridade dos pais. Dessa maneira, espera-se relação positiva, em que maior escolaridade dos pais e renda *per capita* mais elevada influenciam de maneira positiva em uma melhor formação educacional dos filhos, por meio da influência da formação dos pais na escolha dos filhos e pela maior quantidade de recursos financeiros disponíveis (MARTELETO, 2002). Além disso, menor renda familiar pode implicar em menores recursos investidos em educação, como livros e infraestrutura apropriada para estudo, além da possível necessidade dos filhos terem que trabalhar mais cedo para aumentar os recursos familiares.

Os fatores demográficos são representados pelas variáveis de região demográfica e censitária. De acordo com a literatura, acredita-se que as regiões possuem diferentes condições de acesso à educação e que na zona urbana o acesso e as oportunidades sejam maiores, representado relação positiva com a formação superior (LAM; MARTELETO, 2004).

Estudos como os de Becker (1960) e Becker e Lewis (1973) mostram que o tamanho da família tem efeito importante sobre a formação educacional dos filhos, o que justifica a existência do *trade-off* entre qualidade e quantidade de filhos. O resultado educacional, nesse estudo medido pela formação superior, representa a qualidade investida nos filhos. A partir dessa análise, espera-se que, quanto maior o tamanho da família, menor a probabilidade de o filho ter ensino superior incompleto ou completo, considerando a hipótese de que pais que possuem mais filhos investem menos na qualidade deles.

### 3.1. Dados

Os microdados utilizados neste trabalho terão como fonte a Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD), realizada pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). A PNAD é uma pesquisa ampla e diversificada, que contempla variáveis demográficas e socioeconômicas da população, como habitação, mão de obra, rendimento e escolaridade, além de fecundidade, orçamentos familiares, nutrição e saúde. Essa pesquisa vem sendo realizada desde 1967, com o objetivo de suprir a falta de informações sobre a população brasileira no período intercensitário e estudar temas não abordados pelos censos demográficos decenais. A PNAD é realizada anualmente e no ano de 2014 foram pesquisados 362.627 pessoas e 151.291 unidades domiciliares distribuídas por todas as Unidades de Federação.

Neste trabalho, será utilizada a PNAD 2014 a fim de investigar resultados mais recentes de dados em um corte transversal. Por ter uma ampla amostra, a PNAD permite amostras menores de tamanhos suficientes para análises de grupos específicos, como a de pessoas denominadas como "filho" com 18 anos ou mais de idade e pertencentes a famílias do tipo "casal com filhos", utilizadas neste estudo. Para ser possível o ingresso no ensino superior, é necessária a conclusão do ensino médio, de forma que a escolha pela idade mínima de 18 anos se justifica por ser a idade média de conclusão regular do ciclo de educação básica. A amostra selecionada compreende 14.571 observações, sendo 4.951 observações na região Sudeste, 4.112 observações na região Nordeste, 2.346 observações na região Sul, 1.654 observações na região Norte e 1.508 observações na região centro-oeste.

## 4. Resultados

### 4.1. Estatísticas descritivas

A partir da amostra selecionada, observa-se que 33% dos indivíduos possuem curso superior incompleto ou completo, com uma idade média de 26,42 anos. A amostra é caracterizada por 60% de homens e 49% da etnia branca. A renda média foi de R\$ 1.363,31 reais, porém com desvio padrão elevado, o que demonstra discrepância entre as observações. A maior parte das observações pertence à área urbana, 87%, sendo Sudeste e Nordeste as regiões que apresentam os maiores percentuais de observações, sendo 34% e 28%, respectivamente.

Quanto ao tamanho da família, o número médio de filhos é de 3,22. As mães apresentam escolaridade pouco maior do que a dos pais, sendo de 8,38 anos de estudo em média, enquanto os pais têm em média 7,76 anos de estudo.

As características individuais, conforme mencionado anteriormente, são incluídas no modelo a fim de traçar o perfil dos indivíduos que ingressam no ensino superior de educação. A Tabela 2 apresenta a relação entre o ensino superior e a etnia e o sexo dos indivíduos.

**Tabela 2 - Distribuição do Ensino Superior por etnia e sexo**

	Etnia		Sexo	
	Outras <sup>3</sup>	Branco	Feminino	Masculino
Sem Ensino Superior	39%	28%	22%	45%
Ensino Superior	12%	21%	18%	15%

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da PNAD (2014).

<sup>3</sup> A classificação "outras" etnias compreende 85,24% de pessoas pardas, 13,47% de pessoas negras, 0,93% de pessoas amarelas e 0,36% de pessoas indígenas.



Do total da amostra, apenas 12% têm ensino superior e se consideram não brancos. Esse percentual aumenta para 21% quando se trata de indivíduos que se consideram brancos e possuem curso superior. Quanto ao sexo, as mulheres apresentam maior percentual de ingresso ao ensino superior, 18% contra 15% dos homens. O maior ingresso das mulheres no ensino superior está atrelado, dentre outros fatores, às mudanças nos programas educacionais brasileiros, principalmente com a expansão do acesso e reestruturação da educação, em que, por exemplo, Filosofia passou a ser uma disciplina do ensino médio, o que aumentou a visibilidade e o interesse das mulheres pela escolarização (MINISTÉRIO DA EDUCAÇÃO, 2015). Cabe ressaltar que os homens compõem a maioria da amostra e apresentam um percentual elevado quanto a não formação superior.

A seguir, as Tabelas 3 e 4 exibem a relação entre a formação superior dos filhos e o nível de escolaridade da mãe e do pai, respectivamente dividido em quatro categorias: nível de escolaridade primária, nível de escolaridade ensino fundamental, nível de escolaridade ensino médio e nível de escolaridade ensino superior. A escolaridade dos pais tem o intuito de analisar a influência que a formação dos pais exerce sobre a formação dos filhos.

**Tabela 3 - Distribuição do Ensino Superior quanto à Escolaridade da Mãe**

	Escolaridade da Mãe			
	Primário	Fundamental	Médio	Superior
Sem Ensino Superior	20,3%	19,5%	9,4%	17,6%
Ensino Superior	2,7%	5,5%	3,8%	21,1%

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da PNAD (2014).

**Tabela 4 - Distribuição do Ensino Superior quanto à escolaridade do Pai**

	Escolaridade do Pai			
	Primário	Fundamental	Médio	Superior
Sem Ensino Superior	24,2%	19,2%	8,8%	14,6%
Ensino Superior	3,4%	6,7%	4,0%	19,0%

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da PNAD (2014).

O percentual de indivíduos que não possuem ensino superior é maior do que aqueles que possuem, em todos os níveis de escolaridade dos pais, exceto quando os pais possuem ensino superior. Dessa maneira, o percentual de indivíduos que frequentam a faculdade passa a ser maior do que os que não frequentam quando os pais possuem maior nível de escolaridade. Quando a mãe possui apenas o ensino primário, observa-se percentual elevado de filhos sem formação superior, cerca de 20%. De maneira similar, o percentual de filhos sem formação superior é de 24,2% quando o pai concluiu apenas o ensino primário. Em contrapartida, para os indivíduos que possuem formação superior incompleta ou completa, o percentual é maior quando os pais também frequentaram a faculdade. Segundo Reis e Ramos (2011), a maior escolaridade dos pais pode estar associada com maiores rendimentos, o que contribui para o investimento em educação para os filhos. Além disso, os autores apontam que pais mais escolarizados proporcionam aos filhos ambientes mais adequados à absorção de conhecimento.

Em relação à região onde vivem, conforme abordam as Tabelas 5 e 6, a região Sudeste é a que apresenta o maior percentual de formados, seguida da região Nordeste, com 37,06% e 22,34%, respectivamente. Em contrapartida, a região Norte é a que aparece com apenas 9,3% do total de formados. Segundo Alvarez (2013), a dificuldade de acesso ao ensino superior no Norte é justificada

pelos fatores geográficos, sendo essa região a segunda menos povoada do país, o que dificulta a ocupação e a mobilização humana.

Conforme esperado, a zona rural apresenta apenas 3,9% do total de indivíduos formados, enquanto na zona urbana esse percentual é de 96,1%. Proporcionalmente, o número de indivíduos que possuem ensino superior incompleto ou completo na zona rural corresponde a 10,21% do total da população dessa região, enquanto na área urbana 36,36% da população possui ensino superior incompleto ou completo. O baixo percentual de formados na zona rural está associado à falta de estrutura educacional nessas áreas, além do envolvimento dos jovens na atividade agrícola, o que dificulta o ingresso no ensino superior (MENEZES et al., 2012).

**Tabela 5 - Distribuição do Ensino Superior quanto à Região Demográfica**

Ensino Superior	Região Demográfica				
	Centro-oeste	Sudeste	Sul	Nordeste	Norte
0	9,19%	3,28%	15,06%	30,44%	11,88%
1	12,05%	37,06%	17,53%	22,34%	9,30%

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da PNAD (2014).

**Tabela 6 - Distribuição do Ensino Superior quanto à Região Censitária**

Ensino Superior	Região Censitária	
	Rural	Urbana
0	17,0%	83,0%
1	3,9%	96,1%

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da PNAD (2014).

Por fim, a Tabela 7 apresenta os dados referentes ao tamanho da família. Observa-se que o percentual de observações que possuem curso superior é maior para famílias com dois filhos, sendo de 46,7%. A partir das famílias que possuem 7 ou mais filhos, o percentual de formados não chega a 1%. A desvantagem educacional dos filhos pertencentes a famílias maiores está associada com a diluição de recursos, em que famílias mais numerosas possuem menor renda *per capita* e, conseqüentemente, menor recurso para investir em educação (MARTELETO, 2002).

**Tabela 7 - Distribuição do Ensino Superior quanto ao Tamanho da Família**

Ensino Superior	Tamanho da Família										
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11 ou mais
0	9,7%	30,2%	24,5%	12,1%	7,6%	5,3%	3,0%	2,8%	1,9%	1,1%	1,7%
1	12,7%	46,7%	26,4%	7,1%	3,0%	2,0%	0,7%	0,6%	0,4%	0,3%	0,2%

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da PNAD (2014).

#### 4.2. Efeito do tamanho da família sobre a probabilidade de formação superior no Brasil

Com o intuito de investigar a relação do tamanho da família com a educação superior foi estimado, por máxima verossimilhança, o modelo *Logit*. Dessa forma, pretende-se verificar a probabilidade de um filho ter curso superior, dado o tamanho de sua família.

No caso desse modelo, os coeficientes medem a variação no *Logit* estimado para uma variação unitária da variável explicativa dada. Isso quer dizer que um filho a mais diminui o *Logit* estimado em 0,143 unidades, sugerindo relação negativa entre o tamanho da família e a probabilidade de formação superior. Outra forma de interpretar o modelo *Logit* está em termos de chances, que podem ser calculadas através do antilogaritmo dos coeficientes. Dessa maneira, por esse resultado, observa-se que um filho a mais na família diminui as chances de formação superior.

A seguir, a Tabela 8 apresenta os resultados da estimação por MV, os desvios padrão e os efeitos marginais.

**Tabela 8 - Resultados para a Estimação por Máxima Verossimilhança**

Variáveis	Coefficientes	Desvio Padrão	Efeito Marginal
Idade	0,366***	-0,0195	0,0700
Idade ao quadrado	-0,00508***	-0,0003	-0,0009
Masculino	-1,085***	-0,0446	-0,2158
Branco	0,352***	-0,0472	0,0673
Logaritmo da renda	0,969***	-0,0387	0,1853
Urbana	0,461***	-0,0913	0,0807
Norte	-0,026	-0,0957	-0,0049
Nordeste	0,0189	-0,0798	0,0036
Sudeste	-0,189**	-0,0748	-0,0356
Sul	-0,411***	-0,0853	-0,0731
Tamanho da Família	-0,143***	-0,0156	-0,0273
Escolaridade da Mãe	0,0900***	-0,0062	0,0172
Escolaridade do Pai	0,0667***	-0,0060	0,0127
Constante	-14,13***	-0,392	-
Observações	14.357	-	-
LR chi2	5.215,29	-	-
Prob >chi2	0,000	-	-
Pseudo R2	0,286	-	-

Fonte: Elaboração própria. \*\*\* p<0,01, \*\* p<0,05, \* p<0,1.

Uma interpretação mais coerente e significativa é por meio da probabilidade, calculando-se o efeito marginal das variáveis e a probabilidade de o indivíduo possuir curso superior no ponto médio da amostra. Nesse caso, a probabilidade de o filho ter curso superior incompleto ou completo é de aproximadamente 26%.

Dessa maneira, será analisado o impacto do tamanho da família – variável principal desse trabalho – sobre o ingresso na educação superior no Brasil. Os resultados encontrados apontam uma relação negativa entre o tamanho da família e a formação superior, resultado esse que vai ao encontro dos estudos realizados por Iacovou (2001), Marteleto (2002), Lam e Marteleto (2004), Razzaque e Streatfield (2007), Booth e Kee (2009), Bagger et al. (2013), Black et al. (2004).

Nessa perspectiva, Marteleto (2002) destaca a importância do número de irmãos na escolaridade dos jovens brasileiros e encontra que jovens de famílias maiores estão em desvantagens no nível de escolaridade se comparados a jovens pertencentes a famílias menores. A autora ainda constata que esse impacto negativo aumentou sensivelmente na *coorte* pós-transição demográfica e sugere a relevância de políticas que privilegiem a educação de jovens de famílias maiores.

Em média e mantendo as demais variáveis controladas, um filho a mais representa uma diminuição de 2,73 pontos percentuais na probabilidade de o indivíduo possuir educação superior incompleta ou completa. Assim, famílias maiores impactam negativamente na escolaridade dos filhos, conforme observado por Lam e Marteleto (2004), que constataram um efeito negativo do

crescimento da população em idade escolar na taxa de matrícula. Esse resultado se justifica pelo fato de que famílias maiores possuem maior diluição dos recursos, em que o valor destinado para o investimento em educação de cada filho é mais reduzido (MARTELETO, 2002; BOOTH; KEE, 2009; BAGGER et al., 2013).

Além disso, Iacovou (2001) verificou que crianças de famílias maiores apresentam menor desempenho escolar, o que pode resultar em evasão escolar e abandono dos estudos, além de menores níveis educacionais. Razzaque e Streatfield (2007) afirmam que o pior desempenho escolar de crianças pertencentes a famílias maiores pode ser justificado por um possível atraso no envio de crianças para a escola ou até mesmo pela dificuldade de aprendizado, o que leva a repetência de séries.

Ainda é possível destacar que crianças e adolescentes de famílias mais numerosas podem apresentar maior dificuldade de dedicação aos estudos, ou necessidade de trabalhar mais cedo para ajudar nas despesas gerais da família (LAM; MARTELETO, 2004). Além do mais, a repartição de tempo e dedicação dos pais em incentivar os estudos ou a falta de um espaço adequado no ambiente familiar para estudar podem contribuir para o efeito negativo do tamanho da família na escolaridade (MARTELETO, 2002).

Dessa maneira, crianças e jovens com maior número de irmãos possuem, de maneira geral, condições inferiores em relação ao nível de vida, estado nutricional e educação, devido à menor renda *per capita* dessas famílias. Assim, o *trade off* entre qualidade e quantidade de filhos se torna mais evidente, em que as famílias escolhem a quantidade de filhos, levando em consideração a qualidade que desejam investir neles, o que representa um indicativo dos resultados encontrados (BECKER; LEWIS, 1973; MARTELETO, 2002; BLACK et al., 2004).

Por essa análise, em média, mantendo as demais variáveis constantes, um ano a mais de idade aumenta a probabilidade de ter curso superior em 7 pontos percentuais. Por sua vez, a variável idade ao quadrado apresenta sinal negativo, conforme esperado, indicando que, à medida que o indivíduo vai ficando mais velho, a probabilidade de ter curso superior diminui em 0,09 pontos percentuais. Ser do sexo masculino faz com que a probabilidade diminua em 21,58 pontos percentuais, resultado semelhante ao encontrado por Lam e Marteleto (2004), que constatam um efeito negativo menor na taxa de matrícula escolar para as meninas, o que pode ser justificado pelo alto *trade-off* entre trabalho e escola que os meninos enfrentam. Em linha com os resultados apresentados por Osorio (2013), de que pessoas não brancas tem menor acesso ao ensino superior, devido à menor renda e a menores oportunidades de obter um ensino básico de qualidade, o indivíduo ser da etnia branca aumenta a probabilidade de formação superior em 6,73 pontos percentuais.

Conforme esperado e devido à maior oportunidade e acessibilidade, o fato de o indivíduo morar na área urbana aumenta sua probabilidade de frequentar o ensino superior em 8,07 pontos percentuais, similar a Marteleto (2002), que destacou que o fato do jovem residir em áreas urbanas explica cerca de 14% no seu ganho em escolaridade. Quanto à região demográfica, tendo como base a região Centro-oeste (categoria omitida), residir nas regiões Sudeste e Sul reduz a probabilidade de formação superior em 3,56 e 7,31 pontos percentuais, respectivamente. Segundo Alvarez (2013), as regiões Sul e Sudeste vêm sofrendo decréscimo na formação superior em função das ações governamentais que visam à expansão da oferta e à democratização do ensino superior em busca de diminuir as desigualdades no território nacional. As regiões Norte e Nordeste não apresentaram resultados significativos nessa análise.

A escolaridade dos pais se mostra significativa e importante na formação dos filhos. Em média, um ano a mais de estudo da mãe representa aumento em 1,72 pontos percentuais na probabilidade de os filhos ingressarem na educação superior. Resultado semelhante foi encontrado por Razzaque e Streatfield (2007), que apontam que a escolaridade é maior para aqueles de mães mais escolarizadas e de melhor situação econômica. Esse resultado pode ser explicado pelo fato de que a maior escolaridade pode resultar em renda mais elevada, o que contribui para maiores investimentos na educação dos filhos. Além disso, a escolaridade dos pais está associada com maiores níveis de conhecimento e percepção sobre a importância da educação (REIS; RAMOS, 2011). A escolaridade do pai também apresenta relação positiva com a formação superior, elevando a probabilidade média

de o filho ter ensino superior em 1,27 pontos percentuais. Em termos gerais, a escolaridade dos pais desempenha papel importante no aumento de escolaridade dos filhos (LAM; MARTELETO, 2004).

A Tabela 8 ainda apresenta os índices  $LR\ chi^2$  e  $Prob>chi^2$ , que indicam a qualidade de ajustamento do modelo, através da análise da significância conjunta dos parâmetros. Ou seja, a  $Prob>chi^2 = 0,000$  indica que pelo menos um parâmetro é diferente de zero, sendo o modelo satisfatoriamente ajustado. Quanto ao índice  $Pseudo R^2$ , esse indica que 28,60% das variações da formação superior podem ser explicadas pelas variáveis independentes incluídas no modelo. Além disso, de modo geral, o modelo prevê corretamente 78,97% das observações, conforme a estimação.

## 5. Considerações finais

O objetivo desse trabalho foi o de estudar e analisar a relação entre o tamanho da família e a formação superior, com o intuito de verificar se famílias mais numerosas estão menos propensas a ingressar no ensino superior. Para tal, foi utilizado o modelo *Logit*, a fim de estimar a probabilidade de formação superior devido ao tamanho da família, comumente medido, como o número de filhos.

Além do tamanho da família, outros fatores explicativos foram considerados na análise, como as características individuais do filho (idade, sexo, etnia), região de residência (região demográfica e censitária) e o *background* familiar (renda e escolaridade dos pais).

Os resultados encontrados apontam que indivíduos pertencentes a famílias menores têm maiores probabilidades de ingressar na educação superior, mostrando que famílias mais numerosas possuem relação negativa com a formação superior, uma vez que um filho a mais reduz a probabilidade de o indivíduo possuir curso superior incompleto ou completo. Esse resultado se dá principalmente pelo fato de que famílias maiores possuem maior diluição de seus recursos e menor renda disponível para o investimento em educação de seus filhos.

Em geral, observou-se ainda que a idade afeta positivamente o ingresso no curso superior, enquanto ser do sexo masculino indicou uma diminuição na probabilidade de ter educação superior incompleta ou completa. A escolaridade dos pais se mostrou um fator importante na escolaridade dos filhos, sendo que o maior número de anos de estudos, tanto do pai quanto da mãe, sugere efeitos positivos sobre a formação superior dos filhos.

Em suma, a presente pesquisa contribui para a literatura econômica através da análise do *trade off* entre educação e tamanho da família com informações mais recentes para o Brasil. Além disso, este estudo contribui para a elaboração de políticas públicas que tenham como objetivo fomentar a educação dos membros de famílias numerosas, dados os resultados aqui verificados.

Por fim, apesar dos resultados apontarem para o esperado, uma limitação do trabalho é a possível presença de viés, uma vez que podem existir variáveis não observáveis que não foram levadas em consideração e que podem interferir na decisão de ingressar ou não no ensino superior, além da possibilidade de influenciarem na decisão de ter mais filhos ou não.

## Referências

- ALVAREZ, A. M. T. *Produto 1 - Panorama e diagnóstico da oferta e qualidade da Educação Superior brasileira*. Ministério da Educação, v. 15, 2013.
- BAGGER, J.; BIRCHENALL, J. A.; MANSOUR, H. *Education, birth order, and family size*. National Bureau of Economic Research, 2013. (NBER Working paper, n. 19111)
- BECKER, G. S. An economic analysis of fertility. Demographic and economic change in development countries. *NBER*, 1960.
- BECKER, G. S.; LEWIS, H. G. On the Interaction between the Quantity and Quality of Children. *The Journal of Political Economy*, v. 81, n. 2, Part 2: New Economic Approaches to Fertility, p. S279-S288, 1973.

- BLACK, S. E.; DEVEREUX, P. J.; SALVANES, K. G. *The more the merrier? The effect of family composition on children's education*. National Bureau of Economic Research, 2004. (NBER Working paper, n. 10720)
- BOOTH, A. L.; KEE, H. J. Birth order matters: the effect of family size and birth order on educational attainment. *Journal of Population Economics*, v. 22, n. 2, p. 367-397, 2009.
- CAMERON, A. C.; TRIVEDI, P. K. *Microeconometrics: methods and applications*. New York: Cambridge University Press, 2005.
- CARVALHO, C. H. A. Estudo comparado sobre a expansão do ensino superior: Brasil e Estados Unidos. In: SEGRERA, F. L. (Org.). *Escenarios mundiales de la educación superior: análisis global y estudios de casos*. Buenos Aires: Consejo Latinoamericano de Ciencias Sociales (CLACSO), 2007.
- GLÓRIA, D. M. A. *Uma análise de fatores sociodemográficos e sua relação com a escolarização dos filhos em famílias de camadas médias, 2007*. 288 p. Tese (Doutorado em Educação) – Universidade Federal de Minas Gerais, Belo Horizonte, 2007.
- IACOVU, M. *Family composition and children's educational outcomes*. Institute for Social and Economic Research, Essex University, 2001. (ISER Working paper series, n. 2001-12)
- IBGE – Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. *Censo demográfico 2002: Sinopse do Censo Demográfico 2002*. Rio de Janeiro: IBGE, 2002.
- IBGE – Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. *Censo demográfico 2010: Sinopse do Censo Demográfico 2010*. Rio de Janeiro: IBGE, 2010.
- IBGE – Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios. *Síntese de Indicadores*. Rio de Janeiro: IBGE, 2002.
- IBGE – Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios. *Síntese de Indicadores*. Rio de Janeiro: IBGE, 2012.
- IBGE – Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios. *Microdados 2014*. Rio de Janeiro: IBGE, 2014.
- IBGE – Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. Projeção da População do Brasil. *Taxa de Fecundidade Total – Brasil – 2000 a 2015*. 2013. Disponível em: <<http://brasilemsintese.ibge.gov.br/populacao/taxas-de-fecundidade-total.html>>. Acesso em: 08 nov. 2016.
- KELLEY, A. C. The consequences of rapid population growth on human resource development: the case of education. In: AHLBURG, D.; KELLEY, A. C. A.; MASON, K. O. (Eds.). *The Impact of Population Growth on Well-being in Developing Countries*. Berlin: Springer, 1996, p. 67-137.
- LAM, D.; MARTELETO, L. A dinâmica da escolaridade das crianças brasileiras durante a transição demográfica: aumento no tamanho da coorte versus diminuição no tamanho da família. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 36, n. 2, p. 319-342, 2006.
- MARTELETO, L. J. O papel do tamanho da família na escolaridade dos jovens. *Revista Brasileira de Estudos de População*, v. 19, n. 2, p. 159-177, 2002.
- MENEZES, A. E. N.; DE SOUZA, B. S.; PEREIRA, V. S. S. Perspectivas da juventude rural no ensino superior. In: *Anais do VI Colóquio Internacional Educação e Contemporaneidade*. Associação de Leitura do Brasil. São Cristovão - SE, 2012.
- MINISTÉRIO DA EDUCAÇÃO. *Maioria é feminina em ingresso e conclusão nas universidades*. 2015 Disponível em: <<http://portal.mec.gov.br/ultimas-noticias/212-educacao-superior16906>>

10854/21140-maioria-e-feminina-em-ingresso-e-conclusao-nas-universidades>. Acesso em: 10 nov. 2016.

NEVES, C. E. B. Desafios da educação superior. *Sociologias*, ano 9, n. 17, p. 14-21, 2007.

OSORIO, R. G. Classe, raça e acesso ao ensino superior no Brasil. *Cadernos de Pesquisa*, v. 39, n. 138, p. 867-880, 2013.

RAZZAQUE, A.; STREATFIELD, P. K.; EVANS, A. Family size and children's education in Matlab, Bangladesh. *Journal of Biosocial Science*, v. 39, n. 02, p. 245-256, 2007.

REIS, M. C.; RAMOS, L. Escolaridade dos pais, desempenho no mercado de trabalho e desigualdade de rendimentos. *Revista Brasileira de Economia*, v. 65, n. 2, p. 177-205, 2011.

SEMESP – Sindicato das Mantenedoras de Ensino Superior. *Mapa do Ensino Superior no Brasil*. São Paulo, 2016. Disponível em: <<http://www.semesp.org.br/pesquisas/mapa-do-ensino-superior>>. Acesso em: 10 nov. 2016.

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

**PESOS REGIONAIS: UMA PROPOSTA PARA A REPARTIÇÃO DO FUNDO DE PARTICIPAÇÃO DOS MUNICÍPIOS (FPM)\***

**Ralyne S. Guerreiro**

Doutoranda em Economia na Universidade Católica de Brasília (UCB)

e Professora da Faculdade Estácio do Amazonas

E-mail: ralyne.souza@gmail.com

**Leonardo Monasterio**

Pesquisador do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA) e

Professor da Universidade Católica de Brasília (UCB)

E-mail: leonardo.monasterio@gmail.com

**RESUMO:** O presente estudo aplica a metodologia dos pesos regionais de bem-estar social para a distribuição do Fundo de Participação dos Municípios (FPM). Foram utilizados microdados do Censo de 2010 do IBGE com o fim de efetuar os cálculos dos pesos de bem-estar para os municípios brasileiros a partir de dois métodos: pela renda *per capita* e pelo EDEI (Renda Equivalente Iguamente Distribuída). Mostra-se que a distribuição do FPM observada não é espacialmente progressiva, enquanto a aqui proposta é mais equitativa, beneficiando os municípios mais pobres e desiguais. Essa aplicação da Economia do Bem-estar ilustra as potenciais aplicações da metodologia de pesos regionais para o desenho e a avaliação de políticas públicas.

**Palavras-chave:** FPM; Desigualdade regional; Pesos de bem-estar.

**Classificação JEL:** O18; J18; D61; D63.

**REGIONAL WEIGHTS: A PROPOSAL FOR THE DISTRIBUTION OF THE FUND FOR PARTICIPATION OF THE MUNICIPALITIES (FPM)**

**ABSTRACT:** This study applies the methodology of the regional social welfare weights for the distribution of the Fundo de Participação dos Municípios (FPM). Microdata from the 2010 IBGE Census were used to calculate welfare weights for Brazilian municipalities using two methods: per capita income and EDEI (equally distributed equivalent income). It is shown that the actual distribution of FPM is not spatially progressive, whereas the one proposed here is more equitable, benefiting the poorer and more unequal municipalities. This example illustrates the potential applications of the methodology of regional weights for the design and evaluation of public policies.

**Keywords:** FPM; Regional inequality; Welfare weights.

**JEL Codes:** O18; J18; D61; D63.



## 1. Introdução

Como a política pública deve considerar as desigualdades regionais? No Brasil, apesar da redução sensível das disparidades nas últimas décadas, essas ainda se encontram em um nível elevado. Portanto, as políticas públicas devem considerar essas discrepâncias espaciais na elaboração e implementação de políticas públicas.

O objetivo deste artigo é, a partir da Economia do Bem-estar, propor pesos regionais ao nível municipal que sirvam de guia para os dispêndios públicos. Como será visto adiante, o método da construção de tais pesos incorpora as desigualdades intra e inter-regionais. Em termos gerais, os pesos privilegiam os municípios mais pobres e internamente desiguais. Como exercício, aplicar-se-ão tais pesos no exame da distribuição de uma das principais transferências da União para a esfera local: o Fundo de Participação dos Municípios – FPM.

Há uma crescente literatura internacional sobre a estimação de pesos regionais. Alguns destes são os trabalhos de Kula (2002) para a Índia; Evans, Kula e Sezer (2005) para o Reino Unido; Sezer (2006) para a Turquia; e Evans e Kula (2011) para Chipre. No Brasil, o único trabalho de estimação de pesos regionais é de Vieira e Monasterio (2012). Os autores utilizaram a PNAD 2009, calcularam os pesos ao nível dos estados brasileiros e propuseram uma redistribuição do Fundo de Participação dos Estados – FPE. Pelo próprio nível de análise envolvido, o estudo ignora as relevantes desigualdades dentro dos estados brasileiros. É essa lacuna que o presente trabalho visa superar.

O desenrolar do artigo possui mais três seções nas quais serão apresentados os aspectos metodológicos do trabalho, os resultados, uma discussão acerca da aplicação do método proposto e, por fim, as conclusões e considerações finais.

## 2. Metodologia

### 2.1. A Economia do bem-estar e algumas aplicações

Há dois séculos, Jeremy Bentham propôs o princípio de que uma ação não deveria ser julgada pela decência de suas intenções, mas pela utilidade de suas consequências. Concebendo a “utilidade final” como “felicidade” humana, o teórico cria um princípio que pode ser aplicado em diversas questões. Dessa forma, o princípio da “maior felicidade para o maior número” merece um lugar de destaque na elaboração de políticas públicas (VEENHOVEN, 2004).

Atingir a felicidade é atingir o que os utilitaristas chamam de maximização da utilidade ou do bem-estar. O conceito básico da Economia do Bem-estar diz que ela é “*um ramo de estudo que se esforça para formular proposições que nos permitem afirmar que o bem-estar social em uma situação econômica é maior ou menor do que noutra.*” (NG, 2004, p. 2).

Kula (2006) afirma que se faz necessária a utilização dos pesos de bem-estar na análise custo-benefício das políticas públicas pelo simples fato de que o efeito de £1 é maior para uma pessoa pobre do que para uma pessoa rica. A principal razão em se dar o maior peso para as regiões mais pobres está num dos conceitos mais antigos da teoria econômica: utilidade marginal decrescente da renda (EVANS; KULA; SEZER, 2005). Se isso for verdade, é intuitivo que o bem-estar social é maximizado se as transferências forem voltadas para os mais pobres, pois o ganho de utilidade seria maior justamente nesse grupo.

Conforme será visto adiante, um parâmetro relevante para a estimação dos pesos de bem-estar social é a “elasticidade marginal da renda”, também conhecida por “coeficiente de aversão à desigualdade”. Segundo Vieira e Monasterio (2012), esse parâmetro descreve “*o desejo da sociedade por igualdade versus uma renda uniforme mais alta para todos*” (VIEIRA; MONASTERIO, 2012, p. 210). Na próxima subseção, o significado preciso disso na Economia do Bem-estar será apresentado. Intuitivamente, contudo, adianta-se que, se o coeficiente de aversão à desigualdade ( $\varepsilon$ ) for igual a zero, não há aversão à desigualdade e a transferência de R\$ 1,00 do rico para o pobre resultaria em R\$ 1,00. Por outro lado, se  $\varepsilon > 0$ , então, R\$1,00 a mais para o pobre tem uma utilidade maior do que R\$ 1,00 para o rico. E, se  $\varepsilon \rightarrow \infty$ , a igualdade é totalmente priorizada pela sociedade.

Os autores fazem uma importante revisão acerca dos diferentes métodos empreendidos para a estimação de  $\varepsilon$ , resumidos no quadro a seguir:

**Quadro 1 – Valores estimados para o coeficiente de aversão à desigualdade ( $\varepsilon$ )**

Autor (es) / Ano	Método Utilizado	Valor de $\varepsilon$
Evans (2005)	Há três formas de estimação do $\varepsilon$ :	
	1) Aplicação de questionários para tentar medir a aversão ao risco e à desigualdade.	0,2 a 4,0
	2) Pesquisa de consumo de famílias a partir de dois caminhos:	
	2.1) Estimando a elasticidade intertemporal de substituição do consumo (COWEL; GARDINER, 1999; BLUNDELL; BROWNING; MEGIR, 1994). Resultaram em $\varepsilon=1$ , utilizado oficialmente pelo Tesouro do Reino Unido;	1
	2.2) Utilizando os procedimentos do FFF (método de Irving Fisher, 1927; Ragnar Frish, 1932 e Fellner, 1967) para estimar a utilidade marginal da renda (EVANS; KULA; SEZER, 2005).	1,25 a 1,8
	3) Método das preferências sociais reveladas. São usados dados tributários (SEZER, 2006; EVANS, 2005). Resultado de $\varepsilon=1,4$ para 20 países da OCDE.	1,4
	Por sua vez, Evans, Kula e Sezer (2005) encontraram 1,6 para o Reino Unido quer pelo método sistema de demanda, quer pelo sacrifício equitativo.	1,6
Florissi e Ribeiro (2002)	Foram os pioneiros no Brasil e testaram a hipótese do sacrifício equitativo para a economia brasileira usando a metodologia de Young (1990). Considerando apenas o IRPF, encontraram $\varepsilon$ entre 2,135 e 2,384 para a década de 80.	2,135 e 2,384
Payeras e Cunha (2004)	Estimaram o modelo de Young (1990) a partir de dados tributários da Pesquisa de Orçamentos Familiares – POF 1995-1996. Utilizando o método dos mínimos quadrados, obtiveram $\varepsilon=1,44993$ para tributos diretos.	1,44993
Hoffman, Silveira e Payeras (2006)	Utilizaram a mesma POF de Payeras e Cunha (2004) e, com base em regressões não lineares, obtiveram $\varepsilon=1,30$ para tributos diretos e $\varepsilon=0,85$ para tributos totais.	1,30 e 0,85
Payeras e Hoffmann (2009)	Aplicaram a mesma metodologia anterior para dados da POF 2002-2003. Os autores não falsearam a hipótese de sacrifício equitativo para os tributos diretos e obtiveram $\varepsilon$ entre 1,43 e 1,45, dependendo da especificação utilizada. Para a carga tributária total, por sua vez, o valor ficou entre 0,9 e 0,93 e, considerando apenas o IRPF, o valor chegou a quase 3.	1,43 e 1,45 0,9 e 0,93 quase 3

Fonte: Elaboração própria, a partir das informações de Vieira e Monasterio (2012).

Examinando o Quadro 1, pode-se perceber que a mensuração da aversão à desigualdade citada pela literatura se deu através de informações obtidas com a aplicação de questionários, dados sobre o consumo das famílias e também de dados tributários cujos resultados variam de 0,9 a 4. Conforme especificado na próxima seção, este trabalho utilizará  $\varepsilon = 3$ . Vale notar que a decisão por tal valor é tão arbitrária quanto outra qualquer. Cabe aos representantes da sociedade, aos elaboradores de política pública ou aos pesquisadores serem claros nas suas escolhas do parâmetro  $\varepsilon$  adequado.

## 2.2. Metodologia de cálculo de pesos regionais

Seguindo Cowell e Gardiner (1999), o ponto de partida da Economia do Bem-Estar está em:

$$\Delta W = \sum_{i=1}^n \omega_i \Delta y_i \quad (1)$$

A fórmula estabelece qualquer mudança no bem-estar ( $\Delta W$ ) como uma simples média ponderada da renda  $y$  para todo indivíduo  $n$  em particular. Isso justifica a relação entre o bem-estar e as rendas individuais e também estabelece os valores  $\omega_i$  a serem usados como pesos. Partindo desse princípio, a próxima etapa, então, é mostrar, a partir da análise da preferência, como os conceitos de utilidade e de renda estão interligados.

A utilidade pode ser entendida como um conveniente dispositivo de representar as preferências dos consumidores, mas, também, como medida do nível de satisfação ou elevação do bem-estar em relação a diferentes cestas de bens ou renda. Esse último conceito é o mais apropriado a esse raciocínio.

Existindo um conceito operacional da utilidade do indivíduo, constrói-se uma função de bem-estar social. A abordagem utilitarista da economia normativa nos conduz à formulação da seguinte função de bem-estar social:

$$W = \sum_{i=1}^n v_i(y_i) \quad (2)$$

em que  $v_i$  é a utilidade do indivíduo  $i$  expressa em função da renda. Para que as comparações de bem-estar façam sentido, esse índice deve ser cardinal e interpessoalmente comparável. Derivando (2) em relação à renda, tem-se:

$$dW = \sum_{i=1}^n v'_i(y_i) dy_i \quad (3)$$

Voltando para a Equação (1), percebe-se que o peso  $\omega_i$  é exatamente a utilidade marginal da renda  $v'_i(y_i)$ . Assim, de acordo com a clássica premissa da utilidade marginal decrescente, um alto nível de renda para a pessoa  $i$  levaria a um baixo peso  $\omega_i$ . A ideia de atribuir pesos baixos a pessoas mais ricas parece ser bem atrativa para ser utilizada em políticas públicas desde que: 1) não haja diferenças significativas entre a escala de utilidade de duas pessoas distintas; e 2) a satisfação adicional decorrente da renda sempre diminua à medida que as pessoas tenham o seu nível de renda aumentado.

Uma das propriedades mais conhecidas da função de utilidade é a sua natureza ordinal. Entretanto, isso não tem sentido quando se quer comparar diferentes níveis de bem-estar e, por isso, uma alternativa é a representação cardinal das preferências. Isso é possível quando se avança para além do modelo simplificado de escolhas individuais em um ambiente sem incerteza.

Dadas algumas hipóteses restritivas, as preferências dos indivíduos em um ambiente de incerteza podem ser representadas através da função de utilidade Von-Neumann-Morgenstern:

$$\sum_{s=1}^S \pi_s \phi(y_s) \quad (4)$$

em que  $y_s$  significa a renda do indivíduo no estado  $s$  e os outros dois componentes,  $\pi_s$  e  $\phi$ , representam as preferências sendo que  $\pi_s$  é a probabilidade subjetiva que o indivíduo dá ao estado  $s$ ; e  $\phi$  é a função de felicidade ou função de utilidade cardinal usada para avaliar a renda em qualquer estado.

O parâmetro  $\phi$  é importante, pois ele caracteriza a aversão ao risco de um indivíduo. A primeira derivada dele sempre será positiva uma vez que em qualquer estado o indivíduo sempre preferirá ter mais renda. Porém, se a segunda derivada for negativa, significa que o indivíduo é avesso ao risco. Dessa forma, as seguintes definições de aversão absoluta (A) e aversão relativa (R) ao risco são úteis para resumir as atitudes do indivíduo:

$$A(y) = -\frac{\phi''(y)}{\phi'(y)} \quad (5)$$

$$R(y) = -y\frac{\phi''(y)}{\phi'(y)} \quad (6)$$

Esse conceito de aversão ao risco é fundamental para a conexão da análise do indivíduo com a do bem-estar social. De acordo com Vieira e Monasterio (2012), isso é observável nas Equações (2) e (4) que mostram uma certa ligação entre o bem-estar social, em termos de utilidade social, e a estrutura da preferência de consumo em um ambiente de incerteza, podendo ser assim reescrita:

$$\sum_{i=1}^n \pi_i V(y_i) \quad (7)$$

$$\pi_i = \frac{1}{n}, i=1,2,\dots,n$$

A partir da Equação (7), sabe-se que a aversão à desigualdade é determinada pela aversão ao risco e, por sua vez, as medidas de desigualdades podem ser interpretadas como medidas de incerteza na distribuição da renda.

Considerando agora a abordagem direta do bem-estar social, para Just, Hueth e Schmitz (2004), a função de bem-estar social (SWF) é simplesmente uma função dos níveis de utilidade de todos os indivíduos, de modo que um valor maior da função é preferido a um menor e a suposição de que a função de bem-estar social é determinada pelas utilidades de todos os indivíduos é chamada de função de bem-estar Bergson-Samuelson.

Tomando  $x$  como uma medida observável, mensurável e comparável do bem-estar individual cuja lista de valores desse para os membros da comunidade seja dada por  $x = (x_1, x_2, \dots, x_n)$ , Cowell e Gardiner (1999) enumeram três propriedades básicas da função de bem-estar social (SWF):

1. Individualismo: a SWF é individualista e não decrescente, dado que o nível de bem-estar em qualquer estado social pode ser escrito por:

$$W = W(x_1, x_2, \dots, x_n) \quad (8)$$

se  $x^B > x^A$ , logo  $Wx^B \geq W(x^A)$ . Isso é, o bem-estar social em B é pelo menos tão bom quanto o bem-estar social em A. Caso os valores de  $x$  representem completamente o bem-estar individual, então, a propriedade não decrescente corresponde ao famoso princípio de Pareto.

2. Imparcialidade: pode-se afirmar que a SWF é simétrica desde que, para qualquer estado social, a expressão a seguir seja verdadeira:

$$W = W(x_1, x_2, \dots, x_n) = W(x_2, x_1, \dots, x_n) = W(x_n, x_2, \dots, x_1)$$

ou seja, o valor de  $W$  não depende de rótulos específicos atribuídos aos membros de uma população. Isso implica na aceitação de dois princípios fundamentais: primeiro, a definição do bem-estar individual  $x$  leva em conta diferenças interpessoais de necessidades ou outras características relevantes; segundo, o estado social é totalmente descrito pelo estado atual da renda independentemente de como a renda dos indivíduos ou atributos pessoais tenham sido influenciados por eventos passados<sup>1</sup>.

3. Estrutura aditiva: a SWF é aditiva podendo ser descrita da seguinte forma:

$$W = (x_1, x_2, \dots, x_n) \sum_{i=1}^n U_i(x_i) \quad (9)$$

em que  $U_i$  é uma função de  $x_i$  sozinha. Isso parte do argumento de que, se uma política transfere um pequeno montante de  $x$  da pessoa  $i$  para a pessoa  $j$  sem impacto algum no padrão de vida de qualquer outra pessoa, então, pergunta-se: deveria o impacto dessa transferência depender da informação pessoal de qualquer outra pessoa que não seja  $i$  e  $j$ ? Em suma, essa propriedade diz que  $\omega_i$  independe de  $y_i$ .

Assim, sendo essas três propriedades atendidas, pode-se escrever a seguinte função de bem-estar social (SWF):

$$W = (x_1, x_2, \dots, x_n) \sum_{i=1}^n U_i(x_i) \quad (10)$$

em que  $U(x_i)$  é a utilidade social (ou índice de bem-estar) que aumenta à medida que  $x_i$  aumenta. Esse indicador cresce à seguinte taxa:

$$U'(x_1) = \frac{dU(x_i)}{dx_i} \quad (11)$$

que pode ser interpretada como a utilidade marginal social ou o peso do bem-estar da pessoa  $i$  que, em virtude da primeira propriedade, não poderá ser negativo.

Outras premissas importantes para a SWF são: que ela seja estritamente côncava – uma vez que os pesos de bem-estar sempre diminuem à medida que  $x_i$  aumenta – e que ela tenha elasticidade constante, isto é, a aversão relativa à desigualdade deve ser constante. Sendo a aversão relativa à desigualdade constante, tem-se:

$$U(x_1) = \frac{x_i^{1-\varepsilon} - 1}{1 - \varepsilon} \quad (12)$$

Vale lembrar a importância do parâmetro  $\varepsilon$  para o cálculo dos pesos, que não dependem somente do nível de renda *per capita*, mas também da medida em que a utilidade social diminui ao passo que a renda aumenta, o que permite uma comparação de utilidades marginais relativas para grupos com diferentes níveis de renda (EVANS, 2005).

Com base em Sezer (2006b), partindo para a análise do ponto de vista regional, existindo  $n$  regiões em um país, pode-se escrever a função de bem-estar social da seguinte forma:

<sup>1</sup> Nozick (1974) e Zajac (1996) apud Cowell e Gardiner (1999).

$$SWF = \sum_{i=1}^n U_i \quad (13)$$

em que  $U_i$  é a utilidade da região  $i$ . Sendo a elasticidade da utilidade marginal da renda constante, para cada região tem-se:

$$U_i = \frac{(y_i^{1-\varepsilon} - 1)}{1 - \varepsilon} \quad (14)$$

Assim, a utilidade marginal na região  $i$  é dada por:

$$UMg_i = y_i^{-\varepsilon} \quad (15)$$

Sendo a distribuição dos benefícios líquidos de um projeto realizada de forma independente da renda dos indivíduos e a dispersão relativa das rendas dos indivíduos semelhante entre as regiões, então, pode-se comparar as regiões com base no nível de renda *per capita*:

$$\frac{UMg_k}{UMg_n} = \left(\frac{y_n}{y_k}\right)^\varepsilon \quad (16)$$

A Equação (16) nos fornece o peso de bem-estar distributivo relativo para a região  $k$  com relação à região  $n$ . Assim, se a renda *per capita* na região  $k$  for baixa comparada à região  $n$ , então, para qualquer valor de  $\varepsilon$ , um peso maior de bem-estar deve ser aplicado aos benefícios líquidos decorrentes dos projetos das região  $k$ . O inverso também é verdadeiro. Entretanto, essa formulação de peso de bem-estar regional não leva em consideração a distribuição de renda intrarregional, concentrando-se apenas na desigualdade inter-regional (SEZER, 2006b). Dessa forma, se a desigualdade de renda intrarregional difere entre regiões, então uma abordagem alternativa está no conceito da “renda equivalente igualmente distribuída”. Esse conceito se refere ao nível de renda necessário, dados os rendimentos igualmente distribuídos, para produzir o mesmo bem-estar que a “renda distribuída desigualmente”<sup>2</sup>. Pode-se então escrever a equação da renda equivalente igualmente distribuída como:

$$y_{EDEI} = \left(\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n y_i^{1-\varepsilon}\right)^{\frac{1}{1-\varepsilon}} \quad (17)$$

### 2.3. Cálculo dos pesos de bem-estar e base de dados

Apesar de a literatura contemplar mais outras formas de estimação dos pesos regionais (RWW), os cálculos aqui empreendidos foram feitos com base nos dois diferentes métodos anteriormente abordados (equações 16 e 17), sendo:

O método 1 ( $RWW_1$ ), que considera o conceito de utilidade marginal decrescente e compara a utilidade de uma renda média das regiões:

$$RWW_1 = \frac{Umg_j}{Umg_j} = \frac{Y_j^{-\varepsilon}}{Y_i^{-\varepsilon}} = \left(\frac{Y_j}{Y_i}\right)^{-\varepsilon} = \left(\frac{Y_i}{Y_j}\right)^\varepsilon \quad (18)$$

E o método 2 ( $RWW_2$ ), que compara as rendas igualmente distribuídas entre duas regiões diferentes:

<sup>2</sup> Conceito de Boarini et al. (2006), citado por Sezer (2006b).

$$WW_2 = \frac{EDEI_j^{-\varepsilon}}{EDEI_i^{-\varepsilon}} = \left(\frac{EDEI_j}{EDEI_i}\right)^{-\varepsilon} = \left(\frac{EDEI_i}{EDEI_j}\right)^{\varepsilon} \quad (19)$$

Os dados utilizados para os cálculos foram extraídos dos microdados do CENSO 2010 do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística – IBGE – para os 5.565 municípios brasileiros, totalidade oficial na ocasião da pesquisa. Os cálculos foram processados no *software* estatístico R, onde também foram elaborados mapas e gráficos para ilustrar os resultados.

