



ECONOMIA APLICADA

BRAZILIAN JOURNAL OF APPLIED ECONOMICS

Vol. 22 – nº 3

Julho – Setembro 2018

ARTIGOS

Climate and Weather Impacts on Agriculture: The Case of Brazil
Paula Pereda, Denisard Alves

Fiscal Policy and Expectations in Brazil
Adonias Evaristo da Costa Filho

**O Efeito de Aposentadorias, Pensões e Programas Sociais na
Frequência Escolar e Oferta de Trabalho dos Jovens Brasileiros**
Luciana de Oliveira Rodrigues, Edward Martins Costa, Francisca
Zilania Mariano, João Paulo Martins Guedes

**Productive Complex of Defense and Security in Brazil: Dimensional,
Sectoral and Technological Impacts**
Paulo César Morceiro, Milene Simone Tessarin, Joaquim José Martins
Guilhoto

**Uma Investigação sobre a Focalização do Programa Bolsa Família e
seus Determinantes Imediatos**
André Portela Souza, Janete Duarte, José de Anchieta Semedo Neves,
Plínio Portela de Oliveira, Sérgio Ricardo de Brito Gadelha

**Avaliação Empírica da Semelhança de Choques e Simetria na
Flutuação Econômica na Zona do Euro: Uma Análise Utilizando um
Modelo FAVAR**
Jacqueline Maria Souza Araújo, Elcyon Caiado Rocha Lima, Luiz
Fernando de Paula

**Programas Condicionais de Transferência de Renda e Fecundidade:
Evidências do Bolsa Família**
Romero Cavalcanti Barreto da Rocha

ECONOMIA FEA-RP/USP



ECONOMIA APLICADA

Vol. 22 – nº 3 Julho – Setembro 2018

PAPERS

Climate and Weather Impacts on Agriculture: The Case of Brazil

Paula Pereda, Denisard Alves

Fiscal Policy and Expectations in Brazil

Adonias Evaristo da Costa Filho

**The Effect of Retirement, Pensions and Social Programs at School
Frequency and Work Offering of Young Brazilians**

Luciana de Oliveira Rodrigues, Edward Martins Costa, Francisca
Zilania Mariano, João Paulo Martins Guedes

**Productive Complex of Defense and Security in Brazil: Dimensional,
Sectoral and Technological Impacts**

Paulo César Morceiro, Milene Simone Tessarin, Joaquim José Martins
Guilhoto

**An Inquiry into the Bolsa Família Program's Targeting and its
Immediate Determinants**

André Portela Souza, Janete Duarte, José de Anchieta Semedo Neves,
Plínio Portela de Oliveira, Sérgio Ricardo de Brito Gadelha

**An Empirical Assesment of the Similarities Between Shocks and
Symmetry of Economic Fluctuations in the Euro Zone: An Analysis
Using a FAVAR Model**

Jacqueline Maria Souza Araújo, Elcyon Caiado Rocha Lima, Luiz
Fernando de Paula

**Conditional Cash Transfers and Fertility: Evidence from Bolsa
Família Program**

Romero Cavalcanti Barreto da Rocha

ISSN 1980-5330



APOIO:



ECONOMIA APLICADA

Vol. 22 – nº 3

Julho – Setembro 2018

Editor

Eliezer Martins Diniz

Editores Associados

Angelo Costa Gurgel

Renato Nunes de Lima Seixas

Sergio Naruhiko Sakurai

Lízia de Figueirêdo

Reynaldo Fernandes

Conselho Editorial

Affonso Celso Pastore

USP

Cássio F. Camargo Rolim

UFPR

Clélio Campolina Diniz

CEDEPLAR

Eleutério F. S. Prado

USP

Francisco Anuatti Neto

USP/RP

Geraldo Sant'ana de Camargo Barros

ESALQ/USP

José Marcelino da Costa

NAEA/PA

Marcelo Portugal

UFRGS

Márcio Gomes Pinto Garcia

PUC/RJ

Paulo César Coutinho

UnB

Pierre Perron

Boston University

Ricardo R. Araújo Lima

UnB

Roberto Smith

UFCE

Rogério Studart

UFRJ

Sérgio Werlang

FGV/RJ

Victor Bulmer-Thomas

University of London

Antônio Barros de Castro

UFRJ

Cláudio Monteiro Considera

UFF

Denisard C. de Oliveira Alves

USP

Fernando de Holanda Barbosa

FGV-UFF

Geoffrey J. D. Hewings

University of Illinois

Gustavo Maia Gomes

IPEA

José A. Scheinkman

Princeton University

Maria José Willumsen

Florida International University

Mário Luiz Possas

UFRJ

Paulo Nogueira Batista Júnior

FGV/SP

Pedro Cesar Dutra Fonseca

UFRGS

Robert E. Evenson

Yale University

Rodolfo Hoffmann

ESALQ/USP

Russell E. Smith

Washburn University

Tomás Málaga

FGV/SP

Wilson Suzigan

Unicamp



A Revista ECONOMIA APLICADA é uma publicação trimestral do Departamento de Economia da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto da Universidade de São Paulo. Os conceitos emitidos são de responsabilidade exclusiva do(s) autor(es). A simples remessa do trabalho implica que o(s) autor(es) concordam que, em caso de aceitação para publicação, a ECONOMIA APLICADA (BRAZILIAN JOURNAL OF APPLIED ECONOMICS) passa a ter os direitos autorais para a veiculação dos artigos, tanto em formato impresso como eletrônico a eles referentes, os quais se tornarão propriedade exclusiva da ECONOMIA APLICADA (BRAZILIAN JOURNAL OF APPLIED ECONOMICS). É permitida a reprodução total ou parcial dos artigos desta revista, desde que seja explicitamente citada a fonte completa. Revista financiada com recursos do Programa de Apoio a Publicações Científicas do Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico - CNPq, entidade governamental brasileira promotora do desenvolvimento científico e tecnológico. Essa revista está sendo indexada por Journal of Economic Literature, versões *eletronic on line* e CD-ROM e no portal Revistas USP.

Secretaria e Divulgação: Marlene Dietrich

Capa: Christof Gunkel

Revisões linguísticas (Português e Inglês): Iulo Feliciano Afonso (Solution Translations Eireli — Epp)

Diagramação: Caio Henrique Montoro de Lucca

Endereço

Revista Economia Aplicada, Departamento de Economia, FEA-RP/USP

Avenida dos Bandeirantes, 3900, Ribeirão Preto, SP.

CEP 14040-905

Telefone: (0xx16) 3315-0407

E-mail: revecap@usp.br

Site: <http://www.usp.br/revecap>

FICHA CATALOGRÁFICA

Elaborada pela Seção de Publicações e Divulgação do SBD/FEA/USP.

Economia Aplicada / Departamento de Economia, Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto, Universidade de São Paulo – v. 1, n. 1 – – Ribeirão Preto: FEA-RP, 1997-

Trimestral

Publicado anteriormente sob responsabilidade de FEA/USP, FIPE e FEA-RP

ISSN 1980-5330

1. Economia I. Universidade de São Paulo. Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto. Departamento de Economia.

CDD 22.ed – 330.

ECONOMIA APLICADA

Vol. 22 – nº 3

Julho – Setembro 2018

ARTIGOS

- 5 **Climate and Weather Impacts on Agriculture: The Case of Brazil**
Paula Pereda , Denisard Alves
- 27 **Fiscal Policy and Expectations in Brazil**
Adonias Evaristo da Costa Filho
- 53 **O Efeito de Aposentadorias, Pensões e Programas Sociais na Frequência Escolar e Oferta de Trabalho dos Jovens Brasileiros**
Luciana de Oliveira Rodrigues , Edward Martins Costa , Francisca Zilania Mariano , João Paulo Martins Guedes
- 89 **Productive Complex of Defense and Security in Brazil: Dimensional, Sectoral and Technological Impacts**
Paulo César Morceiro , Milene Simone Tessarin , Joaquim José Martins Guilhoto
- 119 **Uma Investigação sobre a Focalização do Programa Bolsa Família e seus Determinantes Imediatos**
André Portela Souza , Janete Duarte , José de Anchieta Semedo Neves , Plínio Portela de Oliveira , Sérgio Ricardo de Brito Gadelha
- 149 **Avaliação Empírica da Semelhança de Choques e Simetria na Flutuação Econômica na Zona do Euro: Uma Análise Utilizando um Modelo FAVAR**
Jacqueline Maria Souza Araújo , Elcyon Caiado Rocha Lima , Luiz Fernando de Paula
- 175 **Programas Condicionais de Transferência de Renda e Fecundidade: Evidências do Bolsa Família**
Romero Cavalcanti Barreto da Rocha

CLIMATE AND WEATHER IMPACTS ON AGRICULTURE: THE CASE OF BRAZIL

PAULA PEREDA *
DENISARD ALVES †

Abstract

The world's population will rise exponentially in the coming decades, increasing the demand for food and challenging the agricultural sector to ensure food security. Due to the importance of climate conditions for agriculture, this article analyzed two different hypotheses regarding climate impacts on agricultural markets in Brazil. First, farmers only observe the average climate conditions of their region when deciding the type and amount of crop or animal to grow or raise. Second, weather diversions from normal climate conditions cause farmers to deviate from optimal profits. Neither hypothesis was rejected by the data. The 2006 estimated loss from rainfall anomalies was 12.8 billion dollars (in 2014 values).

Keywords: translog profit function; climate change; climate and weather impacts; profit frontier; agricultural economics.

Resumo

A população mundial crescerá exponencialmente nas próximas décadas, o que desafiará o setor agrícola a garantir segurança alimentar. Devido à importância das condições climáticas para a produtividade agrícola, esse artigo testa duas hipóteses sobre o efeito do clima no mercado agrícola brasileiro. Primeiro, produtores observam as condições climáticas médias quando decidem o que e quanto produzir. Segundo, anomalias climáticas desviam os produtores do lucro ótimo. Nenhuma das hipóteses foi rejeitada pelos dados. A perda estimada pelo modelo das anomalias de chuva foi de US\$12,8 bilhões.

Palavras-chave: função lucro translog; mudanças climáticas; impactos do clima; fronteira de lucro; economia agrícola.

JEL classification: D21; Q11; Q12; Q54; Q56.

DOI: <http://dx.doi.org/10.11606/1980-5330/ea119584>

* Corresponding author: Department of Economics, USP. Av. Prof. Luciano Gualberto, 908, FEA2, 218 - Cid. Universitaria - Sao Paulo, Brazil, CEP: 05508-010. Email: pereda@usp.br. Phone: +55 11 3091-1796.

† University of Sao Paulo. Email: dcoalves@usp.br.

1 Introduction

This study aimed to measure specific climate effects on agriculture because climate is an important factor influencing agricultural production. Climate is assumed to affect agricultural production on two different temporal scales: in the long-term because historical climate may be a direct input for crop and animal production affecting land use configuration, and in the short-term because weather conditions are an important determinant of crop/livestock failure and loss of productivity¹.

The central idea of this analysis was that long-term climate influences the planning decisions of producers, while short-term weather events move production away from the production frontier. Thus, this study employs a stochastic profit framework in the empirical analysis and treats short- and long-term climate effects separately. The theory of how stochastic frontiers models relate to long-term and short-term models of producer behavior is currently underdeveloped, so this study addresses this deficiency while also discussing an important matter for public policy.

The following question is addressed in this study: how do climate and weather variables relate to the long-term and short-term problems of the agricultural producer? The answer to this question not only contributes to the current debate on how expected climate change may influence future human activities², but also addresses the efficacy of propositions for short-term actions intended to reduce climate variability effects on poor communities. Climate variations are expected to adversely affect food availability and generate significant losses, likely affecting small farmers and poorer populations the most³. The policy actions taken to reduce harmful climate impacts should rely on consistent estimations that take into account long-term trends as well as short-term weather changes that affect the production outcome.

This study focused on Brazilian farming and livestock breeding. Brazil is one of the leading grain producers and exporters in the world. The country has continental dimensions with correspondingly large climate variability from the equatorial North to the temperate South, 4 thousand kilometers away. The effects of climate and weather on production are distinguished by the frontier framework using a translog profit frontier approach. The results corroborate the hypothesis, showing that temperature seems to be more important than rainfall in the long-term, while rainfall more adversely affects agricultural production in the short-term. Simulations indicated that rainfall levels much lower than historical average, such as that observed during the Summer of 2005 and 2006, caused a loss of 5.6% in farm profits in 2006, accounting for almost 12.4 billion dollars (in 2014 values). This can be interpreted as the farmers' maximum willingness to pay to protect themselves against the unforeseen rainfall shortcomings in Brazil during that year.

¹As caused by droughts, frosts, hail, severe storms and floods. In 2012, the soybean production in South America was 3% below the expected level due to adverse weather conditions (Valor-Económico (2012)).

²Climate change involves an evolution in the distribution of climate over time, which may affect long-term average conditions as well as the variation of climate (IPCC (2007))

³Rosenzweig & Wolpin (1993) found that extreme weather events contribute indirectly to the existence of rural poverty, as poor (small) farmers avoid taking risks or spending assets under the threat of extreme weather events. This limits their productivity gains through investment in capital and innovations (Rosenzweig & Binswanger 1993).

2 Theoretical Background

2.1 Agricultural Approach

Studies measuring the impact of climate on agricultural outcomes are usually based on the following two different modeling approaches: The Ricardian or hedonic approach (Mendelsohn et al. 1994, Deschenes & Greenstone 2007) and the agronomic or crop approach (Lang 2001). While the former measures the influence of climate on land values, the latter uses the farmers' production structure to measure the optimal allocation of different crops to inputs and fixed factors. The choice between these two approaches is based on their relative advantages and disadvantages and their data requirements. Some authors argue that studies following the Ricardian approach produce more aggregated results, which may be an obstacle for the measurement and the proposal of adaptation measures (Deschenes & Greenstone 2007). This study adopted an agro-economic approach to identify the specific effects of climate on agricultural yields. The agro-economic literature bases this analysis on agricultural profits and production functions, which are briefly discussed here.

The next step is to understand how climate can be considered in this approach, as it impacts the model choice. Demir & Mahmud (2002) argued that the local agro-climatic conditions are historically known by farmers, and therefore, should not be treated as random because they influence the producers' choices. As a result, changes in average climatic conditions can modify the behavior of farmers as they take into account local climate patterns such as temperature and precipitation to determine the output-input mix (Kumbhakar & Lovell 2000, Kumar & Parikh 2001). Assuming that farmers only observe past climate conditions (average climate), it seems reasonable to consider that the historical climate is an important input for crop and livestock outputs⁴.

Another relevant climate effect on agriculture is related to extreme weather events during growing and harvesting seasons, which are not observed by farmers when choosing the output-input mix that optimizes their outcomes. Those extreme events can cause important damages which divert farmers from their optimal allocation. The errors/deviations in the production decision are translated into lower profits for producers, causing inefficiencies (Ali et al. 1994). This short-term climate concern has led to the use of an efficiency analysis which measures and helps to identify variations in the physical and financial performance achieved by farmers operating with the same environmental and economic constraints (Wilson et al. 2001).

Ali & Flinn (1989) argued that to measure efficiency, a production function approach may not be appropriate when the population of farmers faces different prices and has different factor endowments⁵. When facing heterogeneous farms, the authors urge the use of stochastic profit function models.

⁴We assume that farmers do not have accurate information about the next season's climate. The arguments in favor of this hypothesis are: (i) access to short-term forecasts is higher among large and medium farmers, who represent a small proportion of total farmers, and (ii) the longer the weather forecast horizon, the less accurate it will be. For perennial crops, livestock and forest products short-term forecasts might not be useful, although they are more relevant for annual crops.

⁵The production function approach might be biased and inconsistent if the profit maximization is valid, since the input mix is dependent on the error term of the production function (Coelli 1995).

The stochastic profit function model, or profit frontier approach, in addition to providing a compact form to summarize a multiproduct technology⁶, is an effective way to introduce theoretical constraints into the analysis. Next, the theoretical and empirical developments are detailed, which support the measurement of the intended effects.

2.2 Profit Frontier Approach

It was assumed that producers allocate their variable inputs (g) to types of production (s). The products (m) considered in the analysis are such that $m = s + g$. Producers decide production and total inputs by solving a variable profit maximization problem in a competitive market. Thus, prices are exogenous. Each producer also faces quasi-fixed inputs (exogenous variables in the short-term), represented by $(Z = (Z_1, \dots, Z_f)')$, which affect the farmer's decision ($q = (q_1, \dots, q_m)'$).⁷ The Z vector includes other exogenous variables such as local climate patterns in temperature and rainfall and the user of technology by the farm.

Producers maximize a short-term profit function, or a restricted profit function, by choosing the allocation of multiple outputs and inputs given an endowment of fixed factors Z and p . By replacing the optimal solution q^* in the profit (Π) function, the optimal profit function can be described as $\Pi^*(p, Z)$, depending on the exogenous variables prices and other quasi-fixed inputs. In this model, because markets are perfect, there are no losses and farmers are fully efficient in optimizing profit.

Kum-bhakar & Lovell (2000) relaxed the assumption of full efficiency because inefficient farmers can survive in the short-term. Assuming that the correct relative market prices are observed by the farmers, all farmer inefficiency comes from technical issues. Considering the potential inefficiencies (τ) in the profit function and assuming the transcendental logarithm (translog) function for farmers' restricted profit function (Christensen et al. 1975), the translog profit frontier normalized at product 1 is:

$$\ln\left(\frac{\Pi}{p_1}\right) = \beta_0 + \sum_{j>1} \beta_j \ln(p_j/p_1) + \frac{1}{2} \sum_{j>1} \sum_{k>1} \beta_{jk} \ln(p_j/p_1) \ln(p_k/p_1) + \sum_{j>1} \sum_r \gamma_{jr} Z_{jr} \ln(p_j/p_1) + \sum_r \delta_r Z_r + \frac{1}{2} \sum_h \sum_r \theta_{hr} Z_h Z_r - \tau \quad (1)$$

In which $j, k = 1, \dots, m$; $r, h = 1, \dots, f$; and $\beta, \delta, \theta, \gamma$, and τ are parameter vectors. The normalized translog functional form generates a closed-form solution.

Note that τ is a non-negative component that shifts the profit from the optimum. To estimate this equation, Kum-bhakar & Lovell (2000) suggested a maximum likelihood estimation using the probability density function (pdf) of the composite error $(-\tau_i + v_i)$ ⁸. Thus, assuming independence among the

⁶According to Kum-bhakar & Lovell (2000), profit analysis offers a more complete approach as it better characterizes the production structure and technologies.

⁷The vector q denotes the products amounts: $q_j \geq 0$, when j is an output; $q_k \leq 0$ and when k is an input.

⁸When v_i is *i.i.d.* and follows $N(0, \sigma_v^2)$ and τ_i is *i.i.d.* and follows $N^+(\mu, \sigma_\mu^2)$, the pdf of the composite error can be found (DeGroot & Schervish 2012)

observations, the log-likelihood is implemented in Stata and the translog profit frontier can be estimated⁹.

One of the advantages of using the normalized translog functional form is the flexibility of testing and assuming the theoretical hypothesis to ensure that producers are maximizing profits. Therefore, the profit frontier equation can be estimated by imposing the symmetry and homogeneity assumptions. Another relevant piece of information from the model is that farmers from different climate conditions in the sample could change the technical use of quasi-inputs and inputs due to distinct local climate conditions. In this context, different behaviors among farmers allow for the analysis of adaptation to the expected climate change through the calculation of possible compensatory responses to climate variations.

Efficiency Analysis

τ measures the shifts of profit away from the optimum, or the failure of the farmer to reach the maximum possible profit as follows: $\tau = \ln \Pi^*(p, Z) - \ln \Pi$, $j = 1, 2, \dots, m$; in which Π is the actual profit level achieved and $\tau \geq 0$ is the inefficiency term. This measure can be interpreted as the intrinsic total profit/technical inefficiency of each farmer. Thus, the *TE* ratio is the loss of profits from not producing the desired production levels:

$$TE = \exp(-\tau) = \frac{\Pi(p, Z)}{\Pi^*(p, Z)} \quad (2)$$

As $\tau \geq 0$, the measure of *TE* varies from zero, the least efficient, to unity, fully-efficient. Kum-bhakar & Lovell (2000) proposed an unbiased estimator for *TE*, considering that the determinants of the *TE* should be uncorrelated with the covariates of the profit function. Within this context, Battese & Coelli (1995) stated that efficiency can be explained by a set of exogenous variables. The authors proposed a joint estimation of the profit equation and the determinants equation, assuming that the average of $\tau_i(\mu)$ is a function of those determinants. This procedure eliminates possible inconsistencies, as τ_i is assumed to be identically distributed in the profit frontier equation. Thus, the *TE* determinants equation is:

$$TE_i = f(C_i, X_i, D_i) + \varepsilon_i \quad (3)$$

In which ε_i is a random shock with positive distribution for each farmer (representative farmer of municipality i)¹⁰; C_i is a vector of climate anomalies (e.g., extreme weather variables) in the municipality i ; X_i is a vector of farmer characteristics; and D_i is a vector of other determinants. Gorton & Davidova (2004) divided the determinants into two groups: human capital and structural factors. The former group includes information on the farmers' manage-

⁹The derivative of the profit logarithm is the output/input profit shares (s_j). Thus, the effects of prices and other exogenous variables can be measured by their estimated elasticities. The product j 's elasticity in relation to the exogenous variable r can be denoted by $\varepsilon_{jr} = z_r \left(\delta_r + \sum_{j>1} \gamma_{jr} \ln(p_j/p_1) + \frac{1}{2} \sum_h \theta_{hr} z_h + \frac{\gamma_{jr}}{s_j} \right)$.

¹⁰The local political unit in Brazil is the municipality, which is similar to a county except there is a single mayor and municipal council. There are no unincorporated areas in Brazil.

ment, their characteristics and education¹¹, while the latter group comprises environmental conditions, credit access¹², rural infrastructure¹³ and information on property rights, among others.

In regard to environmental conditions, Kumar & Parikh (2001) stated that weather deviations from normal conditions influence crop growth and, consequently, the TE of farmers. The work of Sherlund et al. (2002) found that the exclusion of climate variables in the determinants equation could lead to biased parameters. Demir & Mahmud (2002) included environmental factors to explain efficiency differences. They emphasized that the omission of climate variables under the argument that they are beyond the farmers' control can lead to inaccurate interregional technical efficiency comparisons. They considered rainfall anomalies (i.e., rainfall above or below the national average) as one of the main determinants of technical inefficiency. In Brazil, Imori et al. (2012) found statistically significant impacts of temperature and precipitation on the estimated technical efficiency.

3 Material and Methods

This section presents the sources of the data used, the definition of variables for the model, and an overview of the proposed problem based on the collected data. Appendix A shows all descriptive statistics of the discussed variables.

3.1 Data Sources: Profit Frontier

The main agricultural data source in the country is the Brazilian Agricultural Census, conducted by the Brazilian Institute of Geography and Statistics (IBGE). The census aggregates farmers into administrative districts such as municipalities to preserve the identity of farmers. Additionally, data based on responses by fewer than three farm establishments are not reported for the same reason. Despite the loss of desired information on the individual choices of farmers, this procedure does not preclude this analysis, as there are local homogeneities among the grouped farmers (Disch 1985). Moreover, the price variability among regions is preserved. Pastore (1968) minimizes the aggregation problem when the model is estimated by using the information available for the smallest regional unit.

The last census was conducted in 2006, from January to December, and represents a cross-section of average municipal farmers. Panel data, which could generate more accurate results, were not used for two reasons: first,

¹¹The literature identifies education and farming experience as the main farm management determinants (Xu & Jeffrey 1998, Rahman 2005, Bozoğlu & Ceyhan 2007). Another relevant variable that influences the efficiency of farmers is farm size (Ali et al. 1994, Ali & Flinn 1989, Wang et al. 1996, Xu & Jeffrey 1998, Tzouvelekas et al. 2001). Barrett (1996) points to an inverse relation of size and efficiency, as small farmers might use an exceptional amount of work to compensate the failures of product and credit markets that they observe.

¹²Helfand (2003) and Imori et al. (2012) posit that they can lead to non-optimal choices by farmers.

¹³Ahmed & Hossain (1990) say that rural infrastructure is the key limiting determinant of efficiency. Other studies have identified this influence by calculating the impact of the distance to markets and extension services, agricultural infrastructure, and regional differences (Rahman 2005, Tzouvelekas et al. 2001) on inefficiency. Soil conditions might also have a positive or negative influence on productivity, as highlighted by Rahman & Parkinson (2007).

the data incompatibility between the collection periods of the last two agricultural censuses carried out in Brazil (2006 and 1995-96), and second, the different variables among the censuses. Moreover, in climate-agricultural studies, fixed effects could absorb most of the average climate conditions of the municipality (Fisher et al. 2012).

The 2006 Census contains information on the output and input quantities and values, land type and use, and farmer and farm characteristics, among other aspects. The agricultural products considered are divided into nine components in four groups with the share of the agricultural production value shown in parentheses: (i) annual crops (52.7%): soybeans, maize, and others; (ii) perennial crops (20.3%): coffee and others; (iii) livestock (22.4%): milk and beef cattle; and (iv) forest (4.6%): wood and other forest products.

These products were chosen according to their weight in terms of production value in 2006¹⁴. The choice of inputs was made using the same criteria, which selected four inputs: land and fuel as quasi-fixed inputs, and labor and fertilizers as variable inputs.

Farmers must have price expectations (p^e) when deciding on the crops or animals to grow or raise and the amount of expected return. Rausser & Just (1981) stated that the use of future prices performed better than econometric forecasts. However, future prices do not exist for all agricultural products and do not have regional variation. Barbosa (2011) assumed that the farmers' expectations are the average of real prices observed in the five years before the decision (adaptive expectations). This article tested Barbosa's estimated prices and also different weights by modeling each product price using a dynamic panel-data model. The superscript (e) for prices will be omitted to simplify the equations.

The profit variable was measured using the difference between the sum of the agricultural production value of the products listed above (production in 2006 times the crop prices) and the sum of the costs of the fixed and variable inputs considered in the model. This measure includes the possible storage for that year as well as the total production value of the year, and not total sales. However, it does not account for other minor costs that might be omitted, such as farm household labor. This would cause a bias in climate estimates only if the average climate is correlated with such implicit costs.

The total amount of fuel used by the farm was considered a proxy for the capital stock of the farm. The fuel variable was generated by summing up the data on different energy sources. All types of fuels were converted into energy generation as kilocalories (Kcal), using the density and power capacity figures. In regard to labor variables, labor prices were calculated as the average rural wage equal to the sum of farm workers' monthly wages divided by the number of employees, including permanent workers, temporary workers, farm owners, and others.

The technological variables available in the 2006 Census were chosen based on the study of EMBRAPA (*Empresa Brasileira de Pesquisa Agrícola*, the government agricultural research agency) and IBGE (2010). They mapped the following technological variables: use of irrigation, proportion of establishments with mechanical harvesters, municipalities with 50% or more of the

¹⁴Soybeans and maize represent 24.3% and 14.9% of the total value generated by annual crops, respectively; and coffee represents 34.9% of the value of perennial crops. Beef and milk production represent approximately 55% of livestock production value.

harvested area planted with certified and transgenic seeds, municipalities with 50% or more of agricultural establishments having access to technical assistance, number of establishments with tilled area, number of establishments with eucalyptus production; and for livestock, municipalities that have establishments with artificial insemination, animal screening, use of industrial feed, and animal confinement. Most of this data is available in the 2006 Census.

Complementary data regarding Brazilian agriculture is available from the Municipal Agricultural Survey (PAM) conducted by IBGE, which collects annual crop production. This data was used for the price expectation estimations.

3.2 Data Sources: TE Determinants Analysis

Based on the TE determinants literature and data availability, a group of variables was selected for the study. These variables are described below:

3.3 Data Sources: Climate

The historical climate data for Brazil was obtained from the National Meteorology Institute (INMET), which collects information about average, minimum and maximum temperature, total precipitation (millimeters, days of rain), and relative humidity by weather stations. To transform the data from the stations into municipalities, the kriging method of interpolation was used (Haas 1990). For all the climatic variables, the average data for the seasons was calculated gathering the information over the months of each season. Climate information represents the average temperature, precipitation, and relative humidity of the season.

Long-term climate represents the average climate conditions of regions where patterns can be identified. An example of this is that the average precipitation in the Amazon Forest is higher than in the Northeast semiarid region, although both regions have the same high average temperatures throughout the year.

Short-term climate variations represent the annual climatic deviations from long-term conditions. These deviations are usually dominated by inter-annual and seasonal variations and are observed due to the oscillations of the Earth's climate system that impact weather patterns at the local, regional, and global levels.

The long-term average was calculated based on the past 30-year average data (from 1976-2005), namely $E(\text{climate})$. The use of such a long period is standard in climate studies to avoid the measurement of other specific climate cycles. The average was calculated by season. This article considered only average Summer and Winter seasonal climate information because Latin American countries in general do not have well-defined seasons. Thus, Summer and Winter are representative seasons in regard to a region's climate patterns (Cunha et al. 2014, Seo 2010, 2011, Seo & Mendelsohn 2007).