Dado o problema de declaração de renda nula, muito comum nos dados do CENSO 2010, imputou-se R\$ 33,00 para aqueles sem renda ou com renda familiar *per capita* inferior a esse valor. Esse montante de recursos foi decidido, porque se trata do valor mínimo que os beneficiários do Programa Bolsa Família recebem no país. Conforme já se tinha adiantado, o coeficiente de aversão à desigualdade ( $\varepsilon$ ) considerado para a realização dos cálculos foi igual a 3.

### 3. Resultados

Primeiramente, para fins de comparação, mostram-se os resultados da renda *per capita* dos municípios brasileiros<sup>3</sup>. Os resultados dos cem municípios com as maiores rendas *per capita* e também dos cem com as menores constam na tabela abaixo:

**Tabela 1 – Os 100 municípios com as maiores e menores rendas *per capita*, Brasil - 2010**

100 Municípios	Máximo	Mínimo	Média	Desvio Padrão
<i>Com as maiores rendas per capita</i>	2.305,96	1.207,99	1.448,25	277,29
<i>Com as menores rendas per capita</i>	239,78	165,18	221,80	16,81

Fonte: Elaboração própria, a partir de dados do IBGE (2010).

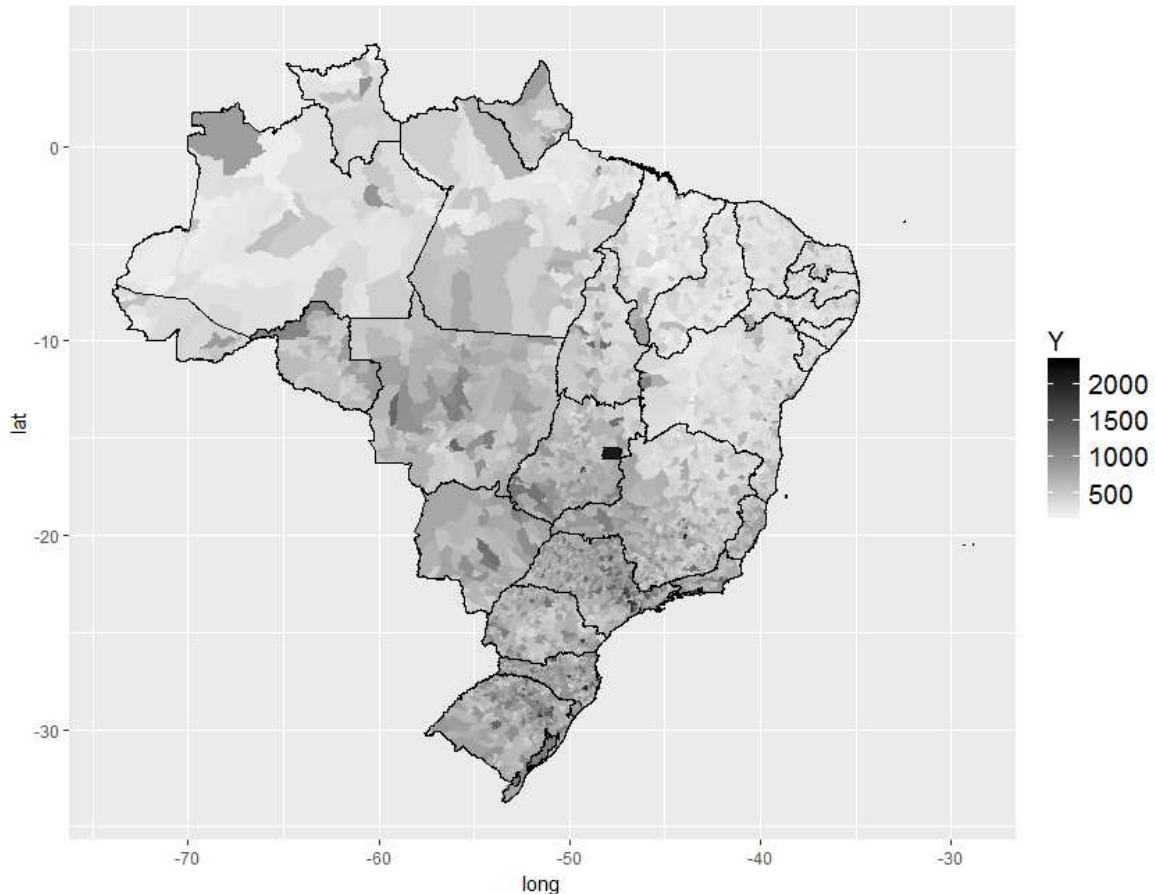
De acordo com a Tabela 1, a média da renda dos cem municípios brasileiros mais ricos é quase sete vezes maior do que a média da renda dos cem municípios mais pobres.

Destaca-se aqui o município de Marajá do Sena – MA, com a renda *per capita* de R\$ 165,18, a menor do país, e o município de Niterói – RJ com a maior renda, o equivalente a R\$ 2.305,96. A comparação entre esses dois municípios mostra os extremos do nosso país, em que o município da região sudeste possui a renda cerca de catorze vezes maior do que a do município nordestino.

De forma geral, os resultados acerca da renda *per capita* nos 5.565 municípios são mostrados na Figura 1.

<sup>3</sup> Para os resultados completos da totalidade dos 5.565 municípios, entrar em contato com os autores.

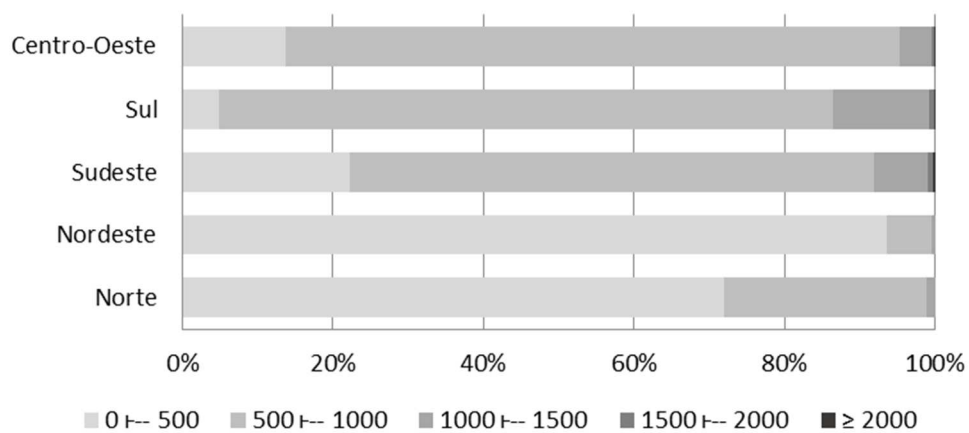
**Figura 1 – Renda *per capita* dos municípios, Brasil – 2010**



Fonte: Elaboração própria, a partir de dados do IBGE (2010).

A Figura 1 nos mostra o nível de renda *per capita* nos municípios. As áreas mais claras correspondem às menores rendas e as mais escuras, às maiores. Fica clara a presença de municípios de baixa renda na região nordeste e norte. O mesmo é confirmado no Gráfico 1.

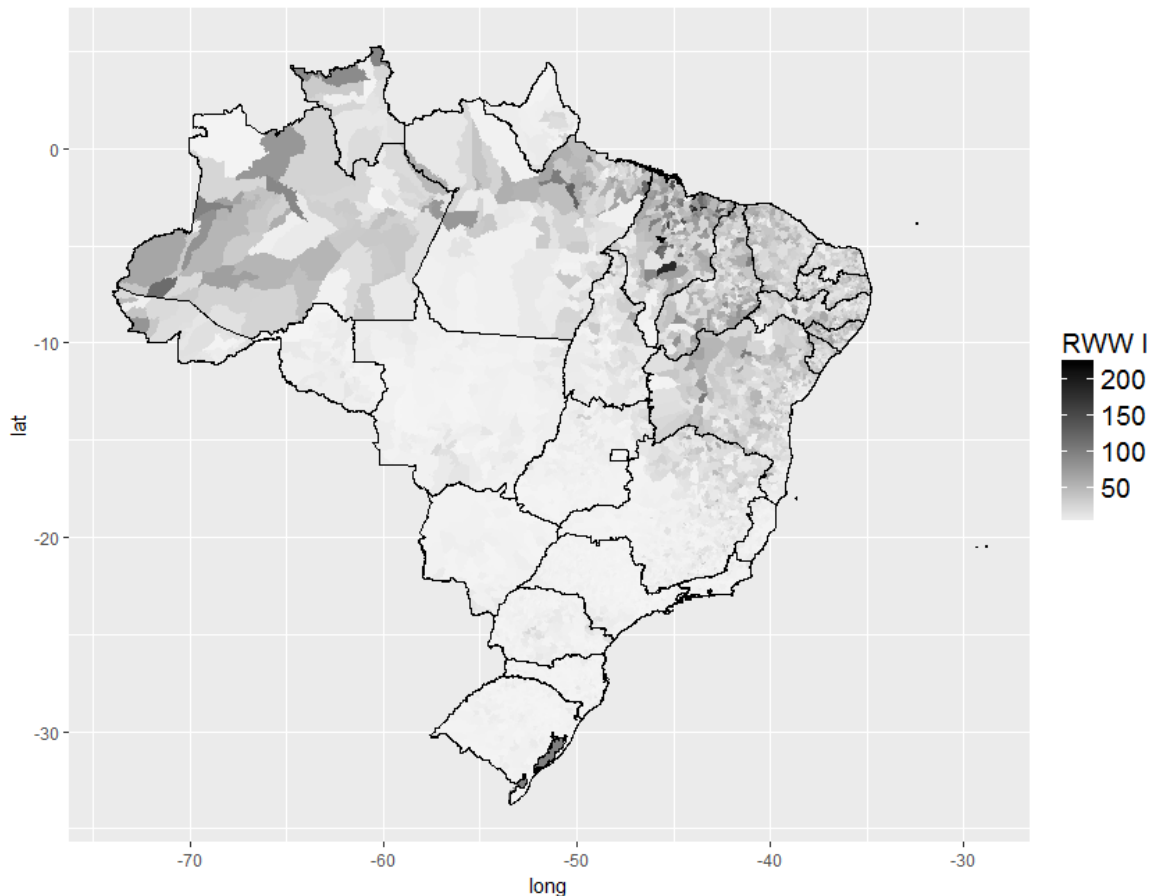
**Gráfico 1 – Renda *per capita* dos municípios por regiões, Brasil – 2010**



Fonte: Elaboração própria, a partir de dados do IBGE (2010).

Os dados gerados da renda *per capita* produziram os pesos de bem-estar pelo primeiro método ( $RWW_1$ ), os quais estão ilustrados na Figura 2:



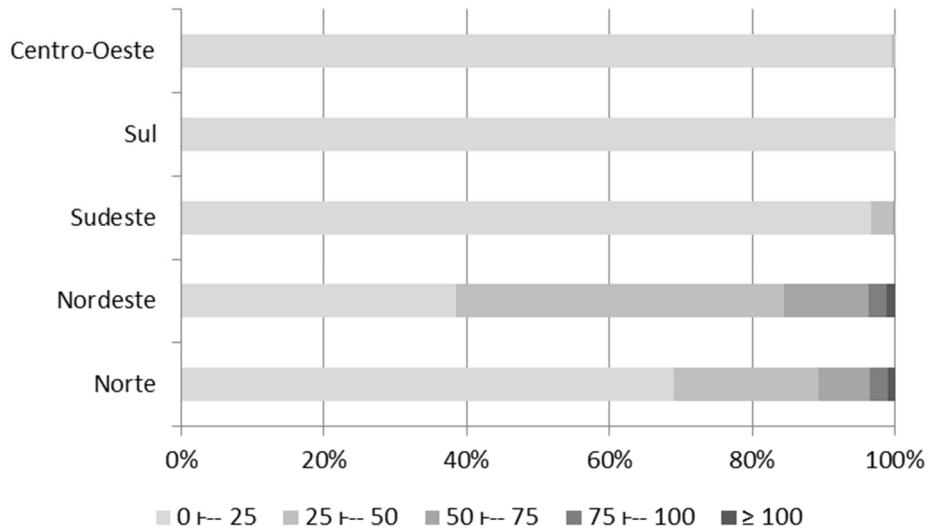
**Figura 2 – Pesos de bem-estar social municipais: Método 1 ( $RWW_1$ ), Brasil – 2010**

Fonte: Elaboração própria, a partir de dados do IBGE (2010).

Os resultados dos pesos calculados somente pelo critério da renda per capita atribuíram pesos maiores aos municípios do norte e nordeste do país, com destaque para os municípios do Maranhão: Marajá do Sena e Belágua. Ambos obtiveram peso acima de 200, os maiores de todo o país. Enquanto isso, o município de Balneário Camboriú – SC, que ficou em quarto lugar no *ranking* dos maiores índices de desenvolvimento humano municipal (IDHM) em 2010, apresentou peso de 0,137.

O Gráfico 2 evidencia que os municípios das regiões sul e centro-oeste apresentaram os menores pesos. Já na região sudeste, apenas quatro municípios de Minas Gerais obtiveram peso acima de 50: Pai Pedro, Frei Lagonegro, Santo Antônio do Retiro e São João das Missões.

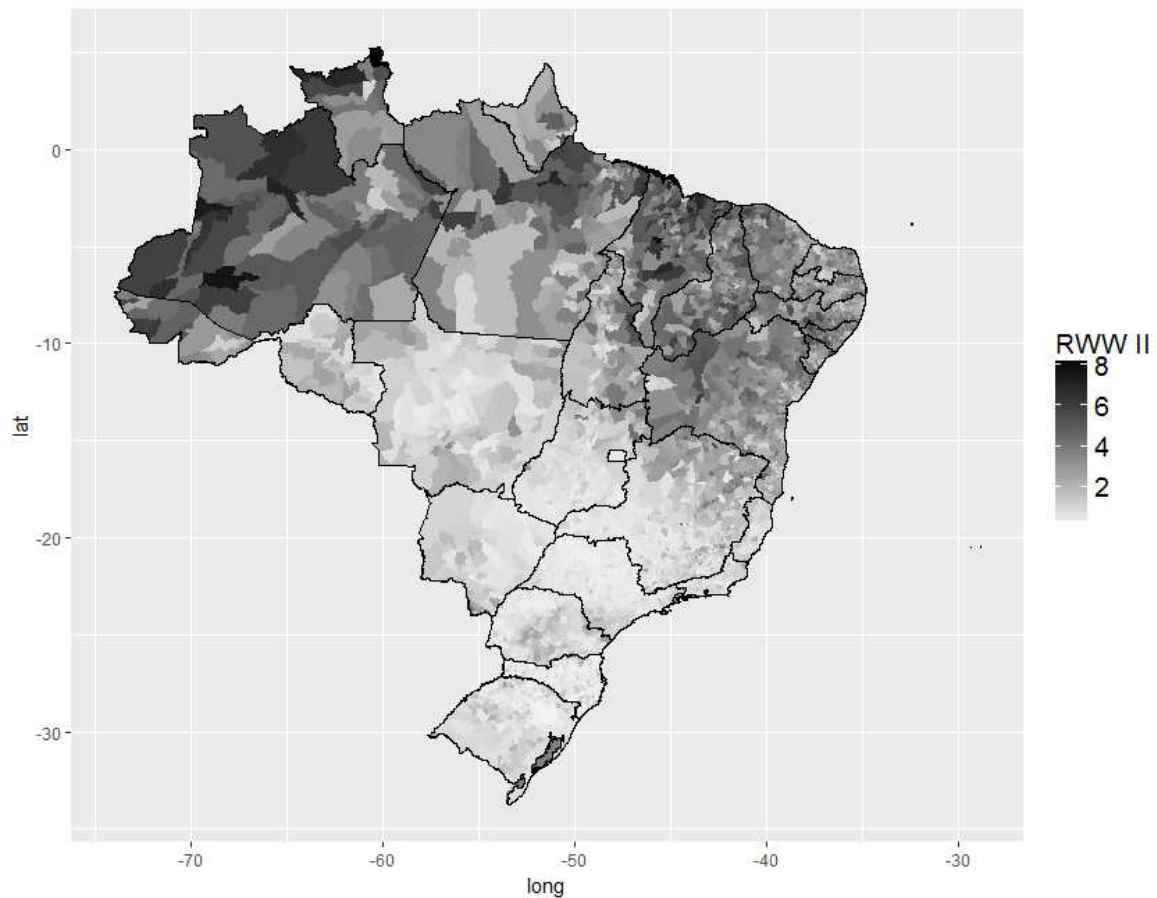
**Gráfico 2 – Pesos de bem-estar  $RWW_1$  por regiões, Brasil – 2010**



Fonte: Elaboração própria, a partir de dados do IBGE (2010).

Considerando nos cálculos a desigualdade intrarregional capturada pelo EDEI, o segundo método ( $RWW_2$ ) resulta nos pesos apresentados na Figura 3 a seguir.

**Figura 3 – Pesos de bem-estar social municipais: Método 2 ( $RWW_2$ ), Brasil – 2010**

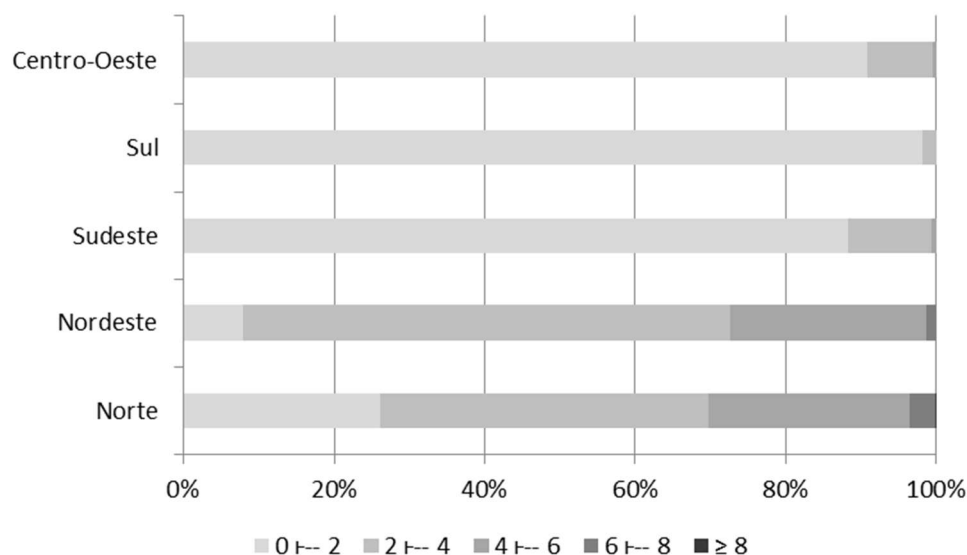


Fonte: Elaboração própria, a partir de dados do IBGE (2010).

Como se pode observar, em comparação ao primeiro, nesse último método, pesos maiores foram atribuídos a municípios do Norte; em especial ao município de Uiramutã-RR que obteve o maior peso do país (8,29).

Com o auxílio do Gráfico 3, também é possível notar, comparando-se ao método anterior, a atribuição de pesos pouco maiores a alguns municípios das regiões sul e sudeste.

**Gráfico 3 – Pesos de bem-estar  $RWW_2$  por regiões, Brasil – 2010**



Fonte: Elaboração própria, a partir de dados do IBGE (2010).

Tais resultados confirmam que as desigualdades no país ainda são evidentes e que, se o repasse de recursos federais para os municípios fosse feito de acordo com a metodologia dos pesos de bem-estar, os municípios considerados prioritários, ou seja, aqueles que obtiveram os maiores pesos, seriam majoritariamente os das regiões norte e nordeste.

## 4. Aplicação para o FPM

### 4.1. O FPM

Criado pela Constituição de 1967 a partir de recursos oriundos do Imposto sobre Produtos Industrializados (IPI) e do Imposto de Renda (IR), o FPM possui caráter distributivo, é de uso incondicional, obrigatório e sem contrapartida (MENDES; MIRANDA; COSIO, 2008). Mais tarde, a Constituição Federal de 1988 ampliou a base arrecadatória nos níveis inferiores de Governo e proporcionou maior participação desses nos tributos federais<sup>4</sup>. Financeiramente, o FPM é constituído atualmente por 22,5% do IR e do IPI, sendo 10% destinado às capitais e 90% aos demais municípios (GASPARINI; MIRANDA, 2006).

Todavia, a atual forma como essa transferência é distribuída entre os municípios brasileiros é alvo de intenso debate uma vez que, em termos gerais, essa se baseia no número da população de cada município. Para Mendes, Miranda e Cosio (2008), um problema que ocorre com as estimativas populacionais são as possíveis superestimações dos censos decenais que, durante os seus intervalos, podem levar a grandes reduções nos coeficientes municipais. Esse problema também é apontado por Monasterio (2014), que chama a atenção para o fato de que as dezessete classes populacionais do

<sup>4</sup> Para histórico completo e detalhes do cálculo do FPM, ver Gasparini e Melo (2003).

FPM – interior são discretas e que isso incentiva a superestimação de população, principalmente nas cidades pequenas e mais dependentes dessa transferência.

Outra análise relevante é que o repasse desse recurso deixa muito a desejar no que diz respeito aos critérios de redistribuição regional, uma vez que o predomínio do critério populacional como fator de repartição “*está mal equacionado, havendo um forte viés em favor dos municípios menos populosos*” (MENDES; MIRANDA; COSIO, 2008, p. 35).

Gomes e MacDowel (2000) atentam para a intensa criação de municípios no país juntamente com o aumento de receitas destinadas a eles. Isso teria trazido consequências negativas tanto do ponto de vista econômico como do social. Os autores também afirmam que “*embora não haja, no Brasil, um Senado só para os municípios, as evidências se acumulam de que o princípio federativo – inclusive em sua oposição ao princípio democrático – tem operado em benefício daqueles novos membros da Federação*” (GOMES; MACDOWEL, 2000, p. 8) e que isso é comprovado primeiramente pelo aumento de recursos destinados aos municípios em termos absolutos e em relação ao PIB e, em segundo lugar, pela forma como a União rateia o FPM em favor dos municípios menos populosos.

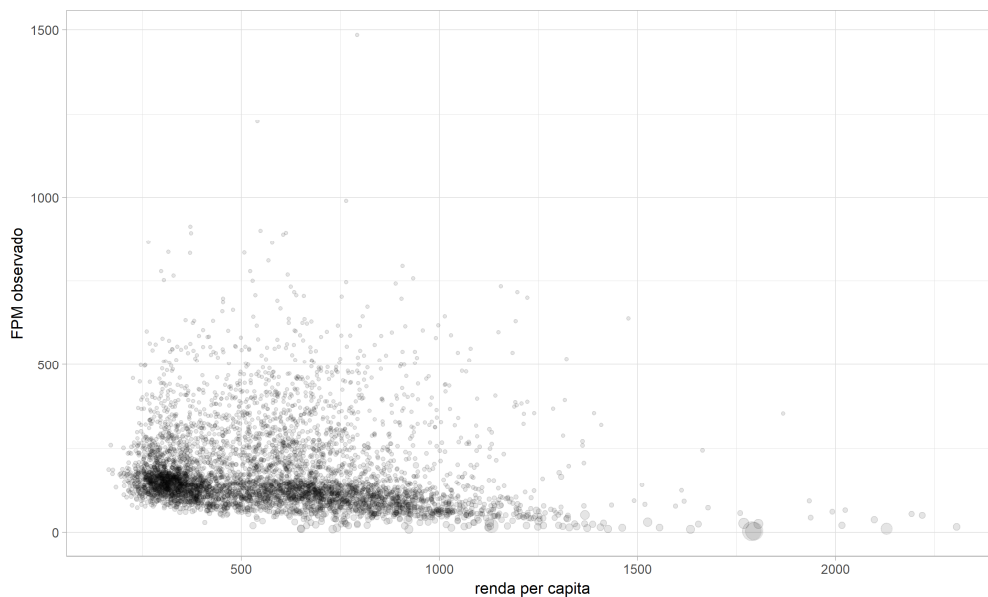
Por sua vez, Gasparini e Melo (2003) levantam a questão acerca dos dilemas enfrentados pelo FPM enquanto transferência fiscal, pois, por se tratar de uma transferência livre, concede mais autonomia aos governos locais que podem optar por alternativas mais adequadas aos contextos locais. Entretanto, “*o sucesso do sistema passa a ter forte dependência da eficiência do sistema político e decisório local. Além disso, esse modelo dificulta a implementação de políticas de escopo nacional.*” (GASPARINI; MELO, 2003, p. 11). Com o objetivo de abordar as diferentes realidades do país sem ter que recorrer à totalidade dos municípios brasileiros, os autores selecionam os municípios dos estados de Pernambuco e do Rio Grande do Sul e analisaram variáveis referentes a três dimensões de atividade municipal: eficiência em custo, eficiência arrecadatória e serviços equitativos ótimos. Os principais resultados foram de que os municípios de ambos os estados apresentaram ineficiências nos seus gastos; ambos deveriam melhorar suas *performances* e ambos demonstraram precisar de transferências compensatórias. Já com relação à análise relativa das transferências redistributivas, o achado surpreendente foi de que alguns municípios do Rio Grande do Sul estariam recebendo parcelas do FPM além do necessário. Tais resultados, de acordo com os autores, sugerem a necessidade de repensar os critérios de rateio das verbas oriundas do FPM.

Em síntese, observa-se o quanto as regras aplicadas na distribuição desse fundo são controversas e podem até causar efeitos perversos na sociedade por desconsiderarem critérios de equidade e eficiência. Isso abre espaço para a discussão de novas propostas sobre a melhor forma de alocar recursos de maneira a atenuar as grandes disparidades regionais.

#### 4.2. Comparação da distribuição do FPM per capita e distribuição por pesos regionais

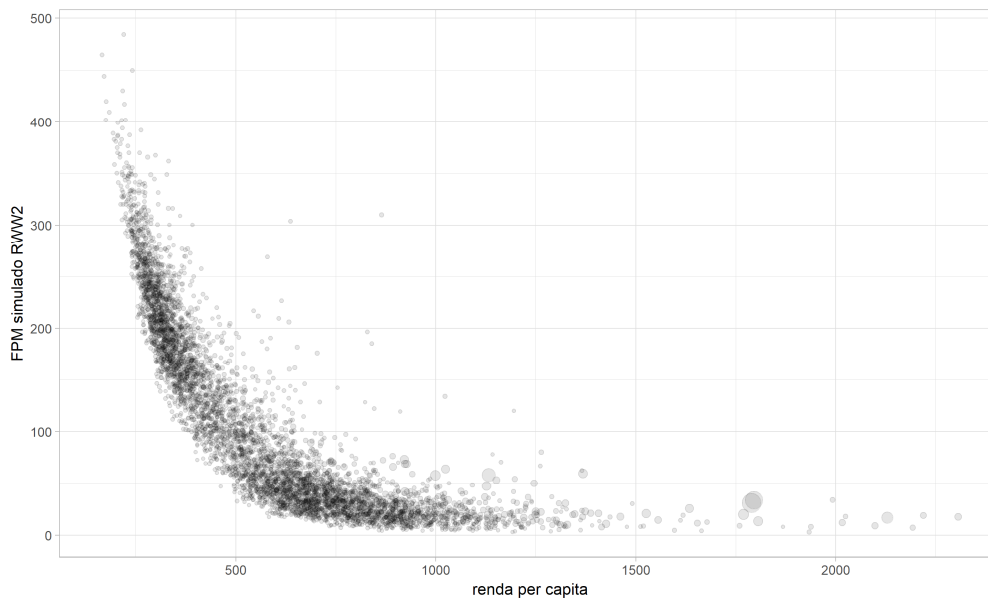
O Gráfico 4 a seguir apresenta a relação entre a renda *per capita* municipal e o FPM *per capita* efetivamente distribuído em 2010. Como se vê, há uma fraca progressividade espacial, mas a dispersão é notável. Já o Gráfico 5 representa a correlação entre a renda *per capita* versus o FPM simulado, utilizando os pesos de bem-estar regionais calculados de acordo com o critério de  $RWW_2$ . Fica evidente o caráter claramente progressivo do uso de tal critério. Os municípios mais pobres auferem transferências *per capita* bem mais elevadas do que os mais ricos e vice-versa.

Obviamente, a aplicação do  $RWW_2$  para a distribuição do FPM cumpre bem o critério distributivo das transferências, mas não leva em conta questões de incentivos para as prefeituras ou mesmo outros elementos que justificariam maiores ou menores transferências.

**Gráfico 4 – Relação entre renda *per capita* municipal e FPM *per capita* observado, Brasil – 2010**

Nota: O tamanho dos pontos é proporcional à população municipal.

Fonte: Elaboração própria, a partir de dados do IBGE (2010) e BRASIL (2011).

**Gráfico 5 – Relação entre renda *per capita* municipal e FPM simulado – critério RWW2, Brasil – 2010**

Nota: O tamanho dos pontos é proporcional à população municipal.

Fonte: Elaboração própria, a partir de dados do IBGE (2010) e BRASIL (2011).

## 5. Considerações finais

Este artigo apresentou uma aplicação da teoria do bem-estar para a distribuição de recursos públicos. Pesos regionais para os municípios brasileiros foram calculados utilizando apenas os microdados do Censo de 2010. Mostrou-se também que a aplicação desses pesos para a repartição do Fundo de Participação dos Municípios resultou em uma distribuição bem mais progressiva do que a efetivamente observada.

Obviamente, o critério proposto deve ser entendido mais como um exercício do que como uma proposta pronta para ser implementada. Seria necessário considerar não só a transição entre os sistemas, mas também outros critérios de capacidade fiscal, que alinhassem os incentivos das prefeituras com os da população. Afinal, há que se reconhecer que o critério dos pesos regionais acabaria premiando aquelas prefeituras mais pobres e mais desiguais. Mesmo assim, quando a desigualdade for um critério relevante, os pesos de bem-estar podem ser aplicados facilmente.

Outra vantagem da utilização de pesos de bem-estar é a transparência que trazem para os debates. Como o parâmetro  $\varepsilon$  resume o grau de aversão à desigualdade, todas as discordâncias ou não sobre a sua relevância podem ser resumidas à escolha do seu valor. Isso tem o potencial de deixar mais claras as escolhas dos agentes públicos. Sem dúvida, uma área de pesquisa promissora seria a estimação direta ou indireta do grau de aversão à desigualdade médio observado na sociedade brasileira atual, bem como suas variações sociais e regionais.

Pesos regionais de bem-estar não precisam ser aplicados apenas a repartições de recursos. A escolha do local de um investimento público, por exemplo, pode levar em conta os pesos na função de bem-estar da população beneficiada. Enfim, apesar de não fornecer todas as respostas, a aplicação de pesos de bem-estar fornece um arcabouço útil e de fácil aplicação para a questão da alocação de recursos públicos.

## Referências

- BOARINI, R.; JOHANSSON, A.; D'ERCOLE, M. M. *Alternative Measures of Well-Being*. OECD Social, Employment and Migration, 2006. (Working papers, n. 33)
- BRASIL. Sistema de Informações Contábeis e Fiscais do Setor Público Brasileiro. Disponível em: <[https://siconfi.tesouro.gov.br/siconfi/pages/public/consulta\\_finbra/finbra\\_list.jsf](https://siconfi.tesouro.gov.br/siconfi/pages/public/consulta_finbra/finbra_list.jsf)>. Acesso em: 31 mai. 2011.
- COWELL, F. A.; GARDINER, K. *Welfare Weights*. Office of Fair Trading, London, 1999. (OFT Economic research paper, n. 282)
- EVANS, D. The elasticity of marginal utility of consumption: estimates for 20 OECD countries. *Fiscal Studies*, v. 26, n. 2 p. 197-224, 2005.
- EVANS, D.; KULA, E. Social discount rates and welfare weights for public investment decisions under budgetary restrictions: the case of Cyprus. *Fiscal Studies*, v. 32, n. 1, p. 73-107, 2011.
- EVANS, D.; KULA, E.; e SEZER, H. Regional welfare weights for the UK: England, Scotland, Wales and Northern Ireland. *Regional Studies*, v. 39, n. 7, p. 923-937, 2005.
- FLORISSI, S.; RIBEIRO, E. P. Tributação com sacrifício equitativo: o caso do Imposto de Renda Pessoa Física. *Análise Econômica*, v. 20, n. 37, p. 175-183, 2002.
- GASPARINI, C. E.; MELO, C. S. L. *Equidade e eficiência municipal: uma avaliação do Fundo de Participação dos Municípios – FPM*. Brasília: ESAF, 2003. 72 p. Monografia premiada em 1º lugar no VIII Prêmio Tesouro Nacional – 2003, Tópicos Especiais de Finanças Públicas, Brasília (DF).
- GASPARINI, C. E.; MIRANDA, R. B. *Evolução dos aspectos legais e dos montantes de transferências realizadas pelo Fundo de Participação dos Municípios*. Brasília: Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada, 2006. (Texto para discussão, n. 1243)
- GOMES, G. M.; MAC DOWELL, M. C. *Descentralização política, federalismo fiscal e criação de municípios: o que é mau para o econômico nem sempre é bom para o social*. Brasília: Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada, 2000. (Texto para discussão, n. 706.)

- HOFFMANN, R.; SILVEIRA, F. G.; PAYERAS, J. A. *Progressividade e sacrifício equitativo na tributação: o caso do Brasil*. Rio de Janeiro: Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada, 2006 (Texto para discussão, n. 1188)
- IBGE – Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. *Censo Demográfico de 2010*. Rio de Janeiro: IBGE, 2010.
- JUST, R. E.; HUETH, D. L.; SCHIMITZ, A. *The welfare economics of public policy: a practical approach to Project and policy evaluation*. Northampton: Edward Elgar Publishing, 2004.
- KULA, E. Regional welfare weights in investment appraisal: the case of India. *Journal of Analysis and Policy*, v. 32, n. 1, p. 99-114, 2002.
- KULA, E. *Regional Welfare Weights*. In: Anais do European Economy Workshops, Milan, 2006.
- MENDES, M.; MIRANDA, R. B.; COSIO, F. B. *Transferências Intergovernamentais no Brasil: diagnóstico e proposta de reforma*. Brasília: Consultoria Legislativa do Senado Federal, Coordenação de Estudos, 2008. (Texto para discussão, n. 40)
- MONASTERIO, L. M. A estranha distribuição da população dos pequenos municípios brasileiros. *Revista Econômica do Nordeste*, v. 45, n. 4, p. 111-119, 2014.
- NG, Y. K. *Welfare Economics: towards a more complete analysis*. New York: Palgrave MacMillan, 2004.
- NOZICK, R. *Anarchy, State and Utopia*. New York: Basic Books, 1974.
- PAYERAS, J. A.; CUNHA, M. S. O princípio do sacrifício equitativo no sistema tributário brasileiro. *Revista Economia*, v. 5, n. 2, p. 297-339, 2004.
- PAYERAS, J. A.; HOFFMANN, R. O sacrifício equitativo na tributação brasileira. *Revista Economia*, v. 10, n. 4, p.766- 788, 2009.
- SEZER, H. *A discussion of different methods of constructing regional welfare weights*. In: Anais do European Economy Workshop, Milan, 2006b.
- SEZER, H. Regional welfare weights for Turkey. *Journal of Economic Studies*, v. 33, n. 5, p. 357-368, 2006a.
- VEENHOVEN, R. Happiness as an aim in public policy: the greatest happiness principle. In: LINLEY, A.; JOSEPH, S. (Eds.). *Positive Psychology in Practice*. Hoboken: John Wiley and Sons, Inc., 2004.
- VIEIRA, R. S.; MONASTERIO, L. M. Pesos Regionais na Função de Bem-estar Social: Uma aplicação para o Fundo de Participação dos Estados. In: LINHARES, P. T. F.; MENDES, C. C.; LASSANCE, A. (Orgs.). *Federalismo à Brasileira: questões para discussão*. Brasília: IPEA, 2012. p. 205-231.
- ZAJAC, E. E. *Political Economy of Fairness*. Cambridge, Massachusetts: MIT Press, 1996.

**CRIMINALIDADE EM ÁREAS DE FRONTEIRAS: O CASO DE MINAS GERAIS\***

**Lucas Siqueira de Castro<sup>1</sup>**

Professor do Departamento de Economia da Universidade Federal de Rural do Rio de Janeiro

E-mail: lucanastro@hotmail.com

**Eduardo Almeida<sup>2</sup>**

Professor Associado da Faculdade de Economia da Universidade Federal de Juiz de Fora

E-mail: edualmei@gmail.com

**RESUMO:** Nos últimos anos, a criminalidade tem se alastrado em todo o Brasil, sugerindo a hipótese de ter ocorrido uma convergência das taxas de crime. Minas Gerais, por sua vez, sofre influências dos estados vizinhos por meio de suas extensas fronteiras. O presente trabalho propõe analisar se o efeito de borda/beirada (*edge effect*) afeta a convergência nas taxas de crime entre Minas Gerais e os estados contíguos em nível microrregional para os anos de 1991 e 2010. Os resultados indicam que há convergência condicional das taxas de crime.

**Palavras-Chave:** Crime; Convergência; Econometria espacial; Minas Gerais.

**Classificação JEL:** C21; K42; R12.

**CRIME IN BORDER AREAS: THE CASE OF MINAS GERAIS**

**ABSTRACT:** In recent years, crime has spread throughout Brazil, suggesting the hypothesis of a convergence of crime rates. In turn, Minas Gerais is influenced by neighboring states through its vast borders. The present work aims to analyze if the edge effect affects the convergence of crime rates between Minas Gerais and its contiguous states at the microregional level for the years 1991 and 2010. The results indicate that there is a conditional convergence of crime rates for the state of Minas Gerais.

**Keywords:** Crime; Convergence; Spatial econometrics; Minas Gerais.

**JEL Codes:** C21; K42; R12.

---

<sup>1</sup> O autor agradece à Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior (CAPES), à Universidade Federal de Juiz de Fora (UFJF) e à Universidade Federal Rural do Rio de Janeiro (UFRRJ) pelo apoio financeiro para a realização desta pesquisa.

<sup>2</sup> O autor agradece à Fundação de Amparo à Pesquisa do Estado de Minas Gerais (Fapemig), ao Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq) e à Universidade Federal de Juiz de Fora (UFJF) pelo apoio financeiro para a realização desta pesquisa.



## 1. Introdução

Aspectos relacionados à criminalidade são tidos como um dos principais problemas contemporâneos, superando muitas vezes preocupações recorrentes como o desemprego, a inflação, a taxa de juros ou mesmo o montante pago de impostos (FAJNZYLBBER; LEDERMAN; LOAYZA, 1998).

Tais aspectos afetam perspectivas econômicas, limitando o crescimento e o desenvolvimento de nações, por meio da perda de capital humano (CARVALHO et al., 2007), entre outros fatores; políticas, no que concerne à ação governamental da alocação recursos entre setores; e sociais, no que diz respeito a alterações nas relações interpessoais, nos hábitos, na expectativa e na qualidade de vida dos indivíduos.

Dados mostraram que, a partir dos anos setenta, em países considerados industrializados, houve um aumento entre 300% e 400% nas taxas de criminalidade. Já na década de 1980, as taxas de homicídio registraram variações entre 50% e 100% em países pertencentes à América Latina, à Europa Oriental e à Ásia Central (FAJNZYLBBER; ARAÚJO JUNIOR, 2001).

Similar à tendência mundial, no Brasil, pode ser visto o aumento das taxas de criminalidade, envolvendo diferentes tipos de delitos (ADORNO, 2002). A taxa de homicídios por cem mil habitantes, por exemplo, registrou o valor médio de 20,78 em 1991, enquanto em 2010 o mesmo valor correspondeu a 26,28. Em duas décadas, houve um aumento de 26,48% dessa taxa (IPEA, 2017).

Justus e Santos Filho (2011) reforçam que, além do aumento das taxas de criminalidade em nível nacional, também é possível observar diferenças dessas taxas inter-regionalmente, o que sugere o “espalhamento” da atividade criminosa por todo o território brasileiro<sup>3</sup>.

A “interiorização” da criminalidade no Brasil também levanta hipóteses sobre a existência de convergência nas taxas de crimes<sup>4</sup>. Trabalhos como o de Scalco (2007), para Minas Gerais, Justus e Santos Filho (2011), para o Brasil, encontraram resultados que confirmam a existência desse fenômeno. Mesmo sendo um tema estudado, ainda existem respostas a serem dadas sobre os arranjos e comportamentos dos aspectos da convergência das taxas de crimes no Brasil, no tocante às áreas de divisa das unidades de agregação geográficas.

Entre os Estados brasileiros, Minas Gerais reúne algumas características que merecem atenção. Está localizado no Sudeste, região de maior dinamismo econômico do país, e por isso sofre com grandes índices de criminalidade; é o quarto maior estado em extensão territorial, contando com 586.521,24 km<sup>2</sup>; é o segundo estado mais populoso, possuindo 19.597.330 habitantes; é o estado que apresenta o maior número de municípios no país (853); e, ao longo de 4.727 km de perímetro, faz fronteira com outros seis estados, pertencentes a três regiões diferentes, a saber, Bahia, Espírito Santo, Rio de Janeiro, São Paulo, Mato Grosso do Sul e Goiás (IBGE, 2017).

Por estar totalmente “cercado” e possuir suas capitais historicamente centralizadas (Mariana, Ouro Preto e Belo Horizonte), Minas Gerais vem sofrendo diferentes tipos de influências de outros estados, ao longo dos anos, em regiões de fronteira. O Rio de Janeiro, por exemplo, projeta-se na zona da mata mineira, da mesma forma que a Bahia projeta-se sobre o norte e o nordeste mineiros. São Paulo, por sua vez, influencia parte do triângulo mineiro e do sul de Minas Gerais. Já o Distrito Federal e Goiás influenciam a região noroeste mineira (IBGE, 2008).

Dado esse panorama, surge o problema de pesquisa: o efeito de borda/beirada (*edge effect*) também afeta a convergência nas taxas de crime? O objetivo geral deste trabalho é analisar a presença da convergência condicional nas taxas de crime em áreas de divisa territorial entre Minas Gerais e estados contíguos. Como hipótese, acredita-se que haja convergência espacial das taxas de crime, independentemente do custo de deslocamento da atividade criminosa.

Somada a esta introdução, o trabalho apresenta mais quatro seções. A segunda seção compõe uma discussão sobre aspectos da criminalidade e de convergência. Seguindo, tem-se a terceira seção

<sup>3</sup> Deve-se ter em mente que o aumento nas taxas de criminalidades é considerado em termos de média e não de maneira geral.

<sup>4</sup> Existindo convergência, não haveria estados ou municípios que apresentassem melhores ou piores condições para se viver, uma vez que os criminosos atuariam com o mesmo padrão por todo o país.

sobre a estratégia empírica e a fonte dos dados; a quarta seção apresenta a discussão dos resultados e, finalmente, a quinta seção aborda as considerações acerca do problema.

## 2. Criminalidade e convergência

A investigação sobre aspectos da criminalidade ligados à economia não é recente. Registros mostram que, no século XVIII, essa perspectiva foi trabalhada por Beccaria (1764) e Bentham (1789). Posteriormente, a mesma perspectiva foi identificada nos trabalhos de Fleisher (1963; 1966), Ehrlich (1967; 1973) e Becker (1968). A este último autor, principalmente, é atribuída a estruturação e o desenvolvimento do arcabouço teórico que impulsiona, até hoje, os estudos nesse campo da economia.

Em seu modelo, Becker (1968) estabelece a noção de crime como uma atividade racional de maximização de lucros, mesmo essa prática sendo ilegal. O ato criminoso decorreria de uma espécie de avaliação racional feita pelo indivíduo, comparando a sua utilidade, ou seja, os benefícios (retorno líquido monetário) e os custos esperados (valor da punição e possibilidade de detenção) pela prática do ato, com a mesma utilidade obtida pela alocação de tempo e esforço no mercado formal de trabalho.

Somada à teoria econômica do crime de Becker (1968), as teorias ecológicas do crime, de acordo com Kelly (2000), podem ser divididas em mais duas categorias, de acordo com o grau de influência: a teoria da anomia de Merton (1938) e a teoria da desorganização social de Shaw e McKay (1942). Resumidamente, a teoria da anomia centraliza a análise de pressões sociais na busca do sucesso econômico para o cometimento de crimes violentos. A teoria da desorganização social, por sua vez, considera as dissuasões sociais informais como indutoras à prática criminosa.

Mesmo apresentando o comportamento criminoso sobre diferentes perspectivas, essas teorias ecológicas devem ser consideradas complementares, pois tentam explicar a variabilidade dos índices de criminalidade com base em diferentes incentivos (positivos ou negativos), oferecidos pelos ambientes de vivência (KELLY, 2000).

Tendo como base a escolha racional inserida pela teoria de Becker (1968), Justus e Santos Filho (2011) formularam três propostas que associam a convergência de práticas criminosas a dois locais quaisquer no espaço geográfico, e que também podem ser aplicadas a regiões fronteiriças. Para tanto, os autores combinaram diferentes situações que avaliaram a probabilidade de condenação e o retorno monetário líquido das ações dos indivíduos, sendo este último fator determinado pelo ganho financeiro, pelo custo de planejamento e execução e pelo custo de oportunidade em detrimento do trabalho formal.