In regard to short-term climate data, the 2005 and 2006 climate information by season (climate) was demeaned by the long-term climate data, $E(\text{climate})$, and this deviation from long-term mean was divided by the standard deviation as calculated from the former 30-year climate (σ_{climate}) to standardize the climate information. Both years were used because the 2006 harvest de-

Table 1: Complete description of variables and their sources

Variable	Description	Source
Farmer education and experience	Percentage of local population that completed each education level, and the percentage of farmers, by experience years, who run establishments: less than 1 year, 1-5 years, 5-10 years, over 10 years	Demographic Census of 2010 (IBGE)
Other farmer characteristics	Farmer gender, percentage of land owners, percentage of tenants/sharecroppers, soil type: percentage of non-agricultural land in the municipality (namely, degraded areas)	Agricultural Census of 2006 (IBGE)
Farm size	Average farms in the municipality in hectares per farm and percentage of family farms in the municipality	Agricultural Census of 2006 (IBGE)
Production diversification	The general Herfindahl-Hirschman Index (HHI) is calculated based on the value of production among the following aggregated products: large animals, midsize animals, small animals, perennial crops, annual crops, horticulture, forestry and plant extraction. The index represents agricultural diversification. A zero value denotes perfect diversification, and a value of 1 (one) denotes perfect specialization	Agricultural Census of 2006 (IBGE)
Access to credit	Percentage of establishments that obtained some type of loan from different sources (banks, cooperatives, among others)	Agricultural Census of 2006 (IBGE)
Altitude	Altitude in meters, which increases the risk of frosts	IBGE Cities and Towns (1998)
Infrastructure	Index for logistic cost to Sao Paulo in 1995, updated in 2009, based on the transportation costs to the city of Sao Paulo, whose costs are a result of applying a linear programming procedure for calculating the minimum shipping cost to Sao Paulo	NEMESIS (2009)
Membership in cooperatives	Percentage of producers that are members of a cooperative, union or other similar associations	Agricultural Census of 2006 (IBGE)
Pest control	Percentage of agricultural establishments that perform pest control (biocontrol, burning waste, use of repellents, among others)	Agricultural Census of 2006 (IBGE)

pended on the previous year's weather. The new variable can be interpreted as the climate anomaly or extreme weather intensity. Therefore, two subsets of indexes were created to test their impact on TE, and consequently, on profits: the drought index, which is the observed rainfall below the long-term average rainfall in standard deviations $Z_D < E(Rain) - \alpha\sigma_{Rain}$; and the cold stress index¹⁵, which is the observed air temperature below the long-term average in standard deviations $Z_C < E(Temp) - \alpha\sigma_{Temp}$. In this formulation, α represents the intensity of the extreme weather occurrence and all climate variables are transformed in terms of α . These indexes were used to test the significance of the climate variables in the TE determinant equation to simulate the effects of extreme weather events on agriculture.

4 Results

The results were subdivided into the long-term analysis, which presents the results of the estimation of the profit frontier equation, and the short-term analysis, which discusses climatic effects on the farmers' profit deviation from the frontier profit function.

4.1 Average Climate Impact on Profits

The final estimated model is a normalized profit frontier model against all the prices and exogenous variables of the model and its interactions. The relevance of including climate variables in the profit model was tested by the likelihood ratio (LR) test. The LR statistic ranged from 863.43 to 949.65 depending on the price expectation used, indicating that average climate is necessary to explain farmers' profits at a 1% level of significance. The homogeneity and symmetry restrictions were automatically imposed by the translog specification. The convexity assumption was tested using an LR test, and the results indicated that, in general, the estimated profit function can be considered convex at 1% of significance level¹⁶.

By disaggregating the profit impacts into profit share effects, the climate variables showed important effects: low rainfall levels impacted only soybean profit shares, while places with higher average temperatures had negative effects on maize, coffee, and beef (Table 2)¹⁷. Soybeans, other annual crops, and other forest products generate more profits when cultivated in smaller areas, as indicated by the land quantity effect. Higher irrigation means more profits for soybeans, maize, and coffee, the main crops analyzed in this article.

To further investigate the average climate impacts on agriculture, the model allows for the calculation of the semi-elasticities of supply for each climate

¹⁵The occurrence of frosts is due to a combination of low temperatures and moisture in the atmosphere. Frost may cause death of plants when it entails the freezing of plant parts. Temperatures above a specific range may cause worse effects. Normally, frosts are worse in the Winter and at medium and high latitudes and on higher altitude areas, mainly the south of Brazil and some higher areas in Sao Paulo and Minas Gerais states.

¹⁶Ho: all β_{jj} are zero; Ha: all β_{jj} were statistically significantly above zero with 10 degrees of freedom and a Chi-square of 158.73 (statistically significant at 1%). Individual tests were also performed. The estimated results were not statistically significant from zero or negative for three products: soybeans; beef; and maize. Note: The higher log-likelihood value was obtained by using the 5-year average price as the proxy for expected price by farmers.

¹⁷Note: Other results were suppressed from this article due to size limits, but can be requested from the authors.

Table 2: Average partial effect of exogenous variables (r) on profit shares by product (j) from 2006 census

Effect on Profit Shares by Output (γ_{jr})	Soybeans	Maize	Other Annual Crops	Coffee	Other Perennial Crops	Milk	Wood	Beef	Other Forest Products
Fuel quantity	$-9.40e-6$	$1.83e-5$ **	$1.02e-5$ ***	$5.5e-6$	$2.5e-6$	$-3.93e-5$ ***	$1.94e-5$ ***	$9.5e-6$	$4.93e-6$
Land quantity	$-5.2e-06$ **	$1.80e-6$ **	$-2.99e-06$ ***	$2.4e-6$ ***	$-3.0e-7$	$6.16e-6$ ***	$2.9e-7$	$1.00e-6$	$-1.85e-6$ ***
Irrigated area	6.343 **	3.948***	-1.458***	3.992***	-1.859 *	-0.451	-1.913***	-7.3***	0.708
Certified or transgenic seeds	-0.962 **	-0.114	0.402***	0.072	0.126	0.393	0.241 *	-0.147	-0.071
Confined cattle	3.705 **	-0.460	-0.301	0.358	-0.019	-0.421	-0.388	-2.143 *	0.148
Tilled area	-0.957	-0.835 **	-0.178	-0.313	-0.086	1.777***	0.203	0.499	0.308
Mech harvesting	0.915	-0.177	-0.172	-0.173	0.813 **	-1.002	0.095	-0.659	0.048
Rainfall in Summer	0.0237***	$-4.6E-04$	$-9.80E-07$	-0.00547 ***	-0.002 *	-0.00893 ***	$7.60e-4$	-0.0058 ***	$-2.8e-4$
Rainfall in Winter	0.0118***	0.0011	-0.0018***	$-1.30e-4$	$-1.8e-4$	-0.00827 ***	-0.00221 ***	0.0017	$8.7e-4$
Temperature in Summer	1.208***	-0.207 **	0.067	-0.264 *	0.0014	-0.151	0.0806	-0.726***	0.0125
Temperature in Winter	-0.464***	0.046	-0.018	$6.5eE-4$	0.0234	0.0495	0.0063	0.352***	0.0113

*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

variable and each output considered $\left(\frac{\partial \ln(q_{ji})}{\partial Z_{ri}^1}\right)$. The effects can be calculated by municipality when inputting municipal data into the marginal effect equation to identify the specific effects within the country. According to the estimated results (Table 3), soybean production increased when the Summer temperature was above average. Increases in the long-term average temperature during Summer by one degree Celsius could thus raise soybean production by 44% on average in the soybean-producing municipalities in Brazil. This effect is calculated based on 23% of the municipalities that presented statistically significant results and accounted for 96% of the soybean production. The same trend was observed for the average effect of rainfall during Summer and Winter. One possible explanation for this effect is that soybeans have greater yields in rainier municipalities during both Summer and Winter.

For most of the agricultural products analyzed, including maize, other annual crops, coffee, other perennial crops, milk, wood, and beef, municipalities with higher average rainfall during Summer and Winter had lower production. The average effects were not very high for many of these products. The products whose output was affected the most included milk during both Summer and Winter, coffee and other perennial crops during Summer, and wood during Winter. The results suggest that either these products are better adapted to more arid locations, or the higher rainfall averages during the Summer may have influenced the results.

The estimated impact of temperature appears to be much higher than that of precipitation. The partial effects of the higher Summer average temperature reduced the production of maize, other annual crops, coffee, other perennial crops, milk, and beef, while higher Winter temperatures adversely affected only coffee and soybeans.

4.2 Climate Anomaly Impacts on Efficiency

The null hypothesis that there were no inefficient components was rejected by the data¹⁸. Approximately half of the municipalities where the efficiency was calculated have a TE between 0.43 and 0.63. The highest efficiency measured was 0.87 and the mean was 0.51.

The complete results are described in Appendix B. Standard errors were generated by a bootstrap analysis with 1,000 replications. Multiple different model specifications were tested and no statistically significant difference was found among them, suggesting that the OLS approach is best suited for this analysis due to its simplicity and linearity.

The joint test for the significance of climate anomalies indicates that these variables are important to explain the differences in production efficiency among the municipalities. When droughts are defined as a binary variable equal to one when observed rainfall is two standard deviations below normal ($\alpha = 2$), results indicated that droughts reduced farmer efficiency during the Summer of 2005 by 0.068, again in 2006 by 0.036, and in the Winter of 2006 by 0.13. The magnitude of these results is quite large compared to the previous effects discussed. The only season that showed a positive effect from droughts, or alternately a negative effect of floods was the Fall of 2006 which

¹⁸ The statistic of the z-test is 94.89 (p-value of 0.000), rejecting the null hypothesis of full efficiency. The test is based on Coelli (1995), who proposed a test in the third moment of the compound error distribution.

Table 3: Semi-elasticities: average effect of climate variables on production by product and municipality from the 2006 census

Output (j)	Summer		Average Effect for Brazil	Winter		Average Effect for Brazil
	% Brazilian Munic. With Stat. Sig. Effects	% Munic. With q>0 and Stat. Sig. Effects		% Brazilian Munic. With Stat. Sig. Effects	% Munic. With q>0 and Stat. Sig. Effects	
Rainfall						
Soybeans	23%	97%	0.009	22%	94%	0.002
Maize	4%	4%	-0.002	3%	4%	-0.002
Other annual crops	11%	12%	-0.003	92%	96%	-0.011
Coffee	30%	97%	-0.035	2%	7%	-0.003
Other perennial crops	79%	95%	-0.048	4%	5%	-0.003
Milk	93%	97%	-0.182	93%	98%	-0.174
Wood	0%	0%	0.000	26%	99%	-0.69
Beef	94%	99%	-0.017	4%	4%	$2.9e-4$
Other forest products	0%	0%	$-3.1e-5$	0%	0%	0.002
Temperature						
Soybeans	23%	96%	0.44	22%	95%	-0.227
Maize	78%	87%	-0.764	2%	2%	0.01
Other annual crops	26%	27%	-0.013	9%	10%	0.002
Coffee	24%	79%	-0.281	1%	4%	-0.024
Other perennial crops	1%	1%	-0.021	1%	1%	0.003
Milk	2%	2%	-0.026	1%	1%	0.002
Wood	0%	0%	$0.00e+0$	0%	0%	0.000
Beef	96%	100%	-1.87	96%	100%	0.9
Other forest products	0%	0%	$-4.7e-4$	0%	0%	$2.4e-4$

Note:

The average effect for Brazil is calculated based on the weighted average of significant effects (weighted by the production amount of the municipality)

is harvest season for soybeans and maize. During such periods, floods are generally harmful, as confirmed by the estimated results. However, Fall is also the growing season for Winter crops such as wheat and triticale, which are adapted to the more temperate climate. The net result from both of these forces was positive.

In regard to the effects of cold stress on agriculture, colder temperatures in the Winter of 2006 and Spring of 2005 were found to be harmful to producers, decreasing efficiency by approximately 0.062 and 0.1, respectively.

By using the estimated coefficients, the total profit loss or gain due to weather conditions in 2006 can be calculated by comparing the efficiency level when no anomalies occurred in rainfall or temperature in 2005 and 2006 ($C = 0$), the efficiency level considering the occurrence of the anomalies (C is observed). Thus, the difference in efficiency (ΔTE) can be converted into the profit difference for each municipality in the sample. The impact of the 2005 and 2006 anomalies on TE (ΔTE) was calculated and transformed into variation in profits ($\Delta \Pi$) according to the Equation (4):

$$\Delta TE = \frac{\Delta \Pi(.)}{\Pi^*(.)} \therefore \Delta \Pi(.) = \Delta TE \Pi^*(.) = \Delta TE \frac{\Pi(.)}{TE} \quad (4)$$

The change in profits was estimated by municipality, as well as the standard error of the estimates. Considering only the statistically significant effects by municipality, the average effect was a loss of profits due to rainfall anomalies at the end of 2005 and during the Fall of 2006 (Table 4). The total loss from decreased rainfall was estimated at 5.6% of the farmers' current profits. This result reflects the drier Summer season observed both during 2005 throughout Brazil and during 2006 in the northeastern and southern regions and the state of Minas Gerais.

Table 4: Estimated impact of weather anomalies on profits in Brazil

Estimates	% of Profits	Loss (-) or Gain (+) in Million Reais (Dec-06)	Loss (-) or Gain (+) in Million Dollars ^[1] (Jan-14)
2005 and 2006 anomalies			
Rainfall	-5.60%	-21,440.70	-12,373.70
Temperature	3.34%	12,803.20	5,127.82
Drought or cold stress			
Drought	-30.50%	-116,689.10	-67,342.75
Cold stress	-13.19%	-50,474.20	-29,129.30

[1] Dollar amounts in January 2014 are calculated by updating the 2006 values using IPCA and converting it to dollars by the average exchange rate for 1/1/2014

Source: Sisbacen PTAX800

The estimated effect of temperature on profits showed a gain of 3.34% due to the year-end 2005 and year-end 2006 temperature conditions. Because colder temperatures were more harmful to crops than warmer temperatures, the above-average temperatures in 2005 and 2006 had a positive impact on farm efficiency.

Following the same procedure, droughts and cold stresses were simulated in the country to determine the sensitivity of the losses. Assuming a two-

standard deviation reduction in rainfall for droughts and in temperature for cold stress, the lost profit in each municipality was calculated. Considering only the statistically significant impacts, the total losses from these events were 13.2% and 30.5% for cold stress and droughts, respectively¹⁹. The estimates suggest that droughts are the most harmful climate anomaly in Brazilian agriculture. These effects are summarized below, as well as the calculation in terms of monetary losses.

The average loss of profits that farmers face under the occurrence of extreme weather events could be seen as a proxy for the farmers' maximum willingness to pay to protect themselves financially against drastic unforeseen weather changes. Thus, the willingness to pay for rainfall shortcomings in the country in 2006 was approximately 16.8 billion dollars, a considerable amount in terms of agricultural outcomes. The net effect, including the profit gain with increased temperature, was negative 7.2 billion dollars (in 2014 values). This result is very similar to the direct damage of climate anomalies on agriculture in 2005 calculated by Haddad et al. (2013). In regard to the expected losses by region, the Midwest and South regions were slightly more affected by both harmful climate anomalies than the other regions.

5 Discussion and Conclusions

The central idea of this study is that long-term climate influences the planning decision of producers, while short-term weather events are shocks which move actual production away from the planned production. This article employed a stochastic profit framework in the empirical analysis. Distinguishing between the effects of climate and weather in the production frontier framework is intuitively appealing. Still, it has not been well studied, as shown by the literature. Similarly, the theory of how stochastic frontiers models relate to long-term and short-term models of producer behavior is still just a caveat in the literature.

Thus, by using a translog profit frontier equation and data from the Agricultural Census of 2006 for Brazil, the average climate relevance on farmers' outcomes was tested. The marginal temperature effects calculated seemed to be much more significant than the decreased rainfall levels. The partial effects of higher average Summer temperatures reduced the production of maize and other annual crops such as rice, beans, manioc, and coffee, milk, beef and other perennial crops such as fruits. Places with higher Winter temperatures could suffer adverse effects on coffee and soybean output. Only soybean production was positively affected by higher Summer temperatures. A possible explanation for this result is the high adaptability of this crop to tropical regions.

The hypothesis of variation in technical efficiency levels was not rejected by the data, indicating that efficiency levels differ in a statistically significant way among Brazilian farmers. The estimation of the TE allowed for the modeling of possible determinants of the farmers' deviation from optimum choices, which can be imposed by exogenous forces. This article proposed climate anomalies as relevant determinants of farming inefficiency. The econometric test showed that climate anomalies are jointly relevant to explain the diffe-

¹⁹Droughts are assumed to be two-standard deviation negative anomalies in rainfall, while cold stress is assumed to be two standard deviation negative anomalies in temperature.

rences in technical efficiencies. The average effect due to rainfall shortcomings on a farmer's TE during the Summer months of 2005 and 2006 was a 5.6% reduction of the current farm profits, representing almost 12.4 billion dollars (values of 2014). This can be interpreted as the farmers' maximum willingness to pay to protect themselves against the unforeseen rainfall shortcomings in Brazil during 2006. The estimated temperature effects on profits showed a gain due to the year-end 2005 and year-end 2006 temperature conditions, in the order of 3.34% or 5.1 billion dollars.

The estimates of simulated cold stress and droughts throughout the country indicated lost profits of 13.2% to 30.5% respectively, and were slightly more intense in the Southern and Midwestern regions. These percentages represent 35 and 80 billion dollars of losses, respectively. Within this context, insurance is an important action to protect farmers from such harmful situations. Weather index insurance is gaining importance as a possible intervention technique to overcome the negative impacts of climate risk on rural livelihoods and agricultural production. Weather index insurance is normally linked to rainfall anomalies such as droughts and floods, extreme temperatures, extreme precipitation such as frosts, hail, and rainstorms, and even to crop yield thresholds (Iturrioz 2009).

The use of a weather index linked to an insurance mechanism could be a potential policy action related to a market-driven solution. Barnett & Mahul (2007) also underlined the importance of understanding the mechanisms of weather impact on agricultural system models to design an index for this purpose. This article could be helpful in identifying the important relationships for the design of the index.

This study is innovative because it distinguishes between the effects of climate and weather on the production frontier framework by using a translog profit frontier equation. Additionally, the majority of Brazilian agricultural products were considered in the analysis, as well as many technological variables as quasi-fixed inputs inside a profit function approach. This study also used precise climate data from Brazilian weather stations, which allowed for the assessment of the impact of extreme weather events on agricultural outcomes. By using the method applied here, climate change effects can also be measured using data from INPE, and thus, compensation actions from the considered technological variables can be calculated.

Acknowledgements

This study was supported in part by CNPQ and Instituto Nacional de Ciencia e Tecnologia para Mudanças Climáticas/Rede CLIMA (Brazil). The authors would like to acknowledge the help and contributions of Professor Eduardo Haddad, Professor Bruno Giovannetti, Professor Marcos Rangel, Professor Andrea Lucchesi, the members of the IRI Summer Institute of 2011 at Columbia University, as well as the colleagues from the ICTP in Trieste, Italy. We also want to thank INPE and INMET for providing the data on climate forecast and observation, respectively.

Bibliography

- Ahmed, R. & Hossain, M. (1990), *Developmental Impact of Rural Infrastructure in Bangladesh*, Vol. 83, Inter Food Policy Res Inst.
- Ali, F., Parikh, A. & Shah, M. (1994), 'Measurement of profit efficiency using behavioural and stochastic frontier approaches', *Applied Economics* 26(2), 181–188.
- Ali, M. & Flinn, J. C. (1989), 'Profit efficiency among Basmati rice producers in Pakistan Punjab', *American Journal of Agricultural Economics* 71(2), 303–310.
- Barbosa, E. (2011), 'Climate change and the land use pattern in Brazil', *PhD thesis, University of São Paulo*.
- Barnett, B. J. & Mahul, O. (2007), 'Weather index insurance for agriculture and rural areas in lower-income countries', *American Journal of Agricultural Economics* 89(5), 1241–1247.
- Barrett, C. B. (1996), 'On price risk and the inverse farm size-productivity relationship', *Journal of Development Economics* 51(2), 193–215.
- Battese, G. E. & Coelli, T. J. (1995), 'A model for technical inefficiency effects in a stochastic frontier production function for panel data', *Empirical Economics* 20(2), 325–332.
- Bozoğlu, M. & Ceyhan, V. (2007), 'Measuring the technical efficiency and exploring the inefficiency determinants of vegetable farms in Samsun province, Turkey', *Agricultural Systems* 94(3), 649–656.
- Christensen, L. R., Jorgenson, D. W. & Lau, L. J. (1975), 'Transcendental logarithmic utility functions', *The American Economic Review* 65(3), 367–383.
- Coelli, T. J. (1995), 'Recent developments in frontier modelling and efficiency measurement', *Australian Journal of Agricultural and Resource Economics* 39(3), 219–245.
- Cunha, D. A. d., Coelho, A. B., Féres, J. G. & Braga, M. J. (2014), 'Effects of climate change on irrigation adoption in Brazil', *Acta Scientiarum Agronomy* 36(1), 1–9.
- DeGroot, M. H. & Schervish, M. J. (2012), *Probability and Statistics*, Pearson Education.
- Demir, N. & Mahmud, S. F. (2002), 'Agro-climatic conditions and regional technical inefficiencies in agriculture', *Canadian Journal of Agricultural Economics/Revue Canadienne D'agroeconomie* 50(3), 269–280.
- Deschenes, O. & Greenstone, M. (2007), 'The economic impacts of climate change: evidence from agricultural output and random fluctuations in weather', *American Economic Review* 97(1), 354–385.
- Disch, A. (1985), 'Agricultural policies and real income changes: an application of duality theory to Brazilian agriculture'.

Fisher, A. C., Hanemann, W. M., Roberts, M. J. & Schlenker, W. (2012), 'The economic impacts of climate change: evidence from agricultural output and random fluctuations in weather: comment', *American Economic Review* **102**(7), 3749–60.

Gorton, M. & Davidova, S. (2004), 'Farm productivity and efficiency in the cee applicant countries: a synthesis of results', *Agricultural Economics* **30**(1), 1–16.

Haas, T. C. (1990), 'Kriging and automated variogram modeling within a moving window', *Atmospheric Environment, Part A, General Topics* **24**(7), 1759–1769.

Haddad, E., Porsse, A. & Pereda, P. (2013), 'Territorial economic impacts of climate anomalies in Brazil', *Revista Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos* **7**(2).

Helfand, S. M. (2003), 'Os determinantes da eficiência técnica no Centro-Oeste brasileiro', *Região e Espaço no Desenvolvimento Agrícola Brasileiro, Rio de Janeiro, IPEA/NEMESIS*.

Imori, D., Guilhoto, J. & Postali, F. (2012), 'Production efficiency of family farms and business farms in the Brazilian regions'.

IPCC (2007), 'Report of the nineteenth session of the Intergovernmental Panel on Climate Change (IPCC) Geneva, 17-20 (am only) April 2002'.

Iturrioz, R. (2009), 'Agricultural insurance. Primer series on insurance', *The World Bank Working Paper 12*.

Kum-bhakar, S. & Lovell, C. (2000), 'Stochastic frontier analysis Cambridge University Press Cambridge Google Scholar'.

Kumar, K. K. & Parikh, J. (2001), 'Indian agriculture and climate sensitivity', *Global Environmental Change* **11**(2), 147–154.

Lang, G. (2001), 'Global warming and German agriculture impact estimations using a restricted profit function', *Environmental and Resource Economics* **19**(2), 97–112.

Mendelsohn, R., Nordhaus, W. D. & Shaw, D. (1994), 'The impact of global warming on agriculture: a Ricardian analysis', *The American Economic Review* pp. 753–771.

Pastore, A. C. (1968), 'A resposta da propriedade agrícola aos preços no Brasil', *São Paulo, Faculdade de Economia e Administração/USP*.

Rahman, S. (2005), 'Environmental impacts of technological change in Bangladesh agriculture: farmers' perceptions, determinants, and effects on resource allocation decisions', *Agricultural Economics* **33**(1), 107–116.

Rahman, S. & Parkinson, R. (2007), 'Productivity and soil fertility relationships in rice production systems, Bangladesh', *Agricultural Systems* **92**(1-3), 318–333.

- Rausser, G. C. & Just, R. E. (1981), 'Principles of policy modeling in agriculture'.
- Rosenzweig, M. R. & Binswanger, H. P. (1993), 'Wealth, weather risk and the composition and profitability of agricultural investments', *Economic Journal* **103**(416), 56–78.
- Rosenzweig, M. R. & Wolpin, K. I. (1993), 'Credit market constraints, consumption smoothing, and the accumulation of durable production assets in low-income countries: investments in bullocks in India', *Journal of Political Economy* **101**(2), 223–244.
- Seo, S. N. (2010), 'A microeconomic analysis of adapting portfolios to climate change: adoption of agricultural systems in Latin America', *Applied Economic Perspectives and Policy* **32**(3), 489–514.
- Seo, S. N. (2011), 'An analysis of public adaptation to climate change using agricultural water schemes in South America', *Ecological Economics* **70**(4), 825–834.
- Seo, S. N. & Mendelsohn, R. O. (2007), *A Ricardian Analysis of the Impact of Climate Change on Latin American Farms*, Vol. 4163, World Bank Publications.
- Sherlund, S. M., Barrett, C. B. & Adesina, A. A. (2002), 'Smallholder technical efficiency controlling for environmental production conditions', *Journal of Development Economics* **69**(1), 85–101.
- Tzouvelekas, V., Pantzios, C. J. & Fotopoulos, C. (2001), 'Technical efficiency of alternative farming systems: the case of Greek organic and conventional olive-growing farms', *Food Policy* **26**(6), 549–569.
- Valor-Econômico (2012), 'Perda agrícola com seca soma quase 1 bi de Reais no RS e em SC', *Valor Econômico*.
- Wang, J., Wailes, E. J. & Cramer, G. L. (1996), 'A shadow-price frontier measurement of profit efficiency in Chinese agriculture', *American Journal of Agricultural Economics* **78**(1), 146–156.
- Wilson, P., Hadley, D. & Asby, C. (2001), 'The influence of management characteristics on the technical efficiency of wheat farmers in eastern England', *Agricultural Economics* **24**(3), 329–338.
- Xu, X. & Jeffrey, S. R. (1998), 'Efficiency and technical progress in traditional and modern agriculture: evidence from rice production in China', *Agricultural Economics* **18**(2), 157–165.

Appendix A

Table 5: Descriptive statistics

Variable	Total Obs.	Mean	Std. Dev.	Min	Max
Information on Agricultural Production					
Maize (tonnes)	5548	6,826.75	25,470.49	0	596,645
Soybeans (tonnes)	5548	7,057.82	37,722.83	0	1,360,187
Other annual crops (tonnes)	5548	75,534.18	343,187.50	0	7,330,239
Coffee (tonnes)	5548	463.31	2,244.40	0	67,361
Other perennial crops (tonnes)	5548	3,855.21	18,816.18	0	479,138
Wood (m^3)	5548	7.34	53.93	0	1,675
Other forest products (tonnes)	5548	160.58	2,148.29	0	131,572
Milk (thd liters)	5548	3,057.84	5,776.21	0	125,104
Beef amount (cattle)	5532	604.93	948.66	0	10,565
Input prices (Thd reais per employee or hectares)					
Labor price	5552	1.09	2.67	0	48.25
Price per fertilized hectare	5552	0.24	0.32	0	4.89
Input quantities (in thousand Kcal/ hectares/employees)					
Total fuel (in k Kcal)	5548	4,715	9,715	0	233,783
Total available land (ha)	5548	41,602	86,862	0	3,719,038
Total employees (number)	5548	4,698	7,761	0	306,279
Total fertilized area (ha)	5548	7,240	21,934	0	595,488
Technological Information Regarding Production					
Percentage of mechanical harvesting	5548	0.03	0.13	0	1
Percentage of certified seeds	5548	0.30	0.32	0	1
Percentage of transgenic seeds	5548	0.04	0.11	0	1
Percentage of certified or transgenic seeds usage	5548	0.33	0.35	0	1
Percentage of cattle confined	5548	0.03	0.07	0	1
Percentage of artificial insemination	5427	0.08	0.14	0	1
Percentage of tilled area	4691	0.07	0.16	0	0.89
Percentage of irrigated area	5544	0.02	0.06	0	0.64
Percentage of animal tracking	5548	0.05	0.07	0	1
Percentage of industrial feed usage	5548	0.01	0.03	0	0.5
Other variables					
% of farmers in cooperative associations	5547	0.245	0.201	0	1
% of farmers that own the land	5547	0.798	0.18	0	1
% of tenant farmers	5547	0.045	0.064	0	1
% of farms that use pest control	5547	0.113	0.134	0	1
% of population with 0 to 4 years of schooling	5548	63.314	9,812	26	90.62
% of population with 5 to 8 years of schooling	5548	15.653	3,113	4.33	35.13
% of population with 9 to 11 years of schooling	5548	16.433	5,583	1.52	40.88
% of population >12 years of schooling	5548	4.169	2,613	0.18	26.69
% of population with undetermined schooling	5548	0.431	0.516	0	6.48
% of farmers that used any credit	5547	0.180	0.144	0	0.85
Altitude (in meters)	5499	412.310	293.07	0	1628
Average size of farms (in hectare)	5543	34.343	79.918	0	1561.98
Agricultural HHI	5546	0.462	0.21	0	1
% of female farmers	5547	10.977	6.349	0	100
% of farmers 1 to 5 years of experience	5547	17.995	8.196	0	100
% of farmers 5 to 10 years of experience	5547	18.539	8.002	0	100
% of farmers >10 years of experience	5547	60.485	13.735	0	100
% of family farms	5547	78.568	15.424	0	100
Index for logistic cost to São Paulo	5547	0.299	3.381	0	100
Degraded agricultural are (in hectares)	5543	0.003	0.01	0	0.48

Appendix B

Table 6: Results from the estimated profit equation

Variables	OLS	TOBIT	GLM ^[1]
% of farmers in cooperative associations	0.0790***	0.0790***	0.0802***
% of farmers that own the land	-0.00544	-0.00544	-0.00545
% of tenant farmers	0.162***	0.162***	0.165***
% of farms that use pest control	0.0116	0.0116	0.0117
% of population with 0 to 4 years of schooling	-0.00773***	-0.00773***	-0.00783***
% of population with 5 to 8 years of schooling	-0.00632***	-0.00632***	-0.00640***
% of population with 9 to 11 years of schooling	-0.0111***	-0.0111***	-0.0113***
% of population >12 years of schooling	0.000658	0.000658	0.000714
% of population with undetermined schooling	0.0588 **	0.0588 **	0.0596 **
% of farmers that used any credit	3.20E-06	3.20e-6	3.30e-6
Altitude	-0.00050***	-0.00050***	-0.00051***
Average size of farms (in hectare)	3.98E-07***	3.98E-07***	.11E-07***
Agricultural HHI	0.222***	0.222***	0.226**
% of female farmers	3.58E-05	3.58E-05	4.10E-05
% of farmers 1 to 5 years of experience	-0.000463	-0.000463	-0.000465
% of farmers 5 to 10 years of experience	0.000407	0.000407	0.000417
% of farmers >10 years of experience	7.11E-05	7.11E-05	7.41E-05
% of family farms	0.00102***	0.00102***	0.00103***
Index for logistic cost to Sao Paulo	-0.0582	-0.0582	-0.0589
Degraded agricultural are (in hectares)	-0.223	-0.223	-0.229
[Rainfall - E(Rainfall)]/σ in the Summer of 2006	0.0181 *	0.0181 *	0.0184 *
[Rainfall - E(Rainfall)]/σ in the Summer of 2005	0.0340***	0.0340***	0.0346***
[Rainfall - E(Rainfall)]/σ in the Fall of 2006	-0.0341***	-0.0341***	-0.0345***
[Rainfall - E(Rainfall)]/σ in the Fall of 2005	-0.012	-0.012	-0.0122
[Rainfall - E(Rainfall)]/σ in the Winter of 2006	0.0654***	0.0654***	0.0663***
[Rainfall - E(Rainfall)]/σ in the Winter of 2005	-0.00472	-0.00472	-0.00486
[Rainfall - E(Rainfall)]/σ in the Spring of 2006	-0.0108	-0.0108	-0.011
[Rainfall - E(Rainfall)]/σ in the Spring of 2005	0.00176	0.00176	0.00172
[Temperature - E(Temp)]/σ in the Summer of 2006	-0.000871	-0.000871	-0.000776
[Temperature - E(Temp)]/σ in the Summer of 2005	0.00325	0.00325	0.0033
[Temperature - E(Temp)]/σ in the Fall of 2006	-0.0218	-0.0218	-0.0221
[Temperature - E(Temp)]/σ in the Fall of 2005	-0.0208	-0.0208	-0.021
[Temperature - E(Temp)]/σ in the Winter of 2006	0.0310 **	0.0310 **	0.0315 **
[Temperature - E(Temp)]/σ in the Winter of 2005	-0.0448***	-0.0448***	-0.0455***
[Temperature - E(Temp)]/σ in the Spring of 2006	-0.0168	-0.0168	-0.0172
[Temperature - E(Temp)]/σ in the Spring of 2005	0.0499***	0.0499***	0.0506***
Sigma (Tobit model)		0.147***	
Constant	1.119**	1.119**	
Test for climate variable ^[2] :			
Chi-sq ₍₁₆₎	109.78***	112.84***	112.47***
Observations	4,473	4,473	4,473
AIC	-4376.22	-4374.22	0.95
BIC	-4139.2	-4130.8	-36,875.54
log-likelihood		2225.11	-2094.28

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

[1] Marginal effects calculated at the sample mean.

[2] Joint test for H_0 that all climate variables' coefficients are zero.

FISCAL POLICY AND EXPECTATIONS IN BRAZIL

ADONIAS EVARISTO DA COSTA FILHO *

Resumo

Este artigo estuda os efeitos de notícias fiscais sobre a economia brasileira, baseando-se na nova literatura que procura identificar choques na política fiscal por meio de informações de previsões profissionais. É construída uma estrutura a termo de expectativas de superávit primário para o Brasil, e estimadas funções de reação para diferentes maturidades. As notícias fiscais são decompostas em um componente esperado e outro não esperado, baseados nos valores previstos e nos resíduos das funções de reação. Notícias fiscais esperadas e não esperadas são identificadas respectivamente como o primeiro fator das séries de valores previstos e dos resíduos das funções de reação, procurando capturar as notícias que tendem a persistir no horizonte de previsão. Embora com substancial incerteza, notícias sobre um aperto fiscal provocam um aumento de curto prazo no produto, uma queda da inflação, um declínio do salário real e uma depreciação da taxa de câmbio real.

Palavras-chave: política fiscal; superávit primário; notícias; expectativas.

Abstract

This paper studies the effects of fiscal news on the Brazilian economy, building on the new literature that seeks to identify fiscal policy shocks through information from professional forecasts. I build a term structure of primary balance expectations in Brazil, and estimate fiscal reaction functions for different maturities. Primary balance forecasts are decomposed into an expected and unexpected component, based on predicted and residuals obtained from the reaction functions. Expected and unexpected fiscal news are identified respectively as the first factor of the predicted and residual series from the reaction functions, aiming to capture the news that are likely to persist over the forecast horizon. Although with substantial uncertainty, fiscal tightening news induce a short-lived increase in growth, fall in inflation, decline in the real wage and a depreciation of the real exchange rate.

Keywords: fiscal policy; primary balance; news; expectations.

JEL classification: E62, H3.

DOI: <http://dx.doi.org/10.11606/1980-5330/ea128459>

* Doutor em Economia, Universidade de Brasília. Funcionário do Tesouro Nacional e Professor do IDP. E-mail: adoniasevaristo@hotmail.com. Disclaimer: As opiniões expressas neste trabalho são de exclusiva responsabilidade do autor, não expressando necessariamente a opinião da Secretaria do Tesouro Nacional. Portaria STN 833, de 28 de novembro de 2018.

1 Introduction

This paper investigates the effects of news about fiscal policy on the Brazilian economy, aiming to take into account the role of expectations in the analysis of the effects of fiscal policy on output.

Since the global financial crisis of 2007-2008, there has been a renewed interest on the effects of fiscal policy, particularly in countries where policy interest rates were limited by the zero lower bound on nominal interest rates, limiting the ability to stimulate the economy through monetary policy.

Although that was far from being the case of Brazil, the 2014-2016 recession, one of the deepest in the history of the country, sparked a lively debate about the effects of fiscal policy. On the one hand, many commentators have argued that uncertainty about debt sustainability was one of the main causes of the recession, since government spending was growing faster than revenues for a long time. On the other hand, others argue that the spending cuts contributed significantly to the depth of the recession. Underlying this argument is the assumption that fiscal multipliers are larger in recessions.

Identification of the effects of fiscal policy is complicated by the presence of potentially large implementation lags and uncertainties arising from pending parliament approvals. The role of anticipation and fiscal foresight in fiscal policy has been emphasized, among others, by Mertens & Ravn (2010), Ramey (2011), Mertens & Ravn (2012), Leeper et al. (2012), and Leeper et al. (2013). Fiscal foresight essentially simplifies to the fact that, with anticipation, the information set of the econometrician is smaller than that of private agents, hindering the ability to properly identify the effects of fiscal policy shocks if not taken into account.

One of the main strategies to identify fiscal policy shocks is the narrative approach, which is based on historical records of tax and spending measures (Romer & Romer 2010, Ramey 2011). A second approach is the military *dummies* approach, which relies on major military buildups, thus capturing exogenous spending shocks (Ramey & Shapiro 1998, Ramey 2011). A third approach, that overlooks the role of expectations and the time elapsed between announcement and implementation, is to use the realized spending and taxes series in the econometric analysis, typically through a vector autoregression (VAR) as in Blanchard & Perotti (2002), assuming that government spending does not respond contemporaneously to output.

Ramey (2011) constructed a measure of present value of government spending for the United States based on *Business Week* articles. With this variable, the effects of spending shocks on GDP are found to be smaller than one, and associated with a negligible effect on private consumption and a decline in real wages, therefore consistent with the neoclassical model. She also investigates the effects of government spending shocks using the forecast revisions of federal spending based on the Survey of Professional Forecasters (SPF), finding negative effects on GDP and consumption.

On the other hand, Perotti (2011) disputes the results obtained by Ramey (2011), arguing that they are not robust to different specifications of her defense news *dummy* and to different samples. He concludes that the government spending multiplier is likely to be close to one, along with positive responses of private consumption and real wage. Moreover, he argues that results from SVARs and EVARs are likely to be small, thus downplaying the importance of fiscal foresight.

For Germany, Gründler & Sauerhammer (2018) built a *dummy* variable of large increases in government spending based on historical issues of *Der Spiegel* magazine, replicating one of the methodologies employed by Ramey (2011). They find that government spending shocks crowd out private sector in Germany, leading to a fall in GDP, while failing to take into account the role of expectations induces a positive effect of government spending on GDP.

Along with the efforts to create variables that capture anticipation effects of fiscal policy based on historical reports from the media, a new strand of the literature of news and fiscal policy has relied on forecasts to identify fiscal policy shocks. Ramey (2011) uses the forecast error of government spending, with forecasts obtained from the SPF, in a VAR. The forecast error encompasses both the forecast error for the current quarter (“nowcast error”), and forecast revisions for future quarters.

Perotti (2011) decomposes the forecast error of government spending growth rate in a current period (time t) surprise and forecasts revisions between the previous and the current period, casting doubt in the usefulness of these measures to forecast future government spending.

Ricco (2015) distinguishes between nowcast forecast errors, that is, the forecast error for government spending in the current period, and forecast revisions of government spending in the future. The nowcast errors are denominated “misexpected” shocks, being essentially the surprise component of current government spending, while forecast revisions are associated with the news shocks. The news shocks are further decomposed in changes in expectations for government spending in the current period (“unexpected fiscal changes”) and in future quarters (“expected fiscal changes”). He uses individual forecasts from the SPF to study the effects of these shocks, finding that fiscal news related to forecast revisions are expansionary, while the nowcast error shock seems to be contractionary.

Forni & Gambetti (2016) use two measures from the SPF to identify the shocks: i) the expectation of future spending growth for the following four quarters and ii) the forecast revision for government spending for a given horizon from the current period relative to the previous period. These variables are intended to capture the news about fiscal policy. They then include these variables in open economy VARs, in addition to the government spending variable, thus differentiating between “surprise shock”, the one associated with the government spending, and the “news shock”, the one related to information from forecasts.

This research builds a new measure of fiscal policy shocks following the recent literature, that has emphasized the role of news and anticipation effects in fiscal policy. Hence, the main contribution is to take into account the role of expectations in the analysis of fiscal policy shocks for the Brazilian economy, and also to extend the available evidence to a large emerging country, since overall the empirical findings point to lower effects of fiscal policy when anticipation is considered. The low military involvement of Brazil and potential pitfalls of the narrative approach reduces the appeal of other strategies to identify fiscal policy shocks in the country.

The paper is organized as follows. Section 2 is devoted to the construction of a term structure of primary balance expectations for Brazil. Section 3 presents the measure of fiscal policy news. Section 4 proceeds with an analysis of the effects of fiscal policy news in Brazil. Section 5 investigates how fiscal news affect confidence and Section 6 concludes.

2 The Term Structure of Primary Balance Expectations

The FOCUS survey, conducted by the Central Bank of Brazil, collects forecasts of many macroeconomic indicators from more than a 100 professional forecasters on a daily basis. The survey includes forecasts for the following fiscal variables: primary balance, nominal deficit, and the net public debt, all in percentage of GDP. For the purposes of this paper, the interest lies mainly on forecasts for the primary balance, the instrument for fiscal policy in Brazil. I also collected forecasts for GDP growth and consumer prices inflation (IPCA), since these variables will be used in the derivations of the fiscal news measure in Section 2. All forecasts collected were median values.

Since forecasts are available on a daily basis for a given year, the end of year forecasts were transformed on constant maturity forecasts. For each date in which the forecasts were available, forecasts for up to the longest year available were collected. Forecasts for a given year are then transformed in a constant maturity series, by means of the following equation:

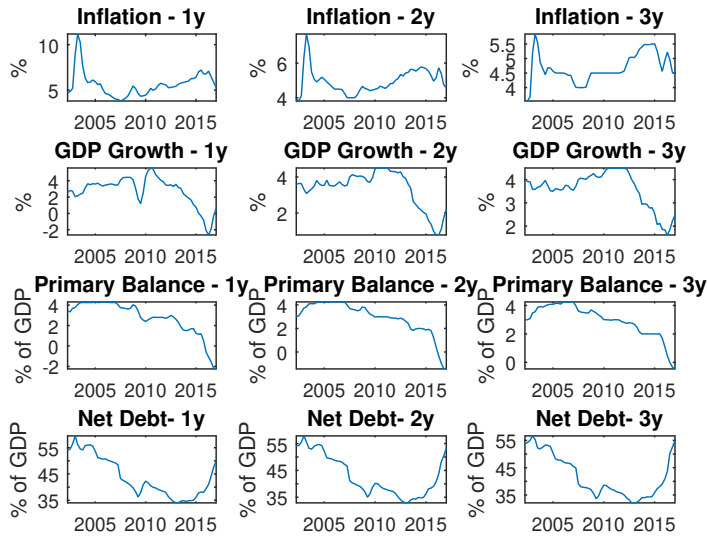
$$\begin{aligned} forecast_{j+1}(month_i; year_j) &= \\ &= \left(\frac{12 - month(date)}{12} \right) * forecast(year_j) + \\ &+ \left(\frac{month(date)}{12} \right) * forecast(year_{j+1}) \end{aligned} \quad (1)$$

Where $j = 0,1,2$ for forecasts for the primary balance, GDP growth and consumer price inflation. This formula builds the constant maturity forecast as a weighted average of the forecasts of two subsequent years. For a given date, I have forecasts for up to 4 years ahead for the growth and inflation projections. The equation is used for each pair of subsequent years to create the constant maturity forecasts for 1, 2 and 3 years ahead.

Each point in time can be thought of as a “term structure” of expectations for the primary balance, GDP growth and inflation. The constant maturity expectations series are shown in Figure 1, beginning in the first quarter of 2002 and ending in the fourth quarter of 2016. The quarterly figures correspond to the average of daily constant maturity forecasts constructed with median values collected from the survey.

3 A Measure of Fiscal News

The measure of fiscal news borrows from the literature on monetary policy shocks, specifically from Romer & Romer (2004). Fiscal policy news intend to capture the fraction of primary balance expectations that is unrelated to the forecasts for GDP growth, inflation, and net debt, along with their revisions. Therefore, the fiscal news series express only the expected evolution of fiscal policy, absent influences from the state of the economy. This is somehow different from the papers that use forecast revisions to identify fiscal news, since revisions may also simply reflect the state of the economy in the future, and not necessarily the expected path of discretionary fiscal policy.



Note: 1y, 2y and 3y refer to, respectively, 1 year ahead, 2 years ahead and 3 years ahead.

Figure 1: Constant maturity expectations

Romer & Romer (2004) ran the following regression:

$$\begin{aligned} \Delta f f_m = & \alpha + \beta f f b_m + \sum_{i=-1}^2 \gamma_i \Delta \tilde{y}_{mi} + \sum_{i=-1}^2 \lambda_i (\Delta \tilde{y}_{mi} - \Delta \tilde{y}_{mi-1,i}) \\ & + \sum_{i=-1}^2 \varphi_i \tilde{\pi}_{mi} + \sum_{i=-1}^2 \theta_i (\tilde{\pi}_{mi} - \tilde{\pi}_{mi-1,i}) + \rho \tilde{u}_{m0} + \varepsilon_m \end{aligned} \quad (2)$$

Where $\Delta f f_m$ is the change in the funds rate at meeting m , $f f b_m$ is the level of the funds rate before any changes associated with meeting m , included to capture any mean reversion behavior from the Federal Open Market Committee (FOMC) of the Federal Reserve (FED), and $\tilde{\pi}$, \tilde{y} and \tilde{u} refer to the forecasts of inflation, real output growth and unemployment rate. Finally, the i transcript refers to the horizon of the forecast: -1 is the previous quarter; 0 is the current quarter; and 1 and 2 are one and two quarters ahead.

Romer & Romer (2004) use data from the Greenbooks, and then proceed in their analysis identifying the residuals from the estimated equation as a measure of monetary policy shocks, i.e., changes in the funds rate that could not be accounted for by information of future economic conditions, which were available for the FOMC at the time of the meetings. This measure of shock can be interpreted as the portion of interest rate changes that is not due to the current and projected state of the economy.

The measure of fiscal news builds on the same equation as Romer & Romer (2004), except that I replace the funds rate by the expectations for the primary balance, and augment it by expectations of the net debt. Furthermore, since there are no expectations for the unemployment rate in the FOCUS survey, I did not control for this variable in the regressions. Therefore, for each maturity, the forecasts of the primary balance are regressed on the forecast

revisions of inflation, GDP growth and net debt, and their levels in a given quarter:

$$pb_{j,t} = \alpha + \beta_0 \Delta \tilde{y}_{j,t} + \beta_1 (\Delta \tilde{y}_{j,t} - \Delta \tilde{y}_{j,t-1}) + \beta_2 \tilde{\pi}_{j,t} + \beta_3 (\tilde{\pi}_{j,t} - \tilde{\pi}_{j,t-1}) + \beta_4 net\ debt_{j,t} + \beta_5 \Delta net\ debt_{j,t} + \varepsilon_t \quad (3)$$

Where $pb_{j,t}$ is the forecast for the primary balance $j = 1, 2, 3$ years ahead; the difference operator Δ is the change in forecasts relative to the previous quarter; and the other variables are defined as before, i.e., $\tilde{\pi}$ and \tilde{y} refer to the forecasts of inflation and real output growth.

This equation can be interpreted as the expected fiscal reaction function of the market, and is aimed to capture the endogenous evolution in the primary balance that is due to state of the economy and the average response of the primary balance to the public sector indebtedness in Brazil. Thus, I label the predicted variable from this regression as a measure of anticipated or expected fiscal news. On the other hand, the residuals are the unexpected fiscal news, and convey the discretionary stance of fiscal policy, i.e., actions that cannot be justified by the state of the economy and the historical reaction to the indebtedness of the public sector.

Results from this regression are presented in Table 1. While the effect of growth on the primary balance is immediate, the inclusion of inflation as a regressor can be justified by the Tanzi effect, whereby tax revenues are negatively affected by inflation.

Table 1 shows the expected fiscal reaction functions estimated based on Equation (3) by OLS, estimated from 2002Q2 to 2016Q4. Each column shows the regression for each maturity in the term structure of primary balance expectations. Overall, the results show that primary balance expectations depend positively on the expected GDP growth and the level of net debt for the same horizon, implying that forecasters expected that fiscal authorities would react by increasing the primary balance to offset an increase in the net debt. On the other hand, results show negative coefficients for the forecast revisions of GDP growth and net debt on the expected level of the primary balance, implying that forecasters were expecting that fiscal policy was not reacting accordingly as news of GDP growth and net debt arrived, indicating a lack of response of fiscal policy at the margin. The constant is negative, consistent with the declining expected primary balance over the estimated period. Finally, expected inflation levels are not a significant determinant of primary balance expectations in Brazil, since only the forecast revision for inflation 3 years ahead is significant in the regressions.

Overall, the models show a large explanatory power, with R^2 ranging from 0.70 to 0.80. I do not control for autocorrelation in the estimations because the goal is to remove the share of forecasts that is endogenous to the state of the economy and the historical behaviour of fiscal policy, since forecasters may revise fiscal policy expectations only due to different underlying assumptions for the evolution of the economy, regardless of the expected discretionary behaviour of fiscal policy.

Predicted values of the regressions 2 and 3 are shown in Figure 2 for each horizon of the term structure of expectations. The predicted variables are labeled “expected news”, since it is the component of the expected primary balance that reflects the state of the economy. The residuals from regres-

Table 1: Expected fiscal reaction functions

Variables	(1)	(2)	(3)
	Expected Primary Balance		
	1 Year Ahead	2 Years Ahead	3 Years Ahead
$\bar{\pi}_{1,t}$	-0.0032 (0.076)		
$\Delta\bar{y}_{1,t}$	0.6100*** (0.098)		
$net\ debt_{1,t}$	0.1000*** (0.012)		
$\bar{\pi}_{1,t} - \bar{\pi}_{1,t-1}$	-0.1100 (0.100)		
$\Delta\bar{y}_{1,t} - \Delta\bar{y}_{1,t-1}$	-0.9300*** (0.290)		
$\Delta net\ debt_{1,t}$	-0.1900** (0.072)		
$\bar{\pi}_{2,t}$		-0.0910 (0.100)	
$\Delta\bar{y}_{2,t}$		0.8100*** (0.110)	
$net\ debt_{2,t}$		0.0810*** (0.011)	
$\bar{\pi}_{2,t} - \bar{\pi}_{2,t-1}$		-0.2500 (0.150)	
$\Delta\bar{y}_{2,t} - \Delta\bar{y}_{2,t-1}$		-2.2600*** (0.700)	
$\Delta net\ debt_{2,t}$		-0.3100*** (0.074)	
$\bar{\pi}_{3,t}$			-0.1400 (0.190)
$\Delta\bar{y}_{3,t}$			0.8200*** (0.150)
$net\ debt_{3,t}$			0.0570*** (0.0096)
$\bar{\pi}_{3,t} - \bar{\pi}_{3,t-1}$			-0.4200* (0.220)
$\Delta\bar{y}_{3,t} - \Delta\bar{y}_{3,t-1}$			-2.0100*** (0.730)
$\Delta net\ debt_{3,t}$			-0.2700*** (0.054)
Constant	-3.3200*** (0.650)	-2.8900*** (0.690)	-1.7000 (1.170)
Observations	59	59	59
R-squared	0.8030	0.7730	0.7080

Robust standard errors in parentheses

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

sions based on Equation (3) are shown in Figure 3, labeled as “unexpected news”, and reflect the discretionary component of forecasts of fiscal policy variables that cannot be justified by the state of the economy and the historical behaviour of fiscal policy.

Expected news show that fiscal policy was basically stable from the end of 2002 until the global financial crisis in 2008, with primary balance expectations hovering around 4%. During the global financial crisis, primary balance expectations fell to 2%, affected by the decline in output growth at the time. After a recovery following the crisis, expected primary surplus began a downward trend, reaching basically 0% on average in the first quarters of 2016. Since then, expectations have increased slightly, although remaining less than 2% for all horizons in the term structure of primary balance expectations.

Unexpected news, which aim to capture the discretionary component of fiscal policy, show that fiscal policy was basically neutral from the end of 2002 until the global financial crisis, with primary balance expectations evol-

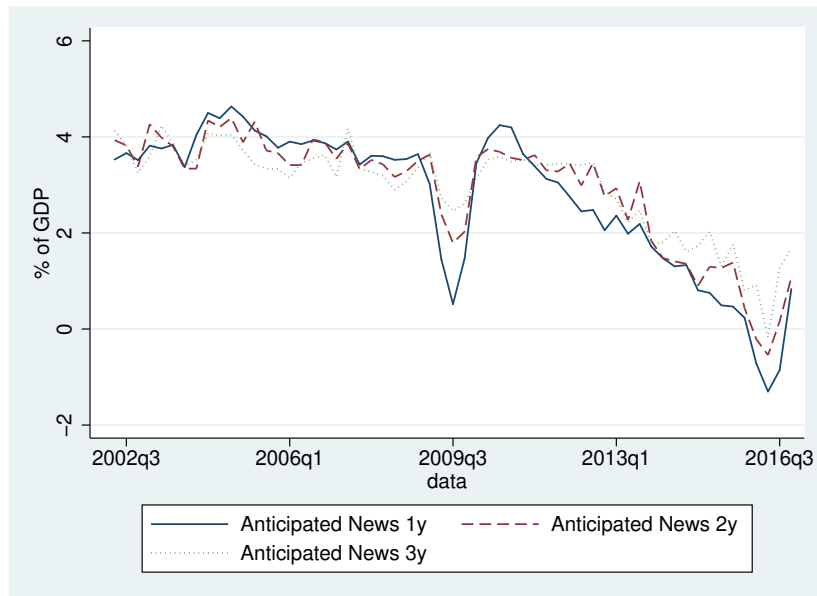


Figure 2: Expected news

ving almost one for one with the state of the economy. The global financial crisis episode marked a sharp reversal of fiscal policy, shifting from a contractionary stance of more than 1% of GDP in 2009Q3 to an expansion of 1%, on average, from 2010Q1 to 2011Q2. The period from 2011Q3 to 2013Q4 fiscal policy stance was expansionary, but on average less than in the aftermath of the global financial crisis. Fiscal policy shifted to a contractionary stance from 2013Q4 to 2015Q2, and reverted to a deeply expansionary phase from 2015Q3 onwards.

In order to capture the common dynamics of the expected and unexpected fiscal news, I extract the first factor of each of these groups of series for the different maturities. This was done because the interest of this research lies in the common variability of each series, there is, fiscal news that are perceived by analysts as permanent, and therefore do not reflect temporary or one-off episodes. Since the first factor has the interpretation of the level of yield curve in finance models, I interpret them as the level of the term structure of primary balance expectations. Figure 4 plots both series, and show that they retain the common variability observed in the previous figures.

4 The Impact of Fiscal News Shocks

In the ongoing research agenda on the role of expectations in fiscal policy, VARs models that take into account forward-looking variables have been labeled EVARs. The measure of fiscal policy shocks proposed here is forward looking by construction, since it captures the fraction of the expected primary surplus balance that is orthogonal to changes in expectations for growth, inflation and net debt for the same horizon, so as to take into account only news about the expected fiscal policy stance. It then excludes the endogenous component of fiscal policy. Both measures of fiscal news, expected and unexpected, are included in VAR models.

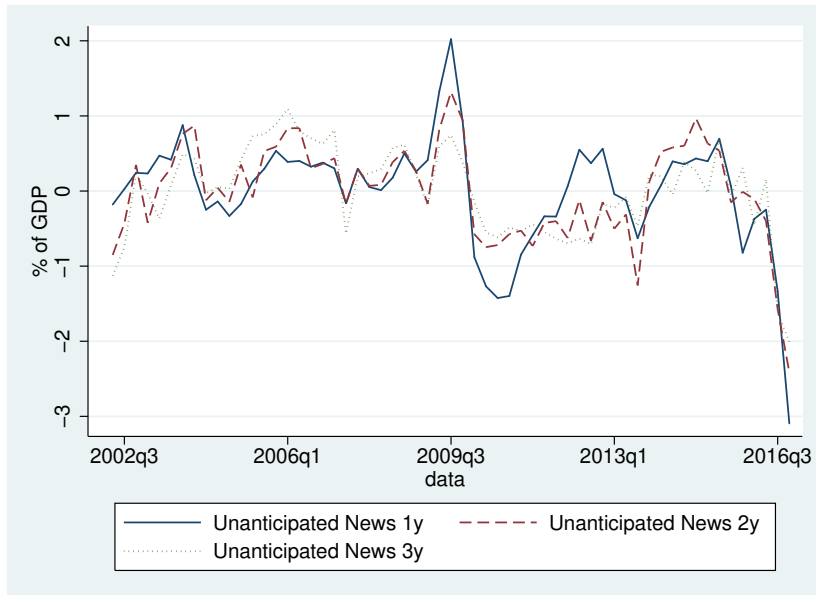


Figure 3: Unexpected news

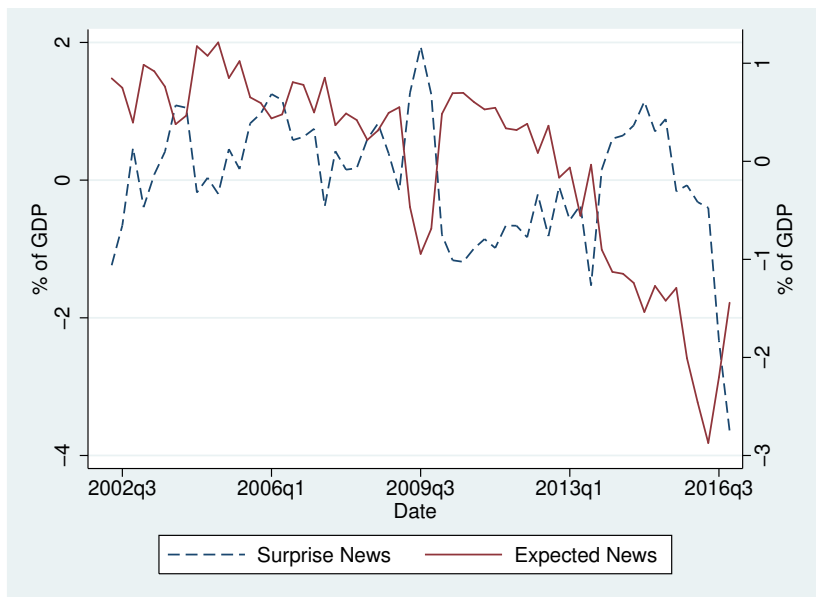


Figure 4: Expected and unexpected news

In order to assess the impact of fiscal news, I estimated two VARs under the standard Cholesky identification scheme, using the following order: expected or unexpected fiscal news as presented before, first difference of the log of de-seasonalized real GDP, quarterly market prices inflation of the IPCA (official price index), log of the real wage from the metropolitan region of São Paulo (source: SEADE) and the log of the real exchange rate from the Central Bank of Brazil¹. This implies that unexpected fiscal news affect the other variables contemporaneously, while it is only affected by them with a lag of one quarter. Sample period ranges from 2002Q1 to 2016Q4, comprising 60 observations. Data used in the estimations are shown in Figure 5. It is also presented the consumer confidence index and expectations index com Fecomércio SP, which will be used in the next section.