Como pressupostos, estabelece-se que, além da racionalidade dos indivíduos na escolha de seus atos, há também a perfeita mobilidade de fatores que influenciam a atividade criminosa entre regiões. A primeira proposta considera a mesma probabilidade de condenação, associada a diferentes retornos monetários líquidos entre as áreas contíguas. Tendo iguais chances de ser condenado, independentemente do local em que atue, será a diferença entre os retornos obtidos o elemento responsável por determinar o local de atuação do indivíduo. Nesse caso, quanto maiores a renda disponível e o grau de urbanização da localidade (facilidade para a interação entre criminosos), maiores serão as chances de escolha para a prática criminosa.

Já a segunda proposta relaciona retornos monetários líquidos iguais e probabilidade de condenações diferentes. Nessa situação, Justus e Santos Filho (2011) assumem que quanto mais urbanizada for a área menor será a chance de condenação, seja em virtude da maior facilidade de permanecer anônimo ou pela maior sobrecarga por que passam os agentes de segurança pública (polícias e judiciário), implicando na existência de taxas de sub-registros elevadas. Caso sejam feitos investimentos na segurança pública que resultem em menores taxas de sub-registros, a probabilidade de fracasso do indivíduo será maior, o que alterará a percepção sobre a atuação local. Por fim, a terceira proposta associa probabilidade de condenações e retornos líquidos diferentes. Nesse cenário, caberá ao criminoso ponderar a relação entre condenação e retorno em cada região para praticar crimes.

Extrapolando a análise dessas propostas para o Brasil, tem-se conhecimento de variações entre o crescimento da renda, o grau de urbanização e a efetividade da segurança pública, independentemente do nível de desagregação geográfica. Informações essas que poderiam explicar, em parte, as diferenças entre taxas de crescimento dos crimes em diversas localidades e possíveis processos de convergência existentes nessas taxas.

Na tentativa de mensurar a forma como se dão as avaliações racionais feitas pelos indivíduos (custos de oportunidade) para a prática criminosa, a literatura registrou variados estudos que testaram diferentes combinações entre métodos e variáveis do tipo socioeconômicas, demográficas, políticas e de segurança pública. Em sua grande maioria, esses estudos exploraram os condicionantes da criminalidade em seus países. Além dos trabalhos internacionais clássicos já supracitados, também existem estudos para o Brasil, a partir da década de 2000 (ANDRADE; LISBOA, 2000; FAJNZYLBER; ARAÚJO JUNIOR, 2001; SACHSIDA et al., 2010, entre outros).

No âmbito do enfoque deste trabalho, puderam ser encontrados estudos que diagnosticaram padrões espaciais nas taxas de crime em diferentes países (NELSON et al., 2001; POTCHAK et al., 2002; PEIXOTO, 2003; ALMEIDA et al., 2005; OLIVEIRA, 2008; ZAKARIA; RAHMAN, 2014; SASS et al., 2016), e outros que verificaram o transbordamento de crimes entre regiões de fronteiras, sejam essas bairros, municípios, estados ou países (MORENOFF; SAMPSON, 1997; MORENOFF et al., 2001; GUERETTE; CLARKE, 2005; CECCATO, 2007).

Tratando-se especificamente da questão da convergência<sup>5</sup> espacial da criminalidade, apenas dois trabalhos foram encontrados, até o momento, sendo que nenhum deles investigou a atuação criminosa entre divisas geográficas. Scalco (2007) averiguou se, nos municípios de Minas Gerais, entre os anos de 1986 e 2005, houve tendência de homogeneização (associada à convergência) das taxas de crimes. Justus e Santos Filho (2011) testaram a hipótese de convergência absoluta nas taxas de crimes entre as microrregiões brasileiras, no período de 1991 a 2005. Como resposta, os autores não rejeitaram a hipótese de convergência, resultado esse que se assemelha ao estabelecido por Scalco (2007).

Diferentemente dos demais estudos feitos, este trabalho analisará a hipótese de convergência condicional nas áreas de fronteira entre Minas Gerais e os estados contíguos. Entende-se que o rompimento das fronteiras estaduais atuaria com o primeiro passo para a homogeneização nacional do crime, percebida por Justus e Santos Filho (2011). Outro fator importante de análise seria confirmar se o custo de deslocamento da atividade criminosa entre estados faz com que não haja convergência nessas áreas.

### 3. Estratégia empírica

A estratégia empírica a ser seguida para avaliar a criminalidade em zonas de fronteira combinará técnicas de econometria espacial e modelos de convergência de renda tradicionais, como o de Baumol (1986), para a elaboração de um modelo de convergência condicional do crime. Com essa extensão, criam-se meios para controlar possíveis vieses associados à  $\beta$  convergência absoluta, como a omissão de variáveis relevantes, presentes em Scalco (2007) e Justus e Santos Filho (2011).

Além de mensurarem informações sobre áreas contíguas, os modelos espaciais também geram coeficientes de correlações parciais entre variáveis (dependente e controles). LeSage e Pace (2009), por sua vez, mostram que há possibilidade de dividir esses coeficientes em efeitos direto, indireto e total, desde que a dependência espacial seja observável, como em modelos dos tipos SAR e SDM.

Desta maneira, a subseção 3.1 apresentará a aplicação espacial para a análise de convergência das taxas de crime. A subseção 3.2 reunirá informações sobre a base de dados, bem como exibirá testes de autocorrelação espacial globais e locais que fundamentam a análise pretendida.

---

<sup>5</sup> Os primeiros registros de padrões de convergência pela literatura foram observados em estudos de crescimento econômico, com o enfoque na renda. Devido à simplicidade e coesão em sua construção, o modelo de Baumol (1986) já foi adaptado para diferentes tipos de análises, sendo uma delas para aspectos da criminalidade.

### 3.1. Análise da convergência

Neste trabalho, assume-se que a equação utilizada para a estimação da convergência das taxas de criminalidade seja uma variação da equação para a convergência de renda construída por Baumol (1986), com a inclusão das *dummies* de fronteira e das variáveis de controle dos determinantes da criminalidade:

$$\ln\left(\frac{TXCRI_{2010}}{TXCRI_{1991}}\right) = \alpha + \rho W \ln\left(\frac{TXCRI_{2010}}{TXCRI_{1991}}\right) + \beta \ln(TXCRI_{1991}) + \theta DF_i + \gamma \ln(X_{2010}) + u_i \quad (1)$$

em que:  $\ln\left(\frac{TXCRI_{2010}}{TXCRI_{1991}}\right)$  é o logaritmo natural da razão entre as taxas de criminalidade no intervalo de análise;  $W \ln\left(\frac{TXCRI_{2010}}{TXCRI_{1991}}\right)$  é a defasagem espacial da variável dependente, ao passo que  $\rho$  é o parâmetro espacial;  $\ln(TXCRI_{1991})$  é o logaritmo natural da taxa de criminalidade no período inicial de análise e  $\beta$  é o seu parâmetro (correspondente à convergência geral);  $DF_i$  é um vetor composto pela interação entre a variável  $\ln(TXCRI_{1991})$  e variáveis *dummies* que determinarão as áreas de divisa territorial (correspondente à convergência nas fronteiras).  $\theta$  é o vetor de parâmetros responsável por mensurar os efeitos dessas variáveis;  $X$  é uma matriz formada por variáveis de controle associadas aos determinantes da criminalidade, sendo  $\gamma$  a matriz de parâmetros relacionado; e  $u_i$  é o termo de erro aleatório.

As hipóteses de  $\beta$  convergência absoluta e condicional podem ser testadas por meio da Equação (1). Segundo Johnson e Takeyama (2003), quando  $\alpha$  e  $\beta$  forem iguais para as microrregiões, ao mesmo tempo em que  $\theta$  e  $\gamma$  forem iguais a zero, um coeficiente negativo estimado para  $TXCRI_{1991}$  implicaria na convergência absoluta da taxa de crime entre todas as microrregiões. Em outras palavras, microrregiões possuidoras de taxas de crimes inicialmente maiores imprimiriam menores crescimentos dessas taxas, quando comparados às microrregiões com taxas de crimes menores, e, com o avançar dos anos, haveria uma tendência à equalização de ambas as taxas de crimes. Além disso, a defasagem espacial da variável dependente procura captar os transbordamentos das mudanças nas taxas de crime, tais como deslocamentos espaciais de crime ou efeitos de pares entre criminosos.<sup>6</sup>

Por outro lado, com  $\theta$  e  $\gamma$  diferentes de zero e  $\beta$  apresentando coeficiente negativo, a convergência da taxa de crime seria do tipo condicional. Nesse caso, as diferenças na criminalidade das microrregiões investigadas, no longo prazo, ocorrem em virtude das características estruturais.

### 3.2. Fonte e tratamento dos dados

Este trabalho utiliza como *proxy* para a taxa de crimes a taxa de homicídios por cem mil habitantes. Os dados foram obtidos por meio do Sistema DATASUS, responsável por compilar informações das atividades do Sistema Único de Saúde (SUS) brasileiro, órgão ligado ao Ministério da Saúde.

A taxa de homicídios é comumente utilizada com *proxy* para a taxa de crimes por apresentar uma menor taxa de sub-registro, minimizando, assim, possíveis vieses de erro de medida. Outro fator a favor de seu uso é a maior disponibilidade temporal da série (JUSTUS E KASSOUF, 2008; JUSTUS E SANTOS FILHO, 2011)<sup>7</sup>.

Para avaliar a possível convergência das taxas de crime nas áreas de divisa de Minas Gerais, a variável de  $TXCRI_{1991}$  foi interagida com *dummies* para cada um dos seis estados fronteiriços (mantendo Mato Grosso do Sul como base): DFBA – *Dummy* Fronteira Bahia, DFES – *Dummy*

<sup>6</sup> Maiores informações sobre modelos espaciais encontram-se em Anselin (1988) e Almeida (2012).

<sup>7</sup> Entende-se que as motivações de crimes contra pessoas e crimes contra propriedades são diferentes. Todavia, a taxa de sub-registro entre os estados brasileiros para crimes contra a propriedade é consideravelmente elevada, o que dificulta analisá-la.

Fronteira Espírito Santo, DFRJ – *Dummy* Fronteira Rio de Janeiro, DFSP – *Dummy* Fronteira São Paulo, DFMS – *Dummy* Fronteira Mato Grosso do Sul e DFGO – *Dummy* Fronteira Goiás.

A escolha das variáveis independentes foi feita com base nos determinantes teóricos da criminalidade, amplamente já discutidos em estudos empíricos e associados à disponibilidade de dados em função da desagregação geográfica e do tempo. Desse modo, os fatores considerados na análise são, a saber, densidade demográfica, taxa de urbanização, renda *per capita*, nível de escolaridade, desocupação, índice de Gini (desigualdade), pobreza e porcentagem de homens entre 15 e 24 anos na população. Mais informações como sinais esperados, unidades de medida, arcabouço teórico/empírico e fonte estão inseridas no Quadro 1.

**Quadro 1 – Descrição das variáveis utilizadas**

Variável	Tipo de Variável	Sinal Esperado	Unidades de Medida	Arcabouço Teórico/Empírico	Fonte
Taxa Crime	Dependente		Número de homicídios por cem mil habitantes de 2010/ Número de homicídios por cem mil habitantes de 1991	Becker (1968); Ehrlich (1973)	DataSUS
Crime 91	Controle	-	Número de homicídios por cem mil habitantes de 1991	Adaptado de Baumol (1986)	DataSUS
Densidade	Controle	+	População total/Área geográfica publicada nos Censos em km <sup>2</sup>	Glaeser e Sacerdote (1999); Kelly (2000)	Censo/IBGE
Urbanização	Controle	+	População urbana/População total	Glaeser e Sacerdote (1999); Kelly (2000)	Censo/IBGE
Renda <i>per capita</i>	Controle	+	Total da renda/População total	Becker (1968); Ehrlich (1973)	Censo/IBGE
Escolaridade	Controle	-	Porcentagem de indivíduos 18 anos ou mais com fundamental completo na população total	Becker (1968)	Censo/IBGE
Desocupação	Controle	+	Percentual da PEA com 18 anos ou mais desocupada	Becker (1968); Ehrlich (1973); Merton (1938)	Censo/IBGE
Gini	Controle	+	Índice de Gini	Ehrlich (1973); Kelly (2000)	Censo/IBGE
Pobreza	Controle	+	Percentual de pobres na população total	Ehrlich (1973); Kelly (2000)	Censo/IBGE
Jovens	Controle	+	Porcentagem de homens entre 15 e 24 anos na população	Graham e Bowling (1995); Thornberry (1996); Flood-Page et al. (2000)	Censo/IBGE
DF	Interesse	-	Interação entre o número de homicídios por cem mil habitantes de 1991 e <i>dummies</i> de Fronteira entre as microrregiões de MG e os demais Estados	-	Elaboração própria com base no IBGE

Fonte: Elaborado pelo autor.

Neste estudo, optou-se por trabalhar com os dados em nível microrregional. A razão para tal escolha está associada ao intervalo de tempo da série temporal. No período analítico proposto, de 20 anos (1991 a 2010), pode-se observar o desmembramento/emancipação de vários municípios nesses seis estados, o que dificultaria a obtenção de dados em nível municipal.

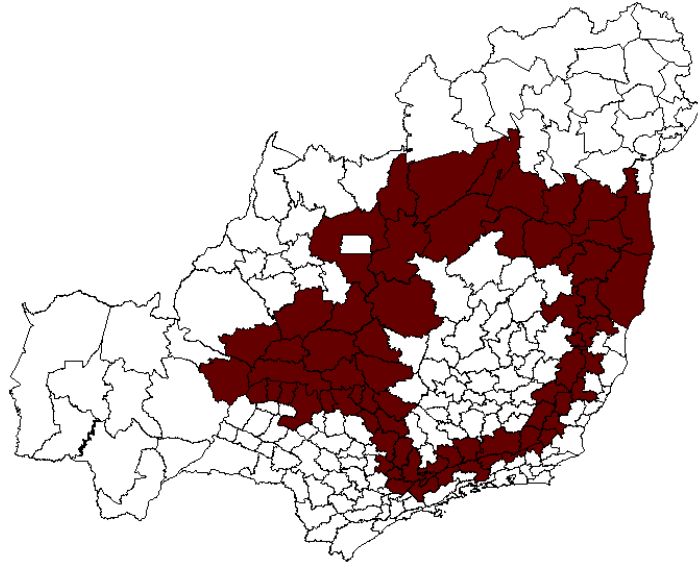
Uma das alternativas normalmente levantadas pela literatura em contraposição ao desmembramento/emancipação de municípios seria a utilização de Áreas Mínimas Comparáveis (AMC). Todavia, entende-se que, mesmo com a divisão territorial de alguns municípios, as novas formações acabariam por pertencer à mesma microrregião, daí a opção por esse tipo de agregação.

Outro motivo pela escolha de agregação geográfica microrregional está associada à própria minimização da taxa de sub-registro. Investigando a base de dados em nível municipal, pôde ser

observada a ausência de dados para alguns municípios, o que implicaria em perdas de observações com a utilização das AMC.

Ao todo, foram coletados dados de crime para 221 microrregiões, sendo 66 pertencentes a Minas Gerais, 32 ao Estado da Bahia, 13 ao Espírito Santo, 18 ao Rio de Janeiro, 63 a São Paulo, 11 a Mato Grosso do Sul e 18 a Goiás. A Figura 1 relaciona espacialmente essas 221 microrregiões, bem como destaca as áreas que fazem fronteira.

**Figura 1 – Representação espacial das microrregiões de Minas Gerais, Bahia, Espírito Santo, Rio de Janeiro, São Paulo, Mato Grosso do Sul e Goiás, destacando as que fazem fronteira entre Minas Gerais e os demais estados**



Fonte: Elaborado pelo autor.

Abordando o intervalo temporal investigado, foram coletados dados para os anos de 1991 e 2010<sup>8</sup>. Esse período registrou a mudança de regime político da ditadura militar para a democracia, com a criação da nova constituição em 1988; a “escalada” dos números sobre a violência letal no país; a intervenção de grupos armados no controle territorial de favelas e periferias; as crises na segurança pública; e as respostas dos governos (estaduais e nacional) como, por exemplo, a criação de projetos de prevenção social da criminalidade em Minas Gerais (Fica Vivo) e em São Paulo (InfoCrim), e das Unidades de Polícia Pacificadoras (UPPs), no Rio de Janeiro (RODRIGUES, 2014; WAISELFISZ, 2016).

Em função de se trabalhar na análise com período de tempo (1991 a 2010), foi calculado o *I* de Moran Diferencial Global. Esse novo teste investiga a existência de autocorrelação espacial em mudanças que ocorrem ao longo de períodos pré-determinados no tempo (ANSELIN, 2016)<sup>9</sup>, conforme expresse:

$$I = \frac{n}{S_0} \frac{z'Wz}{z'z} \quad (2)$$

em que *n* é o número de regiões; *z* representa os valores da variável de interesse, agora em primeiras diferenças ( $Y_{it} - Y_{i(t-1)}$ ), padronizada; e  $Wz$  são os valores médios da variável de interesse, em primeiras diferenças ( $Y_{jt} - Y_{j(t-1)}$ ), padronizada nos vizinhos (ponderada pela matriz espacial *W*).

<sup>8</sup> A opção por este período envolve também a disponibilidade de dados, em razão das variáveis de controle serem datadas apenas pelos Censos demográficos.

<sup>9</sup> Entende-se que o *I* de Moran diferencial seja mais adequado para investigar a presença da convergência nas taxas de criminalidade no período de tempo proposto.

A Tabela 1 mostra que os p-valores foram estatisticamente significativos a 1%, indicando a presença de padrões espaciais no período explorado para todas as variáveis nos estados selecionados.

**Tabela 1 – Estatística I de Moran Diferencial Global**

Matriz	Variável	Valor	Média	Desvio Padrão	Z	P-valor
k-3	Taxa Crime	0,5493	-0,0050	0,0484	11,4452	0,0010***
k-4	Densidade Demográfica	0,5934	-0,0063	0,0403	14,8979	0,0010***
k-2	Urbanização	0,5221	-0,0054	0,0595	8,8632	0,0010***
Torre	Renda <i>per capita</i>	0,6411	-0,0066	0,0409	15,8447	0,0010***
k-2	Escolaridade	0,6254	-0,0029	0,0577	10,8928	0,0010***
k-2	Desocupados	0,4948	-0,0027	0,0609	8,1700	0,0010***
k-2	Gini	0,5513	-0,0066	0,0620	9,0025	0,0010***
k-2	Pobreza	0,8572	-0,0048	0,0613	14,0658	0,0010***
k-2	Jovens	0,5858	-0,0068	0,0621	9,5365	0,0010***

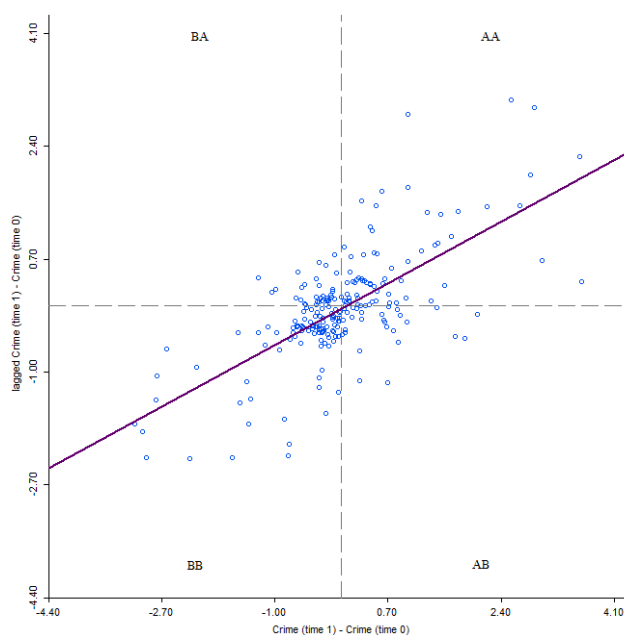
Nota: \* Significativo a 10%; \*\* Significativo a 5%; \*\*\* Significativo a 1%.

Fonte: Elaborado pelo autor.

A evidência de que os coeficientes apresentam sinais positivos indica autocorrelação espacial positiva, ou seja, representa um padrão de concentração espacial. Esse padrão de concentração espacial pode ser observado com a ajuda do diagrama de dispersão diferencial de Moran para a taxa de criminalidade.

Como pode ser visto pela Figura 2, o diagrama é dividido em quatro quadrantes (alto-alto, baixo-baixo, alto-baixo e baixo-alto). Pela disposição das observações, tem-se que a maioria das microrregiões localizou-se nos quadrantes AA (30%) e BB (42%). Nesse caso, microrregiões com altas taxas de homicídios fazem fronteira com outras que apresentam taxas semelhantes (quadrante AA), ao passo que microrregiões que apresentam baixas taxas de homicídios igualmente são vizinhas de agregações geográficas com o mesmo perfil (quadrante BB).

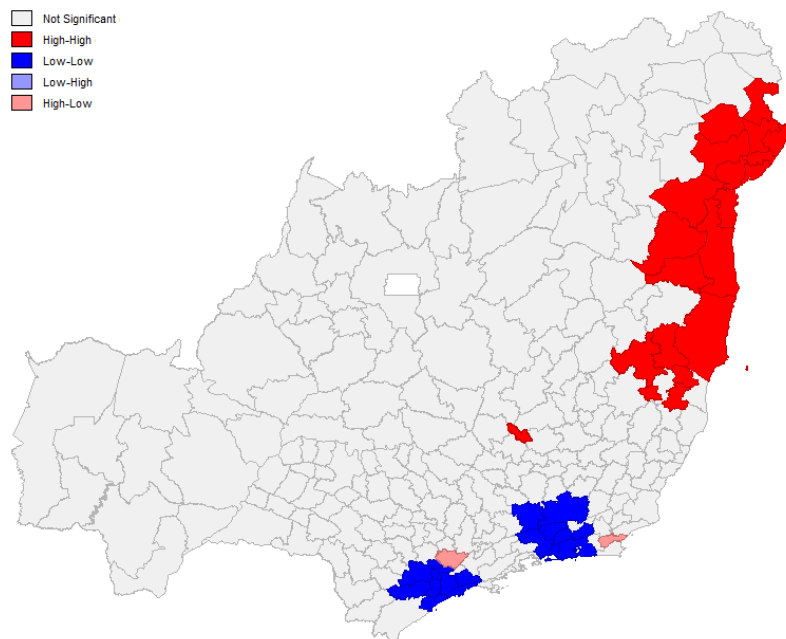
**Figura 2 – Diagrama de Dispersão Diferencial de Moran da taxa de homicídios por cem mil habitantes para as microrregiões de Minas Gerais e dos estados fronteiriços, entre os anos de 1991 e 2010**



Fonte: Elaborado pelo autor.

O *I* de Moran diferencial também pode ser aplicado localmente, por meio dos mapas Lisa. A Figura 3 indica que, para a taxa de homicídios entre 1991 e 2010, três foram os *clusters* formados ao longo desse período. Dois do tipo baixo-baixo: o primeiro com áreas do litoral, do interior e da região metropolitana de São Paulo (Itanhaém, Santos, Moji das Cruzes, São Paulo, Itapeverica da Serra, Piedade, Sorocaba, Jundiaí, Osasco e Franco da Rocha); e o segundo estruturado com base em microrregiões do Rio de Janeiro (Rio de Janeiro, Itaguaí, Vale do Paraíba Fluminense, Vassouras, Serrana, Barra do Piraí) e de Minas Gerais (Juiz de Fora e Andrelândia).

**Figura 3 – Mapa de *Cluster* Diferencial da taxa de homicídios por cem mil habitantes para as microrregiões de Minas Gerais e dos estados fronteiriços, entre os anos de 1991 e 2010**



Fonte: Elaborado pelo autor.

É um terceiro *cluster* do tipo alto-alto, envolvendo microrregiões dos estados de Minas Gerais (Mantena, Teófilo Otoni e Nanuque), Espírito Santo (Montanha e Nova Venécia) e Bahia (Porto Seguro, Ilhéus-Itabuna, Itapetinga, Vitória da Conquista, Jequié, Valença, Santo Antônio de Jesus, Salvador, Catu, Entre Rios, Feira de Santana, Serrinha, Alagoinhas e Ribeira de Pombal). Além de constatarem a existência da autocorrelação espacial em nível local, o *cluster* do tipo alto-alto e o segundo *cluster* do tipo baixo-baixo também fornecem indícios sobre convergência das taxas de crime em áreas de fronteiras estaduais.

Por fim, buscando verificar presença de autocorrelação espacial na interação criada com as variáveis qualitativas binárias, foi feito o teste de Moral global padrão<sup>10</sup>, Tabela 2. Os resultados exploratórios indicaram um comportamento semelhante para as *dummies* de fronteira, exceto para a do Mato Grosso do Sul, cujo coeficiente não foi estatisticamente significativo<sup>11</sup>.

<sup>10</sup> Neste caso, como a interação foi feita entre as *dummies* de fronteira e a taxa de criminalidade do ano de 1991, não foi possível aplicar o *I* de Moran diferencial.

<sup>11</sup> Considera-se esta ausência de significância ao fato do Mato Grosso do Sul possuir apenas uma microrregião que faz divisa com Minas Gerais.



**Tabela 2 – Estatística I de Moran Global para a interação das dummies de fronteira**

Matriz	Variável	Valor	Média	Desvio Padrão	Z	P-valor
k-3	DFBA	0,4595	-0,0050	0,0511	9,0733	0,0000***
k-8	DFES	0,4874	-0,0050	0,0315	15,5988	0,0000***
k-2	DFRJ	0,4103	-0,0050	0,0615	6,7446	0,0000***
k-2	DFSP	0,5362	-0,0050	0,0615	8,7914	0,0000***
k-6	DFMS	-0,0091	-0,0050	0,0365	-0,1242	0,9011
k-7	DFGO	0,3632	-0,0050	0,0338	10,8786	0,0000***

Nota: DFBA – *Dummy* Fronteira Bahia, DFES – *Dummy* Fronteira Espírito Santo, DFRJ – *Dummy* Fronteira Rio de Janeiro, DFSP – *Dummy* Fronteira São Paulo, DFMS – *Dummy* Fronteira Mato Grosso do Sul, e DFGO – *Dummy* Fronteira Goiás. \* Significativo a 10%; \*\* Significativo a 5%; \*\*\* Significativo a 1%.

Fonte: Elaborado pelo autor.

Pode-se concluir, com isso, que somadas as demais variáveis, as taxas de homicídios nas microrregiões fronteiriças de Minas Gerais com os demais estados, excluindo o Mato Grosso do Sul, apresentaram concentração espacial.

#### 4. Resultados e discussões

A etapa inicial de análise consiste em estimações por mínimos quadrados ordinários. Para comparação com resultados existentes na literatura, a Tabela 3 também apresenta outros dois modelos que serviram como base para a definição do modelo de interesse: o primeiro contando apenas com a  $\beta$  convergência absoluta; o segundo, com a  $\beta$  convergência condicionada pelos determinantes da criminalidade; e o terceiro, com as variáveis de interesse, ou seja, a interação feita com as *dummies* de fronteira na análise da  $\beta$  convergência condicional.

**Tabela 3 – Estimação dos modelos por MQO**

Variáveis	MQO		
Constante	+***	+	+
Crime 91	-0,5365*** (0,0490)	-0,5731*** (0,0622)	-0,6137*** (0,0646)
Controles	Não	Sim	Sim
DFBA	.	.	-0,0318 (0,1031)
DFES	.	.	0,2098*** (0,0801)
DFRJ	.	.	-0,1507* (0,0868)
DFSP	.	.	-0,0234 (0,0764)
DFGO	.	.	0,1374 (0,0905)
<b>Estatísticas de Testes dos Modelos</b>			
R <sup>2</sup>	0,3538	0,4728	0,5035
AIC	74,0600	80,3890	77,1170
Koenker-Bassett	29,9400	21,0440	22,8900
p-valor	0,0836*	0,0125**	0,0621*
ML <sub>p</sub>	51,8430	19,2090	17,3980
p-valor	0,0000***	0,0000***	0,0000***
ML $\lambda$	75,7090	34,7630	25,2970
p-valor	0,0000***	0,0000***	0,0000***
Matriz	Rainha	Rainha	Rainha

Nota: <sup>1</sup> DFBA – *Dummy* Fronteira Bahia, DFES – *Dummy* Fronteira Espírito Santo, DFRJ – *Dummy* Fronteira Rio de Janeiro, DFSP – *Dummy* Fronteira São Paulo, DFMS – *Dummy* Fronteira Mato Grosso do Sul, e DFGO – *Dummy* Fronteira Goiás. <sup>2</sup> Desvio Padrão entre parênteses. \* Significativo a 10%; \*\* Significativo a 5%; \*\*\* Significativo a 1%.  
Fonte: Elaborado pelo autor.

Pela segunda coluna da Tabela 3, percebe-se que o coeficiente da  $\beta$  convergência absoluta foi estatisticamente significativo, de maneira semelhante aos resultados de Justus e Santos Filho (2011) e Scalco (2007). A terceira coluna mostra que a inclusão de variáveis condicionantes do crime corrigiu o coeficiente  $\beta$ , agora de convergência condicional, indicando uma subestimação feita pelo primeiro modelo. Resultado esse corroborado pela inserção das *dummies* de fronteira, quarta coluna, dentre as quais apenas Rio de Janeiro e Espírito Santo mostram significância estatística.

Todavia, após a realização de testes de diagnóstico, pode ser visto que os resíduos dos modelos apresentaram, além da heterocedasticidade, evidências de autocorrelação espacial. O modelo espacial SAR foi escolhido por conseguir captar os transbordamentos do crime, como justificado na estratégia empírica.

A Tabela 4 mostra que a escolha repousou no modelo do tipo SAR, capaz de controlar a dependência espacial. Além do controle espacial, a estimação também contou com correções acerca da heterocedasticidade, por intermédio da matriz de variância e covariância robusta de White.

**Tabela 4 – Estimação do modelo com controles espaciais, heterocedásticos e seus efeitos**

Variáveis	SAR	Efeitos		
		Direto	Indireto	Total
Constante	-	-	-	-
Crime 91	-0,5181*** (0,0635)	-0,5181*** (-7,9664)	0,0006 (-0,0238)	-0,5174*** (-7,0798)
Controles	Sim	-	-	-
DFBA	-0,0296 (0,0875)	-0,0296 (-0,3950)	0,0000 (-0,0664)	-0,0296 (-0,3945)
DFES	0,1766** (0,0709)	0,1766** (2,5229)	-0,0002 (0,0667)	0,1764** (2,3957)
DFRJ	-0,1380* (0,0822)	-0,1380* (-1,7327)	0,0002 (-0,0892)	-0,1379* (-1,6746)
DFSP	-0,0237 (0,0648)	-0,0237 (-0,2003)	0,0000 (-0,0409)	-0,0237 (-0,1992)
DFGO	0,1048 (0,0851)	0,1048 (1,0699)	-0,0001 (0,0384)	0,1046 (1,0727)
W Taxa Crime	0,4527*** (0,1095)	-	-	-

Nota: <sup>1</sup> DFBA – *Dummy* Fronteira Bahia, DFES – *Dummy* Fronteira Espírito Santo, DFRJ – *Dummy* Fronteira Rio de Janeiro, DFSP – *Dummy* Fronteira São Paulo, DFMS – *Dummy* Fronteira Mato Grosso do Sul, e DFGO – *Dummy* Fronteira Goiás. <sup>2</sup> Desvio padrão e estatística z entre parênteses. \* Significativo a 10%; \*\* Significativo a 5%; \*\*\* Significativo a 1%.

Fonte: Elaborado pelo autor.

O modelo SAR indicou padrão de convergência para todas as localidades. Os coeficientes das interações feitas com as variáveis *dummies* de fronteira, por sua vez, foram estatisticamente significativos apenas para os estados do Rio de Janeiro e do Espírito Santo. Em ambos os estados observaram-se movimentos de convergência da taxa de crime, seja em maior ou menor intensidade do que a média geral. Pode ser percebido também que esses coeficientes apresentaram alterações em suas magnitudes, indicando uma superestimação dos impactos no modelo de MQO (quarta coluna da Tabela 3).

Levando em conta os transbordamentos espaciais existentes nas áreas fronteiriças entre Minas Gerais e Rio de Janeiro, a magnitude da convergência da taxa de crime foi de -0,6553. Por sua vez, a taxa de convergência entre Minas Gerais e Espírito Santo, considerando o efeito total, apresentou valor de -0,3410.<sup>12</sup>

<sup>12</sup> A divisão dos coeficientes do modelo SAR, neste caso, mostrou a composição do efeito total sendo estabelecida apenas pelo efeito direto, tanto para DFRJ como para DFES.

Confirmada a convergência, acredita-se que pela racionalidade do indivíduo traçada por Becker (1968) e condicionada por Justus e Santos Filho (2011), os criminosos atuariam com o mesmo padrão por todas as áreas de fronteiras, convergindo de maneira mais intensa entre MG/RJ e de forma menos intensa entre MG/ES. Primeiro, em função do código penal brasileiro ser único para todos os estados do país (BRASIL, 1988), gerando a mesma chance de condenação. Segundo, pela tendência a equalização das taxas de urbanização: em 1991, a diferença era de aproximadamente 6,5% entre as microrregiões de divisa entre Minas Gerais e Rio de Janeiro, pendendo para as microrregiões fluminenses, ao passo que em 2010 essa diferença caiu para 5%. No que diz respeito à fronteira MG/ES, em 1991 a diferença foi de aproximadamente 15%, pendendo para as microrregiões mineiras, sendo que em 2010, o mesmo cálculo apresentou valor aproximado de 7,5% (IBGE, 2017).

O caráter acentuado de convergência registrado nas zonas de fronteira entre Minas Gerais e Rio de Janeiro pode ser associado, historicamente, à grande influência socioeconômica do segundo estado sobretudo na zona da mata mineira. Prado Jr. (1994) associa o povoamento da região mineira como reflexo da atividade mineradora, século XVIII, servindo como entreposto no transporte do ouro para o estado fluminense, pelo “Caminho Novo”. Visão essa também aceita por Ellis (1961), que destaca o atual município de Matias Barbosa como um importante centro de registro e abastecimento, à época, para o controle das entradas e saídas da região mineradora.

A região seguiu como importante fonte de acesso aos portos fluminenses para as atividades agropecuárias, centradas nas exportações de café, fumo e cachaça no século XIX. Outro exemplo de influência pode ser visto na cidade de Juiz de Fora, que já foi candidata à capital do estado, perdendo o posto para Belo Horizonte, justamente devido à proximidade com o Rio de Janeiro (DUARTE, 2014). Atualmente, a principal via de acesso entre os estados é a BR 040, que conecta as cidades de Belo Horizonte e do Rio de Janeiro.

Somado ao fator histórico, o ano de 2008 foi marcado pela implementação das Unidades de Polícia Pacificadoras (UPPs) no Rio de Janeiro. O programa desenvolvido e coordenado pela Subsecretaria de Planejamento e Integração Operacional do estado fluminense conta com parcerias entre os governos municipal, estadual e federal, além de indivíduos da sociedade civil, visando à recuperação de comunidades subjugadas pelo tráfico de drogas (UPPRJ, 2017). Esse esforço coletivo realizado no Rio de Janeiro, para o controle da criminalidade, pode ter atuado como uma das razões para o deslocamento das atividades criminosas do estado para áreas de divisa com Minas Gerais.

De posse desses resultados, viu-se que o custo de deslocamento não agiu como impedimento da prática criminosa, diferentemente do que pregava a literatura. Espera-se que haja um maior incentivo aos municípios pertencentes às microrregiões de fronteira, bem como aos estados, a agirem de forma conjunta, para tentar reduzir as formas de estímulos aos agentes criminosos. Acordos de cooperação, redução dos tramites burocráticos ou mesmo investimento em tecnologias, como câmeras, são exemplos de medidas que podem atuar de maneira significativa no cálculo da utilidade do indivíduo ao cometer o crime.

## 5. Considerações finais

Este artigo buscou capturar a existência de processos de convergência nas taxas de crimes de microrregiões que fazem fronteira entre Minas Gerais e os demais estados contíguos. Para tanto, combinaram-se técnicas de econometria espacial e modelos de convergência tradicionais, com a finalidade de elaborar um modelo de convergência condicional. Dada essa extensão, criam-se meios para controlar vieses associados à  $\beta$  convergência absoluta, como a omissão de variáveis relevantes, presentes na literatura deste tema.

Os indícios levantados pelos diagnósticos diferenciais, global e local, de Moran foram confirmados, ou seja, a utilização da técnica intertemporal mostrou-se relevante. A hipótese estabelecida não foi descartada, os resultados forneceram evidências sobre a convergência da criminalidade, mostrando que o custo de deslocamento não agiu como impedimento da prática criminosa ou mesmo interferiu na racionalidade dos indivíduos.

Pode-se dizer que as áreas de fronteira entre Minas Gerais e Rio de Janeiro estão convergindo para a média, com taxas consideradas elevadas, ao passo que, na divisa entre Minas Gerais e Espírito Santo, a convergência ocorre, em média, de maneira menos acentuada. A disparidade existente em relação à criminalidade, nesse contexto, tende a diminuir com o tempo, ou seja, microrregiões consideradas menos violentas tendem a ficar mais violentas, alcançando as que possuem maiores taxas de crimes. Para frear esse processo, cabe aos governos, municipais e estaduais, investirem em ações conjuntas que possam reduzir estímulos à prática criminal na região.

Extensões futuras podem trabalhar, a princípio, com a aplicação da  $\beta$  convergência condicional da criminalidade de três maneiras distintas: incluindo variáveis de segurança pública, exemplificadas pelo efetivo da força policial. Até o momento da elaboração deste trabalho, obteve-se acesso apenas aos dados de Minas Gerais; pode-se expandir a investigação da criminalidade para todas as áreas de fronteira entre os estados brasileiros; ou, dependendo da disponibilidade de dados, investigar a relação com fronteiras internacionais brasileiras.

## Referências

- ADORNO, S. Crime e violência na sociedade brasileira contemporânea. *Jornal de Psicologia*, n. Junho, p. 7-8, 2002.
- ALMEIDA, E. S. *Econometria Espacial Aplicada*. Campinas, SP: Editora Alínea, 2012.
- ALMEIDA, E. S.; HADDAD, E. A.; HEWINGS, G. J. D. The spatial pattern of crime in Minas Gerais: An explanatory analysis. *Economia Aplicada*, v. 9, n. 1, p. 39–55, 2005.
- ANDRADE, M. V.; LISBOA, M. B. Desesperança de Vida: homicídio em Minas Gerais, Rio de Janeiro e São Paulo no período 1981/97. In: HENRIQUES, R. (Org.). *Desigualdade e Pobreza no Brasil*. Rio de Janeiro: Ipea - Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada, 2000. p. 347-384.
- ANSELIN, L. *GeoDa™ 1.8.14 User's Guide*. Center for Spatial Data Science, University of Chicago, 2016.
- ANSELIN, L. *Spatial Econometrics: Methods and Models*. Boston: Kluwer Academic, 1988.
- BAUMOL, W. J. Productivity growth, convergency, and welfare: What the long-run show. *American Economic Review*, v. 76, n. 5, p. 1072-1085, 1986.
- BECCARIA, C. *On Crimes and Punishments*, Bobbs-Merril, Indianapolis, (1963 [1764]).
- BECKER, G. Crime and Punishment: An Economic Approach. *Journal of Political Economy*, v. 76, n. 2, p. 169-217, 1968.
- BENTHAM, J. *An Introduction to the Principles of Morals and Legislation*, Athlone Press, London, (1970 [1789]).
- BRASIL. *Constituição da República Federativa do Brasil*. Brasília: Senado Federal, Centro Gráfico, 1988. 292 p.
- CARVALHO, A. X.; CERQUEIRA, D. R. C.; RODRIGUES, R. I.; LOBÃO, W. J. A. *Custos das mortes por causas externas no Brasil*. Brasília, IPEA, 2007. (Texto de discussão 1268)
- CECCATO, V. Crime Dynamics at Lithuanian Borders. *European Journal of Criminology*, v. 4, n. 2, p. 131-160, 2007.
- DUARTE, F. M. Uma composição historiográfica para Juiz de Fora: leituras escolhidas (1958-2012). *Revista de História Econômica & Economia Regional Aplicada*, v. 10, n. 16, p. 72-98, 2014.
- EHRlich, I. Participation in Illegitimate Activities: A Theoretical and Empirical Investigation. *Journal of Political Economy*, v. 81, n. 3, p. 521-565, 1973.

- EHRlich, I. *The supply of illegitimate activities*. Unpublished manuscript. New York: Columbia University, 1967.
- ELLIS, M. *Contribuição ao estudo do abastecimento das áreas mineradoras do Brasil no século XVIII*. Rio de Janeiro: Ministério da Educação, 1961. p. 35.
- FAJNZYLBER, P.; LEDERMAN, D.; LOAYZA, N. *Determinants of Crime Rates in Latin America and the World*. Viewpoints. Washington, DC: The World Bank, 1998.
- FAJNZYLBER, P.; ARAUJO JUNIOR, A. F. Violência e Criminalidade. In: LISBOA, M. B., MENEZES-FILHO, N. A. (Orgs.). *Microeconomia e sociedade no Brasil*. Rio de Janeiro: Contra Capa, p. 333-394, 2001.
- FLEISHER, B. M. The effect of income on delinquency. *The American Economic Review*, v. 61, n. 1, p. 118–137, 1966.
- FLEISHER, B. M. The effect of unemployment on juvenile delinquency. *The Journal of Political Economy*, v. 71, n. 6, p. 543–555, 1963.
- FLOOD-PAGE, C.; CAMPBELL, S.; HARRINGTON, V.; MILLER, J. *Youth crime: findings from the 1998/99 youth lifestyles survey*. Home Office Research, Development and Statistics Directorate Crime and Criminal Justice Unit, United Kingdom, 2000. Home Office Research Study 209, 2000.
- GLAESER, E.; SACERDOTE, B. Why is There More Crimes in Cities. *Journal of Political Economy*, v. 107, n. 6, p. 225-258, 1999.
- GRAHAM, J.; BOWLING, B. *Young people and crime*. United Kingdom: Great Britain Home Office. Research and statistics Dept., 1995.
- GUERETTE, R. T.; CLARKE, R. V. Border Enforcement, Organized Crime, and Deaths of Smuggled Imigrants on the United States – Mexico Border. *European Journal on Criminal Policy and Research*, v. 11, n. 2, p. 159-174, 2005.
- IBGE – Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. *Estados, 2017*. Disponível em: <<http://www.ibge.gov.br/estadosat/perfil.php?sigla=mg>>. Acesso em: 09 jan. 2017.
- IBGE – Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. *Regiões de Influências das Cidades: 2007*. Rio de Janeiro: IBGE, 2008.
- IPEA – Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada. *Ipeadata, 2017*. Disponível em: <[ipeadata.gov.br](http://ipeadata.gov.br)>. Acesso em: 09 jan. 2017.
- JOHNSON, P.; TAKEYAMA, L. *Convergence among the US States: absolute, conditional or club?* Poughkeepsie: Department of Economics Vassar College, 2003. (Working paper series, n. 50)
- JUSTUS, M.; KASSOUF, A. L. Estudos Econômicos das Causas da Criminalidade no Brasil: Evidências e Controvérsias. *Economia*, v. 9, n. 2, p. 343-372, 2008.
- JUSTUS, M.; SANTOS FILHO, J. I. Convergência nas taxas de crimes no território brasileiro. *Economia*, v. 12, n. 1, p. 131-147, 2011.
- KELLY, M. Inequality and crime. *The Review of Economics and Statistics*, v. 82, n. 4, p. 530-539, 2000.
- LESAGE, J.; PACE, R. K. *Introduction to Spatial Econometrics*. Boca Raton: CRC Press, 2009.
- MERTON, R. K. Social Structure and Anomie. *American Sociological Review*, v. 3, n. 5, p. 672-682, 1938.
- MORENOFF, J. D.; SAMPSON, R. J. Violent Crime and the Spatial Dynamics of Neighborhood Transition: Chicago, 1970-1990. *Social Forces*, v. 76, n. 1, p. 31-64, 1997.

- MORENOFF, J. D.; SAMPSON, R. J.; RAUDENBUSH, S. W. Neighborhood Inequality, Collective Efficacy, and Spatial Dynamics of Urban Violence. *Criminology*, v. 39, n. 3, p. 517-560, 2001.
- NELSON, A. L.; BROMLEY, R. D. F.; THOMAS, C. J. Identifying micro-spatial and temporal patterns of violent crime and disorder in the British city center. *Applied Geography*, v. 21, n. 3, p. 247-274, 2001.
- OLIVEIRA, C. A. Análise Espacial da Criminalidade no Rio Grande do Sul. *Revista de Economia*, v. 34, n. 3, p. 35-60, 2008.
- PEIXOTO, B. T. *Determinantes da Criminalidade no Município de Belo Horizonte*. 2003. 110 f. Dissertação (Mestrado em Economia) – Universidade Federal de Minas Gerais, Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional, Belo Horizonte, 2003.
- POTCHAK, M. C.; MCGLOIN, J. M.; ZGOBA, K. M. A Spatial Analysis of Criminal Effort: Auto Theft in Newark, New Jersey. *Criminal Justice Policy Review*, v. 13, n. 3, p. 257-285, 2002.
- PRADO JR., C. *Formação do Brasil Contemporâneo*. São Paulo: Brasiliense, 23ª edição, 1994.
- RODRIGUES, A. Violência e segurança pública no Brasil: algumas questões para uma agenda de debate e intervenção. In: ESSER, C.; WOLFF, L.; FERNSEBNER, M.; WINKLER, M.; KLEIBER, T. (Orgs.). *(In)segurança pública e violência urbana: desafios e perspectivas*. Salvador: Elo Ligação e Organização, 2014.
- 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. 19, n. 1, p. 93-109, 2010.
- SASS, K. S.; PORSSSE, A. A.; SILVA, E. R. H. Determinantes das Taxas de Crime no Paraná: uma abordagem espacial. *Revista Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos*, v. 10, n. 1, p. 44-63, 2016.
- SCALCO, P. R. *Criminalidade violenta em Minas Gerais: Uma proposta de alocação de recursos em segurança pública*. 2007. 127 f. Dissertação (Mestrado em Economia Aplicada) – Universidade Federal de Viçosa, Programa de Pós-Graduação em Economia Aplicada, Viçosa, 2007.
- SHAW, C. R.; MCKAY, H. D. *Juvenile Delinquency in Urban Areas*. Chicago, IL: University of Chicago Press, 1942.
- THORNBERRY, T. P. *Empirical support for interactional theory: a review of the literature*. In: Hawkins, J. D. (Ed.). *Some current theories of crime and deviance*. New York: Cambridge University Press, p. 198- 235, 1996.
- UPPRJ – Unidade de Polícia Pacificadora do Rio de Janeiro. *O que é?*, 2017. Disponível em: <[http://www.upprj.com/index.php/o\\_que\\_e\\_upprj](http://www.upprj.com/index.php/o_que_e_upprj)>. Acesso em 31 jan. 2017.
- WAISELFISZ, J. J. *Mapa da Violência 2016: Homicídios por Armas de Fogo no Brasil*. Rio de Janeiro: FLACSO BRASIL, 2016.
- ZAKARIA, S.; RAHMAN, N. Analyzing the Property Crime Patterns in Peninsular Malaysia: ESDA Approach. *Journal of Business and Social Development*, v. 2, n. 1, p. 104-113, 2014.