The model can be written in its reduced form as:

$$Y_t = A(L)Y_{t-1} + U_t \quad (4)$$

Where U_t is the vector of reduced form residuals, which are expressed as a linear combination of the structural errors V_t , where Γ is a lower triangular matrix:

$$U_t = \Gamma V_t \quad (5)$$

Information criteria pointed to 2 lags in the system². The appendix shows that all eigenvalues lied inside the unit circle, so that the estimated models are stable.

Figure 6 shows the baseline responses of GDP growth to an expected and unexpected fiscal news shock. Unexpected fiscal news about tightening in fiscal policy, represented by one standard deviation increase in the primary balance, induce an increase in GDP growth of 0.15% on impact, consistent with news about austerity being expansionary, but after the first quarter, GDP growth turns negative between 2 and 4 quarters after the shock. The shock is dissipated after 5 quarters. On the other hand, expected news about tightening in fiscal policy lead to an increase in output growth of around 0.2%, and fades after 5 quarters. Thus, responses to expected news are consistent with news about austerity being expansionary, while the response to unexpected fiscal tightening news is more ambiguous.

Figure 7 presents the impulse responses of fiscal news shocks on output growth and inflation, along with 95% confidence intervals. The 95% confidence intervals of the responses of real GDP are large and include zero, so it is unclear the output effects of news about fiscal consolidation. Unexpected fiscal tightening news initially have a positive impact on GDP and then turn negative. In Appendix Appendix A, I report that the impulse response at 68% level shows a positive and statistically significant response of GDP to an unexpected fiscal tightening news. The cumulative fiscal tightening news

¹For the real wage and the real exchange rate, I first take the quarterly average of the original series on a monthly frequency before applying the log. The national labor market survey (PME) was discontinued in early 2016. For this reason, I use the real wage from SEADE instead of the one from the national statistics office (IBGE), since the estimation period goes until the end of 2016.

²The Lagrange Multiplier p-value at this lag is 0.65 and 0.24, respectively, in case of the VARs including the unexpected and expected fiscal news. Hence, it fails to reject the hypothesis of no autocorrelation in the residuals.

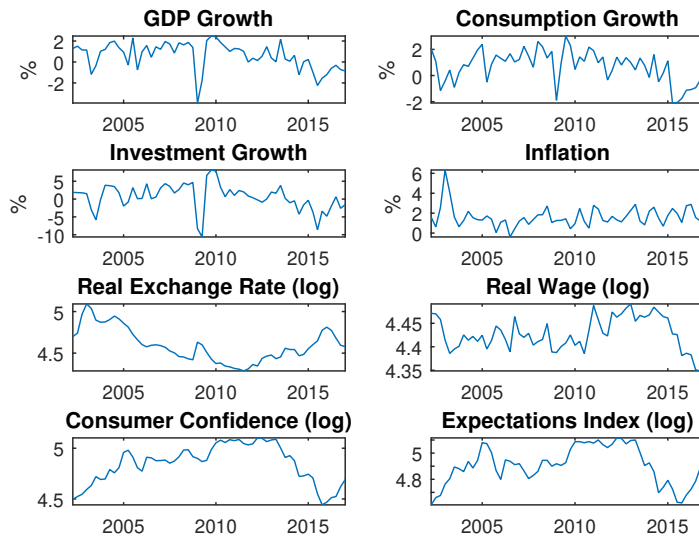


Figure 5: Data

multiplier is positive, at 0.19³. Expected fiscal news have positive effects on GDP growth, being statistically significant. Inflation falls after news of a fiscal tightening, both expected and unexpected. In the former case, the response is more front loaded, while in the latter inflation falls only after some quarters after news arrived.

The forecast error variance decomposition, presented in Table 2, shows that after 20 quarters, the real exchange rate, real wage and inflation are more significant than the unexpected fiscal news shock to explain the variability of real GDP. At this horizon, 73% of the variance of GDP growth is due to its own shocks, 8% is due to shocks in the real exchange rate, 7% due to shocks in the real wage, and only 4% is explained by fiscal news shocks in the VAR system. Along the same lines, in the VAR that includes expected news variable, the variance decomposition after 20 quarters shows that 69% of the variance of real GDP is explained by its own shocks, 8% by shocks in the real exchange rate, 8% by fiscal news shocks, and only 5% by inflation shocks. These results suggest a limited role of discretionary fiscal news shocks in explaining real GDP growth in Brazil. As for systematic fiscal news, results show that expected news are more important than inflation shocks in the second model, comparable to real exchange rate and real wage shocks after 20 quarters.

The historical decomposition of the model is shown in the appendix. Except for 2016Q2, the contribution of unexpected fiscal news has been negative for GDP growth since 2014Q2 in the estimated model, although fiscal news indicate an expansionary stance since 2015Q3.

Figure 8 presents the impulse response functions of the real wage and the real exchange rate. Fiscal news depreciate the real exchange rate under the baseline. As for the real wage, unexpected fiscal news, represented by an

³Defined as the sum of the responses of GDP growth relative to the sum of the responses of fiscal tightening news after an orthogonalized shock.

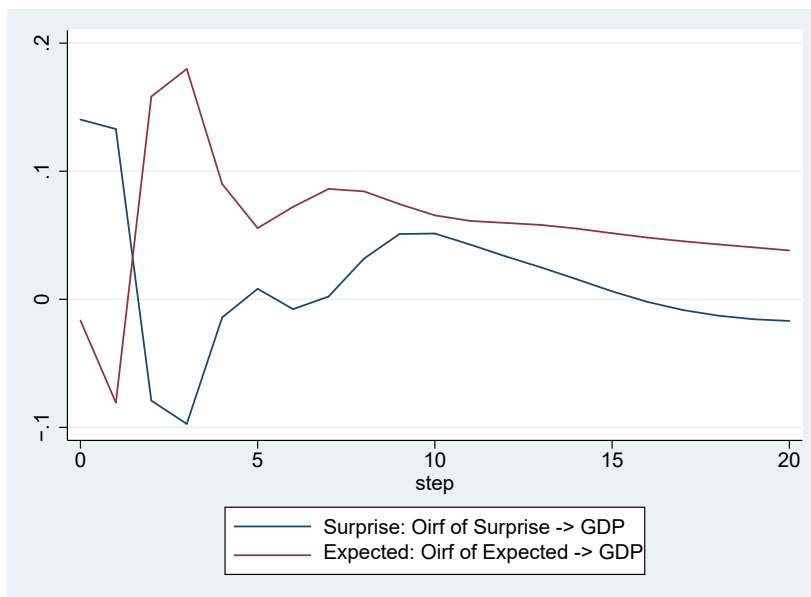


Figure 6: Baseline responses of GDP to fiscal news shock

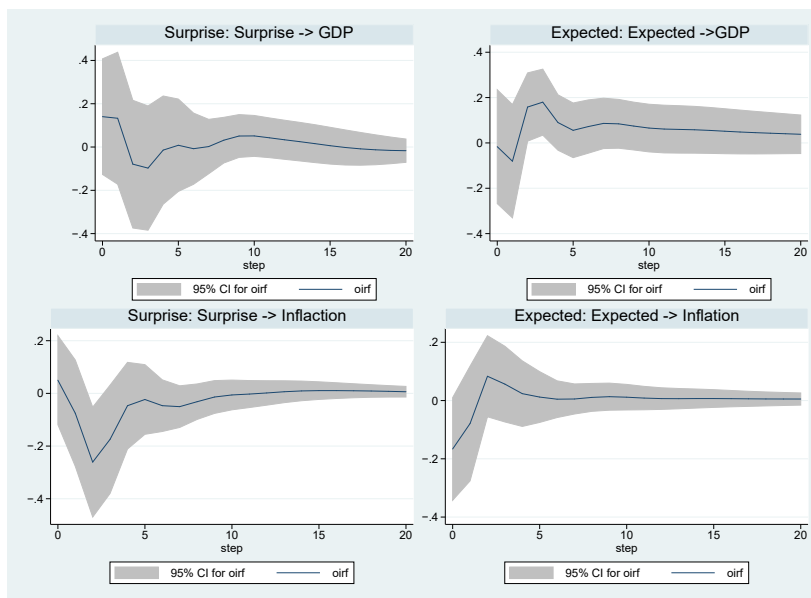


Figure 7: Response of GDP and inflation to fiscal news shocks

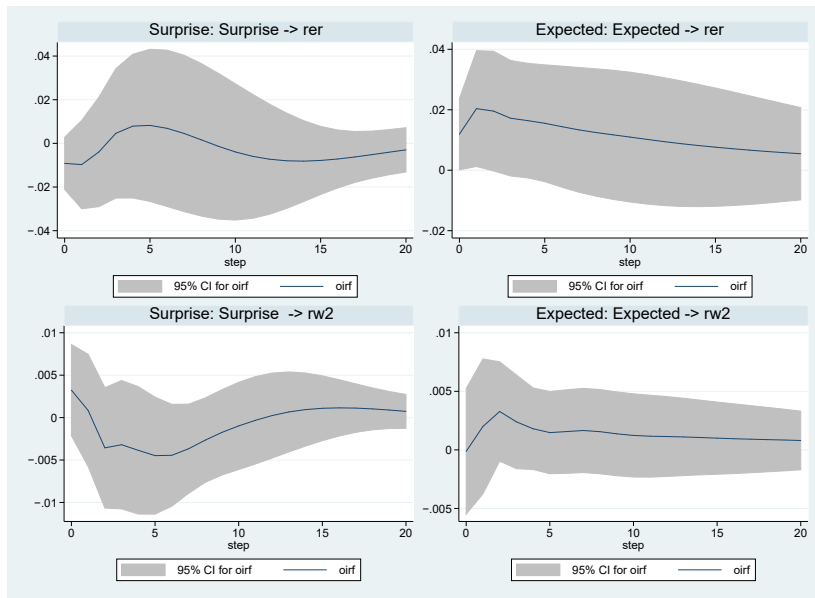


Figure 8: Response of the real wage and the real exchange rate to fiscal news shocks

Table 2: Forecast error variance decomposition of real GDP growth

Quarters	Share Due To Each Shock				
	Surprise News	GDP Growth	Inflation	Real Wage	RER
$h = 5$	3.50%	80.03%	7.80%	2.71%	5.97%
$h = 10$	3.52%	75.45%	8.31%	5.34%	7.39%
$h = 15$	3.81%	73.53%	8.29%	6.26%	8.11%
$h = 20$	3.80%	72.82%	8.29%	6.90%	8.19%

Quarters	Share Due To Each Shock				
	Expected News	GDP Growth	Inflation	Real Wage	RER
$h = 5$	5.60%	79.63%	5.06%	3.10%	6.61%
$h = 10$	6.81%	73.37%	5.40%	8.33%	6.08%
$h = 15$	7.70%	70.65%	5.24%	9.29%	7.12%
$h = 20$	8.23%	69.32%	5.17%	9.15%	8.13%

increase in the expected primary balance, exert a negative effect on the real wage. On the other hand, an expected fiscal tightening leads to an increase in the real wage. The real wage is key to identify the effects of fiscal policy shocks (Eichenbaum et al. 1998). According to the neoclassical model, fiscal stimulus induces an increase in the labor supply through a wealth effect, increasing hours and decreasing the real wage. In the Keynesian model, fiscal stimulus shifts the demand of labor to the right, with an associated increase in real wage and hours.

Figure 9 shows the impulse response functions for the impact of fiscal news shocks on consumption and investment, along with GDP. These were obtained with the estimation of 4 additional VARs models, with the same specification and order as before, but replacing GDP each time by consumption or investment growth. Each model was estimated with 2 or 3 lags, which were enough to remove autocorrelation from the residuals. After a surprise fiscal news shock, consumption, investment and GDP fall, although on impact GDP grows led by investment. The 95% confidence intervals show sizeable uncertainty about the effects of the shock, with the response not being unambiguously negative following the shock. After an expected fiscal news shock, consumption, investment and GDP growth increases, consistent with news about austerity being expansionary. Unlike the case of surprise news, the impulse response in this case is statistically significant, since confidence intervals remain above zero after the shock.

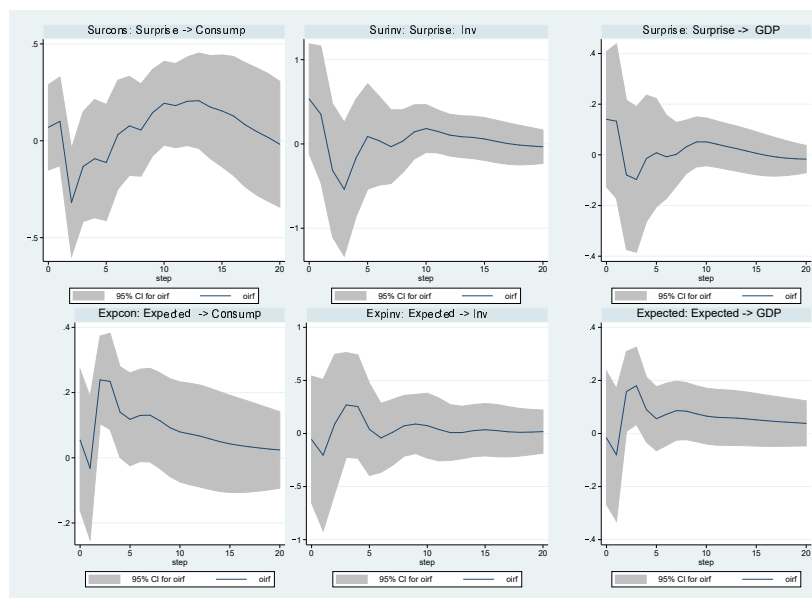


Figure 9: Response of consumption, investment and GDP to fiscal news shocks

4.1 Comparison with Previous Results

Available studies about the effects of fiscal policy in Brazil have largely neglected the role of expectations, building mainly on variations of the Blanchard & Perotti (2002) approach, although recent studies have focused on cal-

ibrated or estimated DSGE models⁴. Overall, the evidence points to low levels (below unity) of fiscal multipliers, and in some cases even non-Keynesian effects.

Peres & Ellery Junior (2009) employ a structural VAR between central government spending, taxes and output to assess the effects of fiscal policy shocks between 1994 and 2005. They find Keynesian effects, although way below unit, in the response of output to fiscal shocks. The contemporaneous government spending multiplier is estimated at 0.4, while the taxes multiplier is estimated at -0.2 .

Mendonça et al. (2009), using sign restrictions, find non Keynesian effects for fiscal policy in Brazil, with GDP falling with 77% probability after a government spending shock. On the other hand, after a tax shock, the authors find that GDP falls with a probability of 56%.

Cavalcanti & Silva (2010) investigate the effects of fiscal policy in Brazil for the period between 1995 and 2008. Taking into account the role of public debt, they find that fiscal multipliers were likely overestimated compared to models that do not include public debt, which they associate to debt sustainability concerns during those years. The authors test whether the structural shocks from their estimated VARs are predicted by many lagged variables, finding little evidence of predictability, suggesting that fiscal foresight was not an issue during the analyzed period.

Oreng (2012) studies the impact of fiscal policy in Brazil for the period of 2004-2011. He finds that multipliers over the analyzed period were close to one, with spending multipliers larger than taxes. The findings were based on VAR models considering fiscal balance (or spending or taxes, depending on the specification), output, inflation and real interest rate as endogenous variables under the standard Choleski identification scheme. The effects of an expansionary fiscal policy tend to be offset by an increase in inflation expectations accompanied by interest rate hikes.

Pires (2014) studies how fiscal multipliers vary over the business cycle in Brazil for the period between 1996 and 2012. He finds that the investment multiplier is consistently larger than one across different regimes, while tax multipliers are found to be negative, and government spending multipliers are non-significant.

⁴Among the studies based on the DSGE methodology, Carvalho & Valli (2011) introduce a primary balance rule, public capital, non-Ricardian agents and transfers to the worse-off in an open-economy setting. They find that fiscal policy is inflationary, although it did not play a major role in the evolution of inflation over the period under the inflation targeting regime, even after the shift to expansionary policies following the global financial crisis. A reduction of the primary balance leads to a short-lived increase in output in their model. Carvalho et al. (2013) employ a mixed approach between DSGE and VAR models. First, they extract theoretical restrictions from a standard DSGE model, and in a second step they use VAR models with sign restrictions. They find that fiscal policy shocks in Brazil are consistent with features of the New Keynesian model. Costa Junior et al. (2016) estimate an open economy model to analyze the effects of expenditure and revenue-based fiscal policy on the Brazilian economy after 2008. They found tiny multipliers for the consumption tax and government spending, explaining why tax exemptions on durable goods after the crisis failed to stimulate the economy in a substantial way. Moura (2015) finds larger and persistent multipliers for investments in infrastructure in Brazil relative to government consumption, using an open economy DSGE model. The results support measures of fiscal consolidation that preserve government investments relative to consumption. Finally, Cavalcanti & Vereda (2015) simulate a large open economy with many fiscal policy features and study the effects of social transfers and public investment and employment under different fiscal rules.

Matheson & Pereira (2016) study fiscal multipliers in Brazil for the period 1999-2014, also with the VAR methodology. They find government spending and revenue multipliers around 0.5, with government spending and public credit declining from levels above one since the global financial crisis, while the revenue multiplier has remained stable over time.

Mendonça et al. (2016) employ a myriad of identification strategies within the VAR framework to investigate the impact of output to fiscal policy in Brazil, also finding low (around 0.5), but positive multipliers.

There is no direct way to compare the results obtained previously in the literature with the ones obtained here, since the measure of fiscal shock in this paper is based on news about the primary balance, rather than government spending or taxes directly. Considering the positive fiscal tightening news multiplier, perhaps the most related finding in the literature is Mendonça et al. (2009).

5 Fiscal News and Confidence

Since Bachmann & Sims (2012), there has been a growing interest in the role of confidence in the transmission of fiscal policy shocks. These authors find that confidence effects are more important in recessions, when government spending shocks signal future increases in productivity that influence confidence. Beetsma et al. (2015) analyze the role of confidence in fiscal consolidation episodes, finding negative response to fiscal consolidations announcements, with a greater (more negative) impact for revenues based relative to spending based fiscal consolidations. Furtuna et al. (2016) fail to find evidence of an increase in confidence after fiscal consolidation measures identified with the narrative approach.

In this section, it is investigated how confidence reacts to fiscal tightening news in Brazil. Following Bachmann & Sims (2012) and Furtuna et al. (2016), I estimate a trivariate VAR with fiscal news ordered first, followed by the consumer confidence series from Fecomércio SP, or the expectations series from the same source, and quarterly output growth. These series were downloaded from IPEADATA.

The results from the estimated models are shown in Figure 10. After an unexpected fiscal tightening news, both consumer confidence and the expectations index decline under the baseline, although the responses are not statistically significant. If one considers the baseline, the results are consistent with empirical evidence found in Beetsma et al. (2015) and Furtuna et al. (2016). In the appendix, it is shown that confidence intervals at 68% point to a statistically significant negative response. On the other hand, expected tightening news that reflect the state of the economy and endogenous fiscal policy boost consumer confidence and expectations.

6 Conclusion

This paper dealt with anticipation effects of fiscal policy in Brazil, as identification in fiscal policy is complicated by fiscal foresight. Based on the recent literature strand that seeks to identify fiscal policy shocks from information from surveys (Ramey 2011, Ricco 2015, Forni & Gambetti 2016) and the news shocks literature (Beaudry & Portier 2014), I build a term structure of pri-

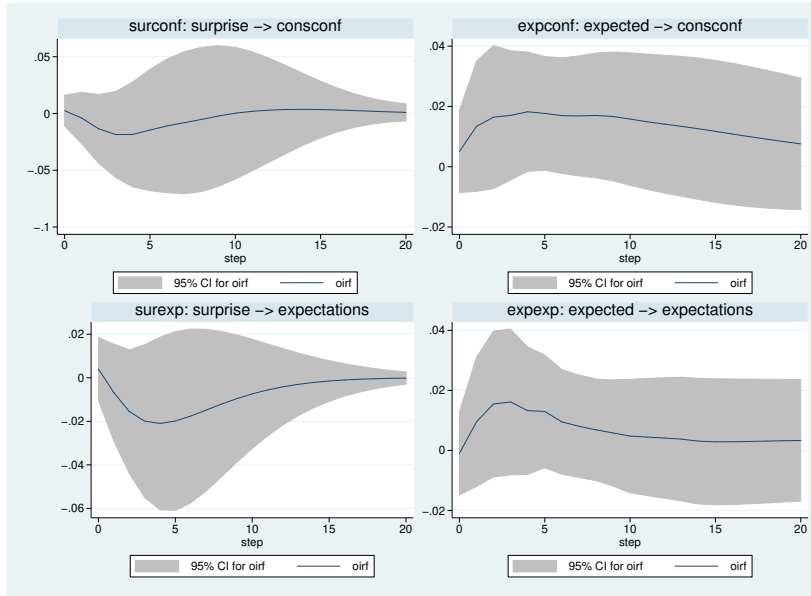


Figure 10: Response of consumer confidence and expectations to fiscal news shocks

mary balance expectations for Brazil. For each maturity of the term structure, I estimate an expected fiscal reaction function, with the primary balance as a function of levels and changes of GDP growth, inflation and net debt for each horizon.

Borrowing from the literature on monetary policy shocks, expected news about fiscal policy are identified as the first factor that drives the predicted primary balances for each horizon. Likewise, the first factor of the residuals of each reaction function is identified as the unexpected news, or the discretionary component of fiscal policy. Expected and unexpected news are, thus, identified as the “level” of the term structure of expected primary balances, since the interest lies in information that is likely to persist over time, rather than short-lived news represented by one-off episodes. The term structure is essentially forward looking, capturing the expected path of endogenous and discretionary fiscal policy.

Unexpected news about fiscal policy allows the identification of periods of fiscal expansion and contraction in Brazil, as perceived by forecasters. This series shows a neutral stance until the global financial crisis. This episode marked a shift in fiscal policy from a contractionary stance of almost 2% of GDP in 2009Q3 to an expansion of on average 1% of GDP in the following quarters. The indicator of fiscal news shows an expansionary fiscal policy, although in varying degrees, from 2010Q1 to 2013Q3. From 2013Q4 to 2015Q2, fiscal policy turned to a contractionary phase, with a sharp reversal to expansion from 2015Q3 to 2016Q4, which marks the end of the sample.

By this characterization of phases of expansion and contraction in fiscal policy, at the onset of the recession that began in 2014Q2 fiscal policy stance was actually tight as perceived by forecasters, in the sense that the downward revisions in the primary balance from 2013Q4 to 2015Q2 could be fully explained by downward revisions in growth expectations. This evidence is

at odds with the predominant view in the media that concerns about fiscal policy, particularly debt sustainability, were the primary cause of the recession. Along the same lines, primary balance forecasts for 2014 were hovering around 1% of GDP until a sharp deterioration took place in 2014Q4, as shown in the appendix. Therefore, it took two quarters after the economy entered a recession for professional forecasters to consider a sharp deterioration in fiscal policy. A closer look at the evolution of forecasts for GDP growth and primary balance since 2013 leads to inconclusive results. While primary balance forecasts Granger cause GDP growth forecasts for 2013, no causality between these variables is found for 2014 and 2015, and both variables Granger cause each other for 2016. These results are presented in the appendix.

Having decomposed the term structure of expected primary balances into an expected and an unexpected component, I proceed in the analysis in order to investigate whether shocks in these series exert different impacts on the Brazilian economy. This was done through standard VAR models, as in much of the related literature, with the inclusion of the fiscal news series, output, real exchange rate, and the real wage. Additional models were also estimated replacing output by consumption and investment, in order to check for crowding out effects.

Expected and unexpected news were found to affect the economy differently. Expected news shocks are consistent with news about austerity being expansionary and “crowding in” effects, while unexpected fiscal tightening news have more unclear effects, with a tightening in fiscal policy associated with initially higher and subsequent lower output growth and real wages. Both shocks lead to lower inflation and devalued real exchange rates. The variance decomposition of real GDP growth of the estimated models shows a limited role for fiscal news as drivers of economic activity in Brazil, as compared to other variables. Another result is that expected fiscal news explain a larger share of GDP growth variance than unexpected news, which suggests that discretionary fiscal policy was not a main determinant of GDP growth in Brazil in the analyzed period.

This paper, therefore, contributes to the literature of news shocks in the context of fiscal policy for a large emerging market country, improving the knowledge of the channels of fiscal policy and effects of fiscal consolidation measures in Brazil.

Bibliography

Bachmann, R. & Sims, E. R. (2012), ‘Confidence and the transmission of government spending shocks’, *Journal of Monetary Economics* 59(3), 235–249.

Beaudry, P. & Portier, F. (2014), ‘News-driven business cycles: insights and challenges’, *Journal of Economic Literature* 52(4), 993–1074.

Beetsma, R., Cimadomo, J., Furtuna, O. & Giuliadori, M. (2015), ‘The confidence effects of fiscal consolidations’, *Economic Policy* 30(83), 439–489.

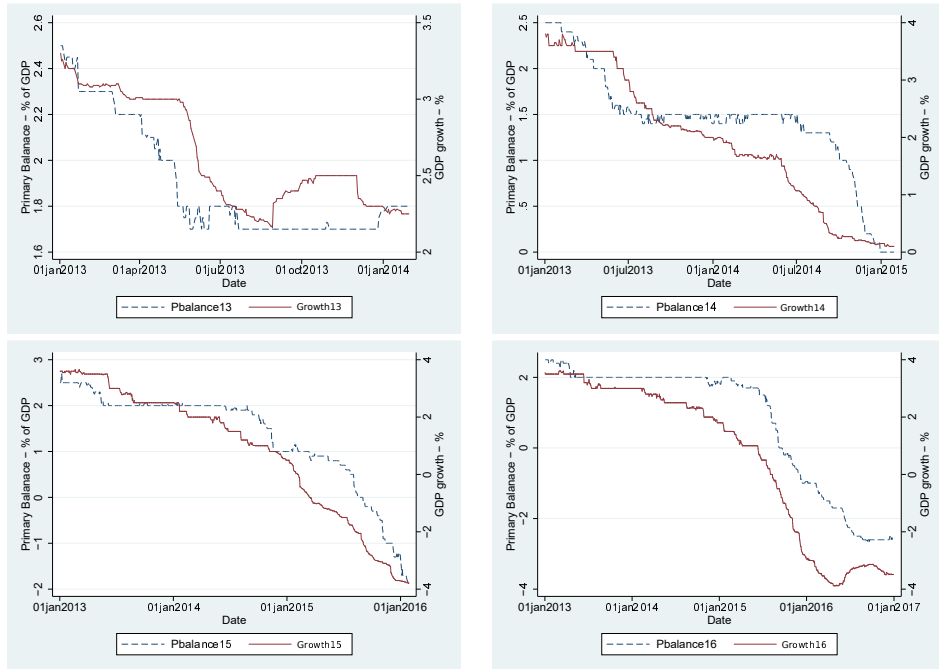
Blanchard, O. & Perotti, R. (2002), ‘An empirical characterization of the dynamic effects of changes in government spending and taxes on output’, *The Quarterly Journal of Economics* 117(4), 1329–1368.

- Cavalcanti, M. A. & Vereda, L. (2015), 'Fiscal policy multipliers in a DSGE model for Brazil', *Brazilian Review of Econometrics* 35(2), 197–232.
- Carvalho, D. B., Silva, M. E. A. & Silva, I. É. M. (2013), 'Efeitos dos choques fiscais sobre o mercado de trabalho brasileiro', *Revista Brasileira de Economia* 67(2), 177–200.
- Carvalho, F. A. & Valli, M. (2011), Fiscal policy in Brazil through the lens of an estimated DSGE model. Working Paper Series 240, Central Bank of Brazil.
- Cavalcanti, M. A. & Silva, N. L. (2010), 'Dívida pública, política fiscal e nível de atividade: uma abordagem VAR para o Brasil no período 1995-2008', *Economia Aplicada* 14(4), 391–418.
- Costa Junior, C. J., Cintado, A. C. G. & Sampaio, A. V. (2016), 'Post-2008 Brazilian fiscal policy: an interpretation through the analysis of fiscal multipliers', *Estudos Econômicos (São Paulo)* 47(1), 93–124.
- Eichenbaum, M., Fisher, J. D. et al. (1998), 'How does an increase in government purchases affect the economy?', *Economic Perspectives—Federal Reserve Bank of Chicago* 22, 29–43.
- Forni, M. & Gambetti, L. (2016), 'Government spending shocks in open economy VARs', *Journal of International Economics* 99, 68–84.
- Furtuna, O., Beetsma, R. & Giuliadori, M. (2016), Does the confidence fairy exist? Evidence from a new narrative dataset on announcements of fiscal austerity measures. Working Paper.
- Gründler, K. & Sauerhammer, S. (2018), 'Do expectations matter? Reassessing the effects of government spending on key macroeconomic variables in Germany', *Applied Economics Letters* pp. 1–6.
- Leeper, E. M., Richter, A. W. & Walker, T. B. (2012), 'Quantitative effects of fiscal foresight', *American Economic Journal: Economic Policy* 4(2), 115–144.
- Leeper, E. M., Walker, T. B. & Yang, S.-C. S. (2013), 'Fiscal foresight and information flows', *Econometrica* 81(3), 1115–1145.
- Matheson, T. & Pereira, J. (2016), *Fiscal Multipliers for Brazil*, International Monetary Fund.
- Mendonça, D., Marçal, E. & Holland, M. (2016), Is fiscal policy effective in Brazil? An empirical analysis. FGV São Paulo School of Economics Working Paper 433 CEMAP n. 09.
- Mendonça, M. J., Medrano, L. A. & Sachisda, A. (2009), Avaliando os efeitos da política fiscal no Brasil: resultados de um procedimento de identificação agnóstica. Texto para Discussão IPEA, n. 1377.
- Mertens, K. & Ravn, M. O. (2010), 'Measuring the impact of fiscal policy in the face of anticipation: a structural VAR approach', *The Economic Journal* 120(544), 393–413.

- Mertens, K. & Ravn, M. O. (2012), 'Empirical evidence on the aggregate effects of anticipated and unanticipated US tax policy shocks', *American Economic Journal: Economic Policy* **4**(2), 145–181.
- Moura, G. V. (2015), 'Multiplicadores fiscais e investimento em infraestrutura', *Revista Brasileira de Economia* **69**(1), 75–104.
- Oreng, M. (2012), Estimando o impacto da política fiscal no Brasil: 2004 a 2011. Mimeo.
- Peres, M. A. F. & Ellery Junior, R. d. G. (2009), 'Efeitos dinâmicos dos choques fiscais do governo central no PIB do Brasil', *Pesquisa e Planejamento Econômico* **39**(2), 159–206.
- Perotti, R. (2011), Expectations and fiscal policy: an empirical investigation. Working Paper 19, Growth and Sustainability Policies for Europe.
- Pires, M. C. d. C. (2014), 'Política fiscal e ciclos econômicos no Brasil', *Economia Aplicada* **18**(1), 69–90.
- Ramey, V. A. (2011), 'Identifying government spending shocks: it's all in the timing', *The Quarterly Journal of Economics* **126**(1), 1–50.
- Ramey, V. A. & Shapiro, M. D. (1998), Costly capital reallocation and the effects of government spending, in 'Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy', Vol. 48, Elsevier, pp. 145–194.
- Ricco, G. (2015), A new identification of fiscal shocks based on the information flow. ECB Working Paper 1813.
- Romer, C. D. & Romer, D. H. (2004), 'A new measure of monetary shocks: derivation and implications', *American Economic Review* **94**, 1055–1084.
- Romer, C. D. & Romer, D. H. (2010), 'The macroeconomic effects of tax changes: estimates based on a new measure of fiscal shocks', *American Economic Review* **100**, 763–801.

Appendix A Evolution of Forecasts

Figure A.1: Professional forecasts for GDP growth and primary balance



Appendix B Granger Causality Tests

Table B.1: Granger causality tests

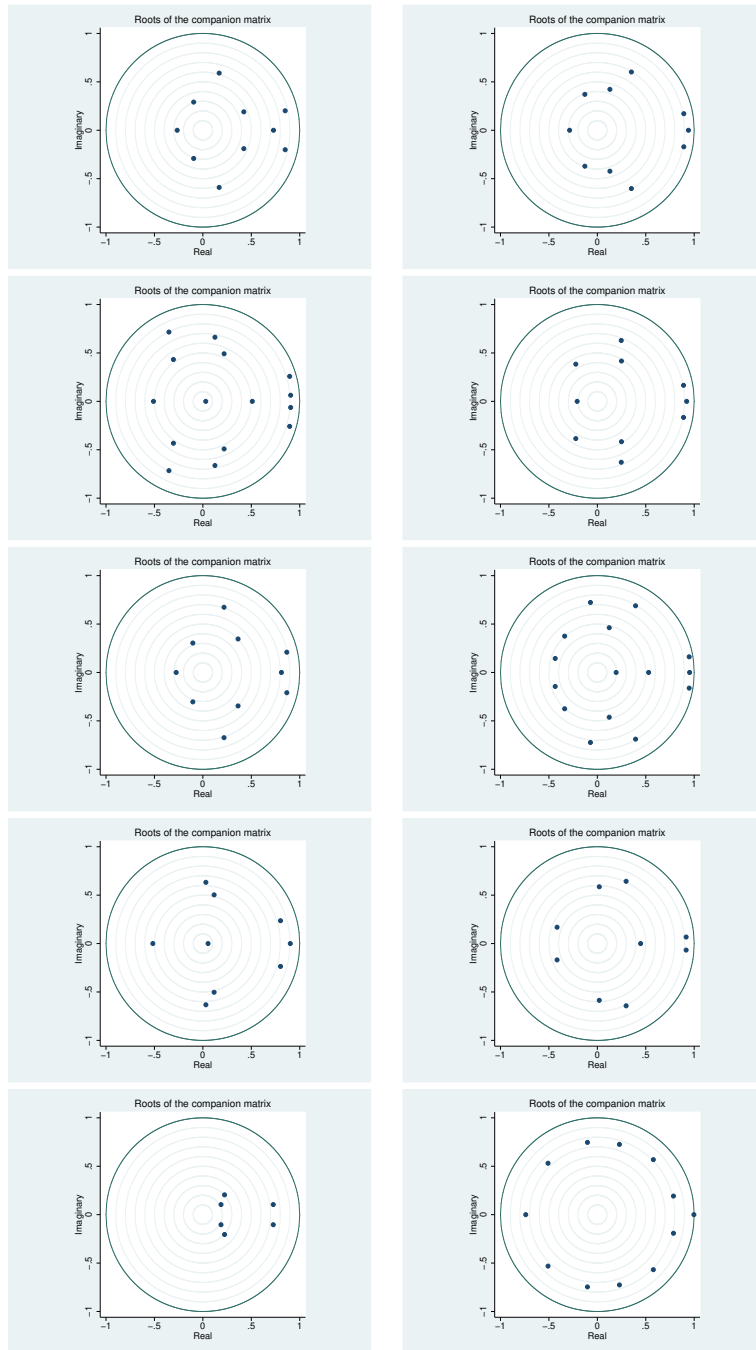
Year	Hypothesis Test	P-value in Parenthesis
2013	Do GDP growth forecasts Granger-cause primary balance forecasts?	No (0,261)
2013	Do primary balance forecasts Granger-cause GDP growth forecasts?	Yes (0,004)
2014	Do GDP growth forecasts Granger-cause primary balance forecasts?	No (0,748)
2014	Do primary balance forecasts Granger-cause GDP growth forecasts?	No (0,819)
2015	Do GDP growth forecasts Granger-cause primary balance forecasts?	No (0,428)
2015	Do primary balance forecasts Granger-cause GDP growth forecasts?	No (0,553)
2016	Do GDP growth forecasts Granger-cause primary balance forecasts?	Yes (0,001)
2016	Do primary balance forecasts Granger-cause GDP growth forecasts?	Yes (0,001)

Note: Results are based on bivariate VARs between each variables. Two lags were used for forecasts of 2014, three lags for forecasts for 2013 and 2016 and four lags for 2015.

Appendix C Stability Tests

The figures below show that all estimated VAR models are stable, with eigenvalues lying inside the unit circle.

Figure C.1: Stability tests



Appendix D Historical Decomposition

This section reports the historical decomposition of GDP growth from the baseline VAR in Section 5, including the following variables: unexpected fiscal news measure, GDP growth, inflation, real wage and the real exchange rate. Each panel in Figure D.1 shows the contribution of each endogenous variable to GDP growth in the model.

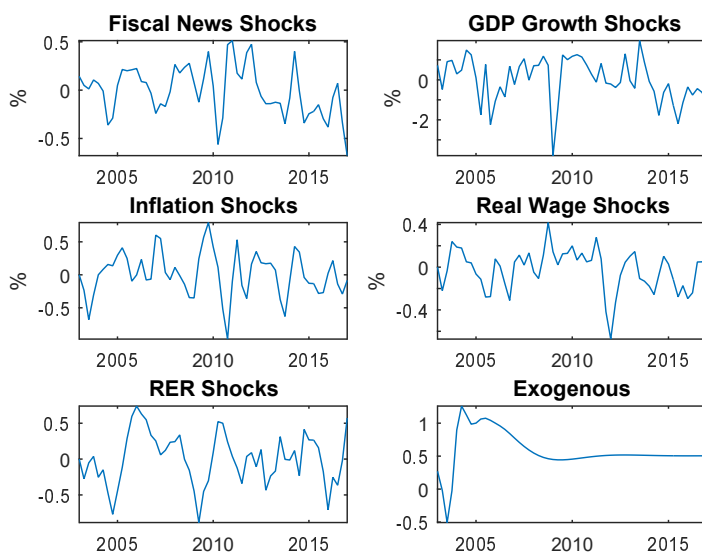


Figure D.1: Historical decomposition of GDP growth

Appendix E Impulse Responses

This section reports the impulse responses with confidence intervals at 68% level. Fiscal tightening news give a temporary boost GDP growth through investment, as shown in the middle panel of the first row in Figure E.3. Despite this positive effect, consumer confidence and the expectations index decline after the shock. These effects are somehow difficult to reconcile with each other.

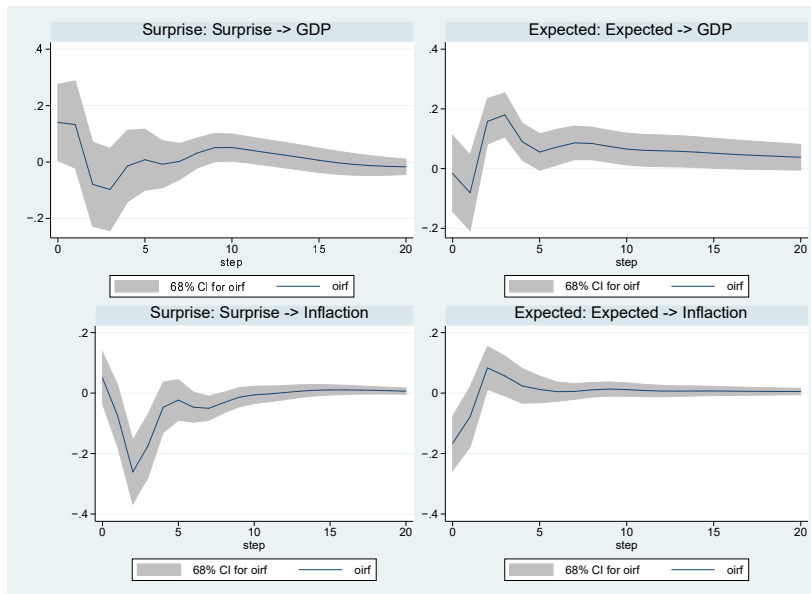


Figure E.1: Response of GDP and inflation to fiscal news shocks

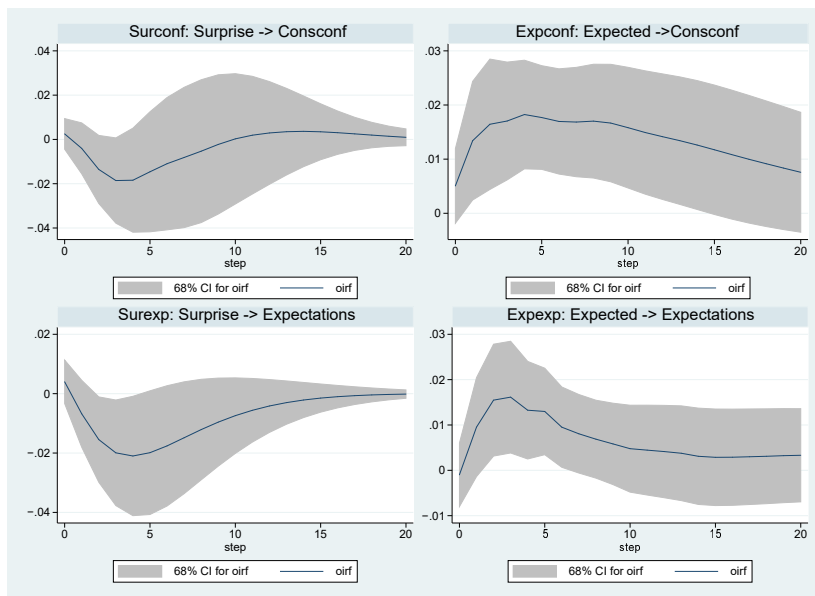


Figure E.2: Response of consumer confidence and expectations to fiscal news shocks

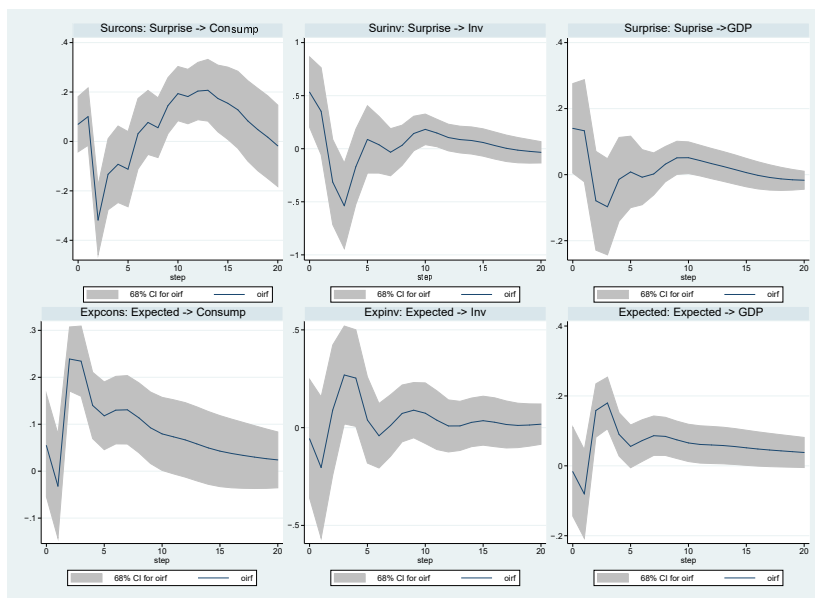


Figure E.3: Response of consumption, investment and GDP growth to fiscal news shocks

O EFEITO DE APOSENTADORIAS, PENSÕES E PROGRAMAS SOCIAIS NA FREQUÊNCIA ESCOLAR E OFERTA DE TRABALHO DOS JOVENS BRASILEIROS

LUCIANA DE OLIVEIRA RODRIGUES *
EDWARD MARTINS COSTA †
FRANCISCA ZILANIA MARIANO ‡
JOÃO PAULO MARTINS GUEDES §

Resumo

A pesquisa analisou o impacto de aposentadorias/pensões e programas sociais sobre a frequência escolar e oferta de trabalho dos jovens de 15 a 21 anos de idade. Dos resultados encontrados, verificou-se que em domicílios em que residem aposentados e/ou pensionistas há uma redução na oferta de trabalho e aumento da frequência escolar dos jovens nas áreas urbanas. Concluiu-se que o impacto de programas sociais, tanto na zona urbana, como no meio rural, aumenta as chances de os jovens estudarem e trabalharem, sendo que o efeito médio sobre aqueles jovens “nem-nem” é menor.

Palavras-chave: jovens; aposentadorias; pensões; programas sociais; *Propensity Score Matching*.

Abstract

This research analyses the impact of pensions and social programs school attendance and supply in the labor market of young people aged 15 to 21 years. It was verified in households where retirees and/or pensioners live a reduction in the labor supply and an increase in school attendance of young people in urban areas. It was concluded that the impact of social programs, both in urban and rural areas, increases the chances of young people studying and working, and the average effect on those young people who are neither working nor studying (NEET) is smaller.

Keywords: young; retirements; pension; social programs; *Propensity Score Matching*.

JEL classification: J 13, J 22, J 26.

DOI: <http://dx.doi.org/10.11606/1980-5330/ea131198>

* Analista de Políticas Públicas do Instituto de Pesquisa e Estratégia Econômica do Estado do Ceará (IPECE). E-mail: lrodrigues_s@hotmail.com.

† Professor do Mestrado Acadêmico em Economia Rural (MAER/UFC). E-mail: edward-cost@gmail.com.

‡ Professora dos Cursos de Economia e Finanças (UFC/SOBRAL). E-mail: zilania@ufc.br.

§ Professor Adjunto do Departamento de Economia da Universidade Federal do Rio Grande do Norte (UFRN). E-mail: jpmartins@ufrnet.br.

1 Introdução

A juventude¹ é um período marcado por escolhas fundamentais que terão reflexo por toda a vida do indivíduo. Embora seja uma fase caracterizada por um conjunto de transformações, tanto em sentido físico, como social e econômico, é nesse período de transição, entre a infância e a vida adulta, que os indivíduos são obrigados a decidir sobre questões relacionadas a aspectos educacionais e escolhas profissionais.

Assim, muitas dessas escolhas estão sujeitas ao contexto socioeconômico ao qual pertencem. Dependendo da trajetória que decidirem seguir, essas escolhas serão responsáveis por fatores que ampliarão suas potencialidades ou limitarão seu desempenho, resultando em adultos mais ou menos vulneráveis (Camarano et al. 2004).

Os jovens, embora considerados a “geração do futuro”, por apresentarem grandes potencialidades econômicas e produtivas, são também os mais vulneráveis às mudanças socioeconômicas. Nos centros urbanos, com a ampliação das oportunidades de acesso à educação formal, eles têm alcançado níveis de ensino cada vez mais elevados, o que possibilita melhores remunerações e aquisição de mais habilidades para as transformações tecnológicas do mercado de trabalho (Camarano et al. 2004). Por outro lado, em virtude da pouca experiência adquirida e da baixa qualificação, eles estão inseridos em posições mais precárias e com menos estabilidade, sendo os últimos a encontrar emprego e os primeiros a serem demitidos. Esse fato gera alta rotatividade e taxas de desemprego mais elevadas que as da população adulta Reis (2013).

No meio rural, as possibilidades do mercado de trabalho, a precarização da oferta de mão de obra e os baixos salários têm sido as principais razões da fuga dos jovens para os grandes centros urbanos. Esse fato tem sido visto como um grande problema social, na medida em que, não só contribui para o esvaziamento do campo e sobrecarga do mercado de trabalho na zona urbana, como também antecipa o envelhecimento relativo da população rural e limita o desempenho das atividades agrícolas (Ferreira & Alves 2009).

Portanto, os jovens de famílias de baixa renda, no Brasil, independentemente do espaço geográfico a que fazem parte, estão expostos a inúmeros fatores que limitam sua trajetória escolar e os levam ao mercado de trabalho em idade precoce. Idade esta em que deveriam estar aumentando seu capital humano e adquirindo qualificações para, então, serem absorvidos pelo mercado de trabalho em posições menos precárias.

Outro fator, são os jovens brasileiros que, mesmo em idade escolar, nem estão na escola e nem fazem parte da População Economicamente Ativa (PEA)²,

¹Segundo o IBGE e a Organização das Nações Unidas (ONU) a população jovem é composta por pessoas de 15 a 24 anos de idade. No entanto, este estudo considera como jovens as pessoas de 15 a 21 anos, assim como foi definido no trabalho Reis & Camargo (2007) e Hoffmann (2010).

²Segundo a classificação adotada pelo IBGE, a População Economicamente Ativa - PEA - compreende o potencial de mão de obra com que pode contar o setor produtivo, isto é, a população ocupada e a população desocupada, ou seja, pessoas que estavam procurando emprego na semana de referência da pesquisa.

conhecidos por “nem-nem”. Segundo informações da Pesquisa Nacional por Amostra dos domicílios (PNAD), em 2014, cerca de 2,9 milhões de jovens de 15 a 21 anos faziam parte desse grupo, isto é, não frequentavam a escola e não estavam inseridos no mercado de trabalho, assim como não procuravam emprego, representando 12,6% da população nessa faixa etária.

Esse fenômeno pode representar implicações importantes em sentido social e econômico no país. Não frequentar a escola pode acarretar prejuízo ao desenvolvimento socioeconômico da nação, visto que a educação é apontada como um fator essencial no desempenho dos países (Camarano & Kanso 2012). Além disso, não estar frequentando a escola e o mercado de trabalho torna os jovens vulneráveis socialmente, apresentando maior potencialidade em envolver-se com atividades criminosas e ilegais (Siqueira 2015). Desse modo, as famílias assumem um papel importante nas decisões a serem tomadas pelos jovens. Diversos estudos que analisaram a alocação do tempo destes no mercado de trabalho, e estudos têm mostrado como a escolaridade do chefe do domicílio, o tamanho da família e o número de crianças podem ser decisivos em seu comportamento (Camarano & Kanso 2012). A renda domiciliar também pode explicar, em parte, a decisão do jovem em inserir-se no mercado de trabalho ou investir nos estudos por mais tempo (Cabanas et al. 2014). Além disso, a presença de beneficiários de aposentadorias e pensões no domicílio pode ser um incentivo para o jovem permanecer na escola, tanto pelos custos diretos da educação, quanto pela redução do custo de oportunidade de estudar (Reis & Camargo 2007).

Os programas sociais ou de transferências de renda também assumem um papel importante na formação social e econômica dos jovens de famílias pobres no Brasil. Além de representarem um importante complemento da renda familiar, o Programa Bolsa Família (PBF) e o Programa de Erradicação do Trabalho Infantil (PETI) possibilitam o rompimento do ciclo intergeracional da pobreza, por incentivar a permanência das crianças e adolescentes na escola.

Embora o objetivo principal do PBF não seja diretamente o combate ao trabalho infante-juvenil, na medida em que se exige a frequência escolar, pode exercer um impacto positivo na acumulação de capital humano das crianças e dos jovens de famílias beneficiárias. Portanto, pressupõe-se que a ajuda financeira concebida pelo programa melhoraria a frequência escolar e reduziria a entrada precoce de crianças e adolescentes no mercado de trabalho, na medida em que reduz, sobretudo, os custos indiretos da educação para as famílias pobres (Araújo et al. 2010).

Nesse contexto, o presente estudo tem por objetivo investigar com mais detalhes como rendimentos oriundos de aposentadorias, pensões e programas sociais podem influenciar nas decisões da oferta de mão de obra e frequência escolar dos jovens nos domicílios dos beneficiários, por meio de transferência intradomiciliar. Para encontrar os efeitos dos rendimentos citados sobre as decisões dos jovens de 15 a 21 anos, foram utilizados diferentes métodos para solucionar o viés de seleção relacionado a variáveis observáveis e não observáveis, que podem afetar os resultados estimados. Portanto, são utilizadas as seguintes metodologias: Blackwell et al. (2009), *Propensity Score Matching* (PSM), Análise de sensibilidade e a metodologia desenvolvida por (Millimet

& Tchernis 2012), para corrigir o viés surgido quando a hipótese de Independência Condicional (CIA) não é atendida, ou seja, variáveis não observáveis afetam os resultados estimados pelo *Propensity Score Matching*.

A contribuição deste estudo para a literatura é dada primeiramente por introduzir o efeito dos programas sociais sobre a alocação de tempo dos jovens entre trabalho e estudos. Além disso, as metodologias utilizadas são diferentes das demais pesquisas que estudam essa temática, pois busca obter impactos mais robustos sobre as decisões dos jovens.

Além desta introdução, a primeira parte deste trabalho está estruturado em mais cinco seções. Na segunda seção, foi feita uma breve revisão da literatura sobre o tema e na terceira foi apresentada a metodologia e os dados da pesquisa. Na quarta seção, foram analisados os principais resultados obtidos pelo modelo econométrico e, na quinta seção, foram expostas as principais considerações do estudo.

2 Revisão da Literatura

A atual Constituição Federal admite que os jovens iniciem legalmente suas atividades no mercado de trabalho a partir dos 16 anos de idade, exceto nos casos de trabalho noturno, perigosos e insalubres, nos quais a idade mínima aceita é 18 anos (artigo 7º, inciso XXXIII). Ela também admite que adolescentes trabalhem, no entanto, somente a partir dos 14 anos e na condição de aprendiz, que implica uma carga horária reduzida, em formação técnica profissionalizante e que não prejudique o desenvolvimento do adolescente e sua frequência à escola (Lei nº 8.069, de 13 de julho de 1990). Em termos gerais, no Artigo 227 da Constituição de 1998 é mencionado o dever da família, da sociedade e do Estado em assegurar a todas as crianças, adolescentes e jovens o direito à vida, à dignidade, à formação profissional e à educação.

No entanto, muitos estudos têm apontado que o trabalho entre crianças e adolescentes em idade precoce ainda é uma realidade no Brasil. Segundo Becker et al. (2014), em 2013, aproximadamente 12,3% das crianças e adolescentes de 5 a 17 anos de idade estavam inseridos no mercado de trabalho. Grande parte deles eram meninos e residentes na zona rural. Os autores explicam que a cultura do trabalho precoce está relacionada à justificativa de incorporar as crianças na força de trabalho para afastá-las da marginalidade.

Outra questão é a situação financeira das famílias, sobretudo daquelas que residem na área rural e que muitas vezes necessitam da contribuição da renda ou força de trabalho das crianças e dos adolescentes para a sobrevivência da família e dos pequenos negócios. A falta de infraestrutura ou acesso às escolas também podem afastar crianças e adolescentes da vida escolar e contribuir para entrada precoce em atividades informais, seja do setor agrícola ou que exijam baixa qualificação (Becker et al. 2014).

Além de estarem inseridos em postos de menor qualificação e de baixos salários, esses indivíduos alocam o tempo que deveria ser destinado aos estudos

para o trabalho. Consequentemente, deterioram suas oportunidades futuras de auferir rendas mais elevadas e perpetuam, assim, as suas condições de pobreza (Cacciamali et al. 2010).

As tomadas de decisões dos jovens ao entrarem no mercado de trabalho ou a frequência escolar são diretamente relacionadas ao contexto familiar em que esses estão inseridos. Na família, além de representarem uma importante fonte de renda no presente, também apresentam a capacidade de acumular capital humano e inserirem-se em melhores posições de trabalho no futuro. Tais escolhas, no entanto, possuem elevados custos de oportunidade para a família, principalmente para aquelas de baixa renda, sobretudo no Brasil, onde a baixa qualidade da educação e a baixa perspectiva de remuneração futura, por meio do investimento em educação, favorecem o ingresso no mercado de trabalho de muitas crianças, adolescentes e jovens (Gonzaga et al. 2012).

Em outro estudo, Silva et al. (2012) verificaram que a renda domiciliar inferior a meio salário mínimo pode contribuir para que 39,6% dos jovens de 15 a 24 anos abandonem a escola antes da conclusão do ensino médio. Quando analisado pela zona de residência, as autoras constataram que, nas áreas rurais, essa proporção aumenta para 43,4%. No entanto, a probabilidade dos jovens das áreas urbanas também é bastante expressiva (38%).

Nessa linha de pesquisa, estudos têm mostrado que a renda dos pais ou dos adultos nos domicílios pode impactar positivamente a frequência escolar e adiar a entrada dos jovens no mercado de trabalho. Cabanas et al. (2014) mostraram que o efeito da renda dos pais pode levar ao crescimento da proporção de jovens que dedica mais tempo aos estudos, sem a necessidade de que eles ofertem sua força de trabalho ou aloquem seu tempo entre trabalhar e estudar. No entanto, os autores chamam atenção para um efeito negativo no crescimento da renda dos pais, que seria o aumento da proporção de jovens inativos, ou seja, que não “estuda e não trabalha”. Os autores também observaram a influência positiva para a frequência escolar dos jovens, dada a presença de idosos no domicílio. Embora não fique claro, tendo em vista as variáveis inseridas no modelo pelos pesquisadores, esse efeito pode estar diretamente relacionado à renda de aposentadorias e/ou pensões recebidas por esses indivíduos.

Segundo os estudos citados anteriormente, a renda dos adultos dos domicílios é um dos principais fatores que aumenta a probabilidade de os jovens apenas estudarem, mesmo que outras variáveis possam impactar nessa decisão. Esse efeito pode estar relacionado à alocação intrafamiliar da renda, pois, se não houver estabilidade financeira no domicílio, o custo econômico de não trabalhar, não compensa o benefício do investimento em educação (Vieira et al. 2015).

Reis & Camargo (2007) argumentam que aposentadorias e pensões são as principais fontes de renda provenientes de não trabalho que oferecem incentivos para os trabalhadores reduzirem suas participações no mercado de trabalho. Afirmam ainda que esses rendimentos podem influenciar não apenas o comportamento dos próprios beneficiários, mas também nas decisões de oferta de trabalho de todos os demais integrantes do domicílio, pela transfe-

rência intradomiciliar.

Os autores analisaram como a renda domiciliar recebida por aposentados ou pensionistas influenciam nas decisões relacionadas à oferta de trabalho e frequência à escola dos jovens com idade de 15 a 21 anos. Encontraram evidências de que uma elevada renda domiciliar *per capita* proveniente de aposentadorias e/ou pensões reduz a probabilidade de participação do jovem no mercado de trabalho e aumenta as chances deles estarem apenas estudando ou as duas situações simultaneamente. Dessa forma, esses rendimentos podem ter um efeito positivo sobre a acumulação de capital humano dos jovens no domicílio. Entretanto, os resultados também indicaram um efeito negativo desses beneficiários sobre esses jovens, pois maiores rendimentos de aposentadorias e pensões podem aumentar a proporção de jovens que não está estudando e que não está trabalhando.