**ALTERNATIVAS PARA O BRASIL AO MERCOSUL: UMA AVALIAÇÃO POR MEIO DE UM MODELO DE EQUILÍBRIO GERAL COMPUTÁVEL\***

**Sheila Beatriz Bonne**

Universidade do Vale do Rio dos Sinos (UNISINOS)

E-mail: sheila.bonne@gmail.com

**André Filipe Zago de Azevedo**

Universidade do Vale do Rio dos Sinos (UNISINOS)

E-mail: azevedo@unisinis.br

**Paulo Ricardo Feistel**

Universidade Federal de Santa Maria (UFSM)

E-mail: prfeistel@gmail.com

**RESUMO:** O processo de integração do Mercosul sofreu uma série de revezes nos últimos anos, o que o impede de avançar além do estágio de uma zona de livre comércio incompleta. Este estudo tem como objetivo analisar os efeitos sobre o comércio internacional e o bem-estar de três cenários que buscam uma nova estratégia comercial para o Brasil, considerando: (i) transformação do Mercosul em uma zona de livre comércio; (ii) formação de uma área de livre comércio da América do Sul; e (iii) criação de uma área de livre comércio das Américas. O estudo utiliza o modelo de equilíbrio geral computável *Global Trade Analysis Project* (GTAP), em sua versão 9 da base de dados. Os resultados sinalizam que os ganhos para o Brasil, tanto de comércio internacional como de bem-estar, são obtidos nos cenários em que ocorre uma abertura preferencial tanto entre os países da América do Sul como entre as Américas. No entanto, o Brasil se beneficiou mais com o acordo preferencial de comércio entre todos os países da América do Sul, em que obteve os maiores ganhos de bem-estar (USD 533 milhões).

**Palavras-chave:** Mercosul; Integração regional; Modelo de equilíbrio geral computável.

**Classificação JEL:** F15; C68.

**ALTERNATIVES FOR BRAZIL TO MERCOSUR: AN EVALUATION THROUGH A COMPUTABLE GENERAL EQUILIBRIUM MODEL**

**ABSTRACT:** The process of integration of Mercosur suffered a series of setbacks in recent years, preventing it from moving beyond the stage of an incomplete free trade zone. This study analyzes the effects on international trade and welfare based on three scenarios that seek a new trade strategy for Brazil, considering a: (i) transformation of Mercosur into a free trade area; (ii) formation of a South American free trade area and; (iii) creation of a free trade area of the Americas. The paper employs a computable general equilibrium model from the *Global Trade Analysis Project* (GTAP) in its version 9 of the database. The results show that the gains for Brazil, both in international trade and welfare, are obtained in simulations where there is a trade opening between the countries of South America or between the Americas. However, Brazil benefited most from the preferential trade agreement between all the countries of South America, where it obtained the highest welfare gains (USD 533 million).

**Keywords:** Mercosur; Regional integration; Computable general equilibrium model.

**JEL Codes:** F15; C68.

## 1. Introdução

A partir dos 1990, muitos países, inclusive sul-americanos, como o Chile e a Colômbia, têm formado Acordos Preferenciais de Comércio (APC) com diversos países ou blocos. Enquanto isso, o Brasil, ao se manter vinculado ao processo de integração do Mercosul, que proíbe ações unilaterais de seus membros para a formação de APC e que não tem obtido avanço em negociações comerciais em conjunto para esse fim, está ficando isolado, conforme salienta Ferraz (2013). Desde a sua criação, o Mercosul firmou apenas sete APCs, todos com países em desenvolvimento, o que não alterou a magnitude ou o perfil do comércio internacional brasileiro.<sup>1</sup>

Além de não propiciar novos acordos relevantes aos seus membros, ainda persiste uma série de barreiras ao comércio intra e extra-Mercosul, como o comércio administrado no setor automotivo e a não existência de uma tarifa externa comum (TEC) para uma boa parcela dos produtos, o que mantém o bloco distante de seu objetivo original de se transformar em um Mercado Comum (PREUSSE, 2001; THELLE; SUNESEN, 2011). Apesar de a participação do comércio intrabloco para o Brasil ter crescido de 4,2% para 10,2%, entre 1991 e 2013, o país apresenta o menor volume de comércio intrabloco entre os países partes do Mercosul (WTO, 2016).

Assim, a falta de um aprofundamento no processo de integração do Mercosul, a incapacidade de o bloco firmar acordos comerciais com países ou com blocos relevantes aliado a regras que impedem seus membros de formarem APCs com outros países isoladamente, acabaram dando aos países do Mercosul pouco protagonismo na nova onda de regionalismo.<sup>2</sup> Por essa razão, o Brasil vem vivenciando uma perda de acesso a diversos mercados internacionais, na medida em que os principais parceiros comerciais do país estão engajados na formação de acordos preferenciais.

Em virtude disso, torna-se essencial ao Brasil repensar a sua estratégia de integração comercial. De um lado, pode-se insistir no projeto de uma relação mais profunda com os países do Mercosul. De outro, é possível alterar a estratégia do bloco, buscando uma integração mais superficial, mas que englobe eventualmente todos os países da América do Sul, ou até mesmo das Américas, em uma zona de livre comércio. A principal contribuição deste artigo consiste na criação de cenários que vislumbrem os efeitos desta estratégia de uma integração mais superficial, mas mais abrangente.

Esse artigo tem por objetivo examinar se a volta do Mercosul a um estágio de Zona de Livre Comércio traria ganhos ao Brasil, bem como a sua integração com as Américas. Com o objetivo de contextualizar e apresentar três diferentes cenários para o Brasil, são analisados os efeitos sobre o comércio internacional e o bem-estar do Brasil considerando: (i) transformação do bloco em uma zona de livre comércio; (ii) formação de uma área de livre comércio entre todos os países da América do Sul, seguindo os passos da UNASUL<sup>3</sup>; e (iii) criação de um acordo no formato da antiga ALCA,<sup>4</sup> envolvendo todos os países das Américas. O recorte geográfico para os cenários dois e três considerou a proximidade entre os países das Américas e a existência de várias iniciativas para a integração comercial dessa região.

Para isso, foi utilizado um modelo de equilíbrio geral computável (EGC), com a base de dados do GTAP (*Global Trade Analysis Project*), que considera estruturas de mercado em competição perfeita e retornos constantes de escala. A versão da base de dados do GTAP é a 9.0, composta por 140 regiões e 57 setores, com o equilíbrio inicial ocorrendo em 2011. O presente estudo analisa os

<sup>1</sup> São eles: (i) África do Sul em 15/12/2008; (ii) Índia em 01/06/2009; (iii) República da Coreia em 24/07/2009; (iv) Estado de Israel em 23/12/2009; (v) Palestina em 20/12/2011; (vi) Líbano em 17/12/2014; (vii) Tunísia em 17/12/2014, de acordo com Mercosul (2016).

<sup>2</sup> A nova onda de regionalismo engloba países com diferentes níveis de desenvolvimento, a liberalização preferencial inclui substancialmente todos os setores da economia e geralmente promove uma integração mais profunda entre seus membros, englobando disciplinas comuns para regimes regulatórios. Ver Lawrence (1997) e Ethier (1998) para uma resenha das principais características da nova onda de regionalismo.

<sup>3</sup> União de Nações Sul-Americanas, que tem como objetivo fortalecer as relações comerciais, culturais, políticas e sociais entre as doze nações da América do Sul – Argentina, Bolívia, Brasil, Chile, Colômbia, Equador, Guiana, Paraguai, Peru, Suriname, Uruguai e Venezuela. Tem a participação do México e Panamá como países observadores.

<sup>4</sup> Área de Livre Comércio das Américas, cujo objetivo era eliminar as barreiras alfandegárias entre os 34 países americanos, formando uma área de livre comércio.



três cenários já destacados, considerando os setores de acordo com a sua intensidade tecnológica, com base na classificação da Organização para a Cooperação e o Desenvolvimento Econômico (OECD).<sup>5</sup>

O artigo está dividido em quatro seções contando com esta introdução. Na seção 2, são examinados os principais problemas apresentados pelo Mercosul e é realizada uma revisão da literatura empírica que trata sobre os efeitos do Mercosul por meio de modelos de EGC. Na seção 3, apresentam-se as simulações, as agregações setoriais e regionais utilizadas no modelo de EGC empregado e os resultados dos três cenários traçados, com foco nos fluxos de comércio e bem-estar do Brasil. Por fim, a seção 4 apresenta as conclusões.

## 2. Os problemas da integração do Mercosul e os efeitos do bloco sobre comércio e bem-estar

O Mercosul, conforme previsto no Tratado de Assunção, tem como objetivo consolidar a integração política, econômica e social entre os estados parte, fortalecer os vínculos entre os cidadãos do bloco e contribuir para melhorar a sua qualidade de vida.<sup>6</sup> Para atender esse objetivo, inicialmente, com conclusão prevista até 2006, foram definidas três fases, sendo elas: (i) redução das tarifas intrabloco, 1991 a 1994; (ii) criação da tarifa externa comum (TEC), 1995 a 2005; e (iii) eliminação das barreiras à circulação dos fatores de produção a partir de 2006.

Porém, observa-se que, desde a criação do bloco até os dias atuais, nenhuma das fases foi plenamente atendida e o Mercosul sequer se consolidou como uma zona de livre comércio (ZLC). É possível enumerar uma série de problemas associados à integração do bloco, tais como o grande número de exceções inicialmente autorizado à TEC, seguido da proliferação de novas exceções após o período de transição, 1995 a 2005, a autorização para uso de medidas *antidumping* (AD), setores sem licença automática de importação, adicionados aos atrasos para eliminar as referidas exceções, como destaca Azevedo (2004). Esses problemas teriam criado uma falta de previsibilidade no futuro das regras do jogo, o que prejudicou as perspectivas para o comércio e para os investimentos no bloco. O autor ainda ressalta que a imposição de ações AD no comércio intrabloco é contra o princípio da liberalização interna por trás da formação de um APC e que a sua existência constitui uma lacuna importante no processo de integração.

De acordo com o *General Agreement on Tariffs and Trade* (GATT), um APC é considerado uma ZLC quando, no mínimo, 80% dos bens comercializados entre os membros do grupo são totalmente livres de qualquer tarifa. Além de permitir maior autonomia na condução da política comercial, uma ZLC deve substituir discussões sobre a fixação da TEC pelas exigências relacionadas ao conteúdo regional a ser estabelecido para cada produto. A depender dos requisitos impostos pelo regime de origem, o custo do desvio de comércio poderá ser equivalente ou superior ao de uma TEC (KUME; PIANI, 2000).

Passadas mais de duas décadas de sua criação, ainda há uma série de restrições ao comércio entre os membros do Mercosul. Entre elas, destacam-se a permissão para aplicar, no comércio intrabloco, tarifas de importação em produtos específicos, como no caso do açúcar, e a existência de comércio administrado em outros, como ocorre no setor automotivo, além da possibilidade de aplicação de medidas *antidumping*, conforme destacam Azevedo e Massuquetti (2015).<sup>7</sup> Portanto, devido a essas exceções ao livre comércio entre seus membros, pode-se afirmar que o Mercosul ainda não atingiu sequer o *status* de uma ZLC.

<sup>5</sup> Agrupa os setores da indústria de transformação de acordo com sua intensidade tecnológica (alta, média-alta, média-baixa e baixa)

<sup>6</sup> O Mercosul foi constituído em 26 de março de 1991, quando Argentina, Brasil, Paraguai e Uruguai, através dos seus respectivos Presidentes da época, assinaram o Tratado de Assunção. Em 12 de Agosto de 2012, a Venezuela teve o seu pedido aceito e passou a integrar o bloco, enquanto Chile (desde 1996), Peru (desde 2003), Colômbia, Equador (desde 2004), Guiana e Suriname (desde 2013) participam como estados associados. A Bolívia, por sua vez, está em processo de adesão e o México atua como estado observador (CONGRESSO NACIONAL, 2016).

<sup>7</sup> O comércio de automóveis permanece sendo administrado entre o Brasil e a Argentina, com base no mecanismo denominado flex, que atualmente impõe a regra de USD 1,00 exportado para USD 1,95 livre de tarifas para importação, as exportações que ultrapassam o definido pelo flex são oneradas com tarifas.

Além disso, nem todos os produtos convergiram à TEC e várias exceções foram permitidas, com destaque a equipamentos de tecnologia da informação e de telecomunicações, produtos automotivos, açúcar, que também foram alvo de regimes especiais, como aponta Azevedo (2004). Na época, foi permitido a cada país manter até 300 produtos na lista de exceções, exceto ao Paraguai, que poderia até 399 produtos, porém, o Uruguai manteve aproximadamente 2.900, Paraguai 2.555, Argentina 2.236 e Brasil 2.053 produtos (AZEVEDO, 2004; AZEVEDO; MASSUQUETI, 2015). Essa proliferação de exceções afligiu duas das vantagens de uma união alfandegária em relação às áreas de livre comércio: a ausência de regras de origem e a segurança de acesso ao mercado do bloco.

A ausência de uma efetiva implementação da TEC até os dias atuais, com regras de origem e segurança de acesso aos mercados do bloco, posiciona o Mercosul como uma União Aduaneira incompleta. O avanço da integração do Mercosul, até se transformar efetivamente em uma união aduaneira, dependerá, além de estabilidade macroeconômica na região, de uma maior disposição dos governos dos estados em privilegiar o desenvolvimento do bloco, mesmo que represente um custo político elevado, aponta Preusse (2001).

Enquanto o Mercosul enfrenta uma série de desafios para aprofundar seu processo de integração, tem ocorrido uma multiplicação de APCs pelo mundo, especialmente, pela demora para a OMC finalizar a Rodada de Doha, segundo a Organização Mundial do Comércio (WTO, 2016).<sup>8</sup> A China (15), os demais países Asiáticos (69) e a União Europeia (37) juntos já formaram 121 APCs, enquanto Chile e o México têm em conjunto 39 acordos.

De acordo com Thorstensen e Ferraz (2014), a razão principal dessa multiplicação de acordos preferenciais é a necessidade de criar um quadro mais avançado e transparente de regras para o comércio internacional, permitindo maior previsibilidade ao comércio. Priorizando cada vez mais a expansão comercial, os APCs procuram estabelecer, além da redução ou eliminação das tarifas, a harmonização das regulamentações técnicas e fitossanitárias através de padrões comuns, ou, pelo menos, o mútuo reconhecimento de padrões já estabelecidos entre os mercados.<sup>9</sup>

### *2.1. Revisão da literatura empírica dos efeitos do Mercosul em modelos de EGC*

Os modelos de EGC têm sido amplamente empregados para avaliar o impacto dos APCs sobre países-membros e não membros. A principal vantagem dos modelos de EGC é que eles oferecem um quadro rigoroso e teoricamente consistente para analisar as questões de política comercial, no entanto, cabe considerar que os resultados obtidos através das simulações só devem ser usados para dar uma noção sobre o quanto uma mudança na política pode significar para o bem-estar econômico ou comercial, já que irá permitir a identificação das fontes de mudanças quanto aos termos de troca, economias de escala ou mesmo de uma alocação mais eficiente dos recursos (PIERMARTINI; TEH, 2005).

Com base na versão GTAP-6, Coelho et al. (2006) analisam o impacto da entrada da Venezuela no Mercosul, processo que os autores descrevem como rápido, mas incompleto quanto à definição dos itens que irão compor a lista de exceções da TEC pela Venezuela. Eles destacam a importância do maior valor agregado das importações da Venezuela provenientes do bloco e do Brasil, especialmente ao comércio de automóveis, máquinas e equipamentos, embora a Venezuela aplique uma maior proteção tarifária, tanto extra quanto intrabloco, quando comparada à aplicada pelo Mercosul, com diferença média de dois pontos percentuais. No entanto, observa-se que o Brasil seria o principal beneficiário em termos comerciais, embora os benefícios quanto ao bem-estar sejam

<sup>8</sup> Em 1995, a OMC era composta por 112 países, chegando a 161 em 2015 (WTO, 2016). A maioria dos países que passaram a fazer parte da OMC são nações em desenvolvimento, que passaram de 79 para 116, em 20 anos, seguida dos países em transição que passaram de zero a 7.

<sup>9</sup> Os APCs proporcionam a seus membros uma série de benefícios e eventuais custos, que ajudam a explicar as diversas fontes de ganhos aos seus participantes. Os ganhos estáticos estão relacionados aos conceitos originalmente desenvolvidos por Viner (1950), de criação e desvio de comércio. Há ainda os ganhos associados às economias de escala. Também se destacam os benefícios gerados pela expectativa de maior crescimento econômico, via transferência de tecnologia ou investimentos diretos externos (IDE).

percebidos tanto para os países do Mercosul quanto para a Venezuela. Em relação aos impactos setoriais, os setores mais beneficiados no Brasil seriam automóveis, vestuário, construção e têxteis, que apresentaram variações positivas entre 0,35% e 3%, enquanto os setores que mais se prejudicaram foram lã-casulo de seda, metais não ferrosos e carnes não bovinas, com variações entre -0,5% e -1,3%.

Na mesma versão GTAP-6, Curzel e Silber (2007) destacaram ganhos de bem-estar para o Mercosul. Nesse estudo, os autores analisaram dez cenários de política comercial, repetindo os mesmos cenários com exclusão de produtos sensíveis às negociações. Entre os dez, cinco apresentaram ganhos de bem-estar para o Mercosul, considerando as opções com e sem a exclusão dos produtos sensíveis, porém, os maiores ganhos foram identificados em um acordo simultâneo com a ALCA e a UE.

No estudo realizado por Thorstensen e Ferraz (2014), utilizando a versão GTAP-8, os autores analisaram quatro diferentes cenários para o Brasil, como estado independente do bloco, frente aos mega-acordos comerciais, TTIP<sup>10</sup> e TPP, que estão em formação e seus respectivos impactos. Eles observaram que a formação desses dois mega-acordos representaria sérias ameaças aos interesses do Brasil que, por se manter no Mercosul, por razão do atual quadro jurídico, estaria impossibilitado de formar qualquer acordo bilateral. Os autores destacam que, após a formação do TTIP, não há mais lógica em o Brasil negociar um APC somente com a UE sem incluir negociações com os EUA. Por fim, o estudo aponta ganho de comércio internacional para o Brasil, seja com a formação de um APC com a TTIP ou com a TPP, com aumento nas exportações, principalmente, do setor agrícola, e importações intrabloco, com destaque para maiores ganhos a partir da redução substancial das BNTs.

Uma possível integração comercial entre o Brasil e a UE, com ênfase no grau de intensidade tecnológica, para o período de 2000 a 2012, foi examinada por Megiato, Massuquetti e Azevedo (2016), com uso da versão GTAP-8. Os autores puderam observar que tanto o Brasil quanto a UE tiveram ganhos de bem-estar e volume de produção, mesmo que em setores de intensidades tecnológicas diferentes. Enquanto o Brasil obteve aumento maior das exportações de produtos primários, a UE observou aumento de comércio nos setores de maior intensidade tecnológica.

Ganhos de bem-estar para o Brasil também são observados por Almeida e Vasconcelos (2016) quando realizada uma análise sobre os impactos de um APC entre o Mercosul e a UE, por meio de um modelo de equilíbrio parcial computável. No estudo, foram considerados somente produtos industrializados no ano de 2014, com exceção do grupo de preferências fixas, todos os demais resultados mostraram que tanto na hipótese da formação de uma ZLC, como no plano de integração comercial com percentuais de liberalização tarifária, a criação de comércio se sobrepõe ao desvio de comércio, o que evidencia ganhos na formação de um acordo preferencial.

Ao encontro dos resultados obtidos nos estudos já destacados, de Megiato, Massuquetti e Azevedo (2016), Almeida e Vasconcelos (2016), Thorstensen e Ferraz (2014), o estudo de Vieira e Azevedo (2015), na versão GTAP-6, também identifica possíveis ganhos de comércio e bem-estar através de um APC entre Brasil e UE, assim como o Brasil seria imensamente impactado por perdas de comércio e bem-estar após a formação da TTIP. Dessa forma, os autores acrescentam que, através de um acordo entre Brasil e UE, a perda de bem-estar oriunda da TTIP seria revertida, com destaque especial para a indústria alimentícia brasileira.

Oliveira e Azevedo (2015), em seu estudo com a utilização da versão GTAP-6, apresentam resultados acerca da plena liberalização do comércio entre os países que compõem a AP<sup>11</sup> e os impactos que poderiam gerar no Mercosul. Os autores observaram claramente que há ganhadores e perdedores nesse processo. Os maiores ganhos comerciais e de bem-estar foram identificados para Chile e México, ambos países da AP, já os países mais prejudicados e com deterioração em seus termos de troca seriam os membros do NAFTA e do Mercosul, já que as preferências concedidas aos

<sup>10</sup> *Transatlantic Trade and Investment Partnership*, Comércio Transatlântico e Parceiros de Investimentos (tradução do autor). Acordo entre Estados Unidos e União Europeia.

<sup>11</sup> Aliança do Pacífico, integração econômica entre Chile, México, Peru e Colômbia, formalizada em 06 de junho de 2012, no Chile.

parceiros da AP reduziram o acesso desses dois parceiros comerciais ao mercado do bloco, sendo que a menor demanda por seus produtos causou uma queda de seus preços de exportação.

Além de estudos baseados em modelos de EGC, há uma vasta literatura que aborda os efeitos do Mercosul e de acordos do bloco com outros países e/ou blocos. Azevedo e Klimenko (2011), por exemplo, por meio de um modelo de análise de consumo aparente, avaliam as mudanças no padrão de consumo brasileiro comparando o período anterior e pós-Mercosul, de 1987 a 1998, no que tange a produção industrial e o comércio dos setores industriais com base em setores da Classificação Internacional Industrial Padrão (ISIC) ao nível de três dígitos. Os resultados indicam que o Brasil se tornou um país mais integrado com a economia mundial, evidenciando criação interna e externa de comércio em 18 dos 21 setores analisados. Os autores observam que a participação das importações, tanto de dentro como de fora do bloco, cresceu no consumo aparente brasileiro em detrimento da produção doméstica, comportamento que sugere que a formação do Mercosul não teria causado desvio de comércio, mas, sim, possibilitado aumento de bem-estar da população brasileira.

Outros artigos se concentraram na diferença do perfil de comércio entre o Brasil e o Mercosul e o Brasil e o resto do mundo. Maraschin e Massuquetti (2015), examinando o grau de intensidade tecnológica do comércio entre Brasil e Mercosul, evidenciaram que, no período de 2000 a 2014, o Brasil apresentou uma evolução similar no perfil de sua pauta exportadora tanto para o Mercosul como para o resto do mundo, com maior expansão do comércio de produtos primários, resultado que corrobora com outros estudos que já identificaram a tendência à reprimarização. Entretanto, os autores também ressaltam que há dominância por produtos intensivos em economia de escala no comércio entre o Brasil e o bloco sul-americano, com destaque ao setor automotivo, que apresenta uma elevada participação no comércio total do bloco. Feistel (2009) sinaliza no mesmo sentido, mostrando um acentuado crescimento do comércio de bens intensivos em capital entre a região sul do Brasil e os países membros do Mercosul, entre 1990 e 2004, por meio de uma análise de insumo-produto, o que vai ao encontro do posicionamento de Yeats (1997). Já em relação ao comércio com os outros blocos, como NAFTA, UE e ASEAN, o comportamento tanto das exportações quanto das importações foi semelhante, com predomínio de bens intensivos em recursos naturais, seguido com menor participação relativa de bens intensivos em trabalho, o que mostra um perfil diferente em relação às relações comerciais com o Mercosul.

Conforme observado, estudos já foram realizados a fim de criar cenários e mensurar resultados de prováveis integrações e acordos comerciais entre determinados países e blocos, contribuindo para antecipar os efeitos e guiar a tomada de decisões. Os artigos apresentados nesta subseção apresentam algumas convergências. Em todos, há ganhos de bem-estar para o Brasil, bem como o apontamento para o setor primário brasileiro como o mais beneficiado pelos acordos comerciais, embora o setor de automóveis apresente os maiores ganhos com uma integração completa entre o Mercosul e a Venezuela. Além disso, o Brasil seria prejudicado com a formação de mega-acordos comerciais, como a TTIP e a TPP, refletindo a maior dificuldade para acessar esses mercados, que seriam revertidos, caso o Brasil passasse a formar acordos com parceiros comerciais relevantes. A principal contribuição deste artigo é a criação de cenários alternativos para o Mercosul, pressupondo um projeto de integração mais superficial, como uma zona de livre comércio, mas que permitiria ao Brasil e aos demais membros buscar alternativas para o seu atual grau de isolamento em relação a grandes mercados, com atenção especial aos demais países das Américas.

### **3. Análise dos efeitos dos acordos comerciais**

Esta seção apresenta os resultados das três simulações realizadas, com ênfase no comércio e bem-estar. Inicialmente, é realizada uma breve descrição dos modelos de Equilíbrio Geral Computável, apresentando-se a agregação regional e setorial empregada. Logo após, os cenários são descritos e os resultados são apresentados.

### 3.1. O modelo de equilíbrio geral computável

O modelo de Equilíbrio Geral Computável engloba um conjunto de dados econômicos determinados endogenamente através de relações microeconômicas com a proposta de resolver o problema de equilíbrio geral de forma numérica ao fornecer resultados abrangentes e detalhados dos efeitos quanto às mudanças políticas (FOCHEZATTO, 2003).

O modelo de EGC empregado neste estudo adota uma estrutura de mercado de competição perfeita e retornos constantes de escala. Para simular e avaliar os cenários, serão considerados produtos de acordo com a intensidade tecnológica, conforme a classificação da Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Econômico (OCDE).<sup>12</sup> Essa classificação, por sua vez, possibilita identificar diferenças estruturais entre esforços inovativos e mudança tecnológica dos países desenvolvidos e em desenvolvimento. A razão para o uso dessa agregação é a possibilidade de identificar o perfil daqueles setores mais beneficiados pela maior integração das Américas. Isto é, se haverá uma especialização em setores mais intensivos em tecnologia, como acontece no comércio intraMercosul ou se haverá ganhos maiores para os setores primário e de baixa intensidade tecnológica, como ocorre com o comércio dos países do Mercosul com o resto do mundo, conforme destacado por Yeats (1997), Feistel (2009) e Maraschin e Massuquetti (2015).

A versão da base de dados será GTAP 9, composta por 140 regiões e 57 setores, com referência ao equilíbrio inicial ocorrendo em 2011. O GTAP é uma rede global de pesquisadores e formuladores de políticas e de análise quantitativa de questões de política internacional, que representa a economia mundial. A base de dados do GTAP é a peça central do *Global Trade Analysis Project*, que registra os fluxos anuais de bens e serviços para toda a economia mundial, no ano de referência, e consiste em matrizes bilaterais de comércio, transportes e proteção, que apontam as bases de dados econômicos de cada país (GTAP, 2016).

Em relação à estrutura de produção, o modelo GTAP utiliza uma estrutura de ninho de três níveis em sua função de produção. No topo, a função de produção assume a tecnologia de Leontief, em que há substitutibilidade zero entre os fatores primários de produção e os insumos intermediários.<sup>13</sup> O segundo nível assume uma elasticidade de substituição constante, tanto entre os insumos como entre os fatores de produção. Nesse nível, assume-se a hipótese de Armington, com os insumos importados sendo diferenciados por origem, assim como os insumos domésticos são discriminados em relação aos importados.<sup>14</sup> O nível mais baixo do ninho também assume uma elasticidade de substituição constante entre os insumos importados de diferentes origens (HERTEL, 1997).

Em relação à função de utilidade, o modelo emprega uma estrutura de ninho em quatro níveis. O nível mais elevado da demanda é governado por uma função de utilidade agregada do tipo Cobb-Douglas, em que a renda é destinada ao consumo privado, aos gastos do governo e à poupança<sup>15</sup>. Uma vez que a mudança nos gastos foi determinada pelo choque adotado pela simulação, o próximo passo consiste em alocá-los entre os bens agregados. Isso é realizado no segundo nível, em que as despesas do governo são governadas por uma função Cobb-Douglas, enquanto os gastos privados agregados são modelados por uma forma funcional não homotética, a *constant difference elasticity* (CDE). Essa forma de função de utilidade implica que sucessivos aumentos no consumo privado de determinados bens ou serviços não geram necessariamente melhorias equiporcionais no bem-estar

<sup>12</sup> A OCDE classifica os setores em quatro grupos principais de intensidade tecnológica: (i) alta: setores aeroespacial; farmacêutico; de informática; eletrônica e telecomunicações; instrumentos; (ii) média-alta: setores de material elétrico; veículos automotores; química, excluído o setor farmacêutico; ferroviário e de equipamentos de transporte; máquinas e equipamentos; (iii) média-baixa: setores de construção naval; borracha e produtos plásticos; coque, produtos refinados de petróleo e de combustíveis nucleares; outros produtos não metálicos; metalurgia básica e produtos metálicos; (iv) baixa: outros setores e de reciclagem, madeira, papel e celulose; editorial e gráfica; alimentos, bebidas e fumo; têxtil e de confecção, couro e calçados (FURTADO; CARVALHO, 2005).

<sup>13</sup> Portanto, a combinação ótima dos fatores primários independe dos preços dos insumos intermediários, enquanto o mix ótimo de insumos intermediários não se altera de acordo com o preço dos fatores primários.

<sup>14</sup> Assim, as firmas inicialmente determinam a combinação ótima de insumos domésticos e importados e somente depois decidem a respeito da origem das importações.

<sup>15</sup> Assim, cada uma dessas categorias apresenta uma parcela fixa na renda total.

econômico. Assim que a demanda agregada por importações é determinada, o restante das árvores de utilidade de ambos, governo e setor privado, é análogo ao segundo e terceiro níveis da demanda das firmas por insumos intermediários, baseando-se essa demanda em uma função de utilidade com elasticidade de substituição constante<sup>16</sup> (HERTEL, 1997).

Os efeitos sobre o bem-estar, em modelos de equilíbrio geral baseados em uma estrutura de mercado de concorrência perfeita, com dotação de fatores e tecnologia fixa, como é o caso do GTAP empregado nesse artigo, é decomposto em três componentes: efeitos alocativos, termos de troca e saldo investimento-poupança<sup>17</sup>. Nesses modelos, a maneira de incrementar o bem-estar é por meio da redução das distorções causadas pela incidência de tarifas sobre o comércio e a magnitude dessa variação é uma função do tamanho da distorção inicial, da magnitude dessa variação e da sensibilidade de resposta do mercado atingido por tal mudança. Os ganhos de eficiência alocativa estão diretamente relacionados com o grau no qual um país reduz suas tarifas. Produtos importados mais baratos provocam ganhos tanto no consumo ampliado como na forma na qual os recursos domésticos são aplicados. Entretanto, como destacam Azevedo e Feijó (2010), as mudanças no bem-estar também incluem as mudanças nos termos de troca e no preço relativo da poupança e investimento. No que tange aos termos de troca, a redução das tarifas de importação gera uma elevação maior na demanda por importações das regiões que promoveram os maiores cortes, criando dois efeitos. De um lado, cria-se a necessidade de elevar a sua oferta de exportações, para compensar o aumento das importações, levando à queda dos preços das exportações. Por outro lado, os países que se beneficiaram da maior demanda por seus produtos elevando seus preços de exportação obtêm uma melhoria nos seus termos de troca. O impacto sobre o bem-estar causado pelo componente investimento-poupança (I-S), por sua vez, depende dos preços da poupança e do investimento e se a região é uma fornecedora ou receptora líquida de poupança. Regiões que são fornecedoras líquidas de poupança para o banco global se beneficiam com o aumento do preço da poupança relativo ao do investimento, enquanto os recebedores líquidos perdem.

Em relação ao fechamento utilizado, que reflete a escolha das variáveis endógenas e exógenas do modelo, os experimentos foram conduzidos a partir de um fechamento de curto prazo denominado “novo equilíbrio geral multirregional” (*New MRGE*), em que produção, preços, salários e renda são endógenos para todas as regiões, enquanto a população e as variáveis de mudança técnica e de políticas são exógenas ao modelo. Esse fechamento foi escolhido, porque é bastante apropriado para se captar a substituição na produção e no consumo entre os setores devido à liberalização comercial preferencial, que é o foco central deste estudo.

### 3.2. Agregação setorial e regional

As regiões e os setores da versão 9 da base de dados do GTAP foram agrupados em 12 regiões e 4 setores com o intuito de identificar e avaliar os impactos que os três cenários propostos possibilitariam ao Brasil. Na agregação regional, estão os membros do bloco Mercosul, separados por país, e outros que englobam as principais regiões das Américas, além de grandes parceiros comerciais do Brasil de outras regiões, como a União Europeia e os países do BRICS conforme mostra o Quadro 3. A agregação setorial considerou a classificação tecnológica industrial da OCDE, baseada no indicador de intensidade de Pesquisa e Desenvolvimento (P&D) (Gasto em P&D / valor adicionado, ou gasto em P&D / produção), sendo dividida em quatro categorias. No entanto, essas categorias industriais foram agrupadas em apenas duas (baixa e média-baixa e média-alta e alta tecnologia), considerando-se também os produtos primários e os serviços.

<sup>16</sup> A única diferença entre a demanda por importações agregadas das firmas e a das famílias é relativa às suas respectivas parcelas nas importações. Em consequência, os setores (e as famílias) mais intensivos no uso de importações serão os mais afetados pelas mudanças nas tarifas de importação.

<sup>17</sup> A Variação Equivalente (EV), medida utilizada como *proxy* para o bem-estar econômico, reflete a diferença entre a despesa requerida para obter o novo nível de utilidade aos preços iniciais (YEV) e o nível de utilidade disponível no equilíbrio inicial (Y), ou seja,  $EV=YEV-Y$ .

**Quadro 1 - Agregação Regional e Setorial**

<b>Agregação Regional</b>
<ul style="list-style-type: none"> <li>* Argentina (ARG).</li> <li>* Brasil (BRA).</li> <li>* Paraguai (PAR).</li> <li>* Uruguai (URU).</li> <li>* Venezuela (VEN).</li> <li>* CAN: Bolívia, Colômbia, Equador e Peru.</li> <li>* Resto da América do Sul (R.A.Sul): Bolívia, Chile, Resto da América do Sul.</li> <li>* Resto das Américas (R.AMs): Costa Rica, Guatemala, Honduras, Nicarágua, Panamá, El Salvador, Resto da América Central, República Dominicana, Jamaica, Porto Rico, Trindade, Caribe.</li> <li>* BRICS: Rússia, Índia, China e África do Sul.</li> <li>* União Europeia (UE 28): Alemanha, Áustria, Bélgica, Bulgária, Chipre, Croácia, Dinamarca, Eslováquia, Eslovênia, Espanha, Estônia, Finlândia, França, Grécia, Hungria, Irlanda, Itália, Letônia, Lituânia, Luxemburgo, Malta, Países Baixos, Polônia, Portugal, Reino Unido, República Checa, Romênia, Suécia.</li> <li>* NAFTA: Canadá, Estados Unidos e México.</li> <li>* Resto do mundo (R.MUN): Austrália, Nova Zelândia, Resto da Oceania, Hong Kong, Japão, Coreia do Sul, Mongólia, Taiwan, Resto do Leste Asiático, Brunei Darussalam, Camboja, Indonésia, República Democrática Popular do Lau, Malásia, Filipinas, Singapura, Tailândia, Vietnã, Resto do Sudeste da Ásia, Bangladesh, Nepal, Paquistão, Sri Lanka, Resto do Sul da Ásia, Suíça, Noruega, Resto da Associação Europeia de Livre Comércio, Albânia, Belarus, Ucrânia, Resto do Leste Europeu, Resto da Europa, Cazaquistão, República Quirguiz, Resto da Antiga União Soviética, Armênia, República do Azerbaijão, Geórgia, Barém, Irã, Israel, Jordânia, Kuwait, Omã, Qatar, Arábia Saudita, Turquia, Emirados Árabes, Resto do Leste da Ásia, Egito, Marrocos, Resto do Oriente Médio, Tunísia, Resto do Sul Africano, Benin, Burquina Faso, Camarões, Costa do Marfim, Gana, Guiné, Nigéria, Senegal, Togo, Resto Leste Africano, África Central, África do Sul, Etiópia, Quênia, Madagascar, Malawi, Moçambique, Ruanda, Tanzânia, Uganda, Zâmbia, Zimbábwe, Resto da SADC, Madagascar, Botswana, Namíbia, Uganda, Resto da África Subsaariana, Resto do mundo.</li> </ul>
<b>Agregação Setorial</b>
<ul style="list-style-type: none"> <li>* Primários (PRIM): arroz, trigo, cereal, frutas, vegetais, oleaginosas, cana de açúcar, açúcar de beterraba, fibras e outras, culturas, animais vivos, produtos de origem animal, leite e lã, carnes, óleos e gorduras, laticínios, arroz processado, açúcar, silvicultura, pescados, óleos, carvão e gás.</li> <li>* Baixa e Média-Baixa Tecnologia (B&amp;MB): bebidas e tabacos e outros produtos alimentícios processados, têxteis, vestuário e artigos em couro, madeira, papel, borracha e minerais, produtos de metais, metais ferrosos, gás, petróleo e carvão.</li> <li>* Média-Alta e Alta Tecnologia (MA&amp;A): veículos motorizados, peças automotivas e equipamentos de transporte, produtos químicos, plásticos, máquinas, equipamento eletrônicos e outros equipamentos, outras manufaturas.</li> <li>* Serviços (SERV): eletricidade, distribuição de gás, água, construção, comércio, transporte marítimo, aéreo e outros, comunicação, serviços financeiros, seguros, serviços para negócios, recreação, administração pública, defesa, saúde, educação e habitação.</li> </ul>

Fonte: GTAP 9 (base de dados).

**3.3. Cenários**

A avaliação dos efeitos da transformação do Mercosul em uma ZLC, a formação de uma área de livre comércio entre os países da América do Sul e/ou acordo com demais países da América Central e Norte é realizada supondo os três cenários abaixo:

Cenário 1 – Transformação do Mercosul em uma zona de livre comércio: a simulação considerou uma redução linear para todos os parceiros comerciais de 50% das tarifas de importação para Uruguai e Paraguai e de 20% para Argentina. Já o Brasil manteve as suas tarifas de importação de países de fora do bloco no mesmo patamar. Esse procedimento *ad hoc* de redução das tarifas de importação buscou refletir o menor protecionismo dos países pequenos do bloco, que antes da implementação da TEC adotavam tarifas mais baixas, especialmente em comparação ao Brasil. Assim, com a autonomia de sua política comercial, eles tenderiam a reduzir mais significativamente as suas tarifas em relação aos parceiros maiores do bloco. Há uma literatura que aponta que o Brasil foi o maior responsável pela formatação da TEC para a grande maioria dos produtos, buscando trazê-la para um patamar mais

elevado e próximo àquele praticado pelo país antes da formação do bloco. Diferentes autores buscaram explicar a determinação da TEC do bloco a partir da abordagem conhecida como formação endógena de tarifas, que explica a formação da TEC como uma forma de redistribuir renda para determinados grupos organizados da sociedade. Essa abordagem apresenta resultados dúbios no que se refere à evolução do grau de protecionismo em relação aos países não membros do bloco. Richardson (1994) argumenta que as tarifas deveriam declinar após a formação do bloco, pois na medida em que o tamanho do grupo de lobistas aumentasse ficaria mais difícil a sua organização e, assim, o seu *lobby* perderia força. No entanto, Olarreaga e Soloaga (1998) e Olarreaga et al. (1999) afirmam que, no caso específico do Mercosul, as tarifas aumentaram na medida em que a negociação da TEC geralmente refletiu os interesses dos grupos de pressão localizados no país com um maior nível de produção desse produto. Como destacam os autores, no caso do bloco, os grupos de interesse brasileiros parecem não ter perdido influência a nível regional, configurando, assim, um motivo para a elevação da TEC em relação à situação anterior à formação do bloco. Em razão do exposto, espera-se que, a partir da autonomia da política comercial com países de fora do bloco, o Brasil mantenha uma estrutura de proteção similar àquela observada na TEC do bloco, ao contrário dos parceiros menores.

Cenário 2 – Formação de uma área de livre comércio entre todos os países da América do Sul, seguindo os passos da UNASUL: a simulação eliminou as tarifas de importação entre o comércio dos países da América do Sul, mantendo as mudanças das tarifas do Cenário 1.

Cenário 3 – Criação de um acordo no formato da antiga ALCA envolvendo todos os países das Américas: a simulação considerou a formação de um acordo de livre comércio entre os países das três Américas, do Sul, Central e do Norte, mantendo as alterações das tarifas dos Cenários 1 e 2.

A análise dos cenários propostos partiu de um ajuste prévio nas tarifas de importação dos países-membros do Mercosul, com exceção da Venezuela. A base de dados do GTAP demonstrou a existência de tarifas de importação no comércio intrabloco dos países do Mercosul, no entanto, assume-se que essas fossem iguais a zero, no ano-base. Para refletir esse cenário, utilizou-se o procedimento *Altntax*, um recurso do GTAP que permite ajustar os dados no período-base previamente às simulações pretendidas. A Tabela 1 mostra as tarifas de importação bilaterais após as alterações via *Altntax*.<sup>18</sup>

Os resultados apresentados evidenciam os níveis de protecionismo de cada país para cada setor. Após o setor de serviços, que apresenta tarifas zeradas para todos os países, o primário é o que possui as menores tarifas, aplicadas pela Argentina e pelo Brasil, respectivamente. A maior proteção é observada no setor de baixa e média-baixa tecnologia, especialmente das importações oriundas do BRICS e da UE. O Uruguai apresenta a maior tarifa nesse setor para o BRICS, que chega a 19,5%, seguido da Argentina, com 18,64%. O mesmo ocorre com o Brasil, com elevadas tarifas para esse setor para as importações da UE e do BRICS, 12,05% e 12,52%, respectivamente. A partir dos resultados aqui apresentados, realizaram-se os três cenários propostos no estudo, cujos resultados são destacados a seguir.

---

<sup>18</sup> Para descrever os setores, utilizou-se a nomenclatura abaixo: PRIM = bens do setor primário; B&MB = bens do setor de baixa e média-baixa tecnologia; MA&A = bens do setor de média-alta e alta tecnologia; e SERV = bens do setor de serviços.



**Tabela 1 - Tarifas de importação após o Altertax**

<b>ARGENTINA</b>	ARG	BRA	PAR	URU	VEN	CAN	R.A.SUL	R.AMs	NAFTA	BRICS	UE_28	R.MUN
PRIM	0	0	0	0	0	0,02	0,04	0,01	2,41	1,86	4,51	1,68
B&MB	0	0	0	0	0,63	0,34	0,03	5,56	4,05	18,64	10,94	15,77
MA&A	0	0	0	0	0,55	1,77	0,12	7,18	6,34	10,71	10,6	11,67
SERV	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
<b>BRASIL</b>	ARG	BRA	PAR	URU	VEN	CAN	R.A.SUL	R.AMs	NAFTA	BRICS	UE_28	R.MUN
PRIM	0	0	0	0	0	0	0,08	0,91	1,97	4,39	7,00	0,75
B&MB	0	0	0	0	0	0,09	0,04	3,93	4,88	12,52	12,05	8,93
MA&A	0	0	0	0	0,10	0,12	2,56	7,31	7,56	11,2	11,41	11,19
SERV	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
<b>PARAGUAI</b>	ARG	BRA	PAR	URU	VEN	CAN	R.A.SUL	R.AMs	NAFTA	BRICS	UE_28	R.MUN
PRIM	0	0	0	0	0	8,02	0	1,63	3,96	11,48	9,4	10,31
B&MB	0	0	0	0	0,02	5,20	0	6,11	7,01	15,72	12,81	11,45
MA&A	0	0	0	0	3,31	3,18	0,01	6,67	6,29	7,37	7,66	9,55
SERV	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
<b>URUGUAI</b>	ARG	BRA	PAR	URU	VEN	CAN	R.A.SUL	R.AMs	NAFTA	BRICS	UE_28	R.MUN
PRIM	0	0	0	0	0	1,63	0	3,95	3,94	5,43	6,94	0,69
B&MB	0	0	0	0	1,64	4,01	0,01	4,73	2,46	19,5	12,38	13,7
MA&A	0	0	0	0	0,31	1,05	0,15	10,72	5,34	11,18	7,68	8,67
SERV	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0

Fonte: Elaboração própria a partir das simulações no GTAP 9.

### 3.4. Resultados e discussão

#### 3.4.1. Cenário 1: transformação do Mercosul em uma zona de livre comércio

Conforme destacado anteriormente, o Cenário 1 considera uma redução linear nas tarifas de importação de 50% para Uruguai e Paraguai, 20% para a Argentina, mantendo-se as tarifas inalteradas para o Brasil. A queda tarifária em cada um dos países do bloco pode ser observada na Tabela 2. Como era de se esperar, as maiores reduções ocorreram no Paraguai e no Uruguai, para a maioria dos parceiros comerciais, concentrando-se no setor de baixa e média-baixa tecnologia.

**Tabela 2 - Redução das tarifas de importação (em pontos percentuais – p.p.)**

<b>ARGENTINA</b>	ARG	BRA	PAR	URU	VEN	CAN	R.A.SUL	R.AMs	NAFTA	BRICS	UE_28	R.MUN
PRIM	0	0	0	0	0	0	-0,01	0	-0,48	-0,37	-0,90	-0,34
B&MB	0	0	0	0	-0,12	-0,07	0	-1,11	-0,81	-3,73	-2,19	-3,16
MA&A	0	0	0	0	-0,11	-0,35	-0,02	-1,44	-1,27	-2,14	-2,12	-2,33
SERV	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
<b>BRASIL</b>	ARG	BRA	PAR	URU	VEN	CAN	R.A.SUL	R.AMs	NAFTA	BRICS	UE_28	R.MUN
PRIM	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
B&MB	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
MA&A	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
SERV	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
<b>PARAGUAI</b>	ARG	BRA	PAR	URU	VEN	CAN	R.A.SUL	R.AMs	NAFTA	BRICS	UE_28	R.MUN
PRIM	0	0	0	0	0	-4,01	0	-0,81	-1,98	-5,74	-4,70	-5,16
B&MB	0	0	0	0	-0,01	-2,60	0	-3,05	-3,51	-7,86	-6,41	-5,73
MA&A	0	0	0	0	-1,65	-1,59	0	-3,33	-3,15	-3,68	-3,83	-4,78
SERV	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
<b>URUGUAI</b>	ARG	BRA	PAR	URU	VEN	CAN	R.A.SUL	R.AMs	NAFTA	BRICS	UE_28	R.MUN
PRIM	0	0	0	0	0	-0,81	0	-1,97	-1,97	-2,71	-3,47	-0,35
B&MB	0	0	0	0	-0,82	-2,00	0	-2,36	-1,23	-9,75	-6,19	-6,85
MA&A	0	0	0	0	-0,15	-0,52	-0,08	-5,36	-2,67	-5,59	-3,84	-4,33
SERV	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0

Fonte: Elaboração própria a partir das simulações com o GTAP 9.

A Tabela 3 mostra o comportamento das importações após a redução das tarifas, em que é possível observar que Argentina, Paraguai e Uruguai tiveram um expressivo aumento nas importações dos países de fora do Mercosul, com queda das importações dos países do bloco. Esse resultado era esperado, pois esses países reduziram as suas tarifas de importação extrabloco, beneficiando os parceiros de fora do Mercosul. Os países da União Europeia tiveram maior representatividade nos itens do setor primário, seguidos do BRICS nos itens de baixa e baixa-média tecnologia e do Resto do Mundo nos de média-alta e alta tecnologia. O Paraguai foi o país do Mercosul que apresentou o maior aumento nas importações, que cresceram 293,53%, seguido do Uruguai, 101,41%, e da Argentina, 19,89%.

O Brasil, por sua vez, o qual não alterou as suas tarifas, sofreu o menor impacto em suas importações. No entanto, as suas exportações para os membros do Mercosul declinaram de forma significativa em alguns casos, especialmente em produtos de média-alta e alta intensidade tecnológica. Nesse segmento, houve retração de 16,1% para o Uruguai, 12,8% para o Paraguai e 6,15% para a Argentina. Isso parece confirmar a existência de desvio de comércio nesse segmento, pois, com a redução tarifária dos demais parceiros do bloco, haveria uma alteração significativa de suas importações para países de fora do Mercosul, em detrimento das exportações brasileiras.<sup>19</sup>

**Tabela 3 - Importações bilaterais dos países do Mercosul (variação %)**

<b>ARGENTINA</b>	ARG	BRA	PAR	URU	VEN	CAN	R.A.SUL	R.AMs	NAFTA	BRICS	UE_28	R.MUN
PRIM	0	-0,43	-0,64	-0,4	-0,94	-0,93	-0,82	-0,96	3,74	2,61	7,85	2,28
B&MB	0	-4,62	-3,52	-4,41	-4,47	-4,84	-5,13	1,03	-0,67	14,98	6,9	12,04
MA&A	0	-6,15	-2,53	-1,95	-6,13	-4,49	-6,68	2,76	1,64	7,41	7,30	8,71
SERV	0	0,73	0,37	-0,74	0,18	0,16	0,2	0,1	0,11	0,06	0,09	0,09
<b>BRASIL</b>	ARG	BRA	PAR	URU	VEN	CAN	R.A.SUL	R.AMs	NAFTA	BRICS	UE_28	R.MUN
PRIM	-0,19	0	0,15	0,37	-0,21	-0,21	-0,18	-0,22	-0,26	-0,31	-0,29	-0,27
B&MB	0,05	0	1,48	0,51	-0,28	-0,3	-0,24	-0,36	-0,36	-0,41	-0,39	-0,38
MA&A	1,33	0	4,19	4,84	-0,41	-0,44	-0,37	-0,53	-0,52	-0,59	-0,56	-0,55
SERV	-0,78	0	-0,04	-1,14	-0,23	-0,25	-0,2	-0,31	-0,3	-0,34	-0,32	-0,32
<b>PARAGUAI</b>	ARG	BRA	PAR	URU	VEN	CAN	R.A.SUL	R.AMs	NAFTA	BRICS	UE_28	R.MUN
PRIM	-5,31	-4,8	0	-4,79	-5,3	37,94	-5,26	2,56	14,57	60,02	46,45	52,32
B&MB	-7,13	-6,88	0	-6,68	-7,37	7,76	-7,38	10,51	13,26	41,86	31,97	27,47
MA&A	-11,98	-12,80	0	-8,98	-2,47	-2,96	-13,38	9,35	7,95	11,87	12,95	20,16
SERV	-0,61	0,49	0	-0,97	-0,05	-0,08	-0,03	-0,13	-0,13	-0,17	-0,15	-0,14
<b>URUGUAI</b>	ARG	BRA	PAR	URU	VEN	CAN	R.A.SUL	R.AMs	NAFTA	BRICS	UE_28	R.MUN
PRIM	-3,85	-3,32	-3,51	0	-3,84	4,16	-3,79	16,33	16,24	24,5	33,39	-0,6
B&MB	-11,67	-11,42	-10,39	0	-7,51	-0,91	-11,9	1,11	-5,31	47,62	24,18	28,40
MA&A	-15,35	-16,12	-12,73	0	-15,82	-13,54	-16,29	20,02	0,5	21,69	8,72	12,34
SERV	0,38	1,49	1,13	0	0,94	0,92	0,97	0,86	0,87	0,82	0,85	0,85

Fonte: Elaboração própria a partir das simulações com o GTAP 9.

As Tabelas 4, 5 e 6 destacam os efeitos sobre o bem-estar. Nesse cenário, o Brasil é o único país-membro do bloco que não sofre impacto positivo sobre o bem-estar e sofre a maior perda entre todas as regiões, que chega a USD 481,78 milhões, justamente por ser aquele que não reduziu suas tarifas de importação. Os demais países do Mercosul, que reduziram suas tarifas, beneficiam-se com um aumento de bem-estar, com destaque para a Argentina, que obtém os maiores ganhos, que chegam a USD 394,3 milhões, seguida de Uruguai e Paraguai, USD 140,18 milhões e USD 51,64 milhões, respectivamente.

<sup>19</sup> Há uma vasta literatura, iniciada por Yeats (1997), mostrando a existência de desvio de comércio em vários setores após a formação do Mercosul, especialmente de setores industriais de maior intensidade tecnológica.

Os ganhos de bem-estar da Argentina, Paraguai e Uruguai se concentram no aumento da eficiência alocativa, com seus fatores de produção sendo mais bem empregados em setores em que são mais eficientes após a liberalização tarifária. A Argentina é o país que apresenta o maior resultado total nos efeitos alocativos, com destaque ao setor de bens de média-alta e alta tecnologia. Esses países, no entanto, apresentam uma pequena piora dos termos de troca, que reduz parcialmente seus ganhos totais de bem-estar. Essa perda está associada ao aumento da demanda pelos produtos importados, após a redução tarifária, que passam a entrar nesses países com preços mais elevados. O Brasil, por sua vez, obtém perdas tanto de eficiência alocativa como em seus termos de troca.

**Tabela 4 - Efeitos sobre o bem-estar (em milhões de dólares)**

REGIÕES	EFEITO ALOCATIVO	TERMOS DE TROCA	EFEITO I-S	EFEITO TOTAL
1 ARGENTINA	398,3	-29,4	25,4	394,3
2 BRASIL	-230,7	-260,6	9,6	-481,7
3 PARAGUAI	63,6	-2,1	-9,9	51,6
4 URUGUAI	161,3	-11,7	-9,4	140,2
5 VENEZUELA	-5,2	-3,0	5,5	-2,7
6 CAM	-3,3	-2,2	0,9	-4,6
7 R.A.SUL	-2,6	-10,9	3,0	-10,5
8 R.AMs	2,4	6,1	-0,2	8,3
9 NAFTA	-14,6	-44,0	-8,3	-66,9
10 BRICS	10,6	227,2	-17,8	219,9
11 UE_28	70,6	114,7	9,0	194,2
12 R.MUNDO	29,8	15,8	-7,6	38,0
TOTAL	480,2	-0,2	0,0	480,0

Fonte: Elaboração própria a partir das simulações com o GTAP 9.

A decomposição da eficiência alocativa mostra que os ganhos de bem-estar se disseminam em todos os setores nos três parceiros menores do Mercosul, Argentina, Paraguai e Uruguai. Os maiores ganhos nesses países se concentram no setor de baixa e média-baixa intensidade tecnológica, setores que apresentavam, antes das reduções, as maiores tarifas, enquanto, no Brasil, as maiores perdas ocorriam no setor de média-alta e alta tecnologia, setor em que o país já mantinha as tarifas mais altas e, em decorrência de não aplicar nenhum percentual de redução, acabaram por se tornar ainda mais relevantes. Esse choque teria um efeito total de USD 480,2 milhões, concentrando-se naqueles países que liberalizaram as suas economias.

**Tabela 5 - Decomposição da eficiência alocativa (em milhões de dólares)**

SETORES	ARG	BRA	PAR	URU	VEN	CAN	R.A.SUL	R.AMs	NAFTA	BRICS	UE_28	R.MUN
PRIM	-2,1	4,6	1,8	1,8	-0,3	-0,3	-0,1	-0,6	-0,7	-50,6	10,0	14,6
B&MB	98,5	-41,2	32,9	78,2	-2,3	-0,8	-0,9	3,4	-5,6	18,0	28,2	14,6
MA&A	221,0	-168,4	28,1	71,1	-2,5	-2,4	-1,2	-0,6	-2,5	36,7	20,7	4,6
SERV	80,8	-21,1	0,9	10,2	-0,2	-0,1	-0,4	0,1	-6,3	4,9	3,9	-6,9
TOTAL	398,3	-230,7	63,6	161,3	-5,2	-3,3	-2,6	2,4	-14,6	10,6	70,6	29,8

Fonte: Elaboração própria a partir das simulações com o GTAP 9.

A Tabela 6 mostra os resultados quanto aos termos de troca para cada região e percebe-se que o Brasil, como visto na Tabela 4, apresentou a maior deterioração dos termos de troca, com perdas de USD 260,7 milhões, com a redução das preferências tarifárias nos seus parceiros do bloco. Cabe destacar que nenhum dos países-membros do bloco apresentou resultados positivos neste efeito, sendo o Paraguai o de menor resultado negativo, de USD 2,09 milhões.

**Tabela 6 - Variação nos termos de troca (em milhões de dólares)**

SETORES	ARG	BRA	PAR	URU	VEN	CAN	R.A.SUL	R.AMs	NAFTA	BRICS	UE_28	R.MUN
PRIM	-3,9	-87,5	-1,3	-2,2	8,4	-5,6	-3,6	2,8	6,0	66,1	30,2	7,3
B&MB	-7,5	-78,3	-0,4	-4,9	0,6	-1,8	-10,1	1,6	3,5	65,5	18,4	11,8
MA&A	-36,6	-41,3	0,9	-9,5	-14,3	7,8	7,9	2,2	-34,8	74,2	37,7	-19,8
SERV	18,5	-53,6	-1,2	4,7	2,2	-2,6	-5,1	-0,5	-18,7	21,3	28,4	16,5
TOTAL	-29,4	-260,7	-2,1	-11,8	-3,0	-2,2	-10,9	6,1	-44,0	227,2	114,7	15,8

Fonte: Elaboração própria a partir das simulações com o GTAP 9.

Os resultados dessa simulação, que buscou criar um cenário de retrocesso do Mercosul a uma fase de zona de livre comércio, não se mostraram favoráveis para o Brasil, supondo a redução das tarifas de importação apenas para Argentina, Paraguai e Uruguai. A próxima simulação considera a possibilidade de uma integração entre todos os países da América do Sul.

### 3.4.2. Cenário 2: Área de Livre Comércio da América do Sul (UNASUL)

Esse cenário considera a possibilidade da formação de uma área de livre comércio abrangendo todos os países da América do Sul. A Tabela 7 mostra a queda percentual das tarifas de importação bilaterais em cada um dos países do bloco, a partir das tarifas vigentes no Cenário 1. Vale ressaltar que não houve queda significativa em nenhuma das tarifas bilaterais, mostrando que já há uma série de acordos comerciais na região. Nos países do Mercosul, só há quedas para as demais regiões do continente, enquanto nessas regiões as reduções são mais abrangentes, incluindo os países do bloco. No âmbito setorial, as maiores reduções são observadas no setor de baixa e média-baixa tecnologia, com exceção de Argentina e Brasil, onde a redução, embora pequena, é maior no setor de média-alta e alta tecnologia. As maiores quedas tarifárias ocorrem na Venezuela em relação à Argentina e ao Brasil, no setor de baixa e média-baixa tecnologia, chegando a 12 p.p. e 11 p.p., respectivamente.

De acordo com esse cenário, houve uma elevação do comércio entre os países da América do Sul, devido à redução tarifária, mas com magnitudes bastante diferenciadas entre os países da região. Enquanto nos membros do Mercosul o aumento das importações se concentrou nos demais países da região extra-Mercosul, pois houve uma perda de preferências entre os membros do bloco, em boa parte dos demais países da região, as importações dos membros do Mercosul cresceram de forma mais intensa.

**Tabela 7 - Redução das tarifas de importação (em pontos percentuais - p.p.)**

<b>ARGENTINA</b>	ARG	BRA	PAR	URU	VEN	CAN	R.A.SUL	R.AMs	NAFTA	BRICS	UE_28	R.MUN
PRIM	0	0	0	0	0	-0,02	-0,03	0	0	0	0	0
B&MB	0	0	0	0	-0,51	-0,27	-0,03	0	0	0	0	0
MA&A	0	0	0	0	-0,44	-1,42	-0,10	0	0	0	0	0
SERV	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
<b>BRASIL</b>	ARG	BRA	PAR	URU	VEN	CAN	R.A.SUL	R.AMs	NAFTA	BRICS	UE_28	R.MUN
PRIM	0	0	0	0	0	0	-0,08	0	0	0,01	0	0
B&MB	0	0	0	0	0	-0,09	-0,04	0	0	0	0	0
MA&A	0	0	0	0	-0,10	-0,12	-2,56	0	0	0	0	0
SERV	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
<b>PARAGUAI</b>	ARG	BRA	PAR	URU	VEN	CAN	R.A.SUL	R.AMs	NAFTA	BRICS	UE_28	R.MUN
PRIM	0	0	0	0	0	-4,01	0	0	0	0	0	0
B&MB	0	0	0	0	-0,01	-2,60	0	0	0	0	0	0
MA&A	0	0	0	0	-1,66	-1,59	-0,01	0	0	0	0	0
SERV	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
<b>URUGUAI</b>	ARG	BRA	PAR	URU	VEN	CAN	R.A.SUL	R.AMs	NAFTA	BRICS	UE_28	R.MUN
PRIM	0	0	0	0	0	-0,82	0	0	0	0	0	0
B&MB	0	0	0	0	-0,82	-2,01	-0,01	0	0	0	0	0
MA&A	0	0	0	0	-0,16	-0,53	-0,07	0	0	0	0	0
SERV	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
<b>VENEZUELA</b>	ARG	BRA	PAR	URU	VEN	CAN	R.A.SUL	R.AMs	NAFTA	BRICS	UE_28	R.MUN
PRIM	-8,53	-5,01	-0,83	-1,74	0	0	-1,24	0	0	0	0	0
B&MB	-12,41	-10,58	-2,91	-1,56	0	0	-1,64	0	0	0	0	0
MA&A	-5,34	-2,62	-0,38	-1,21	0	0	-0,04	0	0	0	0	0
SERV	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
<b>CAN</b>	ARG	BRA	PAR	URU	VEN	CAN	R.A.SUL	R.AMs	NAFTA	BRICS	UE_28	R.MUN
PRIM	-4,66	-4,63	-1,58	-3,20	0	0	-0,18	0	0	0	0	0
B&MB	-1,32	-1,87	-2,15	-0,87	0	0	-0,33	0	0	0	0	0
MA&A	-2,47	-1,61	-0,99	-0,84	0	0	-0,51	0	0	0	0	0
SERV	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
<b>R.A.SUL</b>	ARG	BRA	PAR	URU	VEN	CAN	R.A.SUL	R.AMs	NAFTA	BRICS	UE_28	R.MUN
PRIM	-0,74	-1,43	-3,40	-4,33	-0,01	-0,12	-0,47	0	0	0	0	0
B&MB	-0,31	-0,70	-3,47	-2,03	-0,47	-0,92	-6,58	0	0	0	0	0
MA&A	-0,08	-0,17	0	-0,63	-0,38	-0,39	-4,84	0	0	0	0	0
SERV	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0

Fonte: Elaboração própria a partir das simulações com o GTAP 9.

Chama a atenção a queda generalizada das importações brasileiras dos demais membros do Mercosul, especialmente da Argentina. No caso argentino, embora as importações do Brasil não tenham caído em todos os setores, naqueles em que houve aumento, ele foi inferior ao observado em outros países/regiões. Essa redução do comércio interno entre os membros do Mercosul sinaliza a existência de desvio de comércio antes do choque, pois a constituição de um novo bloco e a redução de tarifas nas importações para os demais países da região provocou um redirecionamento comercial para terceiros países.

Com a formação desse novo APC e refletindo a maior redução do protecionismo no setor de média-alta e alta tecnologia no Brasil e na Argentina, as importações desse segmento foram as que mais cresceram dos países/regiões extra-Mercosul. No caso brasileiro, o maior aumento das

importações desse setor ocorreu no Resto da América do Sul, em que chegou a 20,6%. O maior aumento das importações das demais regiões da América do Sul concentraram-se no setor de baixa e média-baixa tecnologia, especialmente aquelas provenientes dos dois maiores parceiros do Mercosul. No caso da Venezuela, as importações desse setor de Argentina e Brasil cresceram 80,2% e 65,9%, respectivamente, devido às maiores quedas tarifárias.

**Tabela 8 - Importações bilaterais dos países da América do Sul (variação %)**

<b>ARGENTINA</b>	ARG	BRA	PAR	URU	VEN	CAN	R.A.SUL	R.AMs	NAFTA	BRICS	UE_28	R.MUN
PRIM	0	0,74	-1,71	0,90	3,42	3,28	2,47	2,17	2,09	1,91	1,91	1,90
B&MB	0	0,24	-0,47	0,63	6,29	3,57	1,19	1,25	1,20	1,16	1,15	1,14
MA&A	0	-0,16	-0,71	0,31	6,39	12,60	1,19	1,04	0,97	0,95	0,94	0,94
SERV	0	0,22	-0,26	0,55	1,83	1,19	0,52	1,02	0,97	0,96	0,95	0,95
<b>BRASIL</b>	ARG	BRA	PAR	URU	VEN	CAN	R.A.SUL	R.AMs	NAFTA	BRICS	UE_28	R.MUN
PRIM	-3,53	0	-3,05	-0,24	1,96	1,99	1,76	1,01	0,94	0,77	0,76	0,75
B&MB	-2,00	0	-1,11	0	2,36	1,82	0,58	0,59	0,54	0,5	0,5	0,49
MA&A	-2,12	0	-1,11	-0,12	3,30	1,92	20,6	0,61	0,54	0,52	0,51	0,51
SERV	-1,61	0	-0,83	-0,03	1,25	0,6	-0,05	0,43	0,39	0,38	0,37	0,37
<b>PARAGUAI</b>	ARG	BRA	PAR	URU	VEN	CAN	R.A.SUL	R.AMs	NAFTA	BRICS	UE_28	R.MUN
PRIM	-1,73	1,39	0	1,59	4,19	53,54	2,86	2,85	2,78	2,60	2,59	2,58
B&MB	-1,67	-0,06	0	0,32	2,83	18,72	0,71	0,92	0,88	0,83	0,83	0,82
MA&A	-1,91	-0,38	0	0,07	16,08	13,77	0,25	0,79	0,72	0,7	0,69	0,68
SERV	-1,33	-0,07	0	0,26	1,53	0,89	0,23	0,72	0,67	0,67	0,66	0,66
<b>URUGUAI</b>	ARG	BRA	PAR	URU	VEN	CAN	R.A.SUL	R.AMs	NAFTA	BRICS	UE_28	R.MUN
PRIM	-3,98	-0,88	-3,59	0	1,81	10,16	0,56	0,51	0,48	0,31	0,30	0,29
B&MB	-1,90	-0,33	-1,05	0	7,78	14,30	0,47	0,66	0,61	0,57	0,57	0,56
MA&A	-2,07	-0,57	-1,18	0	3,81	5,01	0,57	0,62	0,55	0,52	0,51	0,51
SERV	-1,77	-0,52	-0,99	0	1,08	0,44	-0,22	0,27	0,23	0,22	0,21	0,21
<b>VENEZUELA</b>	ARG	BRA	PAR	URU	VEN	CAN	R.A.SUL	R.AMs	NAFTA	BRICS	UE_28	R.MUN
PRIM	74,69	30,08	-15,57	-4,95	0	-18,17	-8,29	-18,87	-18,93	-19,07	-19,08	-19,09
B&MB	80,23	65,89	6,52	-0,84	0	-8,64	0,01	-9,19	-9,24	-9,28	-9,28	-9,29
MA&A	40,19	17,29	-0,95	6,39	0	-1,56	-2,23	-1,98	-2,05	-2,07	-2,08	-2,08
SERV	-2,39	-1,14	-1,62	-0,81	0	-0,19	-0,84	-0,36	-0,40	-0,41	-0,42	-0,42
<b>CAN</b>	ARG	BRA	PAR	URU	VEN	CAN	R.A.SUL	R.AMs	NAFTA	BRICS	UE_28	R.MUN
PRIM	36,74	40,85	2,21	23,05	-7,72	-7,99	-7,26	-8,91	-8,97	-9,13	-9,13	-9,14
B&MB	4,62	9,96	10,98	3,93	0,97	-0,21	1,00	-0,81	-0,86	-0,90	-0,91	-0,92
MA&A	15,75	10,45	4,82	4,83	1,05	-0,29	2,50	-0,71	-0,78	-0,80	-0,81	-0,82
SERV	-2,10	-0,85	-1,32	-0,52	0,75	0,11	-0,55	-0,06	-0,10	-0,11	-0,12	-0,12
<b>R.A.SUL</b>	ARG	BRA	PAR	URU	VEN	CAN	R.A.SUL	R.AMs	NAFTA	BRICS	UE_28	R.MUN
PRIM	-0,66	10,02	29,5	45,89	-1,74	-0,96	1,52	-3,08	-3,15	-3,32	-3,33	-3,34
B&MB	-1,27	2,68	20,26	11,63	4,09	5,67	46,15	-0,64	-0,68	-0,73	-0,73	-0,74
MA&A	-2,05	0,11	-1,78	3,99	4,75	3,36	41,07	0,00	-0,07	-0,09	-0,10	-0,10
SERV	-1,77	-0,52	-1,00	-0,19	1,08	0,44	-0,22	0,27	0,23	0,22	0,21	0,21

Fonte: Elaboração própria a partir das simulações com o GTAP 9.

Diferente do Cenário 1, uma abertura comercial entre os países da América do Sul proporciona ao Brasil um ganho de bem-estar que alcança um efeito total de USD 533,53 milhões, como mostra a Tabela 9. Esse resultado é obtido através de uma abertura comercial com outras regiões sem se

manter limitado ao Mercosul, além de um maior resultado de eficiência alocativa nos setores de baixa e média-alta tecnologias e um resultado positivo quanto aos termos de troca para todos os setores, com destaque ao primário que alcançou USD 153,67 milhões. A Argentina também apresenta ganhos superiores de bem-estar nesse cenário em comparação com o anterior, ao contrário de Paraguai e Uruguai, onde os ganhos são menores. Já a Venezuela e o CAN apresentam resultados negativos em todos os setores e alcançam juntos uma perda total de bem-estar de USD 380,64 milhões.

**Tabela 9 - Efeitos sobre o bem-estar (em milhões de dólares)**

REGIÕES	EFEITO ALOCATIVO	TERMOS DE TROCA	EFEITO I-S	EFEITO TOTAL
1 ARGENTINA	97,0	396,1	-48,8	444,3
2 BRASIL	190,7	353,1	-10,3	533,5
3 PARAGUAI	4,6	22,2	4,9	31,7
4 URUGUAI	2,9	2,4	1,3	6,7
5 VENEZUELA	-74,1	-185,1	71,8	-187,4
6 CAM	-31,3	-166,4	4,5	-193,2
7 RESTOAMSUL	17,5	0,4	-6,9	11,0
8 RESTOAMS	-8,6	-15,6	-6,3	-30,4
9 NAFTA	-26,7	-75,9	-55,7	-158,2
10 BRICS	-21,2	-124,6	24,3	-121,5
11 UE_28	-98,1	-135,2	-3,3	-236,7
12 RESTOMUNDO	-75,4	-73,1	24,6	-123,9
TOTAL	-22,8	-1,6	0,2	-24,2

Fonte: Elaboração própria a partir das simulações com o GTAP 9.

A Tabela 10 traz os resultados sobre a decomposição da eficiência alocativa por região e setores. É possível observar que o Brasil é o maior beneficiado, seguido da Argentina. A Argentina destaca-se com resultados positivos em todos os setores, enquanto o Brasil registra os maiores ganhos no setor de média-alta tecnologia.

**Tabela 10 - Decomposição da eficiência alocativa (em milhões de dólares)**

SETORES	ARG	BRA	PAR	URU	VEN	CAN	R.A.SUL	R.AMs	NAFTA	BRICS	UE_28	R.MUN
PRIM	2,1	-10,2	0,2	0,2	-24,5	0,8	-0,6	0,0	-8,9	30,5	-36,3	-28,8
B&MB	19,6	53,1	2,3	1,0	-11,3	-9,0	10,4	-6,7	-7,2	-16,4	-33,5	-22,0
MA&A	40,2	122,0	1,9	1,6	-37,3	-18,9	5,7	-1,9	-8,2	-19,5	-8,0	-9,7
SERV	35,1	23,2	0,3	0,1	-1,1	-4,0	1,7	-0,2	-4,4	-13,1	-8,8	-11,0
TOTAL	97,0	190,7	4,6	2,9	-74,1	-31,3	17,5	-8,6	-26,7	-21,2	-98,1	-75,4

Fonte: Elaboração própria a partir das simulações com o GTAP

A variação nos termos de troca, apresentada na Tabela 11, possibilita observar que o Brasil e a Argentina destacam-se com resultados positivos em todos os setores analisados. O Brasil registra o seu maior ganho no setor primário (USD 153,67 milhões), resultado do aumento da demanda por esse produto e o conseqüente aumento de seu preço de exportação, revertendo as perdas do setor em relação à eficiência alocativa.

**Tabela 11 - Variação nos termos de troca (em milhões de dólares)**

SETORES	ARG	BRA	PAR	URU	VEN	CAN	R.A.SUL	R.AMs	NAFTA	BRICS	UE_28	R.MUN
PRIM	199,3	153,7	17,4	2,2	-89,0	-98,7	3,0	-3,3	5,1	-86,3	-64,4	-52,0
B&MB	79,0	91,4	-0,4	0,1	-80,3	-49,8	-0,4	-0,8	-21,2	-5,2	-3,4	-8,0
MA&A	55,0	48,6	-2,6	-1,4	-10,4	-11,6	0,5	-4,9	-31,8	-21,7	-24,1	16,9
SERV	63,2	59,6	8,1	1,6	-5,7	-6,5	-2,6	-6,6	-27,9	-11,4	-43,4	-30,0
TOTAL	396,5	353,2	22,5	2,5	-185,3	-166,5	0,4	-15,6	-75,9	-124,6	-135,2	-73,1

Fonte: Elaboração própria a partir das simulações com o GTAP 9.

O segundo cenário mostrou-se bem mais favorável ao Brasil, com ganhos comerciais e de bem-estar. Ou seja, a formação de um bloco regional reverteria as eventuais perdas observadas com o fim da TEC, mesmo com o país mantendo as mesmas tarifas de importação estipuladas no Cenário 1 (mais elevadas do que as dos demais membros do Mercosul). A seguir, são apresentados os resultados obtidos para o terceiro cenário proposto.

### 3.4.3. Cenário 3: Área de Livre Comércio das Américas

O terceiro e último cenário tem por objetivo examinar os efeitos de um mega-acordo comercial formado pelas três Américas: do Sul, Central e do Norte. Nesse cenário, ocorreu a eliminação total das tarifas de importação entre todos os países/regiões das Américas, mantendo-se inalteradas as alíquotas desses países para as demais regiões, conforme consta na Tabela 12.

É possível observar um padrão distinto de liberalização entre as regiões examinadas. De um lado, para os países-membros do Mercosul, com exceção da Venezuela, ocorre uma maior queda das tarifas no setor de média-alta e alta tecnologia nas importações oriundas do Resto das Américas e do NAFTA. A maior redução tarifária do Brasil foi registrada nas importações desse setor provenientes do NAFTA (7,56 p.p.). De outro lado, para o Resto das Américas, a redução do protecionismo foi maior no setor de baixa e média-baixa intensidade tecnológica para os países do Mercosul, chegando a 30 p.p. e 70 p.p. para Brasil e Paraguai, respectivamente. No caso do NAFTA, as reduções foram pequenas, mas se concentraram em produtos de maior conteúdo tecnológico para Argentina, Brasil e Uruguai, e de menor conteúdo para Paraguai, Venezuela e CAN.

**Tabela 12 - Redução das tarifas de importação (em pontos percentuais - p.p.)**

	ARG	BRA	PAR	URU	VEN	CAN	R.A.SUL	R.AMs	NAFTA	BRICS	UE_28	R.MUN
<b>ARGENTINA</b>												
PRIM	0	0	0	0	0	0	0	-0,01	-1,93	0	0	0
B&MB	0	0	0	0	0	0	0	-4,45	-3,24	0	0	0
MA&A	0	0	0	0	0	0	0	-5,74	-5,07	0	0	0
SERV	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
<b>BRASIL</b>												
PRIM	0	0	0	0	0	0	0	-0,91	-1,97	-0,01	0	0
B&MB	0	0	0	0	0	0	0	-3,93	-4,88	0	0	0
MA&A	0	0	0	0	0	0	0	-7,31	-7,56	0	0	0
SERV	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0

*Continua*



**Tabela 12 - Redução das tarifas de importação (em pontos percentuais - p.p.)**

*Conclusão*

<b>PARAGUAI</b>	ARG	BRA	PAR	URU	VEN	CAN	R.A.SUL	R.AMs	NAFTA	BRICS	UE_28	R.MUN
PRIM	0	0	0	0	0	0	0	-0,82	-1,98	0	0	0
B&MB	0	0	0	0	0	0	0	-3,06	-3,50	0	0	0
MA&A	0	0	0	0	0	0	0	-3,34	-3,14	0	0	0
SERV	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
<b>URUGUAI</b>	ARG	BRA	PAR	URU	VEN	CAN	R.A.SUL	R.AMs	NAFTA	BRICS	UE_28	R.MUN
PRIM	0	0	0	0	0	0	0	-1,98	-1,97	0	0	0
B&MB	0	0	0	0	0	0	0	-2,37	-1,23	0	0	0
MA&A	0	0	0	0	0	0	0	-5,36	-2,67	0	0	0
SERV	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
<b>VENEZUELA</b>	ARG	BRA	PAR	URU	VEN	CAN	R.A.SUL	R.AMs	NAFTA	BRICS	UE_28	R.MUN
PRIM	0	0	0	0	0	0	0	-5,27	-20,18	0	0	0
B&MB	0	0	0	0	0	0	0	-25,29	-13,39	0	0	0
MA&A	0	0	0	0	0	0	0	-7,78	-9,10	0	0	0
SERV	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
<b>CAN</b>	ARG	BRA	PAR	URU	VEN	CAN	R.A.SUL	R.AMs	NAFTA	BRICS	UE_28	R.MUN
PRIM	0	0	0	0	0	0	0	-10,20	-8,46	0	0	0
B&MB	0	0	0	0	0	0	0	-6,60	-3,29	0	0	0
MA&A	0	0	0	0	0	0	0	-3,54	-3,19	0	0	0
SERV	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
<b>R.A.SUL</b>	ARG	BRA	PAR	URU	VEN	CAN	R.A.SUL	R.AMs	NAFTA	BRICS	UE_28	R.MUN
PRIM	0	0	0	0	0	0	0	-5,63	-2,81	0	0	0
B&MB	0	0	0	0	0	0	0	-4,63	-0,51	0	0	0
MA&A	0	0	0	0	0	0	0	-4,67	-0,85	0	0	0
SERV	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
<b>R.AMs</b>	ARG	BRA	PAR	URU	VEN	CAN	R.A.SUL	R.AMs	NAFTA	BRICS	UE_28	R.MUN
PRIM	-5,32	-0,5	-0,2	-4,89	-0,75	-2,23	-6,36	-3,58	-6,38	0	0	0
B&MB	-6,94	-30	-70	-7,98	-4,95	-6,3	-4,18	-4,79	-5,22	0	0	0
MA&A	-4,42	-3,9	-2,9	-2,37	-3,51	-6,03	-2,61	-2,61	-4,56	0	0	0
SERV	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
<b>NAFTA</b>	ARG	BRA	PAR	URU	VEN	CAN	R.A.SUL	R.AMs	NAFTA	BRICS	UE_28	R.MUN
PRIM	-0,8	-2,3	-4,6	-4,51	-0,1	-0,11	-0,7	-0,61	-0,72	0	0	0
B&MB	-1,63	-1,6	-8,5	-1,13	-1,26	-0,53	-0,67	-1,49	-0,79	0	0	0
MA&A	-2,41	-2,1	-0,8	-2,75	-1,09	-0,36	-0,12	-0,41	-0,03	0	0	0
SERV	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0

Fonte: Elaboração própria a partir das simulações com o GTAP 9.

A Tabela 13 apresenta a variação das importações. De modo geral, as regiões que passaram a integrar o bloco (NAFTA e RAMs) aumentaram as suas importações de todas as demais das Américas, enquanto as que já haviam liberalizado nos cenários anteriores concentraram o aumento de suas importações justamente nesses novos dois parceiros comerciais.

**Tabela 13 - Importações bilaterais dos países das Américas (variação %)**

<b>ARGENTINA</b>	ARG	BRA	PAR	URU	VEN	CAN	R.A.SUL	R.AMs	NAFTA	BRICS	UE_28	R.MUN
PRIM	0	-1,91	-8,71	-1,88	1,71	0,91	-0,51	0,13	15,11	-0,83	-0,96	-0,92
B&MB	0	-3,04	-13,65	-2,14	0,86	-0,84	-2,21	30,62	16,07	-2,49	-2,64	-2,62
MA&A	0	-5,53	-17,51	-4,99	0,34	-4,16	-5,83	40,56	31,75	-6,09	-6,31	-6,27
SERV	0	-1,05	-10,54	0,17	0,82	0,51	-0,12	-1,77	-1,90	-0,05	-0,20	-0,18
<b>BRASIL</b>	ARG	BRA	PAR	URU	VEN	CAN	R.A.SUL	R.AMs	NAFTA	BRICS	UE_28	R.MUN
PRIM	1,23	0	-8,89	-1,57	1,44	1,35	-0,37	9,84	15,99	-0,52	-0,64	-0,60
B&MB	-2,18	0	-14,57	-3,28	-0,40	-1,91	-3,29	25,19	26,46	-3,60	-3,75	-3,73
MA&A	-5,69	0	-19,32	-7,23	-2,12	-6,44	-8,05	53,06	53,04	-8,29	-8,51	-8,48
SERV	1,54	0	-9,85	0,94	1,60	1,28	0,65	-1,02	-1,14	0,72	0,56	0,59
<b>PARAGUAI</b>	ARG	BRA	PAR	URU	VEN	CAN	R.A.SUL	R.AMs	NAFTA	BRICS	UE_28	R.MUN
PRIM	9,18	6,15	0	6,20	10,26	9,31	7,69	17,38	25,11	7,35	7,21	7,25
B&MB	5,39	3,28	0	4,21	7,47	5,66	4,17	28,27	25,61	3,86	3,70	3,71
MA&A	2,18	-0,04	0	0,52	6,39	1,48	-0,32	25,44	21,55	-0,61	-0,85	-0,81
SERV	7,61	5,67	0	6,97	7,66	7,33	6,67	4,90	4,76	6,73	6,57	6,60
<b>URUGUAI</b>	ARG	BRA	PAR	URU	VEN	CAN	R.A.SUL	R.AMs	NAFTA	BRICS	UE_28	R.MUN
PRIM	1,11	-1,73	-9,20	0	1,96	1,41	-0,32	21,43	15,85	-0,61	-0,75	-0,71
B&MB	0,62	-1,38	-12,18	0	2,76	0,87	-0,54	17,57	4,78	-0,82	-0,97	-0,96
MA&A	-0,33	-2,47	-15,25	0	3,80	-1,21	-2,78	41,27	14,58	-3,05	-3,28	-3,24
SERV	0,97	-0,85	-10,36	0	1,02	0,71	0,08	-1,58	-1,70	0,15	-0,01	0,02
<b>VENEZUELA</b>	ARG	BRA	PAR	URU	VEN	CAN	R.A.SUL	R.AMs	NAFTA	BRICS	UE_28	R.MUN
PRIM	-36,18	-38,02	-42,80	-37,99	0	-36,24	-37,10	5,46	274,81	-37,31	-37,40	-37,37
B&MB	-14,01	-15,74	-23,90	-14,95	0	-13,85	-15,03	243,33	78,53	-15,27	-15,40	-15,39
MA&A	-18,76	-20,52	-30,92	-20,03	0	-19,36	-20,77	36,19	46,44	-20,99	-21,17	-21,14
SERV	0,80	-1,01	-10,51	0,21	0	0,54	-0,08	-1,74	-1,87	-0,02	-0,17	-0,14
<b>CAN</b>	ARG	BRA	PAR	URU	VEN	CAN	R.A.SUL	R.AMs	NAFTA	BRICS	UE_28	R.MUN
PRIM	-13,96	-16,43	-22,63	-16,40	-13,20	-13,83	-15,22	123,94	82,08	-15,45	-15,59	-15,54
B&MB	-3,47	-5,42	-15,75	-4,57	-1,65	-3,30	-4,63	44,15	13,61	-4,89	-5,04	-5,02
MA&A	-3,83	-5,94	-18,62	-5,37	-0,61	-4,55	-6,23	19,81	14,82	-6,49	-6,71	-6,68
SERV	0,75	-1,06	-10,55	0,16	0,80	0,49	-0,13	-1,79	-1,91	-0,07	-0,22	-0,19
<b>R.A.SUL</b>	ARG	BRA	PAR	URU	VEN	CAN	R.A.SUL	R.AMs	NAFTA	BRICS	UE_28	R.MUN
PRIM	-0,81	-3,72	-11,09	-3,66	-0,02	-0,75	-2,29	69,48	23,22	-2,60	-2,72	-2,69
B&MB	0,32	-1,64	-12,02	-0,73	2,34	0,54	-0,80	33,61	0,04	-1,08	-1,24	-1,22
MA&A	1,32	-0,84	-13,81	-0,24	5,07	0,47	-1,15	36,87	2,10	-1,42	-1,66	-1,62
SERV	1,06	-0,76	-10,28	0,46	1,11	0,80	0,17	-1,49	-1,61	0,24	0,09	0,11
<b>R.AMs</b>	ARG	BRA	PAR	URU	VEN	CAN	R.A.SUL	R.AMs	NAFTA	BRICS	UE_28	R.MUN
PRIM	37,51	-16,04	-25,01	28,28	-10,86	2,51	49,47	15,35	43,33	-19,31	-19,43	-19,40
B&MB	22,62	301,50	1688,33	28,65	11,48	18,45	3,36	9,58	7,36	-19,70	-19,82	-19,81
MA&A	27,73	20,02	-2,64	8,59	24,65	41,97	9,47	8,03	22,06	-9,80	-10,02	-9,98
SERV	1,94	0,11	-9,50	1,34	1,99	1,68	1,04	-0,63	-0,76	1,11	0,95	0,98
<b>NAFTA</b>	ARG	BRA	PAR	URU	VEN	CAN	R.A.SUL	R.AMs	NAFTA	BRICS	UE_28	R.MUN
PRIM	9,70	23,51	42,68	52,69	3,12	2,48	6,89	6,52	2,60	-0,49	-0,64	-0,59
B&MB	11,77	9,19	45,51	7,23	11,40	4,80	4,23	12,11	2,65	-0,25	-0,40	-0,39
MA&A	24,53	18,86	-5,29	25,71	17,53	6,48	2,74	3,64	-1,01	1,56	1,31	1,35
SERV	1,96	0,13	-9,48	1,36	2,01	1,70	1,07	-0,61	-0,74	1,13	0,98	1,01

Fonte: Elaboração própria a partir das simulações com o GTAP 9.

Em termos setoriais, para os países do Mercosul, as importações do setor de média-alta e alta tecnologia são as que mostram o maior crescimento. No caso brasileiro, as importações desse setor crescem em torno de 53% de ambas as regiões, declinando das demais origens. Ao mesmo tempo, também se verifica um aumento das importações do NAFTA, embora em menor magnitude, provenientes de Argentina e Brasil, também se concentrando no setor de maior conteúdo tecnológico.

Portanto, a criação do bloco iria estimular, principalmente, o comércio de setores com maior intensidade tecnológica entre os dois maiores membros do Mercosul e do NAFTA. Nesse sentido, esse acordo permitiria benefícios além dos estáticos, pois haveria possibilidades tanto de ganhos de escala como de elevação das taxas de crescimento econômico, estimulado pelo intercâmbio tecnológico.

A Tabela 14 mostra os efeitos sobre o bem-estar para as 12 regiões estudadas. Observa-se que apenas Brasil, Paraguai e Venezuela apresentam ganhos de bem-estar, quando analisados somente países que constituíram o Mercosul. Uruguai e Argentina apresentam perdas, que chegam a USD 358 milhões no caso do segundo. Os maiores ganhos são contabilizados pelo NAFTA, que alcança um efeito total de USD 10.824,18 milhões, seguido do Resto das Américas (USD 439 milhões), justamente as duas regiões cujas liberalizações tiveram o maior alcance geográfico.

**Tabela 14 - Efeitos sobre o bem-estar (em milhões de dólares)**

REGIÕES	EFEITO ALOCATIVO	TERMOS DE TROCA	EFEITO I-S	EFEITO TOTAL
1 ARGENTINA	-74	-321	36	-359
2 BRASIL	170	44	-42	173
3 PARAGUAI	36	149	40	225
4 URUGUAI	-1	-5	-4	-10
5 VENEZUELA	482	-386	270	366
6 CAM	-33	-425	-3	-462
7 RESTOAMSUL	6	-118	-2	-114
8 RESTOAMS	802	-233	-130	439
9 NAFTA	1.055	7.475	2.294	10.824
10 BRICS	-728	-1.732	-1.137	-3.597
11 UE_28	-484	-1.787	-461	-2.732
12 RESTOMUNDO	-1.074	-2.681	-865	-4.620
TOTAL	157	-19	-4	133

Fonte: Elaboração própria a partir das simulações com o GTAP 9.

Os ganhos de bem-estar para o Brasil só não são maiores por razão da perda da eficiência alocativa no setor de média-alta e alta tecnologia que soma USD 81,1 milhões. A Argentina, mostra uma perda de eficiência alocativa nos dois setores industriais. O NAFTA apresenta ganhos em todos os setores, com destaque para o setor de média-alta e alta tecnologia.

**Tabela 15 - Decomposição da eficiência alocativa (em milhões de dólares)**

SETORES	ARG	BRA	PAR	URU	VEN	CAN	R.A.SUL	R.AMs	NAFTA	BRICS	UE_28	R.MUN
PRIM	1,8	6,2	-0,2	0,7	248,1	90,1	4,0	108,0	49,7	98,7	-26,6	-657,8
B&MB	-22,4	169,2	22,3	-0,8	199,3	-11,8	6,5	750,8	429,9	-220,8	-211,7	-102,6
MA&A	-60,1	-81,1	11,0	-0,6	22,1	-103,9	-1,5	-60,0	573,1	-390,7	-164,8	-99,1
SERV	6,6	72,3	2,7	0,0	12,6	-9,9	-2,6	-3,9	6,4	-198,9	-82,5	-217,3
TOTAL	-74,2	170,0	35,8	-0,7	482,0	-33,4	6,3	802,1	1.054,9	-727,9	-483,5	-1.074,1

Fonte: Elaboração própria a partir das simulações com o GTAP 9.

Quanto aos termos de troca, observa-se que as três regiões que não foram incluídas no APC apresentam resultados negativos com destaque ao Resto do Mundo, em que chegam a USD 2.680,9 milhões ocasionados, principalmente, por serviços e bens de média-alta e alta tecnologia. No entanto, entre os países que compõem o novo bloco, somente o NAFTA, o Brasil e o Paraguai registram ganhos. Já o CAN é a região que registra as maiores perdas e em todos os setores. Essas quedas têm origem no fato do CAN já ser um bloco econômico e no fato de que, com a abertura comercial para novos mercados, os países membros que o compõem perdem as preferências.

**Tabela 16 - Variação nos termos de troca (em milhões de dólares)**

SETORES	ARG	BRA	PAR	URU	VEN	CAN	R.A.SUL	R.AMs	NAFTA	BRICS	UE_28	R.MUN
PRIM	-102,8	82,3	39,0	3,3	-183,8	-176,0	-22,3	-49,2	936,2	-47,9	206,8	-653,9
B&MB	-71,2	35,1	28,2	-4,0	-139,7	-147,4	-64,0	-322,3	1.327,7	-517,0	-114,5	-15,9
MA&A	-94,0	-115,5	8,2	-1,0	-52,1	-75,1	-20,9	-23,7	3.103,3	-866,4	-833,7	-958,5
SERV	-53,2	42,5	75,1	-3,3	-11,0	-26,7	-11,3	162,6	2.108,4	-300,5	-1.046,1	-1.052,5
TOTAL	-321,1	44,4	150,5	-5,0	-386,6	-425,3	-118,5	-232,6	7.475,5	-1.731,9	-1.787,5	-2.680,9

Fonte: Elaboração própria a partir das simulações com o GTAP 9.

Como alternativa ao Mercosul em crise, a decisão sobre o rumo da política comercial brasileira deve considerar que os países da América do Norte apresentam grande assimetria, tanto na estrutura produtiva quanto no grau de desenvolvimento em suas políticas de comércio, ou seja, alguns países impõem barreiras comerciais e não comerciais mais elevadas do que outros. A criação de uma área de livre comércio das américas pode afetar vários indicadores econômicos dos países envolvidos e, ao elevar as melhorias desses, também pode gerar custos para alguns setores, principalmente aqueles ineficientes, recorrentes das alterações nas próprias variáveis econômicas e / ou setoriais que podem afetar os elos constitutivos de uma economia.