Hoffmann (2010), ao criticar o trabalho de Reis & Camargo (2007), verificou que o efeito de um acréscimo na renda de aposentadorias e/ou pensões é cerca de duas vezes maior do que o efeito de um acréscimo de igual montante na renda de outras fontes na probabilidade de participação do jovem na PEA. Verificou ainda que a presença de aposentados e/ou pensionistas no domicílio contribui com a redução da probabilidade de o jovem “trabalhar e não estudar”, aumenta substancialmente a probabilidade de “estudar e não trabalhar” e reduz a probabilidade de “não estudar e não trabalhar”. Ao contrário do que afirmam Reis & Camargo (2007), o autor concluiu que a probabilidade de o jovem estar na categoria “nem-nem” é menos sensível ao nível dos rendimentos de aposentadorias e pensões. No entanto, os resultados encontrados indicam que a presença de aposentados e/ou pensionistas no domicílio contribui para reduzir essa probabilidade.

Outras importantes fontes de renda e auxílio à população, sobretudo, às famílias pobres, são os programas de transferências de renda, como o PBF e o Programa de Erradicação do Trabalho Infantil (PETI). Voltados para famílias carentes, o objetivo dessas políticas é eliminar ou amenizar, em curto prazo, as dificuldades acarretadas pela condição de pobreza. Ao promover as transferências de renda direta - dadas as condicionalidades de participação, como frequência escolar, atendimento médico, etc. - esses programas apresentam dois aspectos que caracterizam uma estratégia de interromper a reprodução do ciclo da pobreza entre gerações: a garantia de renda mínima de subsistência das famílias pobres e resguardar a obtenção de capital humano aos beneficiários (Cacciamali et al. 2010).

Como grande parte dos estudos na literatura analisam o impacto do Programa Bolsa Família (PBF) e PETI apenas sobre o trabalho infantil e a frequência escolar de crianças e adolescentes, não é possível dizer qual o seu efeito sobre comportamento dos jovens de 15 a 21 anos, aspecto que será analisado neste estudo³.

³Para mais detalhes sobre o impacto do PBF sobre o trabalho infantil e frequência escolar consultar Cacciamali et al. (2010), Nascimento & Kassouf (2016), Pedrosa & Côrrea (2015), Pedrosa & Côrrea (2014)

2.1 Aposentadorias, Pensões e Programas Sociais no Brasil

O sistema previdenciário social do Brasil é um dos mais importantes instrumentos de política pública e base de sustentação econômica de grande parte dos pequenos municípios brasileiros de baixa renda (Ferreira & Souza 2007). Regulamentado pela Constituição Federal, o Regime Geral da Previdência Social (RGPS) divide-se em dois sistemas: o sistema de previdência urbana, vinculado ao contrato formal de trabalho, nos moldes de um seguro social contratual; e a previdência rural que reconhece o trabalho informal em regime de economia familiar como fonte legitimadora dos direitos previdenciários dos trabalhadores rurais (Delgado & Castro 2003).

Grande parte dos direitos previdenciários do Brasil foi definida na Constituição de 1988, na qual novos parâmetros foram definidos para a população rural. As principais mudanças ocorridas a partir da aprovação da Constituição, que foi efetivamente implementada a partir de 1992, estabeleceram: i) a universalização do benefício para toda população de idosos e inválidos residentes no meio rural (o antigo regime previdenciário beneficiava apenas o cabeça do casal); ii) a redução do limite de idade para aposentadorias por idade (para os homens, reduziu de 65 para 60 anos e mulheres aos 55 anos de idade) e; iii) o estabelecimento de um piso de aposentadorias e pensões em um salário mínimo (o regime anterior estabelecia um teto de meio salário mínimo, a menos que a aposentadoria fosse por invalidez ou acidente de trabalho que era de 3/4 do salário mínimo) (Delgado & Cardoso JR 1999).

Já o direito a pensões é cedido ao cônjuge, ao companheiro ou à companheira (em união estável em no mínimo dois anos) desde que sejam comprovados, a filhos menores de 21 anos e a dependentes com deficiência ou invalidez (como filhos maiores de 21 anos, irmãos e pais que comprovem que não podem se sustentar ou quem os sustentem)⁴.

Portanto, os benefícios oriundos de aposentadorias por idade (ou invalidez) e pensões é uma importante fonte de renda para as famílias brasileiras, que garante o meio de subsistência para suprir as necessidades vitais de sobrevivência dos inativos e de seus dependentes diretos (Delgado & Cardoso JR 1999).

Dos programas sociais de transferência condicionada a renda desenvolvidos no Brasil, dois merecem destaque, o Programa Bolsa Família e o Programa de Erradicação do Trabalho Infantil (PETI). O PBF foi criado em 2003, com o objetivo de contribuir com o combate à pobreza e a desigualdade de renda das famílias brasileiras. Ele possui três eixos principais: *complemento da renda* (as famílias recebem um benefício em dinheiro, que é transferido diretamente do Governo Federal); *acesso a direitos* (as famílias devem cumprir alguns compromissos (condicionalidades), que têm como objetivo reforçar o acesso à educação, à saúde e à assistência social) e; *articulação com outras ações* (integração e articulação com outras políticas sociais, a fim de estimular o desenvolvimento das famílias, contribuindo para superarem a situação de vulnerabilidade e de

⁴Em 2015 as regras para os beneficiários de pensões por morte foram alteradas podendo ser consultada na Lei nº 13.135, de 17 de junho de 2015.

pobreza) (Brasil 2016).

O PETI é um programa do Governo Federal que tem por objetivo erradicar o trabalho infanto-juvenil dos menores de 16 anos de idade e garantir a frequência escolar e a atividades socioeducativas de crianças e adolescentes. Os valores monetários da bolsa mensal, pagos às famílias variam de R\$ 25,00 por criança em atividade para a família que retirar a criança do trabalho, em municípios, na área rural ou urbana, com população de 250 mil habitantes. E de R\$ 40,00 por criança, em atividade na zona urbana, em regiões metropolitanas e municípios com população superior a 250 mil habitantes (Brasil 2016)

Os benefícios oferecidos por esses programas podem alterar a oferta de trabalho dos jovens, principalmente dos adolescentes em idade escolar, na medida em que oferecem incentivos financeiros para a permanência destes na escola. A suposição é de que a assistência financeira às famílias modificaria os custos de oportunidade que banalizam as “decisões familiares” acerca da alocação do tempo de seus filhos (Araújo et al. 2010).

3 Metodologia e Base de Dados

3.1 Base de Dados

Os dados utilizados neste estudo fazem parte da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) de 2014, realizadas anualmente pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), que coleta informações dos residentes dos domicílios em todo o território brasileiro. Foram selecionados domicílios em cuja composição familiar existia pelo menos um jovem com idade de 15 a 21 anos. Foram considerados todos os moradores dos domicílios, exceto pensionistas⁵, empregados domésticos e os parentes dos empregados domésticos das áreas urbanas e rurais. O grupo de tratamento é definido pelos domicílios em que existe, pelo menos, um beneficiário de aposentadorias e/ou pensões⁶ e que recebem rendimentos de programas sociais. O impacto de tais rendimentos será observado sobre a situação da frequência escolar e da participação do jovem no mercado de trabalho em quatro categorias: estuda e participa da PEA, só estuda, só participa da PEA e não estuda e não participa da PEA (“nem-nem”).

As variáveis explicativas foram geradas levando em conta os critérios de seleção para cada grupo de tratamento, primeiramente as variáveis observáveis selecionadas para descrever os domicílios do grupo de tratamento de aposentadorias e pensões e do grupo de controle para definir o *Propensity Score* como classificadas na Tabela 1.

Para selecionar os beneficiários de programas sociais foram seguidos alguns critérios, visto que, na PNAD, não é possível selecionar com perfeição os indivíduos que recebem Bolsa Família e PETI ou parcelas de outros programas sociais. O primeiro passo foi identificar os beneficiários do PBF. Para

⁵Morador residente em domicílio particular que, sem ser parente, pagava hospedagem.

⁶Aposentadorias e pensões de fontes públicas (INSS, estadual ou municipal) e privadas.

Tabela 1: Descrição das variáveis utilizadas para o *matching* de aposentadorias e pensões

Variáveis	Descrições
Características dos moradores do domicílio	
Mulheres maiores 55	<i>Dummy</i> que indica a presença de pessoas do sexo feminino com idade igual ou superior a 55 anos de idade ⁷ (1-sim; 0-caso contrário (c.c.))
Homens maiores 60	<i>Dummy</i> que indica se a presença de pessoas do sexo masculino com idade igual ou superior a 60 anos de idade ⁸ (1-sim; 0-c.c.)
Viúvos	<i>Dummy</i> que indica a presença de indivíduos viúvos no domicílio (1-sim; 0-c.c.)
Sem instrução	Nº de pessoas no domicílio sem instrução ou não alfabetizadas
Educação 1 a 3	Nº de pessoas no domicílio que tem de 1 a 3 anos de estudos
Educação 4 a 7	Nº de pessoas no domicílio que tem de 4 a 7 anos de estudo
Educação 8 a 10	Nº de pessoas no domicílio que tem de 8 a 11 anos de estudos (ensino fundamental completo)
Educação mais de 11	Nº de pessoas no domicílio com mais de 11 anos de estudo (ensino médio completo).
Composição familiar	
Crianças menores 5	Nº de crianças no domicílio menores de 5 anos de idade
Crianças 6 a 10	Nº de crianças no domicílio com idade entre 6 a 10 anos de idade
Crianças 11 a 14	Nº de crianças no domicílio com idade entre 11 e 14 anos
Adolescentes 15 a 21	Nº de jovens no domicílio com idade entre 15 e 21 anos
Característica da pessoa de referência no domicílio e rendimentos	
Idade chefe	Idade do chefe do domicílio
Chefe branco	<i>Dummy</i> que indica a cor do chefe do domicílio (1-branco; 0-c.c.)
Chefe agricultor	<i>Dummy</i> indicando se o chefe do domicílio trabalha na agricultura (1-sim; 0-c.c.)
Trabalhador principal	Renda domiciliar <i>per capita</i> do domicílio cujo rendimento é oriundo do trabalho principal, excluindo a renda dos jovens

Fonte: Elaboração dos autores com base na pesquisa.

⁷Idade mínima para aposentadoria de pessoas do sexo feminino por idade na zona rural.

⁸Idade mínima para aposentadoria de pessoas do sexo masculino por idade na zona rural.

tanto foi utilizada a metodologia criada por Barros et al. (2007a) e usada por Nascimento & Kassouf (2014), com base em valores típicos.

Os beneficiários do PBF recebem benefícios classificados em quatro grupos. O grupo de Benefício Básico, destinado às famílias em situação de extrema pobreza, sem filhos ou crianças e adolescentes presentes no domicílio (valores fixos - R\$ 77,00); O segundo grupo é o de Benefícios Variáveis, pago às famílias com renda mensal *per capita* de até R\$ 154,00, no valor de R\$ 35,00/pessoa (até o limite máximo de cinco pessoas por família) e que atendam aos seguintes critérios: i) presença de crianças ou adolescentes de 0 a 15 anos de idade, sendo exigida a frequência escolar das crianças e adolescentes de 6 a 15 anos; ii) gestantes; iii) nutrízes - famílias que tenham crianças com idade entre 0 e 6 meses em sua composição, mesmo nos casos em que o bebê não more com a mãe. O terceiro grupo é de Benefício Variável Vinculado ao Adolescente, no valor de R\$ 42,00/adolescente com limite máximo de dois por família, pago às famílias pobres e extremamente pobres que tenham em sua composição, adolescentes com idade de 16 e 17 anos. O quarto grupo é o de Benefício para Superação da Extrema Pobreza, em valor calculado individualmente para cada família, pago às famílias que continuem com renda mensal por pessoa inferior a R\$ 77,00, mesmo após receberem outros tipos de benefícios do programa. O valor do benefício é calculado de acordo com a renda e quantidade de pessoas da família, para garantir que a família ultrapasse o piso de R\$ 77,00 de renda por pessoa⁹ (MDS, 2015).

Portanto, atualizando os valores do PBF, a partir do Decreto nº 8.232 de 30 de abril de 2014, aqueles recebidos por família dada a sua composição estão apresentados na Tabela 1.

Adotado esses critérios, o segundo passo era identificar os valores pagos pelo PBF aos beneficiários nos meses de agosto e setembro de 2014 (mês anterior à realização da pesquisa PNAD e mês em que a pesquisa foi realizada, respectivamente). Além disso, tinha-se que identificar os valores recebidos por beneficiários do Programa de Erradicação do Trabalho Infantil (PETI).

Segundo informações coletas no site do Ministério de Desenvolvimento Social e Agrário (MDS), os valores pagos pelo PBF nos meses de agosto e setembro de 2014 variaram entre R\$ 35,00 e R\$ 1.562,00 e os valores pagos aos beneficiários do PETI, entre R\$ 25,00 a 200,00¹⁰, sendo que foram selecionados dentro da variável V1273 da base de dados da PNAD.

No entanto, essa seleção apresenta algumas limitações, como explica Soares et al. (2010). Isto porque as rendas do Programa de Erradicação do Trabalho Infantil (PETI), do Auxílio-Gás, do Bolsa Escola, do Bolsa Alimentação, do Cartão Alimentação e do Bolsa Família, além de programas estaduais ou municipais estão capturadas na variável residual V1273: “Juros de caderneta de

⁹Fonte dos dados disponível em: <<http://mds.gov.br/assuntos/bolsa-familia/o-que-e/beneficios>>. Acesso em: 23 set. 2016.

¹⁰Maiores informações podem ser encontradas no endereço eletrônico disponível em: <<http://www.portal.transparencia.gov.br/downloads/mensal.asp?c=BolsaFamiliaFolhaPagamento>>. Acesso em: 23 set. 2016.

Tabela 2: Valores dos beneficiários do Bolsa Família conforme o número de crianças e adolescentes no domicílio

Número de Filhos	Famílias Extremamente Pobres - Renda per capita - Até R\$ 77	Famílias Pobres - Renda per capita - Até R\$ 154
Sem filhos	R\$ 77	-
1 filho até 15 anos	R\$ 112	R\$ 35
2 filhos até 15 anos	R\$ 147	R\$ 70
3 filhos até 15 anos	R\$ 182	R\$ 105
1 filho de 16 a 17 anos	R\$ 115	R\$ 42
2 filhos de 16 a 17 anos	R\$ 153	R\$ 84
1 filho até 15 anos + 1 filho 16 a 17 anos	R\$ 189	R\$ 77
1 filho até 15 anos + 2 filhos 16 a 17 anos	R\$ 266	R\$ 119
2 filhos até 15 anos + 1 filho 16 a 17 anos	R\$ 294	R\$ 112
2 filhos até 15 anos + 2 filhos 16 a 17 anos	R\$ 343	R\$ 154
3 filhos até 15 anos + 1 filho 16 a 17 anos	R\$ 413	R\$ 147
3 filhos até 15 anos + 2 filhos 16 a 17 anos	R\$ 483	R\$ 189

Fonte: BRASIL (2015): adaptado de NASCIMENTO (2013) com valores atualizados.

Nota: Famílias pobres sem filhos não são elegíveis para o recebimento do bolsa família, apenas famílias em situação de extrema pobreza.

poupança e de outras aplicações financeiras, dividendos, programas sociais e outros rendimentos que recebia, normalmente, no mês de referência” (Brasil 2014). Trata-se de uma categoria de rendimento absurdamente heterogênea, logo, em um mesmo valor podem estar incorporados vários programas sociais ou até mesmo os rendimentos de taxa de juros.

O segundo problema apresentado por essa estratégia de identificação é que as pessoas erram e arredondam suas rendas para valores superiores ou inferiores. É também possível que um beneficiário do programa em questão tenha recebido outra renda classificável na variável V1273, ocultando a renda do PBF na soma. A solução mais óbvia é ampliar os valores típicos, incluindo valores arredondados e valores de outros programas que seja possível identificar (Soares et al. 2010). No entanto, como mostram Foguel & Barros (2010), essa estratégia subestima a focalização dos benefícios relativa ao uso de outras pesquisas, como de suplementos da PNAD e censos demográficos que identificam perfeitamente essa variável. Foi necessário, portanto, identificar outras características dos indivíduos e de suas famílias, que pudessem aproximar o máximo possível dos valores reais. Portanto, além dos valores típicos dos programas sociais, foram selecionadas características dos domicílios, tais como renda familiar *per capita*, subtraídos os valores presente na variável V1273 e a presença de crianças e adolescente de 0 a 17 anos, sendo o perfil de seleção da maioria indivíduos dos programas sociais de transferência de renda.

Além disso, em 2014, a PNAD trouxe junto de seu questionário um suplemento sobre a Cadastro Único (CadÚnico) de Programas Sociais, no qual perguntou aos moradores entrevistados se haviam tentado fazer cadastramento que dá acesso a algum programa social, com essa informação foram excluídos aqueles que informaram nunca ter tentado se cadastrar no CadÚnico.

Feito isso, na Tabela 3 são apresentadas as variáveis selecionadas para o pareamento dos tratados e não tratados dos programas sociais que relacionam outras variáveis que não estão incorporadas nas informações coletadas para o tratamento de aposentadorias e pensões. Visto que a elegibilidade dos beneficiários de programas sociais segue critérios relacionados à vulnerabilidade das famílias, foram selecionadas variáveis usadas com bastante frequência na literatura em análises do PBF e do PETI.

3.2 Estratégia Empírica

Algoritmo CEM

Um problema associado aos métodos de *matching* baseados no *Propensity Score*¹¹ é o seu fraco desempenho em encontrar grupos de comparação equilibrados. De fato, o alvo principal dos métodos de *matching* consiste em eliminar observações de modo a obter um melhor equilíbrio comparativo entre grupos tratados e o grupo de controle (Iacus et al. 2011).

Para tentar contornar esses problemas, Iacus & King (2009) desenvolveram o algoritmo *Coarsened Exact Matching* (CEM), o qual não exige nenhuma

¹¹*Propensity Score Matching* (PSM) segundo Dehejia and Wahba (2002).

Tabela 3: Descrição das variáveis utilizadas para o *matching* de programas sociais

Variáveis	Descrições
Características da pessoa de referência do domicílio	
Sexo chefe	<i>Dummy</i> para sexo da pessoa de referência do domicílio (1-homem; 0-mulher)
Idade chefe	Variável contínua, idade da pessoa de referência do domicílio
Cor chefe	<i>Dummy</i> cor da pessoa de referência do domicílio (1-branca; 0-caso contrário)
Casado	<i>Dummy</i> se a pessoa de referência no domicílio é casada (1-sim; 0-c.c.)
Chefe sem instrução	<i>Dummy</i> escolaridade da pessoa de referência do domicílio (1-sem instrução; 0-c.c.)
Educação chefe de 1 a 3	<i>Dummy</i> escolaridade da pessoa de referência do domicílio (1-de 1 a 3 anos de estudos; 0-c.c.)
Educação chefe de 4 a 7	<i>Dummy</i> escolaridade do chefe do domicílio (1-de 4 a 7 anos de estudos; 0-c.c.)
Educação chefe de 8 a 1	<i>Dummy</i> escolaridade do chefe do domicílio (1-de 8 a 10 anos de estudos; 0-c.c.)
Educação chefe mais 11	<i>Dummy</i> escolaridade do chefe do domicílio (1-11 anos ou mais; 0-c.c.)
Chefe carteira assinada	<i>Dummy</i> para o chefe do domicílio que trabalha com carteira assinada (1-sim; 0-c.c.)
Chefe sem carteira assinada	<i>Dummy</i> para o chefe do domicílio que trabalha sem carteira assinada (1-sim; 0-c.c.)
Responsável desempregado ou inativo	<i>Dummy</i> se a pessoa de referência do domicílio está desempregada e economicamente inativa (1-sim; 0-c.c.)
Cônjuge trabalha	<i>Dummy</i> se o cônjuge trabalha (1-sim; 0-c.c.)
Composição familiar	
Crianças menores 5	Número de crianças no domicílio menores de 5 anos de idade
Crianças 6 a 10	Número de crianças no domicílio com idade entre 6 a 10 anos de idade
Crianças 11 a 15	Variável contínua, número de crianças no domicílio com idade entre 11 e 15 anos
Adolescentes 16 e 17	Número de adolescente no domicílio que tinha idade entre 16 e 17 anos de idade
Pessoas domicílio	Número de moradores no domicílio
Características de moradia	
Domicílio permanente	<i>Dummy</i> se o domicílio é permanente (1-sim; 0-c.c.)
Paredes adequadas	<i>Dummy</i> se o domicílio possui paredes de alvenaria (1-sim; 0-c.c.)
Cobertura adequada	<i>Dummy</i> se o domicílio possui telhado de telhas ou laje (1-sim; 0-c.c.)
Água canalizada	<i>Dummy</i> se o domicílio possui água encanada ligada a rede pública (1-sim; 0-c.c.)
Saneamento adequado	<i>Dummy</i> se o domicílio possui escoadouro adequado ligado à rede pública (1-sim; 0-c.c.)
Lixo adequado	<i>Dummy</i> se o domicílio possui coleta de lixo adequado (1-sim; 0-c.c.)
Eletricidade	<i>Dummy</i> se o domicílio possui eletricidade (1-sim; 0-c.c.)

Fonte: Elaboração dos autores com base na pesquisa.

hipótese sobre o processo de geração de dados (DGP), com exceção da ignorabilidade. Além disso, tal método garante que os desequilíbrios entre os grupos de tratados e de controle pós o *matching* não sejam maiores que um limite previamente selecionado.

Iacus et al. (2011) mostraram, por meio de simulações de um grande número de DGP's, que CEM possui propriedades estatísticas superiores aos métodos tradicionais, como, por exemplo, menor desequilíbrio entre grupos pós *matching*, menor dependência do modelo, dentre outros. Além disso, o CEM permite a melhora da análise de outros métodos, como o próprio PSM e Entropia, por exemplo. Diversos autores têm aplicado esse método na literatura em diversas áreas, tais como, (Aroca et al. 2014), (Datta 2015) e (Schurer et al. 2015).

O algoritmo do CEM segue os seguintes passos:

1. Dadas as covariadas X , é realizada uma cópia de X , denominada X^* ;
2. X^* é “engrossado” (*coarsened*), ou de acordo com cortes amostrais previamente selecionados, ou utilizando um método automático desenvolvido por Iacus & King (2009);
3. Cria-se um estrato por unidade de observação de X^* e se coloca cada observação no estrato;
4. Relaciona o estrato com os dados originais, X , e eliminam-se as observações do estrato que não contem ao menos um tratado ou uma unidade de controle.

Nesse trabalho não será utilizado o CEM para a comparação direta entre grupos de tratados e de controle, mas para melhorar o desempenho de outro método ao escolher mais adequadamente, com menos desequilíbrio, as observações a serem pareadas.

Propensity Score Matching - PSM

Após o balanceamento pelo algoritmo CEM, o próximo passo é estimar um modelo que possibilite a identificação pontual do efeito médio do tratamento (ATT). Utiliza-se, portanto, a metodologia introduzida por (Rosenbaum & Rubin 1983), conhecida por *Propensity Score Matching* (PSM).

O PSM permite o pareamento do grupo de tratamento com unidades do grupo de controle, que são semelhantes em termos de suas características observáveis. Essa é uma técnica semi-paramétrica de determinação dos efeitos de um tratamento em um quase-experimento, baseada em algoritmos de pareamento de indivíduos pertencentes a grupos distintos, com o objetivo de se julgar os efeitos de uma determinada intervenção. No entanto, é necessário atender algumas suposições. A primeira delas é a Suposição de Independência Condicional (SIC) ou balanceamento nas variáveis pré-tratamento. Que é definida por (Rosenbaum & Rubin 1983) da seguinte forma:

$$D \perp (Y(1), Y(0)) | X \quad (1)$$

ou

$$E(Y(0) | D = 1, X) = E(Y(0) | D = 0, X) \quad (2)$$

Pela suposição 1a, assume-se que dadas as variáveis observáveis X , o tratamento D não estar condicionado aos resultados potenciais de $Y(0)$ e $Y(1)$. Portanto, a equação 1b reflete que o SIC, a esperança condicional do resultado potencial de $Y(0)$ em relação às variáveis observáveis X , que são independentes do status de tratamento D . Condicionadas as variáveis escolhidas, a aleatoriedade aos grupos são garantidas.

A segunda suposição estar relacionada à condição de suporte comum que pode ser representada pela seguinte equação: $0 < Pr(D_i = 1 | X_i = x) < 1$. Segundo Heckman et al. (1999), essa suposição garante a comparabilidade entre os grupos de tratamento e controle. Ou seja, ela assegura que entre as características observáveis X_i do grupo de tratamento existem observações comparáveis no grupo de controle, próximas na distribuição do escore de propensão.

Outra suposição necessária para a estimação do efeito tratamento é o critério de balanceamento. Lee (2013) afirma que o balanceamento do escore de propensão é satisfeito quando, para cada valor de X , tem-se uma distribuição similar entre o grupo de tratamento e controle, ou seja $D \perp X | P(X)$. Em que X representa o conjunto de covariáveis que são escolhidas para satisfazer SIC. O balanceamento consiste em um teste de igualdade de média para as variáveis observáveis condicionadas ao escore de propensão. Para garantir a robustez dos resultados encontrados, neste estudo, foram testados três dos mais utilizados na literatura para o pareamento entre grupos de tratamento e controle: o vizinho mais próximo (*Nearest Neighbor Matching*) o alcance (*Radius Matching*) e *Kernel*, com base no estudo desenvolvido por (Becker & Ichino 2002). Foi escolhido aquele que apresentou o melhor pareamento entre o grupo de controle e tratamento.

Finalmente, pelo teorema do escore de propensão e supondo que o SIC é atendido, o ATT resultante do pareamento direto dos valores entre grupo de tratamento e controle é dado por:

$$ATT = E[Y_{1i} - Y_{0i} | D_i = 1] = E\{E[Y_i | P(X_i), D_i = 1] - E[Y_i | P(X_i), D_i = 0] | D_i = 1\} \quad (3)$$

em que $D_i = 1$ refere-se ao tratamento.

Análise de Sensibilidade

Se variáveis não observadas afetam o processo de seleção, também afetam os resultados, então os estimadores baseados no escore de propensão não são

estimadores consistentes do efeito do tratamento. Dessa forma, a omissão dessas variáveis pode gerar resultados do efeito médio do tratamento sobre o tratado estimado viesados. O método conhecido como *Rosenbaum Bounds* (Rosenbaum 2002) e (Diprete & Gangl 2004)), permite determinar quão “forte” deve ser a influência de uma variável omitida sobre a seleção na participação.

Considerando-se que a probabilidade de participação de um indivíduo i seja dada por:

$$\pi_i = Pr(D_i = 1|x_i) = F(\beta x_i + \gamma u_i) \quad (4)$$

Como já explicitado D_i é igual a 1, se o indivíduo recebe o tratamento e 0, caso não receba; x_i são as características observadas do indivíduo i ; u_i corresponde à variável não observada e γ representa o efeito de u_i sobre a decisão de participação no programa. Se não existir viés de seleção, então γ será igual a zero e a probabilidade de participação será exclusivamente determinada pelas características observáveis. Entretanto, na presença de viés de seleção, dois indivíduos com as mesmas covariáveis observadas x terão diferentes chances de receber tratamento, $\frac{\theta_i}{1-\theta_i}$ e $\frac{\theta_j}{1-\theta_j}$ e a *odds ratio* é dada por:

$$\frac{\frac{\theta_i}{1-\theta_i}}{\frac{\theta_j}{1-\theta_j}} = \frac{\theta_i(1-\theta_j)}{\theta_j(1-\theta_i)} = \exp[\gamma(u_i - u_j)] \quad (5)$$

Se os indivíduos possuírem as mesmas características observáveis, então o vetor x se cancela. Desse modo, se não houver diferenças nas variáveis não observadas ($u_i = u_j$) e se essas variáveis não influenciarem a probabilidade de participação ($\gamma = 0$), a *odds ratio* será igual a 1, implicando a não existência de viés de seleção. Segue-se então que, se suas *odds* de participação diferirem, isto é, se a *oddsratio* for diferente de 1, só pode ser devido à presença de não observáveis. A análise de sensibilidade avalia o quanto do efeito do programa é alterado pela mudança nos valores de γ e de $u_i \sim u_j$. Isso significa examinar os limites da *odds ratio* de participação. Rosenbaum (2002) mostra que (4) implica os seguintes limites para a *odds ratio*:

$$\frac{1}{e^\gamma} \leq \frac{\alpha_i(1-\theta_j)}{\theta_i(1-\theta_i)} \leq e^\gamma \quad (6)$$

Os indivíduos pareados possuem a mesma probabilidade de participação apenas se $e^\gamma = 1$. Entretanto, se $e^\gamma = 2$, então indivíduos aparentemente similares em termos de x irão diferir nas probabilidades de receberem tratamento por um fator de até 2.