No caso brasileiro, exemplos de efeitos sobre o setor produtivo podem ser vistos em trabalhos de Figueiredo, Ferreira e Teixeira (2001), Cypriano e Teixeira (2003) Fonseca e Hidalgo (2006), cujos resultados de análise de acordos de livre comércio das Américas podem se comparados ao terceiro cenário deste trabalho, demonstram que, para o Brasil, o setor do agronegócio é mais competitivo e gera mais ganho comercial do que o de manufaturados.

Por outro lado, mesmo com a percepção de que historicamente as áreas de livre comércio regionais sejam negociadas com maior facilidade do que os acordos multilaterais, existem dificuldades de implementação desses blocos, em particular, a formação de uma área de Livre Comércio das Américas dadas as restrições impostas pelos países desenvolvidos aos países em desenvolvimento e vice-versa. Mesmo assim, deve ser enfatizado que a união regional entre todas as nações americanas possibilitaria mercados alternativos a produtos tradicionais e abriria espaço para outros bens e serviços para a economia brasileira.

Finalmente, mesmo que neste trabalho os resultados mostrem para Área de Livre Comércio das Américas um ganho de bem-estar para o Brasil, porém inferior ao obtido no Cenário 2, muito influenciado pela eficiência alocativa e pelos termos de troca para os bens de maior intensidade tecnológica. De qualquer forma, a liberalização das Américas também acaba beneficiando o país e se mostra como uma alternativa interessante ao Mercosul, pois, além dos ganhos de bem-estar, percebe-se a possibilidade de um aumento no comércio intraindustrial de produtos de maior conteúdo tecnológico, especialmente com os países do NAFTA. Assim, devido ao perfil de comércio que seria estimulado pela formação do bloco das américas ao Brasil, a sua criação poderia trazer benefícios adicionais relacionados a ganhos de escala e a maiores taxas de crescimento econômico.

### 3.4.4. Análise de sensibilidade

Os resultados obtidos nas simulações são sensíveis aos valores escolhidos das elasticidades de substituição (ESUBD, ESUBT e ESUBVA), conforme destacado por Domingues et al. (2008). Uma forma de minimizar esse problema é a análise de sensibilidade sistemática, com o modelo sendo resolvido inúmeras vezes para diferentes valores dos parâmetros, dentro de um determinado intervalo, e a distribuição dos valores das variáveis endógenas é dada pelas suas médias e desvios padrão.

Como forma de testar a sensibilidade dos valores das elasticidades de substituição, estabeleceu-se uma variação de 50% tanto para baixo como para cima nesses parâmetros em relação aos seus valores originais. A variável endógena escolhida para análise foi o indicador de bem-estar EV, que mostra a variação no equivalente da renda do consumidor regional e o intervalo de confiança foi determinado pela Desigualdade de Chebyshev, com 93,75% de confiança conforme consta na Tabela 17.<sup>20</sup>

De forma geral, os cenários mostram uma robustez do modelo, com grande parte das regiões apresentando o mesmo sinal entre o limite inferior e superior do intervalo de confiança. O único caso que destoa é o Brasil no Cenário 3, em que não é possível confirmar os ganhos do país ao nível de confiança estabelecido. Assim, a análise de sensibilidade confirma que os ganhos de bem-estar do Brasil tendem a ser maiores no cenário da formação da UNASUL, que poderiam chegar a USD 688 milhões, o maior entre todas as regiões examinadas. No cenário da criação da ALCA, a análise de sensibilidade confirma que o NAFTA seria o maior beneficiado, com ganhos potenciais de até USD 13,2 bilhões, enquanto o resto do Mundo seria o maior prejudicado, com perdas que poderiam atingir a USD 5,6 bilhões.

**Tabela 17 - Análise de sensibilidade sobre os parâmetros das elasticidades de substituição (ESUBVA, ESUBD, ESUBM) sobre o bem-estar (em milhões de dólares)**

Região	Cenário 1: Mercosul				Cenário 2: UNASUL				Cenário 3: ALCA			
	Média	Desvio-Padrão	Intervalo de Confiança (93.75%)		Média	Desvio-Padrão	Intervalo de Confiança (93.75%)		Média	Desvio-Padrão	Intervalo de Confiança (93.75%)	
1 ARGENTINA	399	19	323	474	449	20	367	531	-361	47	-550	-173
2 BRASIL	-482	60	-721	-244	539	37	390	688	219	510	-1.821	2.259
3 PARAGUAI	51	7	25	78	32	2	23	40	253	127	-254	760
4 URUGUAI	141	12	95	187	7	1	3	11	-10	5	-29	9
5 VENEZUELA	-3	1	-5	0	-188	14	-244	-132	367	63	114	621
6 CAM	-5	1	-8	-1	-193	10	-235	-152	-463	56	-685	-241
7 RESTOAMSUL	-11	2	-17	-5	12	13	-40	63	-117	11	-162	-72
8 RESTOAMS	8	1	3	14	-31	4	-46	-16	465	245	-513	1.444
9 NAFTA	-70	16	-134	-7	-160	16	-222	-98	10.872	605	8.453	13.290
10 BRICS	222	19	146	299	-124	14	-178	-70	-3.629	159	-4.264	-2.993
11 EU_28	192	25	90	293	-239	18	-313	-165	-2.764	250	-3.762	-1.765
12 RESTOMUNDO	39	13	-15	93	-124	12	-174	-75	-4.652	249	-5.649	-3.655

Fonte: Elaboração própria a partir das simulações com o GTAP 9.

<sup>20</sup> A desigualdade Chebyshev mostra que, indiferente da distribuição na variável Y, para cada número positivo e real k, a probabilidade de que o valor de Y não esteja dentro de k desvios padrões (DP) da média (M) é inferior a 1/k<sup>2</sup>. Logo, com 93,75% de confiança, a média está dentro do intervalo entre M ± 4\*DP.

#### 4. Conclusões

Este estudo teve como objetivo principal analisar os efeitos para o comércio e bem-estar de cenários alternativos para política comercial brasileira, considerando o retorno do Mercosul a uma zona de livre comércio; a formação de um APC entre todos os países da América do Sul; e a formação de um APC entre as Américas.

O primeiro cenário buscou identificar os possíveis efeitos da transformação do Mercosul em uma zona de livre comércio, com uma redução linear nas tarifas de importação para países/regiões de fora do bloco de 20% para a Argentina e 50% para Paraguai e Uruguai. Os resultados mostraram que, com exceção do Brasil, os demais países do bloco apresentaram um expressivo aumento nas importações de países extra Mercosul, com visível queda nas importações dos parceiros intrabloco, com destaque ao Brasil, que registrou uma queda nas exportações de bens de média-alta e alta tecnologia para esses três países. O Brasil apresentou a maior perda de bem-estar, chegando a USD 481,78 milhões, enquanto os outros três países, juntos, registraram um aumento de USD 586,12 milhões. Na decomposição da eficiência alocativa, o Brasil registrou as maiores perdas no setor de média-alta e alta tecnologia, enquanto os demais membros do bloco registram os maiores ganhos nos setores de baixa e média-baixa tecnologia, que antes das reduções tarifárias apresentavam as maiores tarifas de importação.

O Cenário 2, que simulou a formação de um bloco econômico entre todos os países da América do Sul, apresentou crescimento no comércio internacional para todos os membros, embora com magnitudes bastante distintas. No entanto, assim como observado no Cenário 1, o comércio entre os países do Mercosul registrou uma significativa queda provocada pela perda de preferência pós-choque. Entre os quatro países, o Brasil foi o que apresentou as maiores quedas nas exportações para os outros três, resultado que leva ao entendimento de que o Mercosul apresentava desvio de comércio antes do choque. A formação desse novo APC provoca redução no protecionismo do setor de média-alta e alta tecnologia no Brasil e na Argentina, com importante aumento nas importações desse segmento extra Mercosul. Diferente do cenário anterior, a ampliação do livre comércio para todos os países da América do Sul proporciona ao Brasil um ganho de bem-estar de USD 533,53 milhões, resultado de uma maior abertura comercial e de maiores ganhos alocativos entre as regiões analisadas. Esse cenário mostra que, para o Brasil, devido à eliminação das tarifas de importação intrabloco, as importações brasileiras com origem dos países membros desse novo bloco mostraram elevação em todos os setores, com destaque aos produtos de média-alta e alta tecnologia.

Por fim, o terceiro cenário, que considera a criação de APC entre as três Américas, isto é, do Sul, Central e do Norte, apresenta diferentes resultados para cada país-membro, mas prevalecem os ganhos de efeito total sobre o bem-estar. Entre os países do Mercosul, a Argentina e o Brasil apresentam as maiores quedas nas tarifas de importação para bens dos setores de baixa e média-baixa, e média-alta e alta tecnologias para NAFTA e R.AMs, sendo que a maior redução foi a apresentada pelo Brasil ao NAFTA e para o setor de média-alta e alta tecnologia, 7,56 p.p. o que resulta em um aumento das exportações em 53,4%. Também é possível observar um aumento das importações do NAFTA de Argentina e Brasil, com destaque aos setores de média-alta e alta tecnologia. Embora o Brasil tenha obtido ganhos de bem-estar inferiores ao observado no Cenário 2, percebe-se a possibilidade de um aumento no comércio intraindustrial de produtos de maior conteúdo tecnológico, especialmente com os países do NAFTA. Portanto, dado o perfil de comércio que seria estimulado pelo bloco ao Brasil, a sua criação poderia trazer benefícios relacionados a uma escala mais eficiente de produção e maiores taxas de crescimento econômico.

Com base na magnitude dos cenários apresentados, é possível observar que o Brasil, ao se manter vinculado somente ao Mercosul, reforça o elevado grau de isolamento em relação a importantes parceiros comerciais. Um processo de integração comercial, conforme aqueles apresentados nos Cenários 2 e 3, pode proporcionar importantes ganhos econômicos, com elevação do comércio internacional e ganhos de bem-estar ao país.

## Referências

- ALMEIDA, M. M.; VASCONCELOS, C. R. Prováveis impactos de um acordo preferencial de comércio entre o Mercosul e a UE para os produtos industrializados brasileiros. *Revista Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos*, v. 10, n. 2, p. 217-233, 2016.
- AZEVEDO, A. Mercosur: ambitious policies, poor practices. *Revista de Economia Política*, v. 24, n. 4, p. 584-601, 2004.
- AZEVEDO, A.; KLIMENKO, S. Os efeitos do Mercosul no padrão de comércio brasileiro. *Revista Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos*, v. 5, n. 1, p. 18-32, 2011.
- AZEVEDO, A.; FEIJÓ, F. Análise empírica do impacto econômico da Alca e da consolidação do MERCOSUL sobre o Brasil. *Revista de Economia*, v. 36, n. 2, p. 119-149, 2010.
- AZEVEDO, A.; MASSUQUETI, A. Exports from the Brazilian automotive sector to the Southern Common Market: Trade diversion or cost reduction? *Cepal Review*, v. 115, p. 145-163, 2015.
- COELHO, M.; GOLDBAUM, S.; LIMA, M.; CURY, S. *Impacto de entrada da Venezuela no Mercosul: uma simulação com o modelo de equilíbrio geral computável*. São Paulo: FGV-EESP, 2006. (Texto para Discussão, n. 153)
- CONGRESSO NACIONAL. Comissão Parlamentar Conjunta do Mercosul. *Globalização e Integração*. Disponível em: <<http://www.camara.gov.br/mercosul/blocos/introd.htm>>. Acesso em: 14 mar. 2016.
- CYPRIANO, L. A.; TEIXEIRA, E. C. Impactos da Alca e do Mercoeuuro no agronegócio do Mercosul. *Revista de Economia e Sociologia Rural*, v. 41, n. 2, p. 217-239, 2003.
- CURZEL, R.; SILBER, S. Mercosul: Custos e benefícios de diferentes acordos comerciais. *Século XXI*, v. 2, n. 2, 2007.
- DOMINGUES, E., HADDAD, E., HEWINGS, G. Sensitivity analysis in applied general equilibrium models: an empirical assessment for MERCOSUR free trade areas agreements. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, v. 48, n. 2, p. 287-306, 2008.
- ETHIER, W. The new regionalism. *The Economic Journal*, v. 449, p. 1149-1161, 1998.
- FEISTEL, P.R. Padrão do Comércio da Região Sul do Brasil com os blocos econômicos: Mercosul, União Européia, Nafta e Asean. *Revista Brasileira de Estudos Regionais e Urbano*, v. 3, n. 2, p. 1-34, 2009.
- FERRAZ, L. *Acordos bilaterais de comércio entre as economias do BRICS: uma abordagem de equilíbrio geral*. Brasília: Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada – IPEA, 2013. (Texto para discussão, n. 1831)
- FIGUEIREDO, M. R. F.; FERREIRA, A. V.; TEIXEIRA, E. C. Impacto da integração econômica nas *commodities* da economia brasileira e da União Europeia. *Revista Brasileira de Economia*, v. 55, n. 1, p. 77-106, 2001.
- FOCHEZATTO, A. *Construção de um modelo de equilíbrio geral computável regional: aplicação ao Rio Grande do Sul*. Brasília: Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada – IPEA, 2003. (Texto para discussão, n. 944)
- FONSECA, M. B.; HIDALGO, A. B., A formação da ALCA e os prováveis efeitos sobre as exportações agrícolas brasileiras. *Revista de Economia e Sociologia Rural*, v. 44, n.1, p. 9-26, 2006.

- 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.
- GTAP – *Global Trade Analysis Project*. Disponível em: <[https://www.gtap.agecon.purdue.edu /data bases/v9/default.asp](https://www.gtap.agecon.purdue.edu/data/bases/v9/default.asp)>. Acesso em: 23 abr. 2016.
- HERTEL, T. *Global Trade Analysis: Modelling and applications*. New York: Cambridge University Press, 1997.
- KUME, H.; PIANI, G. *Fluxos bilaterais de comércio e blocos regionais: uma aplicação do modelo gravitacional*. Brasília: Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada – IPEA, 2000. (Texto para discussão, n. 749)
- LAWRENCE, R. Preferential trading arrangements: the traditional and the new. In: GALAL, A.; HOEKMAN, B. (Eds.). *Regional Partners in Global Markets, CEPR*. Egypt: The Egyptian Center for Economic Studies, World Trade Center, 13-34, 1997.
- MARASCHIN, R., MASSUQUETTI, A. O perfil da pauta exportadora do Brasil para o Mercosul, por intensidade tecnológica (2000-2014). *Revista Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos*, v. 9, n. 2, p. 129-149, 2015.
- MEGIATO, E.; MASSUQUETTI, A.; AZEVEDO, A. Impacts of integration of Brazil with the European Union through a general equilibrium model. *Economia*, v. 17, p. 126-140, 2016.
- MERCOSUL. *Saiba mais sobre o Mercosul*. Disponível em: <<http://www.mercosul.gov.br/saiba-mais-sobre-o-mercossul>>. Acesso em: 10 mar. 2016.
- OLARREAGA, M.; SOLOAGA, I. Endogenous tariff formation: the case of Mercosur. *World Bank Economic Review*, v. 12, p. 297-320, 1998.
- OLARREAGA, M.; SOLOAGA, I.; WINTERS, A. *What's Behind Mercosur's Common External Tariff?* Washington DC: World Bank, 1999. (Policy Research Working paper, n. 2231)
- OLIVEIRA, A.; AZEVEDO, A. *A criação da aliança do pacífico e os impactos para o Mercosul*. In: Anais do XVIII Encontro de Economia da Região Sul. Associação Nacional dos Centros de Pós-Graduação em Economia (Anpec), Porto Alegre, 2015.
- PIERMARTINI, R.; TEH, R. *Desmystifying modelling methods for trade policy*. Genebra: World Trade Organization (WTO), Economic Research and Statistics Division, 2005. (Discussion papers, n. 10.)
- PREUSSE, Heinz G. Mercosur: Another Failed Move Towards Regional Integration? *World Economy*, v. 24, p. 911-932, 2001.
- RICHARDSON, M. Why a free-trade area? The tariffs also rises. *Economics and Politics*, v. 6, p. 79-96, 1994.
- THELLE, M.; SUNESEN E. Assessment of barriers to trade and investment between the EU and Mercosur. *Copenhagen Economics*, p. 32-37, 2011.
- THORSTENSEN, V.; FERRAZ, L. O isolamento do Brasil em relação aos acordos e mega-acordos comerciais. *Boletim de Economia e Política Internacional*, n. 16, p. 5-18, 2014.
- VIEIRA, A.; AZEVEDO; A. *Impactos do acordo de livre comércio transatlântico e da integração Brasil-União Europeia sobre o Brasil através de um modelo de equilíbrio geral*. In: Anais do XVIII Encontro de Economia da Região Sul. Associação Nacional dos Centros de Pós-Graduação em Economia (Anpec), Porto Alegre, 2015.



VINER, J. *The Custom Union Issue*. New York: Carnegie Endowment for International Peace, 1950.

WTO - World Trade Organization. Disponível em: <<https://www.wto.org/english/rese/statise/tradeservstate.htm>>. Acesso em: 12 abr. 2016.

YEATS, A. Does Mercosur's Trade Performance Raise Concerns About the Effects of Regional Trade Arrangements? *The World Bank Economic Review*, v. 12, n. 1, p. 1-28, 1997.



**Revista Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos (RBERU)**

*Vol. 12, n. 3, pp. 364-384, 2018*

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

---

## **EFICIÊNCIA DOS GASTOS PÚBLICOS E DESENVOLVIMENTO EDUCACIONAL NOS MUNICÍPIOS DE MINAS GERAIS\***

**Adriano Provezano Gomes**

Professor Titular do Departamento de Economia, Universidade Federal de Viçosa

E-mail: [apgomes@ufv.br](mailto:apgomes@ufv.br)

**Gabriel Teixeira Ervilha**

Doutorando em Economia Aplicada na Universidade Federal de Viçosa

E-mail: [gabrielte8@yahoo.com.br](mailto:gabrielte8@yahoo.com.br)

**Ana Paula Wendling Gomes**

Professora do Instituto Federal de Educação, Ciência e Tecnológico do Sudeste de Minas Gerais

E-mail: [anapaula.gomes@ifmg.edu.br](mailto:anapaula.gomes@ifmg.edu.br)

**RESUMO:** A dimensão Educação do Índice de Desenvolvimento Humano Municipal (IDHM) é composta por indicadores de escolaridade da população adulta e de fluxo escolar da população jovem. Analisando o IDHM Educação dos municípios de Minas Gerais, percebe-se que, além da grande disparidade existente, há sério problema no que tange à escolaridade da população adulta. Nesse sentido, o objetivo do trabalho foi avaliar as medidas de eficiência dos gastos com educação nos municípios mineiros. Para o cálculo das eficiências, foi utilizada a técnica não paramétrica de Análise Envolvória de Dados (*Data Envelopment Analysis - DEA*), em uma base de dados contendo informações educacionais de todos os municípios do estado para o ano de 2010. Os resultados indicam que há relação inversa entre o gasto per capita com educação e a eficiência desse gasto. Isso significa que os municípios que gastam mais, em termos per capita, não são os mais eficientes. Em outras palavras, muitos municípios estão gastando proporcionalmente mais do que outros para obterem os mesmos baixos níveis de escolaridade e de fluxo escolar.

**Palavras-chave:** Índice de Desenvolvimento Humano Municipal; Educação; Eficiência; Gastos públicos.

**Classificação JEL:** H21; H75.

## **EFFICIENCY OF PUBLIC SPENDING AND EDUCATIONAL DEVELOPMENT IN THE MUNICIPALITIES OF MINAS GERAIS**

**ABSTRACT:** The Education dimension of the Municipal Human Development Index (MHDI) is composed of indicators of schooling of the adult population and the educational flow of the young population. Analyzing the MHDI Education of the municipalities of Minas Gerais, it is noticed that, in addition to the great disparity, there is a serious problem regarding the schooling of the adult population. In this sense, the objective of this study was to evaluate the efficiency measures of education expenditures in the municipalities of Minas Gerais. In order to calculate the efficiencies, the non-parametric Data Envelopment Analysis (DEA) technique was used in a database containing educational information from all municipalities in the state in 2010. The results indicate that there is an inverse relation between per capita expenditure with education and the efficiency of this expenditure. This means that municipalities that spend more, in per capita terms, are not the most efficient. In other words, many municipalities are spending proportionately more than others to achieve the same low levels of schooling and school flow.

**Keywords:** Municipal Human Development Index; Education; Efficiency; Public spending.

**JEL Codes:** H21; H75.

---

\*Recebido em: 11/01/2018; Aceito em: 17/07/2018.

## 1. Introdução

O principal objetivo da economia é alocar os recursos limitados no atendimento das necessidades ilimitadas e, nesse sentido, enquadra-se também o papel do Governo de ofertar bens e serviços públicos. Dentro do escopo de serviços públicos, a educação, analisada sob a forma de escolaridade formal, tem papel destacado, principalmente ao ser considerada o alicerce para o desenvolvimento socioeconômico de uma sociedade.

A educação é direito constitucional brasileiro, claramente expresso na Constituição Federal de 1988, e é regulada pela Lei 9.394/1996 que estabelece as diretrizes e bases da educação nacional, que deve “ser desenvolvida, predominantemente, por meio do ensino, em instituições próprias, e vincular-se ao mundo do trabalho e à prática social”. Já os recursos da educação no Brasil são oriundos dos tributos recolhidos pelos governos, sendo função dos estados e municípios a aplicação desses nos Ensinos Fundamental e Médio.

Diante das garantias constitucionais e da alocação de recursos, frutos dos impostos recebidos, para a educação pública e gratuita, os governos devem procurar alocar os recursos de forma eficiente. Tais investimentos devem ser realizados continuamente, através de políticas que objetivam aumentar o acesso à educação, o nível de escolaridade da população e a qualidade do ensino fornecido.

Contudo, nem sempre maiores volumes de recursos destinados à educação garantem melhores indicadores de acesso e qualidade de ensino (SAVIAN; BEZERRA, 2013; DOMICIANO; ALMEIDA, 2015). Nesse sentido, a qualidade alocativa do gasto público deve ganhar destaque nas pesquisas sobre o desempenho do setor público, garantindo impactos sociais, políticos e econômicos sólidos e positivos para a sociedade.

A grande heterogeneidade econômica e social no Brasil, refletida em um dos piores índices de desigualdade social do mundo ao longo das últimas décadas, caracteriza um cenário em que a educação torna-se ainda mais determinante para reverter o ciclo vicioso, baseado em dificuldades de acesso ao trabalho, à renda e às condições básicas de bem-estar. Dentro desse contexto, Minas Gerais é um reflexo dessa heterogeneidade, apresentando clara divisão geossocial entre a região Sul e parte da região Oeste, com alto desenvolvimento socioeconômico e regiões Norte e Nordeste menos desenvolvidas. Segundo Queiroz, Golgher e Amaral (2010), o estado possui regiões altamente dinamizadas economicamente e com a maior parcela de produto interno, como as mesorregiões Triângulo Mineiro/Alto Paranaíba, Metropolitana de Belo Horizonte, Oeste de Minas e Sul/Sudoeste de Minas; áreas com níveis intermediários de desenvolvimento e produção, que agrupam o Noroeste de Minas, Central Mineira, Vale do Rio Doce, Campo das Vertentes e Zona da Mata; e, por outro lado, regiões caracterizadas por dinamismo e expressividade econômica fracos e com indicadores sociais mais pobres (Norte de Minas e Vales do Jequitinhonha e do Mucuri).

Dessa forma, o presente trabalho pretende avaliar a eficiência no segmento educacional dos municípios mineiros. Mais especificamente, pretende-se verificar, utilizando a análise envoltória de dados (DEA), se os gastos aplicados na educação estão sendo feitos de forma eficiente, ou seja, se os municípios que gastam proporcionalmente mais conseguem melhores indicadores educacionais. Os dados utilizados referem-se a informações educacionais de todos os municípios de Minas Gerais para o ano de 2010.

O artigo encontra-se organizado em cinco seções, incluindo esta introdução. A seção 2 apresenta alguns fatores que demonstram as disparidades educacionais em Minas Gerais. Na seção 3, encontra-se a metodologia que será utilizada para comparar a eficiência na alocação dos recursos, elucidando os métodos empregados, a escolha das variáveis e a fonte dos dados. Na seção 4, estão os resultados obtidos e, na seção 5, as considerações finais.

## 2. As disparidades regionais da educação em Minas Gerais

As disparidades regionais presentes em Minas Gerais também são refletidas no contexto educacional, com diferenças significativas no modo como o ensino é oferecido nos municípios. As

diferenças são facilmente observadas ao analisar alguns indicadores do Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais Anísio Teixeira (INEP, 2016), como: o número de alunos por sala, a formação docente, a carga horária média e as distorções idade-série nos ensinos Fundamental e Médio dos 853 municípios mineiros. A Tabela 1 apresenta essas estatísticas da educação pública no estado de Minas Gerais, evidenciando as discrepâncias existentes entre os municípios mineiros.

**Tabela 1 - Estatísticas descritivas para indicadores municipais de educação pública em Minas Gerais, dados de 2016**

Especificação	Mínimo	Média	Máximo	Coef. de variação (%)
<b>Alunos por turma</b>				
Ensino Fundamental	9,30	20,87	29,30	15,24
Ensino Médio	13,30	29,82	43,10	15,11
<b>% de docentes com curso superior</b>				
Ensino Fundamental	26,80	89,23	100,00	8,86
Ensino Médio	55,40	93,02	100,00	6,62
<b>Horas-aula diária</b>				
Ensino Fundamental	4,20	4,40	6,00	3,39
Ensino Médio	3,30	4,39	8,40	8,34
<b>Distorção Idade-Série (%)</b>				
Ensino Fundamental	1,40	12,83	36,80	40,29
Ensino Médio	2,30	27,88	65,30	32,53

Fonte: INEP (2016).

Ao avaliar o número de alunos por turma no Ensino Fundamental (Tabela 1), observa-se a diferença entre os municípios do estado. Embora a média seja de 21 alunos por sala de aula, a grande amplitude entre valores mínimo e máximo nesse indicador reafirma as diferenças regionais, sendo que 442 municípios estão acima da média estadual. Resultado semelhante acontece no Ensino Médio. Certamente, um maior quantitativo de alunos por sala diminui o rendimento escolar do professor e, por conseguinte, dos alunos, conforme exposto em Rodrigues (2006) e Capellini e Rodrigues (2009).

A formação do docente também é um limitante importante para o desenvolvimento educacional em algumas regiões de Minas Gerais. A existência de municípios com menos de 50% dos professores com formação superior é um dado preocupante, sendo que o município com menor percentual de professores com curso superior no Ensino Fundamental apresenta um indicador de 26,80%. No Ensino Médio, o valor mínimo também é considerado baixo, 55,40% de professores com curso superior, apesar da exigência legal de formação superior (licenciatura) para lecionar aulas nesse nível de ensino<sup>1</sup>. Novamente, a elevada amplitude nos dados faz com que as médias dos indicadores não reflitam a realidade de um estado multifacetado quando é analisada a educação básica.

Do mesmo modo, pode-se verificar a existência de desigualdades no setor educacional dos municípios mineiros através do número de horas-aula oferecidas diariamente aos estudantes. Nesse caso, o destaque é a carga horária média mínima, que atinge 3,30 horas aula diárias em alguns municípios, 24,83% menor do que a média estadual e 60,71% menor do que a carga horária máxima observada. Uma carga horária diária baixa reflete numa carga horária anual menor do que a desejada para um aprendizado consistente, tornando os estudantes cada vez mais defasados em relação aos demais que recebem carga horária de aula mais elevada. Além disso, segundo Cavaliere (2007), se

<sup>1</sup> Segundo a Lei de Diretrizes e Bases da Educação - LDB (9.394/1996), e suas complementares, podem lecionar nos ensinos Fundamental e Médio das escolas de Educação Básica os graduados em licenciaturas e Pedagogia. Contudo, na Educação Infantil (creches e pré-escolas) e nos quatro primeiros anos do Ensino Fundamental, admitem-se professores com formação mínima de nível médio, na modalidade normal. No Ensino Médio, a admissão de professores sem Ensino Superior é vetada, contudo a ausência de profissionais com a habilitação adequada, em algumas localidades, impõe o descumprimento da LDB.

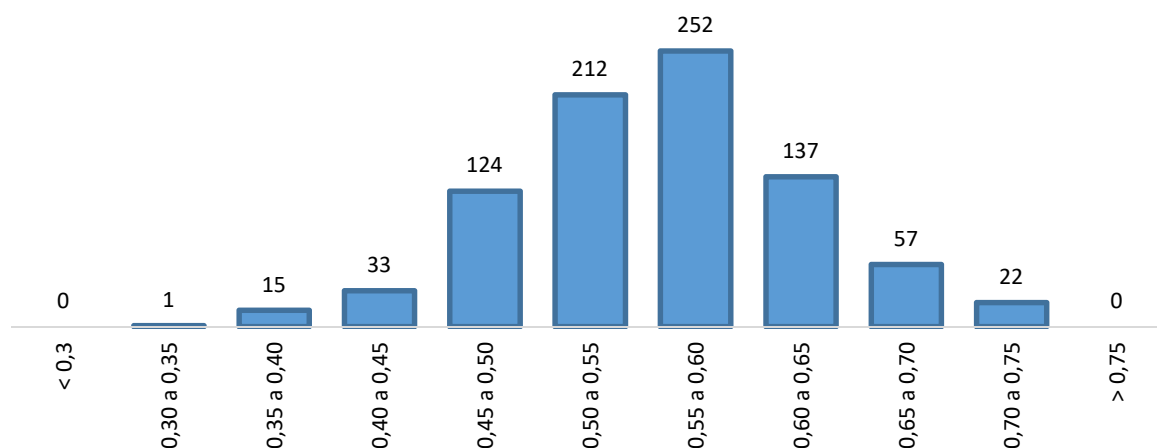
for realizada uma análise paralela com a qualidade dessas aulas em algumas regiões, os índices serão ainda piores.

Salas de aula mais cheias, professores pouco qualificados e cargas horárias de aula insuficientes refletem na distorção idade-série, que avalia o percentual de alunos, em cada série, com idade superior à idade recomendada (mais de dois anos de atraso escolar). Com valores que atingem 36,80% e 65,30% para os ensinos Fundamental e Médio, respectivamente, as distorções idade-série definem a realidade regional da educação em Minas Gerais.

Todas essas desigualdades do serviço educacional em Minas Gerais, adicionadas à evasão escolar, dificultam a redução da taxa de analfabetismo e os avanços educacionais mensurados em avaliações nacionais e internacionais. Diante disso, é de se esperar que ocorra uma desigualdade quando se compara o nível de desenvolvimento educacional no estado.

Um dos indicadores mais importantes do nível de desenvolvimento municipal na educação é o Índice de Desenvolvimento Humano Municipal (IDHM) na dimensão Educação<sup>2</sup>, que é uma composição de indicadores de escolaridade da população adulta e de fluxo escolar da população jovem (PNUD, 2013). A Figura 1 apresenta o histograma com os municípios distribuídos por faixas do IDHM Educação.

**Figura 1 - Distribuição dos municípios de Minas Gerais segundo o IDHM Educação, no ano de 2010**



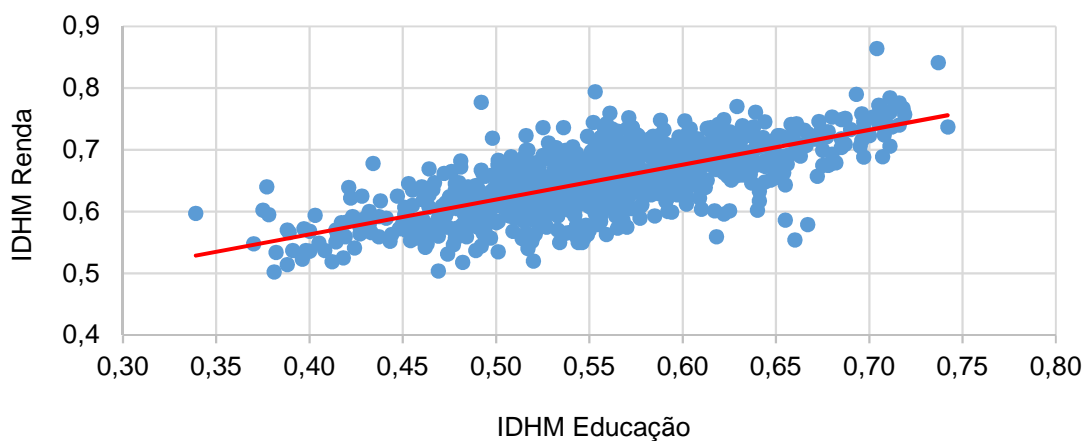
Fonte: Elaboração própria com base em PNUD (2013).

<sup>2</sup> O Índice de Desenvolvimento Humano Municipal (IDHM) é uma adaptação do Índice de Desenvolvimento Humano Global (IDH) e é construído a partir das informações dos Censos Demográficos do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). A construção do IDHM é realizada pelo Programa das Nações Unidas para o Desenvolvimento (PNUD Brasil), Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA) e Fundação João Pinheiro. O IDHM considera, similarmente ao IDH, três dimensões: longevidade, educação e renda. O IDHM Longevidade é medido pela expectativa de vida ao nascer e mostra o número médio de anos que uma pessoa nascida em determinado município viveria a partir do nascimento, mantidos os padrões de mortalidade. O IDHM Educação é medido por meio da média geométrica de dois indicadores: escolaridade da população adulta e fluxo escolar da população jovem. Por fim, o IDHM Renda é medido pela renda municipal *per capita*, ou seja, a renda média dos residentes de determinado município. Para detalhes metodológicos, consultar PNUD (2013).

Observando o histograma (Figura 1), percebe-se que o IDHM Educação em Minas Gerais apresenta distribuição normal, ou seja, a maioria dos municípios encontra-se em torno da média e da mediana estaduais, ambas com valor de, aproximadamente, 0,56. Contudo, nota-se também que tal concentração ocorre em valores considerados baixos, entre 0,5 e 0,6. Nenhum município foi classificado como tendo IDHM Educação muito alto, superior a 0,8, e apenas 22 deles obtiveram valores considerados altos, entre 0,7 e 0,8<sup>3</sup>.

O processo de ensino-aprendizagem nas escolas pode também sofrer influências das características socioeconômicas das comunidades em que estão inseridas. Isso significa que parte do fracasso escolar pode ser ocasionado pela situação socioeconômica dos alunos e não somente por ineficiências administrativas. Observando-se a Figura 2, que compara o IDHM Educação e o IDHM Renda, que considera a renda *per capita* da população, nota-se que essa situação é verificada em Minas Gerais.

**Figura 2 - Diagrama de dispersão dos municípios de Minas Gerais considerando-se IDHM Renda e IDHM Educação, no ano de 2010**



Fonte: Elaboração própria com base em PNUD (2013).

É possível observar, pelo diagrama de dispersão (Figura 2), que há relação linear positiva entre renda *per capita*, medida pelo IDHM Renda, e desenvolvimento da educação, mensurado pelo IDHM Educação, isto é, nos municípios mais ricos, estão os maiores indicadores de educação. Apesar de o IDHM não discriminar a educação pública da privada, deve-se ressaltar que o princípio da igualdade e o acesso à educação de qualidade são obrigações constitucionalmente públicas. Assim, pode-se dizer que tais deveres não vêm sendo cumpridos, em sua totalidade, pelo estado, no sentido de garantir o desenvolvimento igualitário para todas as regiões. Essa situação está representada na Figura 3, em que podem ser visualizadas as regiões do estado em que existem maiores e menores índices de desenvolvimento educacionais.

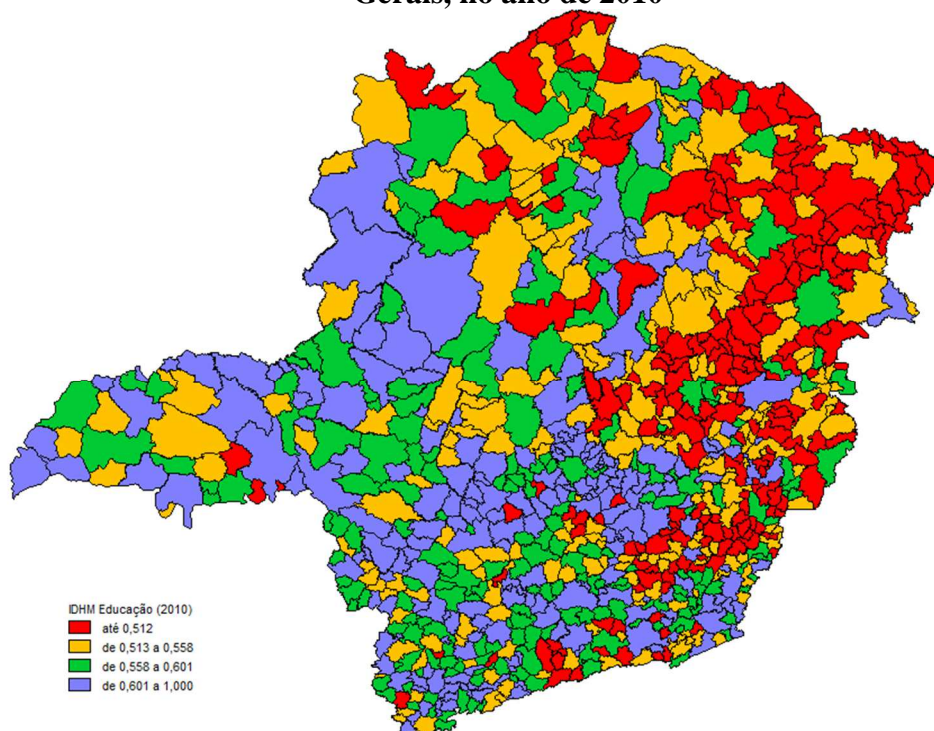
Observando-se o mapa, nota-se a heterogeneidade dos municípios mineiros em relação à educação. De modo geral, percebe-se que os piores índices de desenvolvimento educacional estão concentrados nas regiões Norte e Nordeste, sendo esta última composta pelas mesorregiões do Vale do Jequitinhonha e do Vale do Mucuri (ver Anexo). Esse resultado já era esperado, uma vez que tais regiões são as mais pobres do estado, conforme analisado por Queiroz, Goligher e Amaral (2010). Contudo, nota-se que mesmo nas mesorregiões mais desenvolvidas existem alguns municípios com

<sup>3</sup> A metodologia do IDHM propõe cinco faixas de desenvolvimento. O nível de desenvolvimento muito baixo refere-se a valores inferiores a 0,500, e os intervalos baixo e médio do IDHM são compostos por níveis entre 0,500 e 0,599 e 0,600 e 0,699, respectivamente. O intervalo de 0,700 a 0,799 refere-se a municípios com nível de desenvolvimento considerado alto e, por fim, os municípios considerados com nível de desenvolvimento muito alto configuram-se nos indicadores superiores a 0,800, inclusive (PNUD, 2013). Veja o Anexo.

baixo nível educacional, ou seja, há desequilíbrios tanto entre as mesorregiões quanto entre as microrregiões de uma mesma mesorregião.

A busca pela redução das desigualdades regionais em educação deve ocorrer, simultaneamente, com melhorias na alocação e distribuição de recursos públicos para os municípios, objetivando respeitar o princípio da equidade, isto é, levando-se em consideração a eficiência na utilização desses recursos. A respeito desse ponto, Reinaldo (2002) afirma que a sociedade exige eficiência dos serviços a ela ofertados, o que vem a justificar a necessidade de uma análise da eficiência escolar que consiga atender, de forma mais homogênea possível, os interesses da população.

**Figura 3 - Distribuição geográfica do IDHM Educação dos municípios de Minas Gerais, no ano de 2010**



Fonte: Elaboração própria com base em PNUD (2013).

Em síntese, pode-se dizer que o Estado de Minas Gerais apresenta uma desigualdade no contexto educacional, sobretudo nos componentes da oferta desse serviço e na qualidade do ensino e aprendizado, refletindo nas disparidades regionais e na má formação e treinamento da mão de obra futura. A avaliação periódica da eficiência dos gastos públicos é extremamente importante, visando respaldar políticas públicas que visem a redução dessas disparidades.

### 3. Procedimentos metodológicos

#### 3.1. Análise envoltória de dados

Com base nas análises de eficiência, os autores Charnes, Cooper e Rhodes (1978) deram início ao estudo da abordagem não paramétrica, para a análise de eficiência relativa de firmas com múltiplos insumos e múltiplos produtos, cunhando o termo *Data Envelopment Analysis* (DEA). Vale ressaltar que, na literatura relacionada aos modelos DEA, uma firma é tratada como DMU (*decision making unit*), uma vez que estes modelos provêm uma medida para avaliar a eficiência relativa de unidades tomadoras de decisão. A seguir, apresentam-se brevemente os modelos que serão utilizados neste trabalho.

Considere que existam  $k$  insumos e  $m$  produtos para cada  $n$  DMUs. São construídas duas matrizes: a matriz  $X$  de insumos, de dimensões  $(k \times n)$ , e a matriz  $Y$  de produtos, de dimensões  $(m \times n)$ , representando os dados de todas as  $n$  DMUs. Na matriz  $X$ , cada linha representa um insumo e cada coluna representa uma DMU. Já na matriz  $Y$ , cada linha representa um produto e cada coluna uma DMU. Para a matriz  $X$ , é necessário que os coeficientes sejam não negativos e que cada linha e cada coluna contenha, pelo menos, um coeficiente positivo, isto é, cada DMU consuma ao menos um insumo, e uma DMU, pelo menos, consome o insumo que está em cada linha. O mesmo raciocínio se aplica para a matriz  $Y$ .

Assim, para a  $j$ -ésima DMU, são representados os vetores  $x_j$  e  $y_j$ , respectivamente para insumos e produtos. Para cada DMU, pode-se obter uma medida de eficiência, que é a razão entre todos os produtos e todos os insumos. Para a  $j$ -ésima DMU tem-se:

$$\text{Eficiência da DMU } j = \frac{u'y_j}{v'x_j} = \frac{u_1y_{1j} + u_2y_{2j} + \dots + u_my_{mj}}{v_1x_{1j} + v_2x_{2j} + \dots + v_kx_{kj}}; j = 1, 2, \dots, n \quad (1)$$

em que  $u$  é um vetor  $(m \times 1)$  de pesos nos produtos e  $v$  é um vetor  $(k \times 1)$  de pesos nos insumos. Note que a medida de eficiência será uma escalar, devido às ordens dos vetores que a compõem.

A pressuposição inicial é que esta medida de eficiência requer um conjunto comum de pesos que será aplicado em todas as DMUs. Entretanto, existe uma certa dificuldade em obter um conjunto comum de pesos para determinar a eficiência relativa de cada DMU. Isto ocorre, pois as DMUs podem estabelecer valores para os insumos e produtos de modos diferentes, e então adotarem diferentes pesos. É necessário, então, estabelecer um problema que permita que cada DMU possa adotar o conjunto de pesos que for mais favorável, em termos comparativos com as outras unidades. Para selecionar os pesos ótimos, para cada DMU, especifica-se um problema de programação matemática. Para a  $j$ -ésima DMU, tem-se:

$$\begin{aligned} & \text{Max}_{u,v} (u'y_j/v'x_j) \\ & \text{sujeito a:} \\ & u'y_j/v'x_j \leq 1; j = 1, 2, \dots, n, \\ & u, v \geq 0. \end{aligned} \quad (2)$$

Para Coelli et al. (2005), essa formulação envolve a obtenção de valores para  $u$  e  $v$ , de tal forma que a medida de eficiência para a  $j$ -ésima DMU seja maximizada, sujeita à restrição de que as medidas de eficiência de todas as DMUs sejam menores ou iguais a um. Linearizando e aplicando-se a dualidade em programação linear, pode-se derivar uma forma envoltória do problema anterior. Com isso, a eficiência da  $j$ -ésima DMU, considerando-se a pressuposição de retornos constantes à escala, é dada por:



$$\begin{aligned}
 & \text{Min}_{\theta, \lambda} \theta, \\
 & \text{sujeito a:} \\
 & -y_j + Y\lambda \geq 0; j = 1, 2, \dots, n, \\
 & \theta x_j - X\lambda \geq 0; j = 1, 2, \dots, n, \\
 & \lambda \geq 0,
 \end{aligned} \tag{3}$$

em que  $\theta$  é uma escalar, cujo valor será a medida de eficiência da  $j$ -ésima DMU. Caso o valor de  $\theta$  seja igual a um, a DMU será eficiente; caso contrário, será ineficiente. O parâmetro  $\lambda$  é um vetor ( $n \times 1$ ), cujos valores são calculados de forma a obter a solução ótima. Para uma DMU eficiente, todos os valores de  $\lambda$  serão zero; para uma DMU ineficiente, os valores de  $\lambda$  serão os pesos utilizados na combinação linear de outras DMUs eficientes, que influenciam a projeção da DMU ineficiente sobre a fronteira calculada. Isso significa que, para uma unidade ineficiente, existe pelo menos uma unidade eficiente, cujos pesos calculados fornecerão a DMU virtual da unidade ineficiente, mediante combinação linear.

O problema de programação linear com retornos constantes pode ser modificado para atender à pressuposição de retornos variáveis, adicionando-se a restrição de convexidade  $N_1 \lambda = 1$ , conforme proposto por Banker, Charnes e Cooper (1984), em que  $N_1$  é um vetor ( $n \times 1$ ) de algarismos unitários (uns). Essa abordagem forma uma superfície convexa de planos em interseção, a qual envolve os dados de forma mais compacta do que a superfície formada pelo modelo com retornos constantes. Com isso, os valores obtidos para eficiência técnica, com a pressuposição de retornos variáveis, são maiores ou iguais aos obtidos com retornos constantes. Isso porque a medida de eficiência técnica, obtida no modelo com retornos constantes, é composta pela medida de eficiência técnica no modelo com retornos variáveis, também chamada de pura eficiência técnica, e pela medida de eficiência de escala.

Na formulação dos multiplicadores apresentada em (02), os pesos  $u$  e  $v$  são tratados como incógnitas, sendo escolhidos de maneira que a eficiência da  $j$ -ésima DMU seja maximizada. Entretanto, como destacado por Ferreira e Gomes (2009), é possível modificar a relação entre os pesos. No caso do presente trabalho, como será apresentado a seguir, existe uma variável de produto que tem peso dois e outra que tem peso um. Assim, foi imposta uma restrição que altera a taxa marginal de transformação entre os dois produtos, isto é, o peso de um produto deve ser pelo menos o dobro do outro.

Para descrições mais detalhadas da metodologia, recomenda-se a consulta de livros textos como, por exemplo, Ray (2004), Cooper, Seiford e Tone (2011), Coelli et al. (2005), Ferreira e Gomes (2009) e Zhu (2014).

### 3.2. Dados utilizados e procedimentos

Segundo o Programa das Nações Unidas para o Desenvolvimento (PNUD, 2013), a dimensão Educação do Índice de Desenvolvimento Humano Municipal (IDHM) é composta por indicadores de escolaridade da população adulta e de fluxo escolar da população jovem.

O subíndice escolaridade da população adulta é medida pelo percentual da população de 18 anos ou mais de idade com o Ensino Fundamental completo. Já o fluxo escolar da população jovem é medido pela média aritmética dos seguintes itens:

- Percentual de crianças de 5 a 6 anos frequentando a escola;
- Percentual de jovens de 11 a 13 anos frequentando os anos finais do Ensino Fundamental regular;
- Percentual de jovens de 15 a 17 anos com Ensino Fundamental completo;
- Percentual de jovens de 18 a 20 anos com Ensino Médio completo.

Para o cálculo do IDHM Educação, o subíndice escolaridade da população adulta tem peso 1 e o que mede a frequência escolar da população jovem tem peso 2. Todos os dados são obtidos a partir das respostas ao questionário da amostra do Censo Demográfico. Uma vez que o último Censo Demográfico foi realizado em 2010, conseqüentemente, os indicadores do IDHM referem-se a esse ano.

Para calcular as medidas de eficiência dos gastos em educação, optou-se por utilizar um insumo (*input*) e dois produtos (*outputs*). São eles:

- Gasto *per capita* com atividades de educação ( $x_1$ ): gastos orçamentários apresentados nas prestações de contas anuais (PCA), referentes ao ano de 2010, realizados nas subfunções Ensino Fundamental, Ensino Médio, Ensino Profissional, Ensino Superior, Ensino Infantil, Educação de Jovens e Adultos e Educação Especial, dividido pela população total do município. As fontes dos dados são Tribunal de Contas do Estado de Minas Gerais (TCE-MG, 2017) e Fundação João Pinheiro (FJP, 2017).
- Subíndice do IDHM Educação referente à escolaridade da população adulta ( $y_1$ ).
- Subíndice do IDHM Educação referente à frequência escolar ( $y_2$ ).

O modelo final a ser estimado para cada um dos 853 municípios do estado de Minas Gerais é obtido linearizando o modelo descrito em (02) e inserindo a restrição de peso aos insumos, da seguinte forma:

$$\begin{aligned}
 & \text{Max } u_{1,j}y_{1,j} + u_{2,j}y_{2,j} \\
 & \text{sujeito a:} \\
 & (u_{1,j}y_{1,j} + u_{2,j}y_{2,j}) - v_{1,j}x_{1,j} \leq 0; j = 1, 2, \dots, 853 \\
 & v_{1,j}x_{1,j} = 1; j = 1, 2, \dots, 853 \\
 & u_{2,j} \geq 2u_{1,j}; j = 1, 2, \dots, 853 \\
 & u_{m,j} \geq 0; m = 1, 2; j = 1, 2, \dots, 853 \\
 & v_{1,j} \geq 0; j = 1, 2, \dots, 853
 \end{aligned} \tag{4}$$

em que  $y_1$  e  $y_2$  são os subíndices do IDHM Educação referentes à escolaridade da população adulta e à frequência escolar, respectivamente;  $x_1$  é o gasto *per capita* com atividades de educação;  $u_1$  e  $u_2$  são os pesos dos produtos  $y_1$  e  $y_2$ , respectivamente; e  $v_1$  é o peso do insumo  $x_1$ .

O modelo proposto leva em consideração os seguintes pontos:

- i. As medidas de eficiência serão obtidas de forma a avaliar as relações entre os gastos públicos no segmento educacional dos municípios e os indicadores de resultados propostos pelo PNUD (2013). Isso significa que o modelo construirá um *ranking* de eficiência dos municípios, no qual aqueles com maiores valores serão os que conseguem melhores resultados na combinação de produtos e insumo;
- ii. A ideia central dos modelos que utilizam a DEA é de que são avaliadas unidades tomadoras de decisão, isto é, unidades que transformam insumos em produtos. Nesse sentido, apesar de não inferir sobre a causalidade das relações, assume-se que o gasto público em educação (insumo) gera os resultados, mensurados pelos subíndices do IDHM Educação (produtos);
- iii. A adição de restrição aos pesos deve-se à própria metodologia de cálculo do IDHM Educação proposta pelo PNUD (2013), isto é, o subíndice de frequência escolar tem peso 2 enquanto a escolaridade da população adulta tem peso 1;
- iv. Os subíndices do IDHM Educação consideram todo o segmento educacional (público e privado), enquanto os gastos levam em consideração somente os dispêndios na rede pública. Apesar de dimensões diferentes, vale ressaltar que cabe ao Poder Público a garantia constitucional do acesso à educação de qualidade. Nesse sentido, a existência de escolas

privadas, fator exógeno ao modelo em questão, não elimina o papel da gestão pública eficiente nos gastos educacionais.

#### 4. Resultados e discussão

Conforme discutido anteriormente, os índices de qualidade em educação no estado de Minas Gerais apresentam elevada disparidade entre regiões e municípios. Os dados apresentados na Tabela 2 permitem avaliar melhor a amplitude das distribuições do IDHM Educação e seus subíndices.

**Tabela 2 - Variáveis utilizadas no cálculo do IDHM Educação em Minas Gerais, no ano de 2010**

Especificação	Mínimo	Mediana	Máximo	Coef. de variação
IDHM Educação	0,34	0,56	0,74	12,47%
Subíndice de escolaridade	0,16	0,36	0,70	23,90%
Subíndice de frequência escolar	0,45	0,68	0,92	9,53%
% de 5 a 6 anos na escola	57,66	91,39	100,00	8,74%
% de 11 a 13 anos nos anos finais do fundamental	59,38	86,70	100,00	6,70%
% de 15 a 17 anos com fundamental completo	26,29	57,26	88,93	17,82%
% de 18 a 20 anos com médio completo	9,45	36,39	81,64	27,99%

Fonte: PNUD (2013) (Dados básicos).

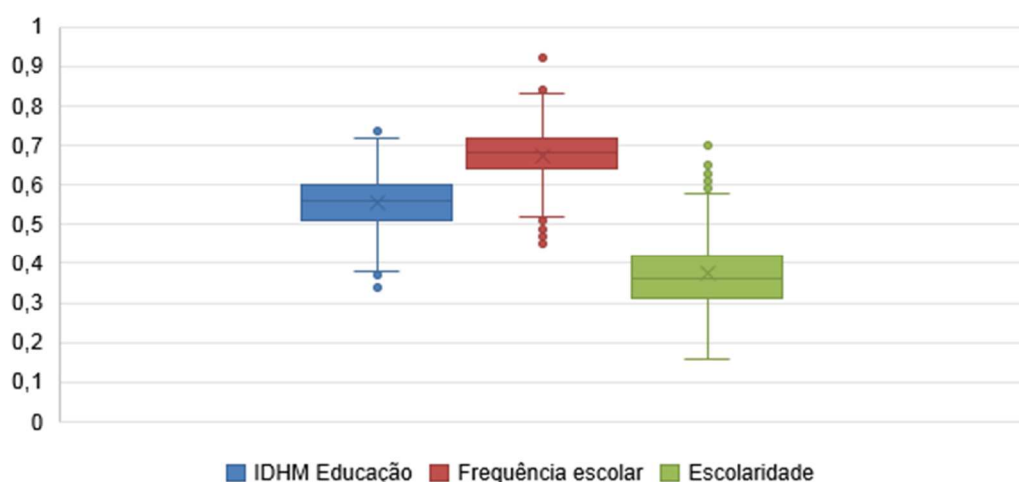
Analisando os dados da Tabela 2, alguns pontos merecem destaque: 1) de modo geral, os valores do subíndice que mede a frequência escolar são superiores aos da escolaridade; 2) dentro do subíndice de frequência escolar, verifica-se que os menores problemas são relacionados à frequência dos alunos com idade inferior a 13 anos. Na maioria dos municípios mineiros, os estudantes cursam a Pré-escola e o Ensino Fundamental nas faixas etárias adequadas; 3) a mesma situação não se verifica com a frequência escolar no Ensino Médio. Em metade dos municípios de Minas Gerais, a frequência de pessoas de 18 a 20 anos com Ensino Médio completo é inferior a 36%. Aliás, existem municípios em Minas Gerais que menos de 10% da população nessa faixa etária possui o Ensino Médio completo.

Dessa forma, a frequência escolar dos alunos mineiros não é o principal problema educacional do estado. Conforme se pode observar na Figura 4, o problema maior na educação em Minas Gerais parece estar relacionado ao nível de escolaridade da população adulta. O valor mediano de 0,36 para o subíndice escolaridade é baixo e preocupante.

A análise dos diagramas *box-plot* dos subíndices que compõem o IDHM sugere que há maior esforço dos municípios em questões relativas à frequência dos estudantes na escola. A distribuição dos municípios quanto à escolaridade encontra-se visivelmente em patamares inferiores aos da frequência escolar.

De modo geral, em um quarto dos municípios mineiros, a escolaridade, medida pelo percentual de adultos com Ensino Médio completo, não chega a 31%. Esse indicador sobe para pouco mais de 36% quando se consideram metade dos municípios e 42% quando se consideram três quartos dos municípios. Se forem considerados somente os 10% dos municípios com maiores índices de escolaridade, a média desse indicador é de apenas 56% dos adultos com Ensino Médio completo.

Outro ponto interessante observado nos diagramas da Figura 4 é que a distribuição dos valores do IDHM Educação dos municípios encontra-se em posição intermediária às dos subíndices. Contudo, nota-se, também, que ela está mais próxima à distribuição da frequência escolar. Isso ocorre pois esse subíndice tem o dobro do peso da escolaridade na construção do IDHM. Dessa forma, os valores maiores da frequência escolar acabam por atenuar o impacto dos baixos níveis da escolaridade quando se analisa o IDHM Educação de modo isolado.

**Figura 4 - Diagrama *box-plot* do IDHM Educação e seus subíndices para os municípios de Minas Gerais, no ano de 2010**

Fonte: Elaboração própria com base em PNUD (2013).

Mesmo com esforços no sentido de aumentar a taxa de frequência à escola, na maioria dos municípios, o indicador de escolaridade é classificado como muito baixo (inferior a 0,5). Um questionamento que surge naturalmente é se esse esforço para aumentar a educação da população é eficiente. Em outras palavras, o volume de dinheiro gasto com educação está relacionado ao desempenho educacional do município? Municípios que têm maior gasto *per capita* com educação são aqueles que possuem os melhores desempenhos nos índices educacionais?

A princípio, é de se esperar que os indicadores, tanto da escolaridade da população adulta quanto do fluxo escolar da população jovem, sejam maiores em municípios que gastam proporcionalmente mais com educação. Nesse sentido, o modelo proposto para medir eficiência capta exatamente isso, ou seja, se há relação direta entre gasto e indicadores de resultados.

Inicialmente, utilizou-se o modelo DEA, pressupondo-se retornos constantes à escala, a fim de se obter a medida de eficiência técnica para cada município da amostra. Em seguida, a pressuposição de retornos constantes à escala foi retirada, adicionando-se uma restrição de convexidade, a qual possibilitou a obtenção das medidas de eficiência no paradigma de retornos variáveis. Com essas duas medidas, foi possível calcular a eficiência de escala. A Tabela 3 e a Figura 5 sintetizam os resultados obtidos.

**Tabela 3 – Medidas de eficiência do setor educacional nos municípios de Minas Gerais**

Especificação	Mínimo	Média	Máximo	Coef. de variação
Eficiência técnica - retornos constantes	0,0662	0,3450	1,0000	37,40%
Eficiência técnica - retornos variáveis	0,0689	0,3762	1,0000	40,31%
Eficiência de escala	0,2221	0,9279	1,0000	8,60%

Fonte: Resultados da pesquisa.

Sob a pressuposição de retornos constantes à escala, dos 853 municípios mineiros, apenas um obteve máxima eficiência técnica. O município em questão é São Domingos do Prata, localizado na Região Metropolitana de Belo Horizonte, com apenas 17 mil habitantes.

O nível médio de eficiência técnica foi baixo (34,50%). Com isso, a ineficiência técnica média é elevada (65,50%), o que significa que os municípios ineficientes podem, em média, atingir os mesmos resultados alcançados, gastando muito menos.

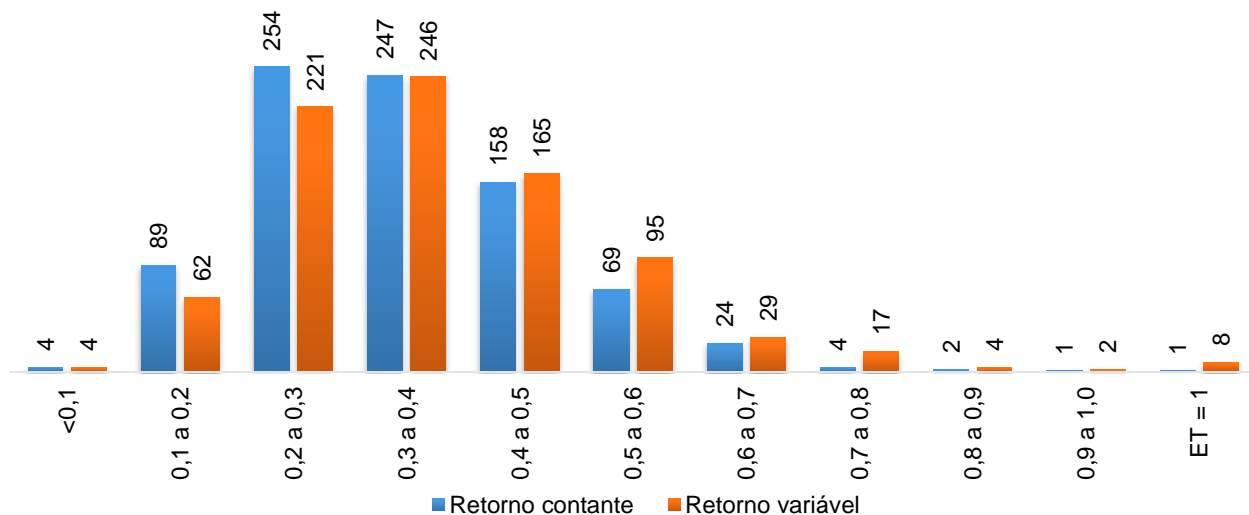
Desde que a pressuposição de retornos constantes foi admitida, as fontes de ineficiências podem incluir problemas decorrentes dos diferentes tamanhos dos municípios avaliados. Relaxando a

pressuposição de retornos constantes, obtém-se o modelo com retornos variáveis. A medida de eficiência técnica média nesse modelo foi de 37,62%, ou seja, ainda permanece baixa, mesmo com a retirada dos problemas relacionados à escala.

Analisando a Figura 5, percebe-se que há concentração das distribuições em valores baixos, tanto para as medidas de eficiência com retornos constantes quanto para retornos variáveis. No caso das medidas com retorno constante, a maioria dos municípios encontra-se no estrato de eficiência entre 0,2 e 0,3. Já para o retorno variável, a maioria se encontra no estrato imediatamente superior, ou seja, 0,3 a 0,4.

A distribuição das medidas com retornos variáveis é um pouco mais para a direita do que a de retornos constantes. A razão desse fato é que a eficiência com retorno variável necessariamente é maior ou igual a com retorno constante. Isso ocorre pois, nessa última, também está sendo considerada a eficiência de escala. Em outras palavras, a eficiência obtida no modelo com retorno variável não leva em consideração os problemas de escala. Por essa razão, ela também é chamada de “pura eficiência técnica”.

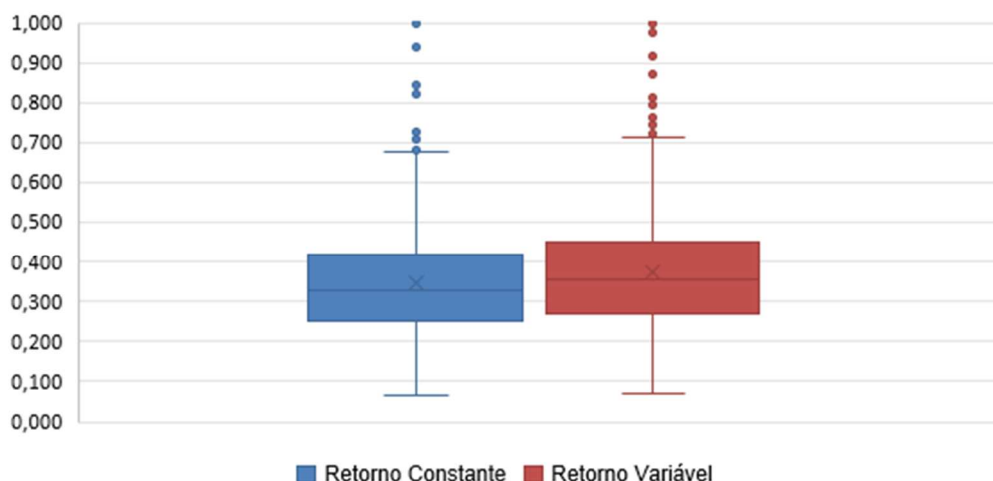
**Figura 5 - Distribuição dos municípios em intervalos de medidas de eficiência técnica**



Fonte: Resultados da pesquisa.

A ineficiência de escala, apesar de baixa, ainda existe. Em média, a eficiência de escala dos municípios foi de 92,79% (o que equivale a 7,21% de ineficiência). É por essa razão que as medidas de eficiência com retornos variáveis são maiores ou, no mínimo, iguais as com retornos constantes, como pode ser visualizado no histograma.

Mesmo considerando apenas a pura eficiência do modelo com retornos variáveis, o que se percebe é que existem muitos municípios com níveis de eficiência baixíssimos. Porém, é preciso cuidado para analisar esses dados. O fato de muitos municípios apresentarem elevada ineficiência não implica, necessariamente, que a eficiência do estado como um todo é baixa. O que pode estar ocorrendo é que existem municípios que são discrepantes dos demais. Com isso, ao “puxarem” a fronteira eficiente para cima, muitos outros municípios ficam distantes dessa fronteira, ou seja, tornam-se mais ineficientes. Esse raciocínio pode ser ilustrado com o auxílio da Figura 6.

**Figura 6 - Diagrama *box-plot* das medidas de eficiência com retornos constante e variável**

Fonte: Elaboração própria.

Analisando o *box-plot* da direita (Figura 6), referente à distribuição das medidas de eficiência com retornos variáveis, percebe-se que foram identificados alguns municípios com valores atípicos, identificados pelos pontos na parte superior da distribuição. Esses valores, também conhecidos como *outliers*, estão em uma faixa que corresponde a uma vez e meia a amplitude entre os limites do primeiro e terceiro quartis. Equivale a uma vez e meia a altura do retângulo, cuja borda inferior é o limite do primeiro quartil e a borda superior é o limite do terceiro quartil. Note que essas observações discrepantes estão muito acima da mediana, localizada no interior do retângulo. Por isso são considerados valores atípicos. O mesmo raciocínio pode ser aplicado para o diagrama com a distribuição no modelo com retornos constantes.

A existência de observações discrepantes fará com que a fronteira eficiente esteja em um patamar mais elevado para a maioria das unidades que estão sendo avaliadas. É por essa razão que a média e a mediana das medidas de eficiência são baixas. Mas isso não significa que a eficiência do estado como um todo seja baixa, mas sim que há elevada disparidade.

Para compreender melhor a formação da fronteira eficiente, analisam-se separadamente os municípios considerados plenamente eficientes dos demais. Nos dados apresentados na Tabela 4, os municípios foram agrupados segundo a medida de pura eficiência técnica, obtida no modelo com retornos variáveis. No grupo denominado “Eficientes”, encontram-se os oito municípios que obtiveram medida de eficiência técnica máxima e igual a um. São eles: Dionísio, Dom Viçoso, Montes Claros, Paiva, Patos de Minas, São Domingos do Prata, São Geraldo e Timóteo. Já no grupo denominado “Ineficientes”, encontram-se todos os outros municípios, cujas medidas de pura eficiência técnica foram inferiores a um.

**Tabela 4 - Valores médios do gasto *per capita* com atividades de educação, IDHM Educação e seus subíndices para os municípios de Minas Gerais, separados em grupos segundo a pura eficiência técnica**

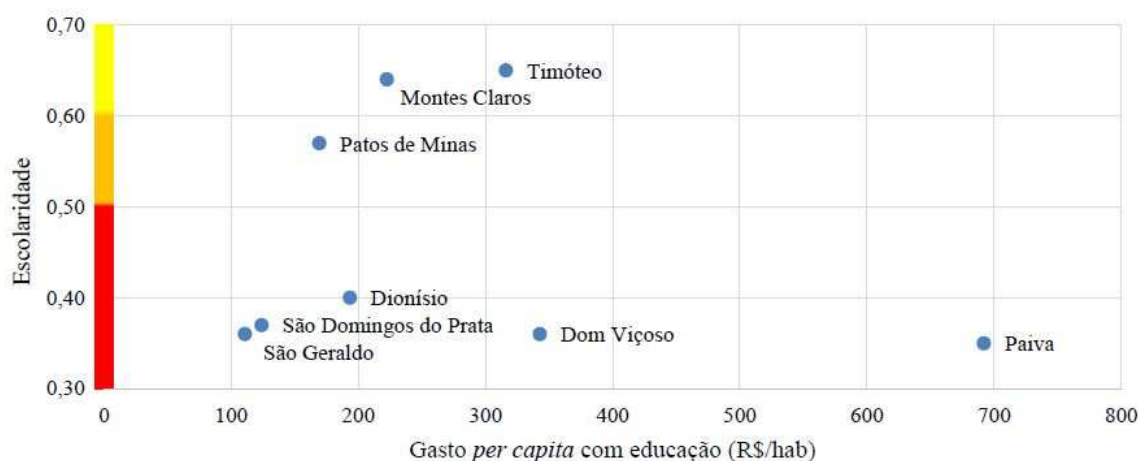
Especificação	Eficientes	Ineficientes	Média geral
Gasto <i>per capita</i> com atividades de educação (R\$/hab./ano)	271,16	385,98	384,90
IDHM Educação	0,66	0,56	0,56
Subíndice de escolaridade	0,46	0,37	0,37
Subíndice de frequência escolar	0,78	0,67	0,67

Fonte: Elaboração própria.

Em termos médios, percebe-se que os municípios ditos eficientes gastam proporcionalmente menos e alcançam resultados melhores, tanto no IDHM Educação quanto nos seus subíndices. Por essa razão, foram considerados eficientes e, conseqüentemente, responsáveis pela construção da fronteira eficiente. Contudo, como mencionado anteriormente, é preciso cuidado ao interpretar esses resultados. O fato de ser considerado eficiente não garante que um determinado município seja exemplo em qualidade no segmento educacional. A eficiência mede apenas as relações entre insumos e produtos, isto é, são considerados eficientes aqueles que relativamente aos demais conseguem obter resultados melhores gastando proporcionalmente menos. Pelo fato de ser uma medida de comparação entre unidades, a eficiência não guarda relação com qualidade, mas sim com produtividade.

Aprofundando nessa análise, as figuras 7 e 8 permitem visualizar as relações entre o gasto *per capita* com atividades de educação e os valores dos subíndices do IDHM Educação para os municípios que foram considerados tecnicamente eficientes. Nos eixos verticais de ambas as figuras, está a escala de cores utilizada para quantificar os índices, conforme proposto por PNUD (2013) e apresentada no Anexo.

**Figura 7 - Relação entre o gasto *per capita* com educação e o subíndice Escolaridade do IDHM Educação nos municípios considerados eficientes**



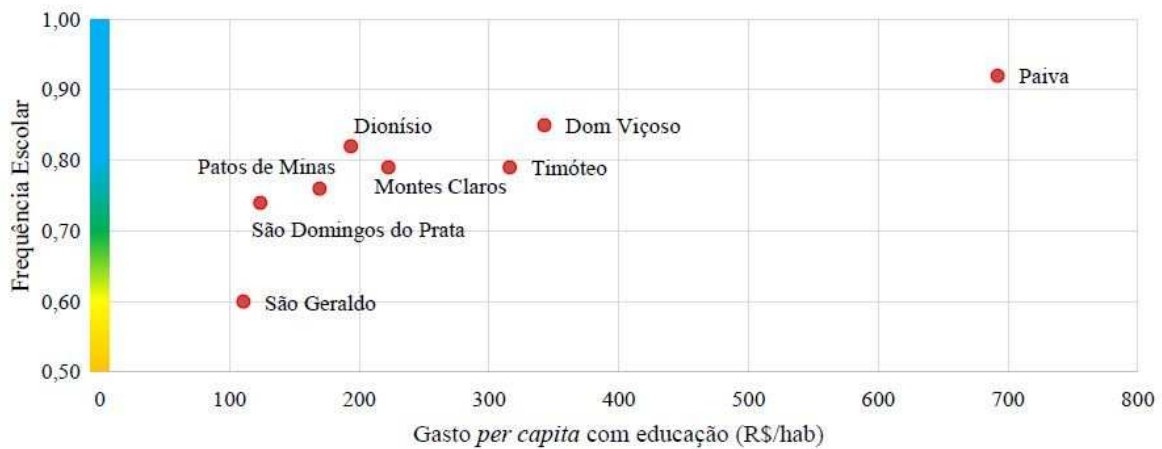
Fonte: Elaboração própria.

Analisando inicialmente a Figura 7, percebe-se que os municípios considerados eficientes possuem o subíndice Escolaridade variando de muito baixo (menor que 0,5) a médio (entre 0,6 e 0,699). Vale lembrar que a média desse indicador para todos os municípios de Minas Gerais é de apenas 0,37. Em relação ao gasto *per capita* com educação, a média dos municípios mineiros é de R\$ 384,90/habitante/ano (Tabela 4). Isso significa que, exceto o município de Paiva, os demais gastam menos do que a média, sendo alguns significativamente menos. Destaque para os municípios de Timóteo, Montes Claros e Patos de Minas que, embora gastando relativamente menos, conseguem maiores notas no indicador escolaridade.

Os valores do subíndice que mede a Frequência Escolar são maiores, conforme se observa na Figura 8. Nesse quesito, existem municípios com indicadores considerados altos (entre 0,7 e 0,799) e muito altos (acima de 0,8). Nenhum desses municípios tem o subíndice que mede frequência escolar considerado baixo (inferior a 0,5) e apenas São Geraldo, com valor de 0,6, é classificado como médio. Destaque para os municípios de Paiva, Dom Viçoso e Dionísio, com valores classificados como muito altos.



**Figura 8 - Relação entre o gasto *per capita* com educação e o subíndice Frequência Escolar do IDHM - Educação nos municípios considerados eficientes**



Fonte: Elaboração própria.

Entretanto, para entender a razão desses municípios serem considerados eficientes, é preciso analisar conjuntamente as duas Figuras (7 e 8). O município de Paiva, por exemplo, mesmo gastando proporcionalmente mais em atividades de educação, não consegue valor elevado no subíndice Escolaridade. Porém, seu indicador de Frequência Escolar é considerado muito alto. Uma vez que esse último tem maior peso no cálculo do IDHM Educação, Paiva foi considerado eficiente.

Outro caso interessante é o município de São Geraldo, localizado na Zona da Mata mineira. O fato de gastar proporcionalmente menos fez com que ele fosse considerado eficiente, embora seus indicadores de Escolaridade e de Frequência Escolar não estejam entre os mais elevados. Em outras palavras, mesmo não sendo considerado um exemplo no segmento educacional, é um município eficiente, pois gasta proporcionalmente menos para o que produz de resultado. Essa é exatamente a ideia de eficiência relativa.

Os outros seis municípios selecionados foram considerados eficientes, pois, além de gastarem relativamente menos do que a média, conseguiram resultados proporcionalmente melhores em pelo menos um dos subíndices. Isso significa que, mesmo tendo um dos indicadores menor que os demais, um município pode ser considerado eficiente se o outro indicador for proporcionalmente maior e/ou seu gasto for proporcionalmente menor.

Vale destacar que a construção do modelo levou em consideração que o subíndice Frequência Escolar tem o dobro do peso da Escolaridade. Com isso, valores maiores na Frequência Escolar exercem mais influência no cálculo da medida de eficiência.

Um ponto que merece destaque e que foi levantado nos procedimentos é a influência da participação da educação privada no cálculo da eficiência dos municípios. Segundo dados do último Censo Demográfico (IBGE, 2010), 9,0% e 12,5% dos estudantes mineiros que estão cursando o Ensino Fundamental e o Ensino Médio, respectivamente, estão matriculados na rede particular. Nos municípios considerados eficientes, a participação de estudantes do ensino fundamental da rede particular varia de 0,0% (Dom Viçoso) a 17,0% (Timóteo), enquanto no Ensino Médio tal variação fica entre 0,0% (Paiva) e 21,8% (Timóteo). Isso significa que a participação da rede particular nos ensinos Fundamental e Médio não determina a eficiência do município.

O mais importante da análise, porém, é verificar se há relação entre o IDHM Educação e a eficiência na prestação dos serviços educacionais. É preciso destacar que o IDHM é composto somente por indicadores de resultados, um medindo a escolaridade da população adulta e outro o fluxo escolar da população jovem. Já o modelo de eficiência proposto neste trabalho considera a forma como os municípios estão empregando seus recursos para gerarem os indicadores de



resultados. Os dados apresentados na Tabela 5 permitem uma análise preliminar dessa questão. Para facilitar a análise, os municípios foram separados em quartis, segundo as medidas de pura eficiência técnica, obtidas no modelo com retornos variáveis.

**Tabela 5 - Valores médios dos indicadores segundo quartis de eficiência técnica**

Especificação	Quartis			
	1	2	3	4
Eficiência técnica – Ret. variáveis	0,2132	0,3126	0,3990	0,5802
Gastos <i>per capita</i> (R\$)	588,80	389,12	314,15	247,52
IDHM Educação	0,5356	0,5421	0,5541	0,5955
Subíndice de escolaridade	0,3486	0,3539	0,3698	0,4245
Subíndice de frequência escolar	0,6584	0,6656	0,6731	0,7023

Fonte: Resultados da pesquisa.

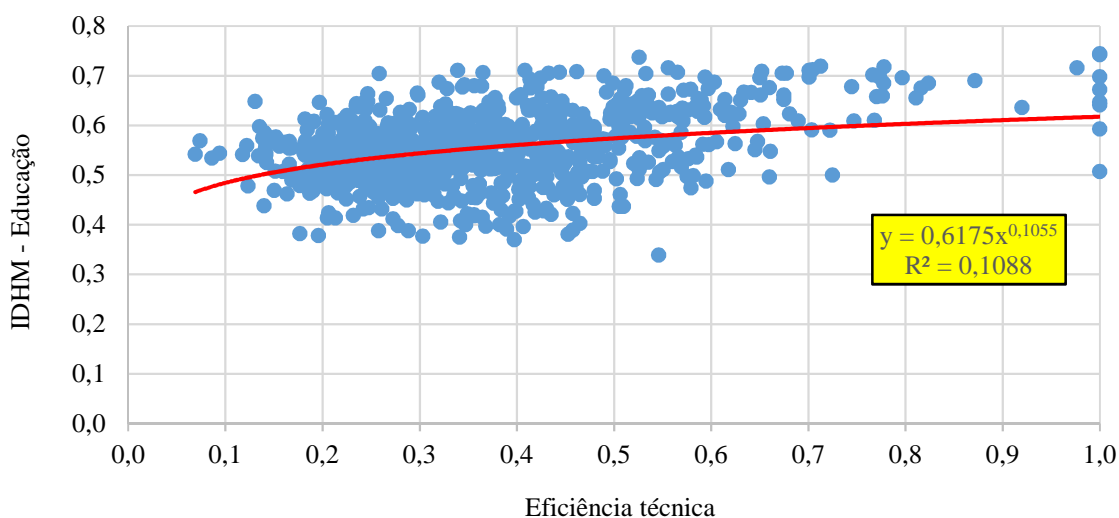
Conforme se observa, a eficiência média aumenta com os quartis. Porém, era de se esperar que esse comportamento se repetisse para as demais variáveis, ou seja, municípios com maiores gastos *per capita* em educação deveriam ser aqueles que geram melhores resultados de escolaridade e de frequência escolar.

Porém, não é isso que se observa. Quando se comparam os valores médios do IDHM Educação entre os quartis de eficiência, nota-se que, embora pequena, há certa relação, ou seja, valores maiores de eficiência positivamente relacionados a valores maiores do IDHM Educação. Contudo, essa relação é baixa e com pouca robustez estatística, como pode ser visualizado na Figura 9.

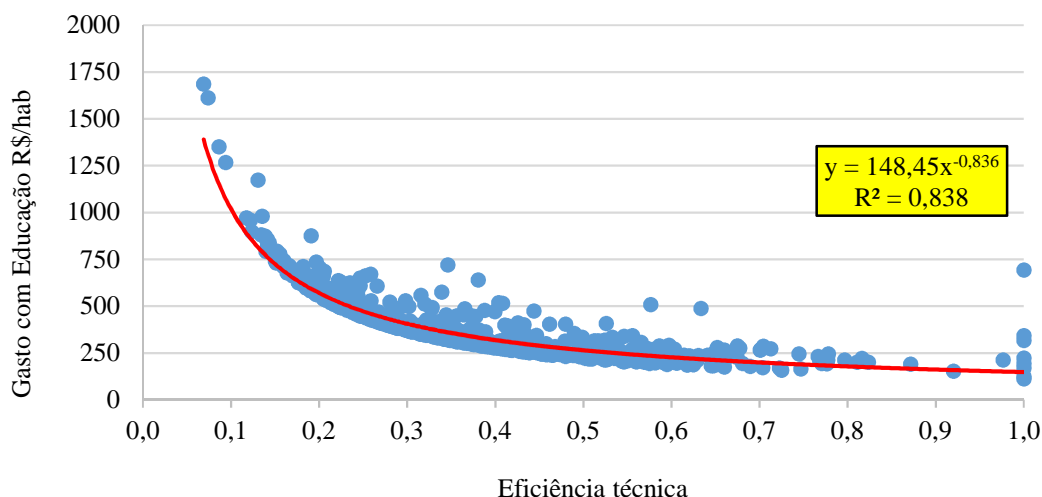
Por outro lado, quando se comparam os dados de eficiência técnica com os gastos *per capita* em educação (Figura 10), nota-se que existe forte relação negativa entre eles, ou seja, municípios com maiores gastos não estão conseguindo, relativamente, os melhores resultados. Em outras palavras, existem municípios que conseguem alcançar resultados semelhantes (ou mesmo melhores) sem a necessidade de gastarem tanto. Por si só, essa conclusão gera evidências de que os recursos gastos em educação podem estar sendo mal alocados.

Conforme discutido na seção 2, as disparidades educacionais existentes em Minas Gerais seguem padrões semelhantes aos de outros indicadores socioeconômicos. As desigualdades são mais acentuadas nas mesorregiões Norte, Vale do Jequitinhonha e Vale do Mucuri, essas duas últimas localizadas na parte nordeste do estado. Fato curioso é que a eficiência dos gastos com educação não segue esse padrão, conforme pode ser visualizado na Figura 11.

Analisando essa figura (Figura 11), percebe-se que não existe um padrão na distribuição geográfica das medidas de eficiência. Isso significa que existem municípios eficientes e ineficientes em todas as regiões do estado, ou seja, não há uma concentração em determinada região.

**Figura 9 - Relação entre pura eficiência técnica e IDHM Educação nos municípios de Minas Gerais**

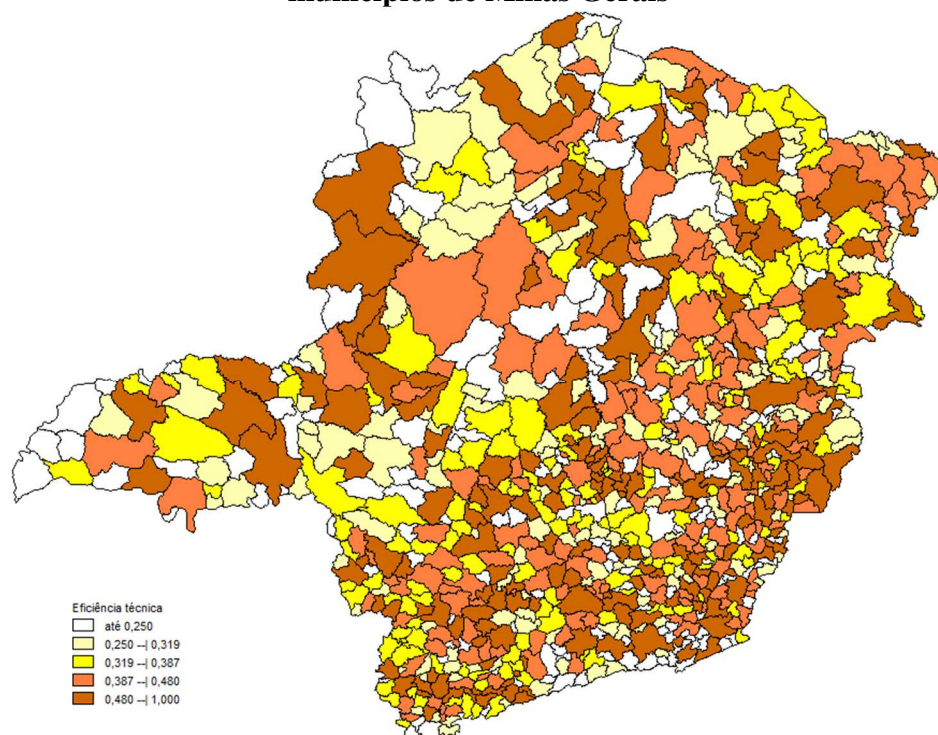
Fonte: Elaboração própria.

**Figura 10 - Relação entre pura eficiência técnica e gasto *per capita* com educação nos municípios de Minas Gerais**

Fonte: Elaboração própria.

Se as desigualdades dos indicadores socioeconômicos são concentradas em algumas regiões, mas a eficiência na aplicação dos recursos não é, o que pode estar levando a essas disparidades? A resposta para essa questão é complexa e deve considerar uma série de outras variáveis. Porém, o que se pode dizer, pelos resultados obtidos neste trabalho, é que os gastos com atividades educacionais estão sendo mal-empregados em muitos municípios, uma vez que há significativa amplitude nos indicadores de eficiência.

**Figura 11 - Distribuição geográfica das medidas de eficiência dos gastos com educação nos municípios de Minas Gerais**



Fonte: Elaboração própria.

Nesse sentido, é preciso que a política de alocação de recursos educacionais leve em consideração outras variáveis, além do número de alunos matriculados. É preciso criar um sistema que contemple também a eficiência na alocação desses recursos. Dificilmente haverá redução de disparidades se o sistema propicia a reprodução contínua de erros.

## 5. Considerações finais

As elevadas disparidades socioeconômicas existentes no estado de Minas Gerais motivaram a realização deste estudo. Especificamente, o presente trabalho objetivou analisar aspectos relacionados à eficiência na alocação dos recursos em educação nos municípios mineiros, buscando avaliar se há relação entre gasto com educação, eficiência e resultados.

O estado de Minas Gerais apresenta elevado nível de disparidade quando se consideram indicadores que medem a escolaridade da população adulta e o fluxo escolar da população jovem. Tradicionalmente, regiões como o Norte de Minas e os Vales do Jequitinhonha e do Mucuri apresentam os municípios com piores condições, não só educacionais, como socioeconômicas.

Nesse sentido, foram calculadas medidas de eficiência educacionais, utilizando-se, como insumo, o gasto *per capita* em educação e, como produtos, os subíndices que compõem o IDHM, na sua dimensão educacional. A ideia foi verificar se há relações diretas entre gasto e resultados, ou seja, se nos municípios com maiores gastos *per capita* em educação estão também os maiores valores para os indicadores educacionais.

Os resultados indicam que, apesar de haver uma baixa relação entre IDHM Educação e eficiência dos gastos, não há relação direta entre gasto e sua eficiência. Em outras palavras, não se observou que os municípios com maiores gastos *per capita* com educação apresentam maiores indicadores de resultado. Essa relação inversa só pode estar indicando que também existem disparidades significativas na forma como as despesas são realizadas no sistema educacional mineiro.

É necessário que seja solucionado o problema de ineficiência técnica na alocação dos recursos em educação, melhorando, assim, o desempenho dos municípios. As estratégias de apoio para os

municípios melhorarem suas performances devem ser diferenciadas, levando em conta o nível de eficiência técnica. Dessa forma, todas as regiões do estado terão subsídios para alocar de forma ótima seus recursos produtivos e melhorar o desempenho educacional.

Uma alternativa para tentar reduzir essas disparidades é mudar a forma como os recursos educacionais são distribuídos entre os municípios. Não basta que tais recursos levem em consideração apenas o número de estudantes matriculados. É preciso que indicadores de eficiência também sejam considerados. O sistema de conceder benefício extra para os municípios mais eficientes é uma forma de conferir dinâmica ao processo, agindo como fator motivador para todos envolvidos.

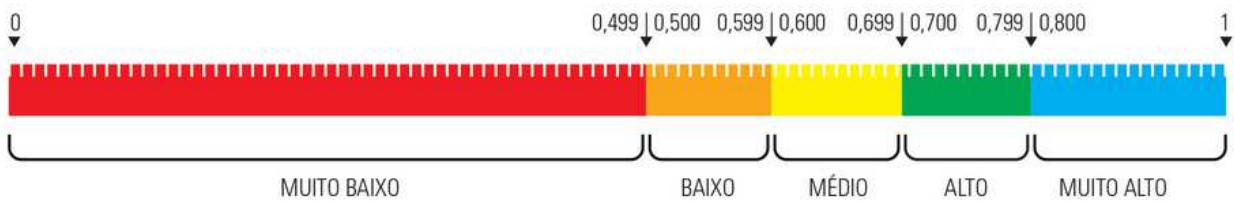
## Referências

- 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.
- CAPELLINI, V. L. M. F.; RODRIGUES, O. M. P. R. Concepções de professores acerca dos fatores que dificultam o processo da educação inclusiva. *Educação*, v. 32, n. 3, p. 355-364, 2009.
- CAVALIERE, A. M. Tempo de escola e qualidade na educação pública. *Educação e Sociedade*, v. 28, n. 100, p. 1015-1035, 2007.
- 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.
- COELLI, T. J.; RAO, D. S. P.; O'DONNELL, C. J.; BATTESE, G. E. *An introduction to efficiency and productivity analysis*, 2nd ed. New York: Springer, 2005.
- COOPER, W. W.; SEIFORD, L. M.; TONE, K. *Handbook on data envelopment analysis*, 2 ed. New York: Springer, 2011.
- DOMICIANO, F. L.; ALMEIDA, A. T. C. Gastos Públicos Municipais e os Resultados do IDEB: evidências para os municípios paraibanos. *Economia e Desenvolvimento*, v. 14, n. 1, p. 44-54, 2015.
- FERREIRA, C. M. C.; GOMES, A. P. *Introdução à análise envoltória de dados: Teoria, modelos e aplicações*. Viçosa, MG: Editora UFV, 2009.
- FJP – Fundação João Pinheiro. *Projeção da população do Brasil por sexo e idade*. Disponível em: < <http://www.fjp.mg.gov.br/> >. Acesso em: 01 jun. 2017.
- IBGE – Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. *Dados do Censo Demográfico 2010*. Disponível em: < <https://censo2010.ibge.gov.br/> >. Acesso em: 26 jun. 2017.
- IGTEC – Instituto de Geoinformação e Tecnologia. *Mapa Geopolítico de Minas Gerais – Mesorregiões*. Disponível em: < <https://www.iga.br/mapas/> >. Acesso em: 20 ago. 2017.
- INEP – Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais Anísio Teixeira. *Sistema de Estatísticas Educacionais*. 2016. Disponível em: < <http://www.inep.gov.br/> >. Acesso em: 01 jun. 2017.
- PNUD – Programa das Nações Unidas para o Desenvolvimento. *Atlas do Desenvolvimento Humano no Brasil 2013*. Disponível em: < [www.atlasbrasil.org.br/2013/](http://www.atlasbrasil.org.br/2013/) >. Acesso em: 20 ago. 2017.
- QUEIROZ, B. L.; GOLGHER, A. B.; AMARAL, E. Mudanças demográficas e condições econômicas e sociais em Minas Gerais. In: OLIVEIRA, F. A.; SIQUEIRA, W. B. (Orgs.) *As muitas Minas: ensaios sobre a economia mineira*, v. 1, p. 159-192. Belo Horizonte: Corecon-MG, 2010.

- RAY, S. C. *Data envelopment analysis: theory and techniques for economics and operations research*. New York: Cambridge University Press, 2004. 353 p..
- REINALDO, R. R. P. *Avaliando a eficiência em unidades de ensino fundamental de Fortaleza usando técnica de análise envoltória de dados (DEA)*. 136 f. Dissertação (Mestrado em Engenharia de Produção), Programa de Pós-Graduação em Engenharia de Produção da Universidade Federal de Santa Catarina. Florianópolis: UFSC, 2002.
- RODRIGUES, D. Dez ideias (mal)feitas sobre a educação inclusiva. In: RODRIGUES, D. (Org.). *Inclusão e educação: doze olhares sobre a educação inclusiva*. São Paulo: Summus Editorial, 2006. p. 299-318.
- SAVIAN, M. P. G.; BEZERRA, F. M. Análise de eficiência dos gastos públicos com educação no ensino fundamental no estado do Paraná. *Economia & Região*, v. 1, n. 1, p. 26-47, 2013.
- TCE-MG – Tribunal de Contas do Estado de Minas Gerais. *Gastos orçamentários*. Disponível em: <http://www.tce.mg.gov.br/>. Acesso em: 01 jun. 2017.
- ZHU, J. *Quantitative Models for Performance Evaluation and Benchmarking: Data Envelopment Analysis with Spreadsheets*. 3 ed. New York: Springer, 2014.