Teste de Sensibilidade

(Millimet & Tchernis 2012) propuseram dois novos estimadores para estimar o efeito tratamento, quando existe seleção de variáveis não observadas e as restrições de exclusão não são disponíveis. Quando existe seleção de variáveis não observadas, comumente utiliza-se a abordagem empírica de Variáveis Instrumentais (VI), contudo, se os instrumentos não são válidos, ou não estão disponíveis, foi desenvolvida uma nova técnica para solucionar esse problema

por (Millimet & Tchernis 2012), o qual propõe os seguintes estimadores:

Estimador de viés mínimo (*Minimum Biased - MB*):

Esse estimador procura minimizar o viés no efeito tratamento de interesse. Isso é feito por meio de um recorte na amostra para incluir somente as observações com escore de propensão dentro de um intervalo estabelecido pelo pesquisador. Quando a Hipótese da Independência Condicional (*Conditional Independence Assumption* (CIA) é satisfeita, o estimador é imparcial. Caso contrário, o MB tenderá a minimizar o viés dentre os estimadores que dependem da CIA. Vale ressaltar que o estimador MB muda os parâmetro estimados por causa da amostra restrita.

Essa técnica parte genericamente do estimador da probabilidade inversa ponderada (*Inverse Probability Weighted - IPW*), desenvolvido por Hirano & Imbens (2001) dado por:

$$\hat{\tau}_{IPW,ATE} = \frac{\sum_{i=1}^N \frac{Y_i T_i}{\hat{P}(X_i)}}{\sum_{i=1}^N \frac{T_i}{\hat{P}(X_i)}} - \frac{\sum_{i=1}^N \frac{Y_i (1-T_i)}{1-\hat{P}(X_i)}}{\sum_{i=1}^N \frac{(1-T_i)}{1-\hat{P}(X_i)}} \quad (7)$$

Em que $\hat{P}(X_i)$ é uma estimativa do escore de propensão obtida por meio de um modelo probit. Sob a CIA, o estimador IPW em (6) fornece estimativas não viesadas de $\hat{\tau}_{IPW,ATE}$. O estimador MB visa minimizar o viés por meio das estimativas aplicadas somente a observações com escore de propensão próximo a um escore de propensão (P^*) que minimiza o viés. Denota-se Ω ao conjunto de observações posteriormente incluídas na estimação. Em geral, contudo, P^* e Ω não são conhecidos. O estimador MB, portanto, estima P^* e Ω tal que minimize o viés utilizando modelo de seleção de Heckman's BVN¹².

O estimador MB do ATE é formalmente dado por:

$$\hat{\tau}_{MB,ATE}[P^*] = \frac{\sum_{i \in \Omega} \frac{Y_i T_i}{\hat{P}(X_i)}}{\sum_{i \in \Omega} \frac{T_i}{\hat{P}(X_i)}} - \frac{\sum_{i \in \Omega} \frac{Y_i (1-T_i)}{1-\hat{P}(X_i)}}{\sum_{i \in \Omega} \frac{(1-T_i)}{1-\hat{P}(X_i)}} \quad (8)$$

Por meio $\Omega = i|\hat{P}(X_i \in C(P^*))$ e $C(P)$ denota intervalo próximo a P . Seguindo Millimet & Tchernis (2012), o estimador define $C(P^*)$ como $C(P^*) = \hat{P}(X_i)|\{\hat{P}(X_i) \in (\underline{P}, \overline{P})\}$, em que $\underline{P} = \max(0.02, P^* - \alpha_\theta)$, $\overline{P} = \min(0.98, P^* + \alpha_\theta)$, $\alpha_\theta > 0$ é um valor pequeno tal que, θ por cento de ambos os grupos, tratados e controles, estejam contidos em Ω .

Estimador de viés corrigido (*Bias Corrected - BC*):

Esse estimador parte do estimador do modelo de seleção de Heckman's *Bivariate Normal* (BVN) em dois estágios, a fim de minimizar o viés dentre os estimadores que aplicam a CIA de forma inapropriada (Heckman 1976) e (Heckman 1979). Contudo, ao contrário do estimador BVN, o estimador BC

¹²Para mais detalhes ver (Millimet & Tchernis 2012).

não requer especificação da forma funcional para o resultado de interesse na etapa final. Além disso, ao contrário do estimador MB, o BC não altera o parâmetro a ser estimado.

Estimativas do viés do estimador MB do ATE, denotado por $\hat{B}_{ATE}[P^*]$, pode ser derivado modelo BVN em dois estágios. A estimativa do viés pode ser aplicada ajustando a estimativa do efeito tratamento IPW.

O estimador viés mínimo/viés corrigido (*Minimum Bias/Bias Corrected - MB/BC*) para o ATE é dado por: $\hat{\tau}_{MB/BC,ATE}[P^*] = \hat{\tau}_{MB,ATE}[P^*] - \hat{B}_{ATE}[P^*]$. Para estimação, este trabalho utilizou o comando BMTE do software Stata 13, no qual, para identificar corretamente os parâmetros de interesse, esse comando primeiro estima o estimador MB/BC condicionado ao escore de propensão, $P(X)$. Posteriormente estima o efeito médio do tratamento, no qual o estimador do viés corrigido é dado por:

$$\hat{\tau}_{BC,ATE}[P^*] = \hat{\tau}_{IPW,ATE} - \sum_i \hat{B}_{ATE}[\hat{P}(X_i)] \quad (9)$$

4 Resultados e Discussões

É importante ressaltar que, para a realização das estimativas manteve-se na amostra apenas aquelas observações completas e que, na composição domiciliar da família, existia pelo menos um jovem com idade entre 15 e 21 anos. Além disso, optou-se por apresentar os resultados para cada tratamento separadamente.

4.1 Análise Descritiva

Na Tabela 4, são apresentadas as informações da PNAD 2014, para o Brasil, por zona de moradia (urbano e rural) dada a frequência escolar e participação dos jovens no mercado de trabalho. Os dados amostrais denotam um total de 41.415 domicílios que tinham, pelo menos, um jovem com idade entre 15 e 21 anos, sendo que 35.366 residiam em áreas urbanas e 6.158 na zona rural.

Ainda pelos resultados apresentados na Tabela 4, em torno de 50% dos jovens entre 15 e 21 anos de idade, no Brasil, participava do mercado de trabalho, tanto na zona urbana como na zona rural, em 2014, os seja, estava trabalhando ou procurando emprego¹³. Nas áreas urbanas, cerca de 29,36% dos jovens encontrava-se apenas participando do mercado de trabalho, enquanto 21,00% estava trabalhando e estudando, 37,00% apenas estudavam e 12,63% não estudavam e não faziam parte da PEA.

Nas áreas rurais observa-se que a proporção de jovens que apenas estudavam é menor que nas áreas urbanas, aproximadamente três pontos percen-

¹³Foram classificadas como ocupadas na semana de referência as pessoas que tinham trabalho durante todo ou parte desse período. Considerando aqueles com e sem carteira assinada, trabalhador não remunerado membro da família, por conta-própria, para o próprio consumo ou que estava à procura de emprego.

Tabela 4: Análise descritiva das variáveis dependentes

Variáveis Dependentes	Urbano			Rural		
	Total	Dom. com rendi- mentos de aposen- tadoria e pensões	Dom. com rendi- mentos de pro- gramas sociais	Total	Dom. com rendi- mentos de aposen- tadoria e pensões	Dom. com rendi- mentos de pro- gramas sociais
Trabalha e Não Estuda	29,360%	25,970%	22,890%	29,560%	28,200%	22,630%
Estuda e Trabalha	21,000%	22,620%	18,460%	21,780%	22,400%	24,070%
Estuda e Não Trabalha	37,000%	39,160%	41,850%	33,910%	36,400%	39,080%
Não Estuda e Não Trabalha	12,630%	12,260%	16,800%	14,760%	13,000%	14,220%
Observações	35.366	9.365	06.896	06.896	01.600	04.449

Fonte: Elaboração dos autores com dados da PNAD 2014.

tuais (33,91%). Também se nota uma diferença na proporção de jovens que estão na categoria “nem-nem”, cerca de dois pontos percentuais superior aos jovens das áreas urbanas.

Analisando os domicílios com aposentados e/ou pensionistas ou que recebem benefícios de programas sociais, nota-se que é menor a proporção de indivíduos jovens que apenas participa do mercado de trabalho e, por sua vez, a proporção de jovens que apenas estudava era maior nesses domicílios. Para aqueles domicílios que recebiam rendas de algum programa social, a proporção de jovens que não estudava e não trabalhava era maior que das demais categorias (16,80% na zona urbana e 14,22% na zona rural).

4.2 Impactos de Aposentadorias e/ou Pensões na Frequência Escolar e Oferta de Trabalho dos Jovens

Para encontrar o efeito das aposentadorias e/ou pensões sobre o comportamento dos jovens, quanto à sua frequência e oferta de trabalho foi realizado, primeiramente, o balanceamento das variáveis observáveis pelo método CEM, a fim de permitir que o grupo de tratamento e controle fosse o mais semelhante possível. Em seguida foi aplicado o método de pareamento pelo *Propensity Score*.

Na Tabela 5 são apresentados os resultados do desequilíbrio global¹⁴ entre as covariáveis do grupo de controle e tratamento para a zona urbana e rural, antes e após a aplicação do algoritmo CEM, bem como o total de observações pareadas e não pareadas após o balanceamento. Considerando os resultados de desequilíbrio (estatística $\mathcal{L}_1 = 0,58445251$ no urbano e $\mathcal{L}_1 = 0,75465171$ no rural, antes do balanceamento a estatística $\mathcal{L}_1 = 0,50636665$ no urbano e $\mathcal{L}_1 = 0,6182145$ no rural após o balanceamento), nota-se que houve uma redução dessa medida entre as covariáveis dos dois grupos, demonstrando que a aplicação desse algoritmo aprimorou o equilíbrio entre tratados e não tratados. Portanto, a amostra a partir desse método passou a ser de 9.035 para tratados, no meio urbano e 1.301 na zona rural, e para os grupos de controle, 25.883 na área urbana e 4.494 na zona rural.

Após o balanceamento pelo algoritmo CEM, foi estimado o modelo *logit*, dada a condicionalidade que no domicílio existe a presença de, pelo menos, um aposentado e/ou pensionista. Esse procedimento permite encontrar um suporte comum entre os grupos analisados. Os resultados do modelo podem ser consultados no Apêndice, na Tabela 11, por situação censitária (urbano e rural). Posteriormente, foi testado qual dos algoritmos do PSM deveria ser usado para análise do ATT, sendo que os resultados estão expostos na Tabela 12 no Apêndice. Pelos algoritmos testados, o pareamento por *Kernel*¹⁵ foi es-

¹⁴O desequilíbrio global é dada pela estatística L_1 , sendo determinado na diferença entre o histograma \mathcal{L}_1 multidimensional de todas as covariáveis de pré-tratamento do grupo tratado e do grupo de controle. Quanto mais próximo for $\mathcal{L}_1 = 0$, mais balanceados estarão os dois grupos, quanto mais próximo for $\mathcal{L}_1 = 1$ mais separados são os tratados e controle.

¹⁵O *matching Kernel* e Alcance apresentaram o mesmo balanceamento, porém, o *Kernel* foi escolhido por não apresentar no pareamento domicílios com escores de propensões diferentes. Dessa forma, o grupo dos tratados e de controle serão mais homogêneos.

Tabela 5: Balanceamento CEM - tratamento, aposentadorias e/ou pensões

Distância Multivariada	Urbano		Rural	
\mathcal{L}_1 - Antes do CEM	0,5844525		0,7546517	
\mathcal{L}_1 - Após o CEM	0,5063667		0,6182145	
Algoritmo CEM	Tratados	Controle	Tratados	Controle
	1	0	1	0
Total de Observações	9.365	26.001	1.600	4.558
Comparáveis - Após o CEM	9.035	25.883	1.301	4.494
Não Comparáveis - Após o CEM	330	118	299	64

Fonte: Dados de pesquisa. Elaboração dos autores.

colhido para análise.

Na Tabela 4 encontram-se os resultados do impacto de aposentadorias e pensões sobre as variáveis de frequência escolar e situação de trabalho da população jovem, considerando-se a área de residência. O ATT encontrado pelo modelo representa a diferença na frequência e oferta de trabalho dos jovens nos domicílios analisados dado o impacto do tratamento.

Para o Brasil urbano, os resultados mostram que o impacto de aposentadorias sobre os jovens que apenas estão inseridos na PEA é, em média, de 4,6 pontos percentuais, ou seja, dos domicílios onde existe pelo menos um aposentado, os jovens tendem a diminuir sua oferta de mão de obra para o mercado de trabalho. Por outro lado, aumenta a probabilidade de o jovem estar apenas estudando, isto é, em domicílios em que há aposentados, aumentam as chances de o jovem apenas frequentar a escola em, 3,0 pontos percentuais e de trabalharem e estudarem, simultaneamente, em 2,6 pontos percentuais. A categoria “não estuda e não trabalha” não foi estatisticamente significativa ao nível de 5%. Na zona rural, nenhum dos ATTs foi estatisticamente significativo para as decisões dos jovens quanto à frequência escolar e a oferta de mão de obra.

Após verificar o efeito de aposentadorias e pensões na oferta de trabalho e frequência escolar dos jovens pelo PSM, o próximo passo foi aplicar a análise de sensibilidade discutida por Caliendo & Becker (2007), a partir da metodologia desenvolvida por Rosenbaum (2002) conhecida por *Rosenbaum Bounds*, para testar a robustez dos resultados encontrados sobre a Hipótese de Independência Condicional (CIA). Isto para que se pudesse avaliar a sensibilidade dos impactos estimados em relação aos desvios da suposição de independência. Se ocorrer variáveis não observáveis que afetam a elegibilidade do tratamento e as variáveis de resultado, simultaneamente, um viés oculto pode surgir para o qual os estimadores de pareamento não são válidos.

Na Tabela 5 foram mostradas as análises do *gamma* ($\Gamma = 1$) dada a probabilidade de os resultados obtidos no PSM serem afetados por variáveis não observadas e que não estão no modelo. Assim, os valores p_{mh} representam o nível de significância da probabilidade de variáveis omitidas estejam superestimando ou subestimando o efeito tratamento. Portanto, observa-se que a

Tabela 6: Resultados das estimativas de *propensity score matching* para as variáveis binárias de frequência escolar e trabalho - rural e urbano (tratamento, aposentadorias e pensões)

Situação de Estudo e Trabalho	Urbano ⁽¹⁾					Rural ⁽¹⁾				
	Trat.	Cont.	ATT	EP	Test <i>t</i>	Trat.	Cont.	ATT	EP	Test <i>t</i>
Trabalha e Não Estuda	0,260	0,306	-0,046	0,010	-4,59	0,277	0,293	-0,016	0,028	-0,58
Trabalha e Estuda	0,228	0,202	0,026	0,009	2,91	0,220	0,217	0,003	0,025	0,12
Estuda e Não Trabalha	0,391	0,360	0,030	0,011	2,87	0,376	0,328	0,048	0,029	1,64
Não Estuda e Não Trabalha	0,122	0,132	-0,010	0,007	-1,43	0,126	0,161	-0,034	0,022	-1,59

Fonte: Resultado da pesquisa. Elaboração dos autores.

Nota: Em negrito, valores estatisticamente significativos a 5%. (1) Pareamento pelo algoritmo Kernel.

Tabela 7: Análise de sensibilidade (*Rosenbaum Bounds*) para frequência escolar e trabalho dos jovens: rural e urbano

Situação de Estudo e Trabalho	Urbano		Rural	
	Q_mh	p_mh	Q_mh	p_mh
Trabalha e Não Estuda	8,432	0,000	1,421	0,078
Trabalha e Estuda	4,736	0,000	0,251	0,401
Estuda e Não Trabalha	5,033	0,000	2,941	0,002
Não Estuda e Não Trabalha	0,550	0,061	2,397	0,008

Fonte: Resultado da pesquisa. Elaboração dos autores.

categoria “nem-nem”, na zona urbana, foi a única que não foi estatisticamente significativa. Nas áreas rurais, as variáveis “estuda e não trabalha” e “não estuda e não trabalha” foram significativas e mostraram que existe uma possível superestimação ou subestimação nos resultados dessas variáveis, sendo necessário corrigir pelo viés mínimo e viés corrigido.

Portanto, considerando os resultados encontrados pode-se assumir previamente que variáveis omitidas importantes no modelo podem afetar os resultados encontrados e a probabilidade do domicílio ter indivíduos elegíveis a condição de aposentado e/ou pensionista, sobretudo, em relação aos resultados encontrados na categoria “nem-nem” no meio urbano e “trabalha e não estuda” e “estuda e trabalha” na zona rural. No entanto, pode ser que essas variáveis omitidas não sejam totalmente responsáveis pelo viés nos resultados encontrados. Ou seja, pode acontecer que o impacto dessas variáveis seja próximo de zero, de modo que toda a análise feita até aqui esteja correta. Em outras palavras, que aposentadorias e pensões não afetam as decisões dos jovens quanto a trabalhar e estudar no meio rural e dos jovens que se encontram inativos no meio urbano.

Para verificar se os resultados da análise de sensibilidade se confirmam, e analisar o viés relacionado à falha da hipótese de independência condicional (CIA), aplicou-se a técnica desenvolvida por Millimet & Tchernis (2012). Os resultados estão apresentados na Tabela 6, em que β_{MB} e $\beta_{MB/BC}$ representam o viés mínimo e viés corrigido, respectivamente, do tratamento (aposentadorias e pensões) sobre as decisões dos jovens quanto à frequência escolar e oferta de mão de obra.

De acordo com os resultados encontrados, observa-se que o ATT pelo viés corrigido é estatisticamente significativo e positivo em relação à inatividade dos jovens, dada a presença de aposentados e/ou pensionistas no domicílio, no meio urbano. No meio rural, nenhum dos resultados foi estatisticamente significativo, de modo que nada se pode afirmar em relação aos resultados encontrados.

4.3 Impactos de Programas Sociais na Frequência Escolar e Oferta de Trabalho dos Jovens

Seguindo o método adotado por Barros et al. (2007b) foram selecionados para o grupo de tratamento 9.224 famílias que atendiam ao perfil de beneficiários

Tabela 8: Efeito das aposentadorias/pensões sobre frequência escolar e trabalho dos jovens: estimativas do ATT sobre o viés mínimo e viés corrigido - rural e urbano

Situação de Estudo e Trabalho	Theta	Urbano		Rural	
		β_{MB}	$\beta_{MB/BC}$	β_{MB}	$\beta_{MB/BC}$
Trabalha e Não Estuda	0,05	-	-	-0,037	0,118
		-	-	[-0,113;0,020]	[-0,129;0,348]
	0,25	-	-	-0,042	0,113
		-	-	[-0,092;0,012]	[-0,098;0,339]
Trabalha e Estuda	0,05	-	-	0,029	-0,055
		-	-	[-0,028;0,075]	[-0,248,0,133]
	0,25	-	-	0,029	-0,055
		-	-	[-0,033;0,073]	[-0,259;0,108]
Não Estuda e Não Trabalha	0,05	0,011	0,077	-	-
		[-0,018;0,031]	[0,002;0,155]	-	-
	0,25	-0,007	0,058	-	-
		[-0,024;0,004]	[0,014;0,137]	-	-

Fonte: Resultado da pesquisa. Elaboração dos autores.

de programas sociais, como o PBF e PETI, divididos entre a zona urbana e rural. Para o grupo de controle, foram selecionadas famílias consideradas elegíveis, mas que não recebem nenhum dos benefícios citados. Assim foram selecionadas 10.330 famílias.

Realizando os mesmos procedimentos da análise anterior, foi feito o balanceamento pelo algoritmo CEM das variáveis observáveis do grupo de tratamento e controle para a zona urbana e rural que estão expostos na Tabela 7, assim como o total das observações pareadas e não pareadas após o balanceamento.

Tabela 9: Balanceamento CEM - tratamento - programas sociais

Distância Multivariada	Urbano		Rural	
	Tratados	Controle	Tratamento	Controle
\mathcal{L}_1 - Antes do CEM	0,45275522		0,51529873	
\mathcal{L}_1 - Após o CEM	0,00000000000000004894		0,00000000000000002813	
Algoritmo CEM	1	0	1	0
Total de Observações	6.670	6.896	1.408	3.041
Comparáveis - Após o CEM	5.022	5.392	1.328	2.249
Não comparáveis - Após o CEM	1.648	1.504	80	792

Fonte: Dados de Pesquisa. Elaboração Autores.

Portanto, considerando os resultados do desequilíbrio global, a estatística $\mathcal{L}_1 = 0,45275522$ no urbano e de $\mathcal{L}_1 = 0,51529873$ no meio rural, antes do balanceamento passou para valores próximos de zero após o balanceamento. Logo houve uma redução dessa medida entre as covariáveis dos dois grupos, demonstrando que a aplicação desse algoritmo melhorou o equilíbrio entre tratados e controle. Assim, a amostra foi reduzida para 5.022 tratados, no meio urbano, e 1.328, na zona rural. Em relação aos grupos de controle na zona urbana e rural para, 5.392 e 2.249, respectivamente.

Assim, após aplicar o algoritmo CEM, foi estimado o modelo *logit* para encontrar o *Propensity Score*, tendo em vista que no domicílio existem pessoas que recebem rendimentos de programas sociais. Os resultados do modelo podem ser consultados no Apêndice, na Tabela A.1, para a zona urbana e rural. Além disso, foi testado qual dos algoritmos do PSM deveria ser usado para análise do ATT, cujos resultados estão expostos na Tabela A.2, também no Apêndice. Foi escolhido o *Radius*, tanto para a área urbana como a rural.

Dos resultados apresentados na Tabela 8, destaca-se que a presença de beneficiários de programas sociais apresentou sinal positivo, sendo estatisticamente significativa ao nível de 5%, em relação àqueles jovens que apenas trabalham, trabalham e estudam simultaneamente no meio urbano. Em relação à situação de “estuda e trabalha”, nenhum efeito pode ser considerado, pois não foi estatisticamente significativa. Já em relação aos jovens que residem na zona rural, a alocação entre trabalho e estudos apresentou sinal positivo e foi estatisticamente significativa. Uma possível resposta para esse efeito seria o fato de essa renda não ser suficiente para suprir as necessidades básicas da família, sendo necessário que esses jovens trabalhem para complementar a renda familiar.

Quanto ao comportamento dos jovens que não estudam e não trabalham, o sinal do ATT apresentou-se diferente do que foi observado nos rendimentos de aposentadorias e pensões. Em domicílios que recebem rendas de programas sociais, o efeito médio sobre aqueles jovens “nem-nem” é menor, em aproximadamente 3,5 pontos percentuais para urbano e 5,6 pontos percentuais para rural. Esse efeito pode estar relacionado à condição da frequência escolar das crianças e adolescentes para o recebimento do benefício, no entanto, não é possível afirmar se esse efeito se estende aos jovens com idade superior a 18 anos.

O próximo passo é aplicar a análise de sensibilidade, como mostrado na Tabela 9, para testar a robustez dos resultados encontrados, dada a hipótese de que a Suposição de Independência Condicional (SIC) não foi violada, ou seja, que variáveis não observáveis impactam nos resultados estimados.

Como pode ser observado na Tabela 9, dos resultados para a zona urbana, apenas as situações de “trabalha e não estuda” e “estuda e não trabalha” não foram estatisticamente significativas de acordo com o p_mh , sendo necessário aplicar a técnica de correção pelo viés mínimo e viés corrigido. Por outro lado, na zona rural, todos os valores do p_mh foram estatisticamente significativos, corroborando com os resultados encontrados no PSM. Logo, não existem variáveis omitidas afetando a seletividade do grupo de tratamento e consequentemente nos resultados, não sendo necessário aplicar a técnica de correção pelo o viés mínimo e viés corrigido.

Portanto, a Tabela 10 apresenta os resultados em relação ao viés mínimo e viés corrigido para as categorias que não foram estatisticamente significativas da zona urbana.

Tabela 10: Resultados das estimativas de *propensity score matching* para as variáveis binárias de frequência escolar e trabalho - rural e urbano (tratamento programas sociais)

Situação de Estudo e Trabalho	Urbano ⁽¹⁾					Rural ⁽¹⁾				
	Trat.	Cont.	ATT	EP	Test <i>t</i>	Trat.	Cont.	ATT	EP	Test <i>t</i>
Trabalha e Não Estuda	0,243	0,216	0,027	0,009	2,89	0,233	0,237	-0,004	0,022	-0,18
Trabalha e Estuda	0,183	0,157	0,026	0,008	3,25	0,234	0,184	0,050	0,018	2,84
Estuda e Não Trabalha	0,411	0,429	-0,018	0,011	-1,66	0,389	0,379	0,010	0,022	0,45
Não Estuda e Não Trabalha	0,163	0,197	-0,035	0,009	-4,09	0,144	0,200	-0,056	0,019	-2,90

Fonte: Resultado da pesquisa. Elaboração dos autores.

^a Nota: Em negrito, valores estatisticamente significativos a 5%. (1) Pareamento pelo algoritmo Kernel.

Tabela 11: Análise de sensibilidade (*Rosenbaum Bounds*) para frequência escolar e trabalho dos jovens: rural e urbano

Situação de Estudo e Trabalho	Urbano		Rural	
	Q_mh	p_mh	Q_mh	p_mh
Trabalha e Não Estuda	1,549	0,061	6,938	0,000
Trabalha e Estuda	4,883	0,000	5,888	0,000
Estuda e Não Trabalha	0,311	0,378	6,134	0,000
Não Estuda e Não Trabalha	5,982	0,000	5,867	0,000

Fonte: Resultado da pesquisa. Elaboração dos autores.

Tabela 12: Efeito de programas sociais sobre frequência escolar e trabalho dos jovens: estimativas do ATT sobre o viés mínimo e viés corrigido - urbano

Situação	Theta	Urbano	
		MB	MB-BC
Trabalha e Não Estuda	0,05	0,006 [-0,022; 0,083]	-0,265 [-0,772; 0,427]
	0,25	0,032 [0,008; 0,060]	-0,238 [-0,772; 0,410]
Estuda e Não Trabalha	0,05	0,04 [-0,041; 0,106]	0,897 [0,266; 1,501]
	0,25	0,001 [-0,028; 0,041]	0,859 [0,251; 1,479]

Fonte: Resultado da pesquisa. Elaboração dos autores.

Assim, de acordo com os resultados expostos da tabela, nota-se que o ATT pelo viés corrigido é estatisticamente significativo e positivo em relação aos jovens que “estuda e não trabalha” no meio urbano, dado que no domicílio existe a presença de beneficiários de programas sociais. Desse modo, conclui-se que, a ajuda financeira cedida às famílias de baixa renda contribui positivamente na acumulação de capital humano dos jovens de famílias beneficiárias.

5 Considerações Finais

Este trabalho buscou ampliar o debate na literatura sobre o *status* dos jovens entre estudar e trabalhar. O diferencial do presente estudo consistiu em analisar a frequência e oferta de trabalho dos jovens, dadas às condições de rendas oriundas de aposentadorias, pensões e programas sociais aplicando diferentes métodos de pareamento e corrigindo o viés relacionado a variáveis omitidas que podem afetar os resultados encontrados.

Uma das principais limitações deste estudo foi a identificação com precisão absoluta do grupo de controle de indivíduos que não recebem aposentadorias e pensões. Já que, para receber aposentadorias, além da idade, outras características são necessárias, como por exemplo: tempo de serviço, tempo

de contribuição na previdência social, doenças, invalidez e outras variáveis que não são capturadas pelo questionário aplicado na PNAD.

Situação semelhante ocorreu para a identificação dos beneficiários de programas sociais e de seu grupo de controle, uma vez que não existe nas PNADs uma pergunta específica para participação, exceto, nas PNADs com suplementos. A solução desse problema foi considerar como beneficiárias de programas sociais as famílias que declararam na questão de rendas provenientes de programas sociais e outros rendimentos receber a quantia paga pelo Programa Bolsa Família e o Programa de Erradicação do Trabalho Infantil (PETI) nos meses de referência (agosto e setembro de 2014) e que atendessem aos critérios de elegibilidade aos programas, como renda domiciliar *per capita* e crianças de zero a dezessete anos de idade.

Com base nos resultados apresentados foi possível concluir que, nos domicílios em que pelo menos um indivíduo recebe aposentadoria e/ou pensão, em média, é reduzida a oferta de mão de obra dos jovens de 15 a 21 anos e aumenta sua frequência escolar, quando comparados a jovens que vivem em domicílios com características próximas, na zona urbana. No meio rural, nenhum dos resultados foi estatisticamente significativo quando aplicado o PSM.

Para os jovens que “não estudam e não trabalham”, na zona urbana, constatou-se um sinal negativo pelo método do PSM, contudo, foi estatisticamente não significativo. No entanto, após corrigir o viés relacionado a variáveis omitidas pela técnica desenvolvida por Millimet & Tchernis (2012), os resultados foram estatisticamente significativos e positivos, corroborando os resultados de Reis & Camargo (2007). Estes afirmam que aposentadorias e pensões aumentam a probabilidade de os jovens estarem em situação de “nem-nem”. Ao mesmo tempo reforça os resultados apresentados por Hoffmann (2010), segundo o qual; o comportamento dos jovens que não estudam e não trabalham é menos sensível na presença de indivíduos beneficiários de aposentadorias e pensões.

Nas regressões relacionadas ao impacto de programas sociais, o sinal do coeficiente de variação entre os grupos de tratados e controle para os jovens que “trabalham e não estudam”, na zona urbana e, “trabalham e estudam” foi positivo e estatisticamente significativo, tanto no meio rural como urbano. Na categoria “estuda e não trabalha” nenhuma inferência estatística foi observada.

No que diz respeito aos jovens que “não estuda e não trabalha” o impacto de programas sociais foi negativo e significativo, tanto para a amostra na zona urbana, como rural. Os resultados mostraram, portanto, que, nesses domicílios, os jovens, ou estão inseridos no mercado de trabalho, ou estudando.