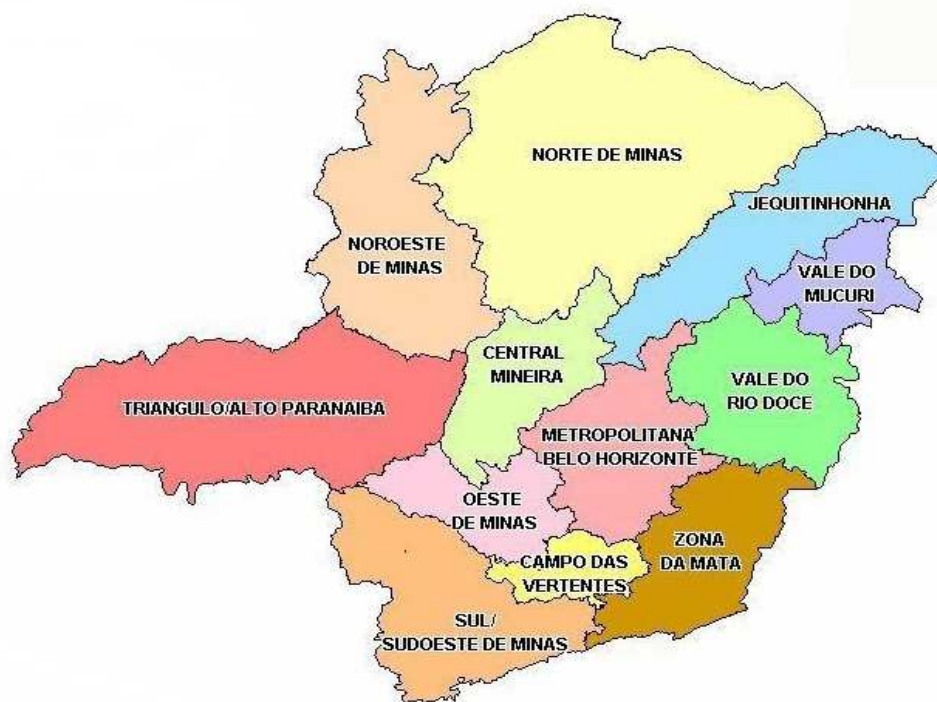
Anexo

**Figura A1 - Faixas de Desenvolvimento Humano Municipal**



Fonte: PNUD (2013).

**Figura A2 - Mapa do estado de Minas Gerais subdividido em mesorregiões**



Fonte: Elaborado por Instituto de Geoinformação e Tecnologia – IGTec (2013).



**Revista Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos (RBERU)**

*Vol. 12, n. 3, pp. 385-396, 2018*

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

---

**PERFIL SOCIOECONÔMICO DA POBREZA E RIQUEZA RELATIVAS NOS  
MUNICÍPIOS BRASILEIROS NO ANO DE 2010\***

**Izete Pengo Bagolin**

Professora Titular do Programa de Pós-graduação em Economia do Desenvolvimento da Pontifícia  
Universidade Católica do Rio Grande do Sul (PUCRS)

E-mail: [izete.bagolin@pucrs.br](mailto:izete.bagolin@pucrs.br)

**Marívia de Aguiar Nunes**

Doutoranda do Programa de Pós-graduação em Economia da Pontifícia Universidade Católica do Rio  
Grande do Sul (PUCRS)

E-mail: [marivia.nunes@gmail.com](mailto:marivia.nunes@gmail.com)

**RESUMO:** Considerando a diversidade de realidades econômicas e culturais existente na economia brasileira, e os desafios que essa diversidade impõe ao entendimento da pobreza, o objetivo deste artigo é investigar, a partir do conceito de pobreza relativa e da estimação de um modelo *logit*, (i) o perfil socioeconômico e as condições de bem-estar das pessoas relativamente pobres que vivem em municípios relativamente ricos e das pessoas relativamente ricas que vivem em municípios relativamente pobres; e (ii) identificar os fatores associados à condição de vida das famílias relativamente ricas e das famílias relativamente pobres do Brasil. Os resultados da pesquisa mostram que no intervalo entre R\$ 198,00 e R\$ 278,12 reais *per capita* mensais, as pessoas poderão ser classificadas como relativamente ricas ou como relativamente pobres, dependendo do município em que vivem, e enfrentarem privações distintas de bem-estar. Entre as pessoas relativamente pobres vivendo em municípios relativamente ricos, destaca-se a baixa escolaridade, ter nascido em outro município e não ter acesso à água tratada. As pessoas que são relativamente ricas nos municípios relativamente pobres têm maior chance de terem completado o ensino médio, mas não possuem vantagem em termos de acesso a esgoto.

**Palavras-chave:** Pobreza; Pobreza relativa; Bem-estar.

**Classificação JEL:** I3; I31; I32

**POVERTY AND WEALTH RELATIVE SOCIOECONOMIC PROFILE OF BRAZILIAN  
MUNICIPALITIES IN 2010**

**ABSTRACT:** Considering the diversity of economic and cultural realities in Brazil, the aim of this paper is to investigate, through the concept of relative poverty and estimation of a logit model, (i) the socioeconomic profile and the welfare conditions of relatively poor people in relatively rich municipalities and relatively rich people in relatively poor municipalities of the country; and (ii) which are the individual and social factors associated with living conditions of the relatively wealthy people and relatively poor people in Brazil. To achieve such goals, we used 2010 Census variables, which, once properly handled in Stata12® statistical software, were used to calculate a logistic regression. The results show that people with income between R\$ 198,00 and R\$ 278,12 can be either relatively poor or relatively rich dependent to where they live. Both can be facing wellbeing deprivation. Among the relatively poor people which are living in relatively wealthy municipalities, low educational level, being born in another municipality and not having access to treated water stand out. On the other hand, people who are relatively wealthy in relatively poor municipalities are more likely to have completed high school but have no advantage in terms of access to sewage.

**Keywords:** Poverty; Relative poverty; Wellbeing.

**JEL Codes:** I3; I31; I32.

---

\*Recebido em: 27/04/2018; Aceito em: 21/08/2018.



## 1. Introdução

O conceito de pobreza está ligado à privação de bem-estar, que, na literatura convencional, está relacionada a uma limitação do consumo de bens – logo, essa definição caracteriza a pobreza em termos monetários. A partir disso, tem-se que indivíduos pobres são aqueles que não dispõem de capacidade de renda ou consumo suficiente para viver acima das condições mínimas de subsistência (WORLD BANK INSTITUTE, 2005). Entretanto, a pobreza apresenta fundamentos conceituais que vão além da definição apresentada acima, o que remete principalmente às noções de pobreza absoluta e relativa; e pobreza crônica e transiente (BAGOLIN et al., 2012).

Com efeito, as discussões ligadas aos conceitos de pobreza absoluta e relativa se iniciaram com Townsend (1962), o qual introduziu a ideia de que tanto pobreza quanto subsistência são conceitos relativos, na medida em que podem ser definidos somente em relação aos recursos materiais e emocionais disponíveis numa determinada época aos membros de uma dada sociedade ou de diferentes sociedades. Assim, a pobreza absoluta estaria associada às questões de sobrevivência física e, portanto, ao não atendimento de necessidades ligadas ao mínimo vital, o que remete ao estabelecimento das linhas de pobreza absolutas. Já o conceito de pobreza relativa estabelece necessidades a serem satisfeitas em função do modo de vida preponderante na sociedade em questão, o que implica na delimitação de um conjunto de indivíduos “relativamente pobres” ou no estabelecimento de linhas de pobreza relativas (ROCHA, 2005). Em termos de utilização prática, Romão (1982) destacava que existia um predomínio do uso do conceito de pobreza absoluta e considerava o conceito de pobreza relativa como um complemento importante. Por sua vez, Crespo e Gurovitz (2002) destacam os avanços no debate conceitual e contribuem para compreensão da multidimensionalidade, destacando o papel da privação relativa nas avaliações de bem-estar.

O atual estágio do conhecimento sobre pobreza evidencia razoável consenso conceitual no entendimento desse fenômeno como multidimensional, complexo e diverso. Apesar disso, a identificação dos pobres, o estabelecimento e o acompanhamento das metas propostas pelas agências internacionais ainda permanecem atrelados, predominantemente, às medidas monetárias que classificam as pessoas em absoluta ou relativamente pobres. Em função disso, paralelamente às pesquisas que buscam avançar na proposição de formas de mensuração da pobreza usando a perspectiva multidimensional, um importante debate no campo das medidas unidimensionais ganhou importância nas últimas décadas (MADDEN, 2000; CHEN; RAVALLION, 2013; KLASSEN et al., 2016).

Tal importância decorre, principalmente, da impossibilidade de utilizar uma medida de pobreza, seja ela absoluta ou relativa, como mecanismo universal de identificação de quem é pobre, que possa ser aplicada tanto aos países em desenvolvimento quanto aos países desenvolvidos. De acordo com Chen e Ravallion (2013), o mundo vem se tornando menos absolutamente pobre e mais relativamente pobre. No entanto, nem essa constatação e nem os avanços já conquistados no combate à pobreza absoluta são suficientes para que as medidas relativas se tornem passíveis de utilização universal.

As razões para essa impossibilidade são decorrentes de dois fatores. O primeiro refere-se aos pressupostos e critérios que definem o valor das medidas de pobreza absoluta (medida do mínimo necessário para subsistência) e relativa (medida de inclusão social, relacionada com o padrão de vida da sociedade na qual a pessoa está inserida). O segundo refere-se à grande heterogeneidade nos estágios de desenvolvimento dos países tornando medidas de pobreza absoluta inadequadas para os países desenvolvidos por já terem superado o mínimo necessário para subsistência e as medidas relativas inadequadas para os países em desenvolvimento por permitirem que, dependendo do grau de desigualdade e desenvolvimento, uma parcela da população seja considerada não pobre sem ter, sequer, atingido o mínimo necessário para a subsistência.

O debate sobre a adequação das medidas absolutas ou relativas, no entanto, não se restringe às comparações internacionais. Em países em estágios intermediários de desenvolvimento e com elevada desigualdade de renda, como é caso do Brasil, a mensuração da pobreza com apenas uma medida já torna a compreensão da pobreza bastante limitada.



Os avanços em termos de combate à pobreza absoluta levam à intensificação do escrutínio sobre o conceito de pobreza relativa que é um fenômeno que leva em consideração o grau de participação social e a posição que a pessoa ocupa dentro da sociedade, evidenciando uma questão mais distributiva. De acordo com Vinhais e Souza (2006), a pobreza absoluta tem um sentido definitivo e constante, possibilitando verificar o processo de evolução do padrão de vida absoluto ao longo do tempo ou entre regiões. A linha de pobreza absoluta permite a comparação entre níveis de pobreza, mostrando o desenvolvimento do padrão de vida absoluto sem confundi-lo com as mudanças da distribuição de renda. Já a linha a pobreza relativa incorpora a distribuição de renda da sociedade; quando a distribuição se altera, o índice de pobreza também muda (VINHAIS; SOUZA, 2006).

As dimensões geográficas do Brasil, que ocupa mundialmente a quinta posição sob o critério extensão territorial, resultam em grande diversidade não apenas de condições econômicas e culturais, mas também de percepções acerca dos mais diversos temas, a exemplo da pobreza e da desigualdade. No caso do Brasil, em razão da grande extensão territorial, da diversidade climática e da existência de 27 unidades da Federação, muitas das características regionais e dos aspectos em nível da comunidade estão presentes. Nesse sentido, alguns pesquisadores se ocuparam do estudo da pobreza relativa no Brasil (VINHAIS; SOUZA, 2006; BOURGUIGNON et al., 2007; FERREIRA; RAVALLION, 2008; HOFFMANN; NEY, 2008).

A complexidade da realidade brasileira pode ser evidenciada, por exemplo, do ponto de vista da renda, em que o Sudeste é responsável por 55,40% do PIB do Brasil e as regiões Norte e Nordeste juntas participam com 18,80% (IPCE, 2012). A renda *per capita* ajuda também a ilustrar essas disparidades. Por exemplo, no Maranhão a renda *per capita* mensal é de R\$ 373,40, no Acre é R\$ 550,76, enquanto que nos três estados do Sul, Paraná, Santa Catarina e Rio Grande do Sul, as rendas *per capita* mensais são R\$ 893,61, R\$ 985,70 e R\$ 961,50, respectivamente (PNUD, 2013). Essas diferenças precisam ser consideradas no processo de identificação e combate à pobreza.

Da mesma forma, quando se considera a pobreza absoluta, 15 estados brasileiros têm proporção de pobres maior do que o Brasil (14,42%). Novamente, os estados do Norte e Nordeste aparecem com maiores proporções de pobres. Os estados da Região Sul, São Paulo e o DF possuem os menores níveis de pobreza e extrema pobreza. Os resultados das Regiões Norte e Nordeste em relação aos outros estados do Brasil ilustram a desigualdade regional ainda existente no país. As duas regiões são marcadas pelo atraso no desenvolvimento em relação às outras regiões, devido a diversos fatores, como a insuficiência das políticas públicas e o distanciamento das regiões com maior dinamismo econômico no país (DINIZ, 2001).

Apesar dos dados do PNUD (2013) mostrarem que o Brasil segue a tendência mundial que levou Chen e Ravallion (2013) a concluir que o mundo está se tornando um lugar com menor número de pobres absolutos e com maior número de pobres relativos, é necessário destacar que os avanços dos últimos 30 anos na redução da pobreza não são tão evidentes nas regiões Norte e Nordeste.

Nessa perspectiva, Barreto, França e Manso (2010) realizam decomposição das fontes de redução da pobreza e concluem que a contribuição do crescimento da renda na Região Nordeste foi relativamente mais importante do que a redução na desigualdade de renda. Já na Região Sudeste, o componente relacionado com a desigualdade contribuiu de forma mais significativa.

Por sua vez, em um estudo que analisou as divisões de classe e pobreza relativa no Brasil, Santos (2017) concluiu que a mensuração da pobreza relativa mostrou-se como um instrumento revelador para olhar para a realidade brasileira. O autor destaca que quando computada a presença de privação de renda e recursos a pobreza chega a atingir dois terços das pessoas.

Frente a isso, surge um impasse, no sentido de que a utilização de um único conceito para mensurar a pobreza no País é tarefa bastante complexa, na medida em que as diferentes realidades existentes tornam esse fenômeno bastante diverso. É necessário considerar o fato de que a pobreza e a riqueza vistas de uma perspectiva relativa podem, no caso brasileiro, ser muito próximas em decorrência da renda *per capita* mediana do País, quando comparada à de nações que utilizam o critério relativo de pobreza<sup>1</sup>, ser muito baixa.

---

<sup>1</sup> Como exemplo, podem-se citar os países da Europa.

Diante dessas circunstâncias, pode-se supor que, para os brasileiros que vivem em locais pobres e que não conseguem atingir o mínimo necessário para sobrevivência, as medidas absolutas ainda não podem ser abandonadas, uma vez que o grau de privação dessas pessoas ainda é bastante elevado. Já para os indivíduos que vivem em locais mais desenvolvidos, as medidas relativas já poderiam começar a ser empregadas, o que representa uma evolução (ainda que modesta) no País, e segue a tendência mundial identificada por Chen e Ravallion (2013), qual seja, de que a incidência da pobreza absoluta e da pobreza relativa nos países em desenvolvimento vêm caindo desde a década de 1990, porém de maneira mais lenta quando se consideram medidas relativas.

Considerando essa diversidade de realidades econômicas e culturais existente na economia brasileira, o objetivo deste artigo é investigar, utilizando o conceito de pobreza relativa, (i) o perfil socioeconômico e as condições de bem-estar das pessoas relativamente pobres que vivem em municípios relativamente ricos e das pessoas relativamente ricas dos municípios relativamente pobres do País; e (ii) identificar os fatores individuais e sociais associados à condição de vida das famílias relativamente ricas e das famílias relativamente pobres do Brasil.

Para atingir tais objetivos, foram utilizadas variáveis do Censo 2010, pesquisa elaborada pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), as quais, depois de devidamente manipuladas no *software* estatístico *Stata12*®, foram empregadas para identificar as pessoas relativamente ricas, relativamente pobres e suas características e estimar uma regressão logística. Optou-se pela regressão logística por essa permitir estimar a probabilidade de ocorrência de um dos valores assumidos pela variável dependente, que é binária, permitindo que se identifique a importância de cada uma das variáveis pesquisadas para a explicação da pobreza relativa.

Este artigo está estruturado em quatro seções, incluindo esta introdução e a conclusão. A segunda seção trata do método da pesquisa e da apresentação dos dados, através da exposição das características da regressão logística, da descrição das variáveis escolhidas para a estimação e da metodologia de elaboração do banco de dados. A terceira seção trata da apresentação e da análise dos resultados.

## 2. Metodologia e apresentação dos dados

### 2.1. Origem dos dados e definição da amostra

Para atingir os objetivos propostos, foi necessário adotar critérios para, inicialmente, identificar os municípios relativamente ricos e os relativamente pobres dentre o total dos 5.570 municípios brasileiros. Para isso, foi utilizada a renda *per capita* municipal de todos os municípios, proveniente da base de dados do IDH 2010. Calculou-se, então, a renda *per capita* mediana dos municípios brasileiros em 2010 (R\$ 467,74). Esse valor foi utilizado apenas como base para calcular as linhas municipais de pobreza e riqueza relativa.

Para a definição dos municípios relativamente pobres, utilizou-se o critério internacional de linha de pobreza relativa elaborado pela Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Econômico (OCDE), qual seja, de 50% da renda *per capita* mediana. Assim, os municípios relativamente pobres são aqueles com renda *per capita* mediana inferior a R\$ 233,87. A justificativa para a adoção desse critério é que, se a mediana estabelece o padrão de consumo de uma sociedade, então uma fração desse padrão pode servir como referência para o que aquela sociedade entende que está abaixo do padrão de consumo aceitável (SOARES, 2009). Quanto à definição dos municípios relativamente ricos, por sua vez, o critério utilizado foi de 150% da renda *per capita* mediana, por ser uma espécie de “espelho” do critério oficial, de forma que foram considerados como municípios relativamente ricos aqueles com renda *per capita* maior ou igual a R\$ 701,61. Tal critério identificou 1.058 municípios relativamente ricos, ao passo que o critério de definição de municípios relativamente pobres identificou 701 municípios.

Esses municípios que foram classificados como relativamente ricos ou como relativamente pobres foram utilizados para identificar o segundo recorte da pesquisa que é a amostra final, de interesse neste trabalho. Essa amostra é composta pelas pessoas relativamente pobres vivendo em

municípios relativamente ricos e pessoas relativamente ricas vivendo em municípios relativamente pobres. Para definir essa amostra, a variável chave passa a ser a renda domiciliar *per capita*<sup>2</sup>, do Censo 2010. Calculou-se, então, a renda *per capita* mediana das pessoas residentes nos municípios relativamente pobres (R\$ 132,00). Com base nessa renda, e seguindo o mesmo critério apresentado para definição dos municípios relativamente ricos e relativamente pobres, foram consideradas relativamente ricas as pessoas vivendo em municípios relativamente pobres que recebiam renda domiciliar *per capita* 50% superior à mediana, ou seja, que recebiam mais do que R\$ 198,00 (cento e noventa e oito reais) mensais.

Por outro lado, a renda domiciliar *per capita* mediana das pessoas vivendo em municípios relativamente ricos é de R\$ 556,25 (quinhentos e cinquenta e seis reais e vinte e cinco centavos). Assim, foram classificadas como relativamente pobres aquelas pessoas que possuem renda domiciliar *per capita* inferior a R\$ 278,12. (duzentos e setenta e oito reais e doze centavos). Na sequência, foi definida a amostra de interesse para a estimação e, também, a variável dependente (*pobre*).

Como é possível perceber, as linhas de pobreza relativa e riqueza relativa apresentam intersecção. Pessoas que recebem entre R\$ 198,00 e R\$ 278,12 reais são consideradas relativamente pobres se viverem em municípios relativamente ricos e são consideradas relativamente ricas se viverem em municípios relativamente pobres. Será que as condições gerais de vida dessas pessoas são realmente distintas? Adicionalmente, é importante perceber, como já era esperado, que as linhas de riqueza relativa e pobreza relativa que foram identificadas não coincidem com a linha oficial de pobreza absoluta, adotada pelo Governo brasileiro, que em 2010 era de R\$ 140,00.

A partir da linha de pobreza relativa, identificou-se que 20% das pessoas (1,546,274 pessoas) que vivem em municípios classificados como relativamente ricos foram consideradas relativamente pobres. Por sua vez, com base na linha de riqueza relativa, identificou-se que 35,12% das pessoas (586,168 pessoas) que vivem em municípios relativamente pobres foram consideradas relativamente ricas. Isso resultou em uma amostra final de 2,132,442 pessoas a serem analisadas. Após definidas as linhas de pobreza e riqueza relativa e realizada a identificação da amostra, foram escolhidas as variáveis explicativas para compor o modelo *logit*, que será apresentado a seguir. Essa escolha foi realizada com base nas recomendações da literatura (DE MARIA, 2012). Aqui, importa ressaltar que as categorias de algumas dessas variáveis foram agrupadas, com o propósito de facilitar as comparações. O Quadro 1 apresenta as referidas variáveis, a agregação utilizada nas variáveis e a categoria de referência ou categoria “base” para fins de comparação com as demais.

**Quadro 1 - Variáveis explicativas utilizadas na pesquisa**

*Continua*

Nome da variável	Descrição da variável	Tipo e agregação final
<i>situacao_domicilio</i>	Situação do domicílio 1-urbana 2-rural	Variável explicativa transformada para <i>situacao_domicilio2</i> *categoria base: 2
<i>cor_raca</i>	Cor ou raça 1-branca 2-preta 3-amarela 4-parda 5-indígena 9-ignorado	Variável explicativa transformada para <i>cor_raca2</i> , sendo 1=0 2 a 5=1 *categoria base: 2 a 5=1
<i>nascido_municipio</i>	Nascido município 1-sim e sempre morou 2-sim, mas morou em outro município ou país estrangeiro 3-não	Variável explicativa transformada para <i>nascido_municipio2</i> , sendo 1=0 2 a 3=1 *categoria base: 2 a 3=1

<sup>2</sup> Foram retiradas da amostra as pessoas com renda domiciliar *per capita* igual a zero e acima de R\$ 30.000,00 (critério estabelecido com base na observação de trabalhos na área de pobreza).

**Quadro 1 - Variáveis explicativas utilizadas na pesquisa**

Conclusão

<i>nivel_instrucao</i>	Nível de instrução 1-sem instrução e fundamental incompleto 2-fundamental completo e médio incompleto 3-médio completo e superior incompleto 4-superior completo	Variável explicativa características mantidas *categoria base: 1-sem instrução e fundamental incompleto
<i>Esgoto</i>	Esgotamento sanitário 1-rede geral de esgoto ou pluvial 2-fossa séptica 3-fossa rudimentar 4-vala 5-rio, lago ou mar 6-outro Branco	Variável explicativa transformada para <i>esgoto2</i> , sendo 1 e 2=0 3 a 6=1 *categoria base: 3 a 6=1
<i>abastec_agua</i>	Abastecimento de água 1-rede geral de distribuição 2-poço ou nascente na propriedade 3-poço ou nascente fora da propriedade 4-carro-pipa 5-água da chuva armazenada em cisterna 6-água da chuva armazenada de outra forma 7-rios, açudes, lagos e igarapés 8-outra 9-poço ou nascente na aldeia 10-poço ou nascente fora da aldeia Branco	Variável explicativa transformada para <i>abastec_agua2</i> , sendo 1=0 2 a 10=1 *categoria base: 2 a 10=1
<i>existe_energ_elet</i>	Existência de energia elétrica 1-sim, de companhia distribuidora 2-sim, de outras fontes 3-não existe energia elétrica Branco	Variável explicativa transformada para <i>existe_energ_elet2</i> , sendo 1=0 2 a 3=1 *categoria base: 2 a 3=1

Fonte: Elaboração própria.

## 2.2. Apresentação do modelo estimado

Após a definição das variáveis e a agregação das categorias de algumas delas, foi estimado um modelo de regressão logística (*logit*), cuja utilização se justifica à medida que a variável dependente  $Y$  é qualitativa e possui dois resultados possíveis, isto é, trata-se de uma variável *dummy* ou binária; e as variáveis  $X_1, X_2, \dots, X_n$ , que podem ser variáveis quantitativas e qualitativas. Neste estudo, o objetivo é encontrar a relação entre a probabilidade de  $Y$  assumir o valor 1 e o valor das variáveis explicativas  $X_j$ . Seja  $p = P(Y = 1)$ , e seja  $x_j$  o valor da variável  $X_j$ . A dependência mais simples é a dependência linear:

$$P = (Y = 1) = p = a_0 + \sum_{j=1}^n a_j x_j \quad (1)$$

Os parâmetros  $a_0, a_1, \dots, a_n$  podem ser estabelecidos por meio dos mínimos quadrados ordinários. No entanto, para alguns valores de  $x_j$ , a probabilidade  $p$  pode estar fora do intervalo  $[0, 1]$  contrariando propriedade básica da probabilidade. A fim de evitar esse possível problema, o valor da probabilidade é transformado. A transformação mais frequentemente utilizada para a função *logit* é:

$$\text{logit}(p) = \ln\left(\frac{p}{1-p}\right) \quad (2)$$

em que  $\left(\frac{p}{1-p}\right)$  denotam as chances de  $Y$  assumir o valor 1.

Como resultado dessa transformação, obtém-se o modelo *logit*:

$$\text{logit}(p) = a_0 + \sum_{j=1}^n a_j x_j = X^T \cdot A, \tag{3}$$

em que A representa o vetor de parâmetros do modelo  $A = [a_0, a_1, \dots, a_n]$ , e  $X^T$  representa o vetor de variáveis explicativas. Usando, por exemplo, o estimador de máxima verossimilhança (ML), é possível estimar o vetor dos parâmetros A, e depois calcular a probabilidade p de acordo com a fórmula:

$$P_i = E(Y = 1|X_i) = \frac{e^{(\beta_0 + \beta_1 X_1 + \dots + \beta_n X_n)}}{1 + e^{(\beta_0 + \beta_1 X_1 + \dots + \beta_n X_n)}} = \frac{e^z}{1 + e^z} \tag{4}$$

O parâmetro direcional  $a_j$  tem a seguinte interpretação: se o valor de  $x_j$  aumenta em 1 unidade, a probabilidade de que  $Y = 1$  aumenta  $e^{a_j}$  vezes.

Podemos também definir os *odds ratio*  $\theta$ . Assim, quando  $X = [x_1, x_2]$  e  $Y = [0, 1]$ , os *odds ratios* são:

$$\theta = \left( \frac{P_1}{P_2} \right), \tag{5}$$

em que  $P_1 = \frac{P(Y=1/X=x_1)}{P(Y=0/X=x_1)} = \frac{P_{1/1}}{P_{0/1}}$  e  $P_2 = \frac{P(Y=1/X=x_2)}{P(Y=0/X=x_2)} = \frac{P_{1/2}}{P_{0/2}}$ .

Quando  $1 < \theta < \infty$ , o *odds* que  $Y = 1$  é maior para  $X=x_1$  do que para  $X=x_2$ . Essa probabilidade é calculada em termos de uma razão que é denominada *odd ratio*. A razão de chance é uma razão entre a probabilidade de estar em um grupo dividida pela probabilidade de estar em outro grupo. Inicialmente, as frequências de pertencimento aos grupos (valores observados) são transformadas em probabilidades. Após a transformação em probabilidades, cria-se a razão de chance (*odds ratio*) que será usada na equação de regressão. A probabilidade de estar em um grupo (P) é dividida probabilidade de estar no outro grupo, dada pela subtração do valor 1 (um) da probabilidade de estar no mesmo grupo (1 – P), conforme apresentado na Equação 5.

Dessa forma, o modelo *logit* estima a probabilidade de ocorrência de um dos valores assumidos pela variável dependente, que é binária, permitindo que se identifique a importância de cada uma das variáveis pesquisadas para a explicação da pobreza relativa (FÁVERO et al., 2014). As variáveis explicativas da pesquisa estão descritas no Quadro 1.

Na presente pesquisa, o modelo ficou definido conforme o esquema abaixo:

$$\text{pobre} = \begin{cases} = 1, & \text{se pessoa relativamente pobre residente em município relativamente rico} \\ = 0, & \text{se pessoa relativamente rica residente em município relativamente pobre} \end{cases}$$

Diante disso, depois de apresentados e descritos os dados utilizados e o modelo a ser estimado, a próxima seção tratará da descrição dos resultados da estimação do modelo *logit*.

### 3. Resultados

Antes de analisar os resultados do modelo estimado – Tabela 1, cabe ressaltar que se optou pela exposição dos resultados em termos de *odds ratio*, com o objetivo de identificar a influência do parâmetro de cada variável explicativa sobre o comportamento da variável dependente em termos da razão de chance de ocorrência de cada um dos eventos analisados.

Através da análise da variável dependente (pobre), foi possível observar, a despeito da predominância de municípios relativamente ricos, um número razoavelmente maior de pessoas relativamente pobres residentes em municípios relativamente ricos (72,5%) do que de pessoas relativamente ricas residentes em municípios relativamente pobres. Além disso, através da tabela de

classificação do modelo, é possível verificar que o percentual de acerto do modelo, ou sensibilidade, é de 92,7%, ou seja, o modelo consegue classificar corretamente 1.416.880 pessoas relativamente pobres residentes em municípios relativamente ricos de um total de 1.546.274. Quanto à especificidade, que se refere ao total de acertos que o modelo obtém em relação ao “não evento” de interesse, o modelo consegue classificar corretamente 306.397 pessoas relativamente ricas residentes em municípios relativamente pobres de um total de 586.168 (58,7%).

Quanto à estimação do modelo, os resultados em termos de *odds ratio* para a variável *situacao\_domicilio2* revelaram que a chance de um indivíduo que reside na zona rural ser relativamente pobre num município relativamente rico é 336,57<sup>3</sup> maior do que a de um indivíduo que reside na zona urbana ser relativamente rico num município relativamente pobre, evidenciando que o fato de se viver na zona rural exerce uma elevada influência na probabilidade dos indivíduos serem relativamente pobres. Mesmo vivendo em municípios ricos, as pessoas que vivem em domicílios rurais têm mais chances de serem consideradas pobres relativas do que as pessoas que vivem em municípios pobres e vivem em áreas urbanas. Nesse sentido, os dados da pesquisa apontaram que o percentual de pessoas relativamente pobres que residem em municípios relativamente ricos e moram na zona rural é de 9,93% do total de pobres relativos. Adicionalmente, tem-se que a renda domiciliar *per capita* mediana das pessoas relativamente pobres que residem em municípios relativamente ricos e moram na zona rural (R\$ 181,00) é 46,8% menor do que a das pessoas relativamente ricas que residem em municípios relativamente pobres e moram na zona urbana (R\$ 340,00).

Na variável *cor\_raca2*, a chance de um indivíduo de cor não branca ser relativamente pobre em um município relativamente rico é 55% menor do que a de um indivíduo de cor branca ser relativamente rico em um município relativamente pobre, o que revela que a cor ou raça é, alguma medida, determinante do grau de privação dos indivíduos. Nessa linha, os dados analisados mostraram que o percentual de pessoas relativamente pobres que residem em municípios relativamente ricos e são não brancos é de 44,48% do total de pobres relativos, enquanto o percentual de pessoas relativamente ricas que residem em municípios relativamente pobres e são brancas é de 73,21% do total de ricos relativos. Além disso, a renda domiciliar *per capita* mediana das pessoas relativamente pobres que residem em municípios relativamente ricos e são não brancas (R\$ 200,00) é 38,7% menor do que a das pessoas relativamente ricas que residem em municípios relativamente pobres e são brancas (R\$ 326,00).

Com relação à variável *nascido\_municipio2*, a chance de um indivíduo que não nasceu no município em que reside ser relativamente pobre em um município relativamente rico é 38% maior do que a de um indivíduo que nasceu no município onde reside ser relativamente rico em um município relativamente pobre, o que evidencia as dificuldades dos indivíduos que deixam sua terra natal em reduzir o nível de suas privações. Com efeito, os dados da pesquisa revelaram que o percentual de pessoas relativamente pobres que residem em municípios relativamente ricos e que não nasceram no município em que residem é de 63,14% do total de pobres relativos, ao passo que o percentual de pessoas relativamente ricas que residem em municípios relativamente pobres e que nasceram no município em que residem é de 29,99% do total de ricos relativos. Adicionalmente, tem-se que a renda domiciliar *per capita* mediana das pessoas relativamente pobres que residem em municípios relativamente ricos e não nasceram no município em que residem (R\$ 185,71) é 46,6% menor do que a das pessoas relativamente ricas que residem em municípios relativamente pobres e nasceram no município em que residem (R\$ 348,00).

Na variável *nivel\_instrucao*, a chance de um indivíduo sem instrução ou com ensino fundamental incompleto ser relativamente pobre em um município relativamente rico é apenas 3% menor do que a de um indivíduo com ensino fundamental completo e médio incompleto ser relativamente rico em um município relativamente pobre, sinalizando que a diferença, em termos de privação do bem-estar, entre indivíduos que possuem ensino fundamental completo e médio incompleto e os indivíduos sem

<sup>3</sup> Lembrando que na interpretação dos coeficientes dos *odd ratio*, se o coeficiente for igual a 1, não existe diferença entre os grupos. Desta forma, o valor 336,57 é obtido subtraindo-se o valor do coeficiente *situacao\_domicilio2*=4.365726 de um (1-4.365726= 3.3657). Essa interpretação é válida para todos os coeficientes apresentados na Tabela 1, sendo que, quanto mais próximo de um for o coeficiente, menor a diferença entre os grupos.

instrução ou com ensino fundamental incompleto é muito pequena. Já a chance de um indivíduo sem instrução ou com ensino fundamental incompleto ser relativamente pobre em um município relativamente rico é 55% menor do que a de um indivíduo com ensino médio completo e superior incompleto ser relativamente rico em um município relativamente pobre, sinalizando que o fato de um indivíduo ter concluído o ensino médio e, em alguns casos, ter cursado (ainda que não tenha concluído) ou estar cursando o ensino superior, exerce influência relevante sobre o grau de privação. Por outro lado, a chance de um indivíduo sem instrução ou com ensino fundamental incompleto ser relativamente pobre em um município relativamente rico é somente 7% menor do que a de um indivíduo com ensino superior completo ser relativamente rico em um município relativamente pobre – talvez a justifica para essa pequena diferença esteja no fato de que os indivíduos com ensino superior completo optam por não morar em municípios relativamente pobres.

Os dados analisados corroboram com essa hipótese, na medida em que mostraram que o percentual de pessoas relativamente pobres que residem em municípios relativamente ricos e que não possuem instrução ou têm ensino fundamental incompleto (cuja renda domiciliar *per capita* mediana é de R\$ 184,67) é de 73,46% do total de pobres relativos, enquanto o percentual de pessoas relativamente ricas que residem em municípios relativamente pobres e (i) possuem ensino fundamental completo ou médio incompleto (cuja renda domiciliar *per capita* mediana é de R\$ 318,75 e, portanto, 72,6% maior do que a das pessoas relativamente pobres que residem em municípios relativamente ricos e que não possuem instrução ou têm ensino fundamental incompleto) é de 11,56% do total de ricos relativos; (ii) possuem ensino médio completo ou superior incompleto (cuja renda domiciliar *per capita* mediana é de R\$ 364,00 e, portanto, 97,1% maior do que a das pessoas relativamente pobres que residem em municípios relativamente ricos e que não possuem instrução ou têm ensino fundamental incompleto) é de 14,44% do total de ricos relativos; e (iii) possuem ensino superior completo (cuja renda domiciliar *per capita* mediana é de R\$ 581,90 e, portanto, 215,1% maior, ou 2,15 maior, do que a das pessoas relativamente pobres que residem em municípios relativamente ricos e que não possuem instrução ou têm ensino fundamental incompleto) é de 3,54% do total de ricos relativos.

No caso da variável *esgoto2*, a chance de um indivíduo que não possui acesso à rede de esgoto ser relativamente pobre em um município relativamente rico é 83% menor do que a de um indivíduo que possui acesso à rede de esgoto ser relativamente rico em um município relativamente pobre. Nesse sentido, os dados da pesquisa apontaram que o percentual de pessoas relativamente pobres que residem em municípios relativamente ricos e não possuem acesso à rede de esgoto é de 69,22% do total de pobres relativos, ao passo que o percentual de pessoas relativamente ricas que residem em municípios relativamente pobres e possuem acesso à rede de esgoto é de 76,77% do total de ricos relativos. Aqui, observa-se que o percentual de acesso à rede de esgoto por parte de indivíduos relativamente pobres que residem em municípios relativamente ricos ainda é muito pequeno, o que deve estar associado ao fato de que essas pessoas provavelmente residem em áreas periféricas desses municípios, nas quais as condições de saneamento básico tendem a ser bastante precárias. Além disso, a renda domiciliar *per capita* mediana das pessoas relativamente pobres que residem em municípios relativamente ricos e não possuem acesso a uma rede de esgoto (R\$ 200,00) é 39,9% menor do que a das pessoas relativamente ricas que residem em municípios relativamente pobres e possuem acesso a uma rede de esgoto (R\$ 333,00).

Nessa mesma linha está o comportamento da variável *abastec\_agua2*, na qual a chance de um indivíduo que não possui acesso a uma rede de abastecimento de água ser relativamente pobre em um município relativamente rico é 26% maior do que a de um indivíduo que possui acesso a uma rede de abastecimento de água ser relativamente rico em um município relativamente pobre, o que chama novamente a atenção para o fato de que o saneamento básico exerce influência sobre o grau de privação. Os dados da pesquisa revelaram que o percentual de pessoas relativamente pobres que residem em municípios relativamente ricos e que não possuem acesso a uma rede de abastecimento de água é de 84,77% do total de pobres relativos, ao passo que o percentual de pessoas relativamente ricas que residem em municípios relativamente pobres e que possuem acesso a uma rede de abastecimento de água é de 38,14% do total de ricos relativos. Aqui, da mesma forma que na variável

*esgoto2*, o elevado percentual de indivíduos relativamente pobres que residem em municípios relativamente ricos e não possuem acesso a uma rede de abastecimento de água indica que essas pessoas devem residir em áreas periféricas. Já o baixo percentual de indivíduos relativamente ricos que residem em municípios relativamente pobres e possuem acesso a uma rede de abastecimento de água indica que, provavelmente, municípios relativamente pobres apresentam uma estrutura de abastecimento de água deficiente. Adicionalmente, tem-se que a renda domiciliar *per capita* mediana das pessoas relativamente pobres que residem em municípios relativamente ricos e não possuem acesso a uma rede de abastecimento de água (R\$ 194,25) é 37,3% menor do que a das pessoas relativamente ricas que residem em municípios relativamente pobres e possuem acesso a uma rede de abastecimento de água (R\$ 310,00).

As mesmas justificativas para o comportamento da variável *abastec\_agua2* podem ser utilizadas para descrever o comportamento da variável *existe\_energ\_elet2*, na qual a chance de um indivíduo que não possui acesso à energia elétrica ser relativamente pobre em um município relativamente rico é 14% menor do que a de um indivíduo que possui acesso à energia elétrica ser relativamente rico em um município relativamente pobre. Nessas circunstâncias, os dados analisados mostraram que o percentual de pessoas relativamente pobres que residem em municípios relativamente ricos e não possuem acesso à energia elétrica é de 97,95% do total de pobres relativos, enquanto o percentual de pessoas relativamente ricas que residem em municípios relativamente pobres e possuem acesso à energia elétrica é de 6,97% do total de ricos relativos. Além disso, a renda domiciliar *per capita* mediana das pessoas relativamente pobres que residem em municípios relativamente ricos e não possuem acesso à energia elétrica (R\$ 192,33) é 36,9% menor do que a das pessoas relativamente ricas que residem em municípios relativamente pobres e possuem acesso à energia elétrica (R\$ 304,86).

**Tabela 1 - Razões de chances estimadas**

	<i>Odds ratio</i>	Desvio Padrão	Z	P>z	[95% Intervalo de confiança]	
Número de observações	2050545					
LR chi 2	520410,24					
Prob > chi2	0,00					
Pseudo R <sup>2</sup>	0,22					
<i>situacao_domicilio2</i>	4,36	0,02	277,90	0,00	4,31	4,40
<i>cor_raca2</i>	0,45	0,00	-196,93	0,00	,45	0,46
<i>nascido_municipio2</i>	1,37	0,01	80,69	0,00	1,37	1,39
<i>nivel_instrucao</i>						
2	0,97	0,01	-5,56	0,00	0,96	0,98
3	0,45	0,00	-144,28	0,00	0,45	0,46
4	0,93	0,00	-173,30	0,00	0,09	0,09
<i>esgoto2</i>	0,17	1,00	-428,62	0,00	0,17	0,18
<i>abastec_agua2</i>	1,25	0,01	43,28	0,00	1,24	1,27
<i>existe_energ_elet2</i>	0,86	0,01	-14,75	0,00	0,84	0,87
<i>_cons</i>	4,01	0,03	213,88	0,00	3,96	4,06

Fonte: Elaboração própria.

Cabe destacar que todos os p valores são menores do que 0,05 evidenciando que as diferenças nas razões de chance são significativas. Em síntese, os resultados permitem observar que, para algumas características socioeconômicas, como, por exemplo, viver um domicílio rural, não ser nascido no município em que reside e estar morando em um domicílio sem acesso adequado à água tratada, aumentam-se as chances de ser relativamente pobre, mesmo morando em um município relativamente rico. Por outro lado, a menor diferença entre as razões de chance é verificada entre as pessoas que possuem escolaridade mais baixa.



#### 4. Conclusão

Através da realização deste estudo, foi possível concluir que, assim como a pobreza absoluta, a pobreza relativa no Brasil ainda está ligada à privação de bem-estar tanto relativo quanto absoluto.

É possível perceber que, mesmo vivendo em locais relativamente ricos, as pessoas que se encontram em situação de pobreza relativa são predominantemente as (i) que residem em áreas rurais; (ii) que são imigrantes que deixaram seu local de nascimento em busca de melhores condições; ou (iii) que enfrentam privações em termos de acesso à rede de abastecimento de água.

No entanto, ao se comparar a pobreza relativa das pessoas que vivem em municípios relativamente ricos com a riqueza relativa das pessoas que vivem em municípios relativamente pobres, é possível perceber alguns resultados menos intuitivos. Por exemplo, não é tão óbvio perceber que, para os não brancos, a probabilidade de ser pobre relativo em um município relativamente rico é menor do que a probabilidade dos brancos serem relativamente ricos em municípios relativamente pobres. Da mesma forma, para os que não possuem instrução ou que têm ensino fundamental incompleto, a probabilidade de ser pobre relativo em um município relativamente rico é menor do que a probabilidade dos que possuem níveis maiores de ensino ser relativamente ricos em municípios relativamente pobres. Nessa mesma linha está o acesso às condições básicas de moradia, representado pelo acesso ao esgotamento sanitário e à rede de energia elétrica, de forma que, para os indivíduos que não possuem acesso ao esgotamento sanitário ou à rede de energia elétrica, a probabilidade de ser pobre relativo em um município relativamente rico é menor do que a probabilidade de ser relativamente rico em um município relativamente pobre.

#### Referências

- BAGOLIN, I. P.; ÁVILA, R. P.; COMIM, F. V. Pobreza extrema e seus tríplices fundamentos: profundidade, persistência e multiplicidade. *Revista de Economia*, v. 38, n. 1, p. 167-188, 2012.
- BARRETO, F. A.; FRANÇA, J. M.; MANSO, C. A. Comparando as fontes de redução da pobreza entre o nordeste e sudeste do Brasil de 1995 a 2005. *Revista Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos*, v. 4, n. 1, p. 7-34, 2010.
- BOURGUIGNON, F.; FERREIRA, F. H. G.; MENÉNDEZ, M. Inequality of Opportunity in Brazil. *Review of Income and Wealth*, v. 53, n. 4, p. 585-618, 2007.
- CHEN, S.; RAVALLION, M. More relatively-poor people in a less absolutely-poor world. *Review of Income and Wealth*, v. 59, n. 1, p. 1-28, 2013.
- CRESPO, A. P. A.; GUROVITZ, E. A pobreza como um fenômeno multidimensional. *RAE eletrônica*. v 1, n. 2, p. 2-12, 2002.
- DE MARIA, P. F. *Determinantes da pobreza no Brasil: estudo com regressões logit*. UNICAMP, novembro, 2012.
- DINIZ, C. *A Questão Regional e as Políticas Governamentais no Brasil*. Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional – CEDEPLAR, 2001. (Texto para discussão, n. 159)
- FÁVERO, L. P.; BELFIORE, P.; TAKAMATSU, R. T.; SUZART, J. *Métodos quantitativos com Stata*. Rio de Janeiro: Elsevier, 2014.
- FERREIRA, F. H. G.; RAVALLION, M. *Global Poverty and Inequality: A Review of the Evidence*. *Poverty*. The World Bank, Development Research Group, Poverty Team, May 2008. (Research working paper, n. 4623)
- HOFFMANN, R.; NEY, M. A recente queda da desigualdade de renda no Brasil: análise de dados da PNAD, do Censo Demográfico e das Contas Nacionais. *Econômica*, v. 10, n. 1, p. 7-39, 2008.

- IBGE – Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. *Censo Demográfico 2010*. Disponível em: <www.ibge.gov.br>.
- IPECE – Instituto de Pesquisa e Estratégia Econômica do Ceará. 2012. *Ipece Conjuntura, 2012*. Disponível em: <www.ipece.ce.gov.br>. Acesso em: 01 fev. 2017.
- KLASEN, S.; KRIVOBOKOVA, T.; GREB, F.; LAHOTI, R.; PASARIBY S. H.; WIESENFARTH, M. International income poverty measurement: which way now? *Journal of Economic Inequality*, v. 14, n. 2, p. 199-225, 2016.
- MADDEN, D. Relative or absolute poverty lines: A new approach. *Review of Income and Wealth*, v. 46, n. 2, p. 181-199, 2000.
- PNUD – Programa das Nações Unidas para o Desenvolvimento. *Atlas do desenvolvimento humano no Brasil 2013*, 2013. Disponível em: <http://www.atlasbrasil.org.br/2013//>. Acesso em: 05 jul. 2014.
- ROCHA, S. *Pobreza no Brasil: Afinal, de que se trata?* Rio de Janeiro: FGV, 2005, 3ª edição.
- ROMÃO, M. Considerações sobre o conceito de pobreza. *Revista Brasileira de Economia*, v. 36, n. 4, p. 355-370, 1982.
- SANTOS, J. A. F. Divisões de classe e pobreza relativa no Brasil. *Revista Pós Ciências Sociais*, v. 14, p. 191-211, 2017.
- SOARES, S. S. D. *Metodologias para estabelecer a linha de pobreza: objetivas, subjetivas, relativas, multidimensional*. Rio de Janeiro, RJ: Instituto Econômico de Pesquisa Aplicada, 2009.
- TOWNSEND, P. *The Last Refuge*. Routledge and Kegan Paul. London: Routledge & Kegan Paul, 1962.
- VINHAIS, H. SOUZA, A. P. Pobreza Relativa ou Absoluta? A linha híbrida de pobreza no Brasil. In: *Anais do XXXIV Encontro Nacional de Economia*. Salvador/BA, 2006.
- WORLD BANK INSTITUTE. *Introduction to poverty analysis*. Washington, DC. August, 2005.

# REVISTA BRASILEIRA DE ESTUDOS REGIONAIS E URBANOS