Ao aplicar o teste de Análise de Sensibilidade, foi observado que variáveis ocultadas do modelo em relação ao meio rural não afetam os resultados encontrados, logo os resultados são robustos. E nas áreas urbanas, de acordo com o teste, haviam variáveis omitidas afetando os resultados nas categorias “trabalha e não estuda” e “estuda e não trabalha”, sendo necessário a corre-

ção pelo viés mínimo e viés corrigido a partir da técnica desenvolvida por Millimet & Tchernis (2012). Observou-se que o ATT pelo viés corrigido foi estatisticamente significativo e positivo em relação aos jovens que “estuda e não trabalha”. Constatando, portanto, que a ajuda financeira cedida as famílias dos jovens de baixa renda é um importante mecanismo na acumulação de capital humano.

Portanto, pelos resultados encontrados, acredita-se que a renda da família é um dos fatores mais importantes para a ampliação de capital humano dos jovens. Políticas públicas de auxílio às famílias e distribuição de renda podem melhorar as condições dos jovens de famílias pobres que necessitam entrar no mercado de trabalho em idade precoce para complementar ou suprir as necessidades financeiras da família.

Referências Bibliográficas

Araújo, G. S., Ribeiro, R. & Neder, H. D. (2010), ‘Impactos do Programa Bolsa Família sobre o trabalho de crianças e adolescentes residentes na área urbana em 2006’, *11*(4).

Aroca, P., Brida, J. & Volo, S. (2014), ‘Tourism statistics: correcting data inadequacy using coarsened exact matching’, *School of Economics and Management at the Free University of Bozen*.

Barros, R. P., Carvalho, M. & Franco, S. (2007a), ‘O papel das transferências públicas na queda recente da desigualdade de renda brasileira’, *Desigualdade de Renda no Brasil: Uma Análise da Queda Recente 2*, 41–86.

Barros, R. P., Carvalho, M. & Franco, S. (2007b), O papel das transferências públicas na queda recente da desigualdade de renda brasileira, *in* ‘Desigualdade de Renda no Brasil: Uma Análise da Queda Recente’, Vol. 2, pp. 41–86.

Becker, K. L., Costa, J. S. & Pavão, A. (2014), ‘Determinantes do trabalho infantil no Brasil rural’, *Rev. de Economia Agrícola* **61**(1), 49–61.

Becker, S. O. & Ichino, A. (2002), ‘Estimation of average treatment effects based on propensity scores’, *The Stata Journal* **2**(4), 358–377.

Blackwell, M., Iacus, S., King, G. & Porro, G. C. (2009), ‘Coarsened exact matching in Stata’, *The Stata Journal* **9**(4), 524–546.

Brasil (2014), ‘Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística - IBGE’, *Dicionário da Pesquisa por Amostra de Domicílios - PNAD*.

Brasil (2016), ‘Ministério do Desenvolvimento Agrário’, <<http://mds.gov.br/>>.

Cabanas, P., Komatsu, B. K. & Menezes, F. N. (2014), Crescimento da renda e as escolhas dos jovens entre os estudos e o mercado de trabalho, *in* ‘42 Encontro Nacional de Economia’.

Cacciamali, M. C., Tatei, F. & Batista, N. B. (2010), ‘Impactos do Programa Bolsa Família federal sobre o trabalho infantil e a frequência escolar’, *Revista de Economia Contemporânea* **14**(2), 269–301.

Caliendo, M. & Becker, O. S. (2007), 'Sensitivity analysis for average treatment effects', *The Stata Journal* 7(1), 71–83.

Camarano, A. A. & Kanso, S. (2012), 'O que estão fazendo os jovens que não estudam, não trabalham e não procuram trabalho?', *Nota Técnica: Mercado de Trabalho* (53).

Camarano, A. A., Mello, J. L., Pasinato, M. T. & Kanso, S. (2004), 'Caminhos para a vida adulta: as múltiplas trajetórias dos jovens brasileiros', 12(21), 11–50.

Datta, N. (2015), 'Evaluating impacts of watershed development program on agricultural productivity, Income, and livelihood in Bhalki Watershed of Bardhaman District, West Bengal', *World Development* 66, 443–456.

Delgado, G. C. & Cardoso JR, J. C. (1999), 'O idoso e a previdência rural no Brasil: a experiência recente da universalização'.

Delgado, G. & Castro, J. A. (2003), 'Financiamento da previdência rural: situação atual e mudanças', *IPEA*.

Diprete, T. & Gangl, M. (2004), 'Assessing bias in the estimation of causal effects: *Rosenbaum Bounds* on matching estimators and instrumental variables estimation with imperfect instruments', 34, 271–310.

Ferreira, B. & Alves, F. (2009), 'Juventude rural: alguns impasses e sua importância para a agricultura familiar', *Juventude e Políticas Sociais no Brasil* pp. 245–258.

Ferreira, C. R. & Souza, S. C. I. (2007), 'As aposentadorias e pensões e a concentração dos rendimentos domiciliares per capita no Brasil e na sua área rural: 1981 a 2003', *Revista de Economia e Sociologia Rural* 45(4), 985–1011.

Foguel, M. & Barros, R. P. (2010), 'The effects of conditional cash transfer programmes on adult labour supply: an empirical analysis using a time series-cross-section sample of Brazilian municipalities', *Estudos Econômicos* 40(2), 259–293.

Gonzaga, G., Corseuil, C., Foguel, M. & Ribeiro, E. (2012), 'The effects of an apprenticeship program on labor market outcomes of youths in Brazil', in 34 Meeting of the Brazilian Econometric Society'.

Heckman, J. J. (1976), 'The common structure of statistical models of truncation, sample selection and limited dependent variables and a simple estimator for such models', *Annals of Economic and Social Measurement* 5(4), 475–492.

Heckman, J. J. (1979), 'Sample selection bias as a specification error', *Econometrica* 47(1), 153–161.

Heckman, J. J., Lalonde, R. J. & Smith, J. A. (1999), 'The economics and econometrics of active labor market programs', *Handbook of Labor Economics* 3, 1865–2097.

- Hirano, K. & Imbens, G. W. (2001), 'Estimation of causal effects using propensity score weighting: an application to data on right heart catheterization', *Health Services and Outcomes Research Methodology* 2(3), 259–278.
- Hoffmann, R. (2010), 'Como aposentadorias e pensões afetam a educação e o trabalho de jovens do domicílio', *Revista Economia e Sociedade* 19(38), 201–209.
- Iacus, S., King, G. & Porro, G. (2011), 'Causal inference without balance checking: coarsened exact matching', *Political Analysis* .
- Iacus, S. M. & King, G. (2009), 'Matching for causal inference without balance checking'.
- Lee, W.-S. (2013), 'Propensity score matching and variations on the balancing test', *Empirical Economics* 44, 44–47.
- Millimet, D. L. & Tchernis, R. (2012), 'Estimation of treatment effects without an exclusion restriction: with an application to the analysis of the school breakfast program', *Journal of Applied Econometrics* .
- Nascimento, A. R. & Kassouf, A. L. (2014), 'Trabalho infantil: impacto do Programa Bolsa Família', *LII Encontro Nacional de Economia, Associação Nacional dos Centros de Pós-Graduação em Economia - ANPEC* .
- Nascimento, A. R. & Kassouf, A. L. (2016), 'Trabalho infantil: impacto do Programa Bolsa Família', *XLII Encontro Nacional de Economia* .
- Pedroso, L. G. & Côrrea, L. F. C. (2014), 'Uma análise do impacto do Programa Bolsa Família na redução do trabalho infantil no Brasil entre 2004 e 2011', *Publicatio UEPG: Ciências Humanas, Linguística, Letras e Artes* 22(1), 35.
- Pedroso, L. G. & Côrrea, L. F. C. (2015), 'Uma análise do impacto do Programa Bolsa Família na redução do trabalho infantil no Brasil entre 2004 e 2011', *Publicatio UEPG: Ciências Humanas, Linguística, Letras e Artes* 22(1), 35.
- Reis, M. (2013), 'Transições do desemprego para o emprego entre os jovens', *Mercado de Trabalho* .
- Reis, M. C. & Camargo, J. M. (2007), 'Impactos de aposentadorias e pensões sobre a educação e a participação dos jovens na força de trabalho', *Pesquisa e Planejamento Econômico* 37(2).
- Rosenbaum, P. R. (2002), 'Observational Studies', *New York Springer* .
- Rosenbaum, P. & Rubin, D. (1983), 'Assessing sensitivity to an unobserved binary covariate in an observational study with binary outcome', *Journal of the Royal Statistical Society* pp. 212–218.
- Schurer, S., Alspach, M., MaCrae, J. & Martin, G. L. (2015), 'The medical care costs of mood disorders: a coarsened exact matching approach', *IZA Discussion Papers* .

Silva, M. M. d. C., Costa, L. V. & Gomes, M. F. M. (2012), 'Entraves ao acesso e à conclusão do ensino médio em áreas rurais e urbanas brasileiras', *Revista Economia e Desenvolvimento* (1).

Siqueira, L. B. (2015), 'Geração nem-nem e o efeito das aposentadorias e pensões', *Tese de Doutorado, Universidade Federal da Paraíba*.

Soares, S., Souza, P. H. G. F., Osório, R. G. & Silveira, F. G. (2010), 'Os impactos do benefício do Programa Bolsa Família sobre a desigualdade e pobreza', pp. 27–529.

Vieira, C. S., Menezes-Filho, N. & Komatsu, B. K. (2015), 'Como as mudanças no trabalho e renda dos pais afetam as escolhas entre estudo e trabalho dos jovens?', *Encontro Nacional de Economia*.

Apêndice A

Tabela A.1: Estimativa do modelo *logit* - tratamento (aposentadorias e pensões) - Brasil - urbano e rural

Variáveis	Urbano		Rural	
	Coef.	EP	Coef.	EP
Mulheres maiores 55	1,148	0,046	2,139	0,133
Homens maiores 60	1,066	0,059	2,460	0,159
Crianças menores 5	-0,333	0,048	-0,124	0,188
Crianças 6 a 10	-0,415	0,050	-0,037	0,188
Crianças 11 a 14	-0,387	0,047	-0,151	0,186
Adolescentes 15 a 21	-0,046	0,028	0,022	0,080
Composição familiar	0,425	0,037	0,091	0,171
Idade chefe	0,038	0,002	0,037	0,005
Chefe branco	0,246	0,033	0,278	0,105
Chefe idoso	0,298	0,071	-0,186	0,248
Viúvo	1,952	0,049	2,640	0,148
Chefe agricultor	-0,252	0,059	-0,281	0,098
Sem instrução	-0,476	0,044	-0,118	0,171
Educação 1 a 3	-0,556	0,046	-0,119	0,172
Educação 4 a 7	-0,480	0,036	-0,081	0,167
Educação 8 a 10	-0,486	0,036	-0,117	0,170
Educação maior 11	-0,444	0,036	-0,002	0,174
Trabalhador principal	-0,001	0,000	-0,001	0,000
Constante	-3,023	0,081	-3,596	0,247
Pseudo R2	0,2659		0,3863	
Suporte Comum	[0,00269585; 0,99162108]		[0,00012094; 0,99850468]	

Fonte: Resultado da pesquisa. Elaboração dos autores.

Tabela A.2: Qualidade do balanço antes e depois do *matching* (aposentadorias e pensões) - Brasil - urbano e rural

Pareamento	Urbano				Rural			
	Pseudo R2	LR Chi2	Viés Médio	Viés Mediano	Pseudo R2	LR Chi2	Viés Médio	Viés Mediano
Antes do Pareamento	0,265	10579,04	28,6	11,0	0,381	2354,00	32,6	14,4
<i>Matching Nearest Neighbor</i>	0,113	2820,65	19,0	8,3	0,211	759,71	25,8	15,7
<i>Matching Radius</i>	0,007	164,00	3,3	3,4	0,016	57,91	5,5	4,1
<i>Matching Kernal</i>	0,007	164,04	3,3	3,4	0,016	54,85	5,5	3,8

Fonte: Resultado da pesquisa. Elaboração dos autores.

Tabela A.3: Estimativa do modelo *logit* - tratamento (programas sociais) - Brasil - urbano e rural

Variáveis	Urbano		Rural	
	Coef.	EP	Coef.	EP
Sexo chefe	-0,213	0,045	0,130***	0,096
Idade chefe	0,008	0,002	0,001***	0,004
Cor chefe	-0,140	0,049	-0,186***	0,097
Chefe sem instrução	1,083	0,159	-0,398***	0,388
Educação 1 a 3	1,064	0,155	-0,557***	0,387
Educação 4 a 7	0,885	0,148	-0,676***	0,386
Educação 8 a 10	0,538	0,151	-0,506***	0,397
Educação mais de 11	0,396	0,150	-0,879 **	0,404
<i>Dummy_cc</i>	-0,415***	0,063	-0,778***	0,138
<i>Dummy_sc</i>	0,038***	0,065	0,040***	0,107
<i>Dummy_ds</i>	-0,116	0,086	-0,277***	0,325
Ocupação cônjuge	0,250	0,088	0,167***	0,313
Crianças menores 5	0,328	0,037	0,942	0,080
Crianças 6 a 10	0,345	0,042	0,832	0,112
Crianças 11 a 15	0,360	0,030	1,098	0,064
Adolescentes 16 e 17	0,416	0,038	1,208	0,074
Casado	0,169 **	0,078	0,196***	0,143
Domicílio permanente	1,592***	1,263	-0,754***	0,941
Cobertura adequada	-0,013***	0,131	0,275***	0,178
Água canalizada	0,127 *	0,072	0,201 **	0,097
Saneamento adequado	-0,523	0,044	-0,016***	0,245
Lixo adequado	-0,036***	0,193	-0,339	0,102
Eleticidade	-1,359***	1,116	0,454 **	0,214
Constante	-1,629 **	0,574	-0,601***	1,011
Pseudo R2		0,065		0,187
Suporte Comum	[0,13681992; 0,89754478]		[0,20698141; 0,99929646]	

Fonte: Resultado da pesquisa. Elaboração dos autores.

Níveis de significância a: *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$.

Tabela A.4: Qualidade do balanço antes e depois do *matching* (programas sociais) - Brasil - urbano e rural

Pareamento	Urbano				Rural			
	Pseudo R2	LR Chi2	Viés Médio	Viés Mediano	Pseudo R2	LR Chi2	Viés Médio	Viés Mediano
Antes do Pareamento	0,065	935,32	11,2	11,3	0,180	848,09	13,7	7,2
<i>Matching Nearest Neighbor</i>	0,045	625,02	8,7	9,3	0,047	174,60	5,5	3,8
<i>Matching Radius</i>	0,001	16,70	1,0	1,0	0,016	100,77	4,7	3,6
<i>Matching Kernal</i>	0,001	16,81	1,0	0,8	0,016	101,13	4,8	4,0

Fonte: Resultado da pesquisa. Elaboração dos autores.

PRODUCTIVE COMPLEX OF DEFENSE AND SECURITY IN BRAZIL: DIMENSIONAL, SECTORAL AND TECHNOLOGICAL IMPACTS

PAULO CÉSAR MORCEIRO *
MILENE SIMONE TESSARIN
JOAQUIM JOSÉ MARTINS GUILHOTO †

Resumo

Mensurou-se de forma inédita o complexo de defesa e segurança brasileiro. Ele correspondeu a 3,7% do PIB do Brasil em 2014. Também verificou-se que os projetos de investimento das Forças Armadas apresentam impactos socioeconômicos elevados e grande potencial tecnológico ao demandar produtos e serviços de alta tecnologia. Foram levantadas informações não publicadas junto a diversos órgãos públicos (Ministérios, Secretarias Estaduais, Portal da Transparência). Com isto, estimamos os setores de defesa e segurança na matriz de insumo-produto brasileira e identificamos o perfil setorial dos projetos de investimentos de defesa. Esta metodologia inovadora pode ser aplicada para avaliar outras políticas públicas.

Palavras-chave: complexo produtivo de defesa e segurança; projetos de investimento; transbordamentos tecnológicos; análise de insumo-produto; Forças Armadas.

Abstract

In a novel way, we have measured the Brazilian defense and security complex. It corresponded to 3.7% of the Brazilian GDP in 2014. We have also estimated that the investment projects of Armed Forces have high socioeconomic impacts and great technological potential by demanding high-tech products and services. Unpublished information was collected from several public agencies (Ministries, Public Security, and Government Transparency Portal). With this, we estimate the security and defense sector in Brazilian input-output matrix and identify the sectoral profile of the defense investment projects. This innovative methodology can be applied to evaluate other public policies.

Keywords: productive complex of defense and security; projects of investment; technological spillovers; input-output analysis; Armed Forces.

JEL classification: H56; O22; O14; C67.

DOI: <http://dx.doi.org/10.11606/1980-5330/ea132559>

* PhD at University of São Paulo (FEA-USP). Postdoctoral researcher at South African Research Chair Initiative in Industrial Development (SARChI) from the University of Johannesburg.

† OECD and University of São Paulo. The content of this publication expresses the views of this author and does not necessarily represent the views of the OECD or its member countries.

1 Introduction

The industry¹ of defense and security² sector engages in a series of production and service activities that, beyond their contribution to national security and sovereignty, play an important role in terms of technological development, labor qualification, and social and economic impacts. According to Sandler & Hartley (1995), the establishment of productive sectors related to the military promotes the welfare of the host country, which reflects in the generation of technological spinoffs to other related industries, and military research and development (R&D) spillover to civil sectors Guillou et al. (2009). The latter issue supports the creation of a common technological base involving different institutions, techniques, and administrative arrangements (Dunne (1995), Kulve & Smith (2003)) for the technological progress of the country.

Since the Second World War, several countries, including the United States invested, both directly and indirectly, voluminous amounts in R&D and human resources in the defense sector (Mowery & Rosenberg (1999); Hartley (2008); Mowery (2012)). More than half of the US government investments in R&D during the last three decades related to defense (Mowery (2012); OECD (2016)); in 2013, the US investment in R&D was 0.76% of its GDP, out of which 52.7% went towards defense, including military, nuclear, and space industries (OECD (2016)). Allied to public R&D, the government demand of goods and services for military purposes, particularly in the initial stages of projects, plays an important role in the creation of several critical technologies (general purpose technologies), such as integrated circuits and computers (Freeman (2013), ch. 10; Mowery & Rosenberg (1999), ch. 5; Breakthrough-Institute (2010), pp. 16–21); jet aircraft engines (Breakthrough-Institute (2010), pp. 13–14); civilian nuclear energy, lasers, and biotechnology (Block (2008), pp. 174–175); internet and GPS (Breakthrough-Institute (2010), pp. 22–24; Mazzucato (2015), ch. 5); software (Mowery & Rosenberg (1999), ch. 5); and iPhone/iPad/iPod's main technologies (Breakthrough-Institute (2010), pp. 4–5; Mazzucato (2015), ch. 5), among others. Thus, public policies play an important role in stimulating innovations that become vehicles of structural change in the economy (Guillou et al. (2009); Reati (2014)).

Therefore, the State through its defense budget helped reduce the risk and technological uncertainties, reduce the price and improve the reliability and functionality of new technologies Mowery (2012).

Furthermore, the economies of scale and price reduction through early versions of the new Armed Forces technology resulted in the civil markets becoming more price sensitive to these technologies (Mowery (2012)). Thus, several significant technologies developed for the defense sector ended up spilling over to the civil sector, thus benefitting all people (Mowery & Rosenberg (1999); Kulve & Smith (2003); Molas-Gallart (1997); Mowery (2012)). Recently, China's civil sector has been showing substantial technological progress

¹The authors thank Denise Imori, research assistants Gabriel Single Toledo and Caio de Souza Castro and the NEREUS members by technical support and comments. We also thank the anonymous referees and the editors of *Economia Aplicada*, who helped to improve the paper. We thank the Brazilian Association of the Material Industries of Defense and Security (ABIMDE) and FIPE for their financial and technical support.

²While defense activities are classified under code 8422 of ISIC 4 (International Standard Industrial Classification of All Economic Activities, Rev.4), public safety activities fall under code 8423 and private security comes under code 80.

in dual-use technologies with decisive support from the government and military budget in the following fields: electronics, computing and information and communications technology (ICT), computer-aided manufacturing (3D printing), space technology and satellites, aeronautics, and shipbuilding (Treat & Medeiros (2014)).

Despite its modest setting compared to world leaders, the Brazilian defense sector has permanent R&D teams, especially for the Navy and Air Force; furthermore, educational institutions connected to the Armed Forces have always excelled in quality, ranging from high school to postgraduation. Brazil is a relevant actor in the defense sector. In 2015, it held the eleventh place in the world in military expenses. However, regarding GDP percentage, the country's military expenditure represented only 60% of the world average. In contrast, the US military expenses were 2.4 times higher in GDP percentage (Perlo-Freeman et al, 2016).³ Brazil also possesses an expressive safety sector. Like other developed democracies, Brazil witnessed the growth of safety services since the 1960s (Shearing, 1992) and restructuring of the policing function, which was fulfilled by non-governmental groups along with public agencies (Bayley & Shearing, 2001).

The growth of safety services is due to the change in social structure of the verified countries, especially in big urban centres (Aslam, 2007), and the formation of semi-public areas (such as residential condos, commercial complexes, and big shopping districts) (Caldeira, 2000; Minhoto, 2002), and important changes in awareness of the role of Social Security, allowing for the coexistence of private and public security services (Shearing, 1992; Bayley & Shearing, 2001).

Public security includes the military police of the 27 federation units (FUs) of Brazil and the Federal Police that has a strong contingency due to the country's wide territorial dimension and the need to ensure safety in urban areas, for example, in the highly populous cities of São Paulo (above 10 million inhabitants), Rio de Janeiro, Salvador, Brasília, and Fortaleza (around 2.5 to 6.5 million inhabitants). Private security has grown and supports the various sectors in society (the public sector and the financial, industrial, and service sectors).

Despite its smouldering importance, only a few papers have examined the Brazilian defense and security sector. The country still needs to gain basic information on and evaluate its public policies aimed at this sector.

Therefore, the main objective of this study is to quantitatively measure the value chain and socioeconomic importance of the defense and security sector in Brazil. For that, we need to perform the unprecedented task of measuring the GDP of the country's defense and security complex (public and private) from 2009 to 2014. This will also evaluate the impacts on the economic and social variables of the Brazilian Army, Navy, and Air Force's 23 priority investment projects, defined as the Plan on Articulation and Defense Equipment (PADE)⁴ of the Armed Forces of Brazil, which holds a programmed budget of US\$ 193.8 billion for the period of 2012-2031.

PADE is the Brazilian government's main purchase programme for its defense sector to equip the Armed Forces and decrease the gap in technologies

³In absolute values, the US military budget was 24 times the Brazilian budget in 2015, representing 35.6% of the world total (Perlo-Freeman et al., 2016, pp. 2).

⁴Plano de Articulação e Equipamento de Defesa (PAED), in Portuguese.

considered strategic to national sovereignty. The government's perennial orders related to PADE are vital to the survival and technological development of the defense industry and, to a lesser extent, security. Many companies benefitted from PADE, like EMBRAER (the world's third-largest plane manufacturer), whose production targeted both the military and civil sectors. Certainly, the technological challenges that EMBRAER faced in developing the military cargo plane KC-390 of EMBRAER had a direct impact on its civil commercial aviation production.

In order to measure the GDP of the defense and security complex, we need to estimate the input-output system of the Brazilian economy, which would properly explain the economic sectors linked to the defense and security sector. The estimation of the aforementioned input-output system necessarily involves the collection, compilation, and treatment of information available on various databases, because defense and security activities are not disaggregated in the input-output matrices or disclosed in resource tables and uses of the Brazilian Institute of Geography and Statistics (IBGE).

Thus, in the section following these introduction, we present the database used to delimit the defense and security activities; this is based on purchases made by the Brazilian government (at the federal, state, and municipal levels), representing more than 90% of the sales in these activities. Thus, the defense and security sector is delimited by the claimant sector (based on the purpose of the product). This work covers the investment data and other current expenditures (maintenance and operation costs) related to the Brazilian defense and security activities. In the succeeding section, we present in detail the input-output matrix methodology used in this paper. The results of applying this methodology are presented in the following subsections.

Section 4.1 analyses the GDP of the defense and security complex (public and private) for each year from 2009 to 2014. The results are presented in Section 4.2 by the defense and security complex component (defense and security activities, industries, supplies, services, and distribution), detailing the private security, state public security, federal public security, and national defense activities.

Complementing the analyses of the socio-economic importance of the defense and security industry in Brazil, Section 4.3 presents important indicators such as the multipliers of output and employment (direct and indirect), as well as scale impacts on the Brazilian economy of 23 PADE investment projects. The final subsection shows the productive sectors impacted by PADE, especially the high and medium-high technology industries and knowledge-intensive services. The final section presents our concluding comments.

2 Data Treatment

In this study, the defense and security sector is delimited on the purchases made by the Brazilian government (at the federal, state, and municipal levels), representing more than 90% of the sales in this sector. Thus, the defense and security sector is delimited by the demanding sector (based on the product's final purpose). This procedure is a distinction of this study, and it isolates the goods with the purpose of defense and security from the goods for civil use. This is important because many products, for example, radars, planes, ships,

vehicles, and communication equipment have dual use, making it practically difficult to identify the goods and services used for Defense and security in the industrial classification based on economic activity (Molas-Gallart, 1997; Rogerson, 1994; Dunne, 1995). This study covers the fixed investment data and other current expenditures (expenditures of maintenance and operation) related to activities of the Brazilian defense and security for measuring the GDP of this complex.

This section is divided into two subsections. The first subsection presents the data tabulated for decomposition on the input-output matrix of the defense, state public security, federal public security, and private security sectors. The second subsection presents the methodology developed to map the average profile (or composition) of each of PADE's 23 investment projects.

2.1 Disaggregation of the Defense and Security Sectors in Input-Output Matrix

The difficulty in defining companies, products, and services specifically for defense and security is a characteristic that differentiates the defense sector and security from other sectors of the economy (Rogerson (1994); Dunne (1995)), and is a major obstacle to the formulation of public policies and their monitoring.

Generally, producer companies interleave their production between military goods and civilian goods, because the production of military items is not perennial, but by projects (on demand). In 2013, 100 of the largest corporate revenues from the sale of military goods and services accounted for just 32% of the total turnover of these companies; that is, 68% of the revenue was obtained from the sale of goods for civilian use (SIPRI (2011))⁵. In Brazil, Brick (2014) identified the companies in the defense and security sector that have a higher percentage of sales linked to non-military goods and services, and by contrast, have a lower share in relation to goods for military use.

In addition, the composition of the Brazilian defense and security industry is not fully known (Araújo et al. (2010); Schmidt & Assis (2013)), because in general, large companies are identified, but the small and medium enterprises, or those that provide components or serve other companies in the military area or the Armed Forces directly, are not fully known.

Another relevant issue differentiating the dynamics of this productive sector from others is its monopsony structure, by which nation states are practically the only claimants of the products destined for defense and security or having a military destination (Smith (1990); Rogerson (1994); Dunne (1995)). This power is exercised on demand both in the domestic and foreign markets, where the state defines the assets that can be marketed (Markusen (1986); Schmidt & Assis (2013)). With regard to external trade, defense and security products form part of the group not governed by the World Trade Organization (WTO) for national sovereignty reasons (Dunne (1995); Correa Filho et al. (2013)). Thus, importing a product designed for defense and security will be authorized only if the Armed Forces of the product's country of origin do it; otherwise, it may not be marketed. Therefore, the production dynamics of this complex is determined not by supply, but by demand and political and strategic considerations (Amarante (2012); Correa Filho et al. (2013)).

⁵The list of the 100 largest business revenues from the sales of military products and services does not include Chinese companies SIPRI (2011)

These characteristics led us to determine the production of the defense and security sector differently from the traditional method, which involved calculating the production from the perspective of the company. However, we determine the production based on the value of public purchases of products and defense and security services from the consumers' perspective⁶.

Thus, in this study, we delimit the defense and security activities in Brazil by considering the purchases of goods and services made for defense and security purposes by the Federal Government, the 27 FUs, the State Government, and private security companies. Thus, the defense and security activities are divided into the public sphere (national defense, federal public security, and state public security) and private sphere (private security). For the public sphere, we accessed purchases made by the federal and state agencies for investment and other current expenses, the first used as proxy for Gross Fixed Capital Formation (GFCF), and the latter as proxy for intermediate consumption.

The set of goods and services classified as investments refers to the costs of fixed investments in building, such as expenses for the planning and execution of works and installations, and costs of equipment and supplies for permanent assets such as aircraft and ships. With these, we could disaggregate the existing investment vector in the input-output matrix between investments made for defense and security activities and investments made for other productive activities. Finally, the goods and services classified as other current expenses refer to the expenditure for purchasing consumable goods, payment services, daily payments, tickets, and aid (food and transportation, for example), among other types of expenditures that will compose the intermediate consumption vectors related to defense and security in the input-output matrix (hereafter, matrix).

As regarding the private sphere, we find the production and investment are available for this service activity, requiring some considerations for fit in use matrix.

In the following subsection, we present the main sources of information of the activities related to national defense and federal public security. The succeeding subsections provide the sources of information related to the state public security sector and private security sector.

National Defense and Federal Public Security Sector: Description of Information

In Brazil, the Ministry of Defense is responsible for the maintenance and operation of the National Armed Forces, while the Ministry of Justice is responsible for the procurement of goods and services for federal public security, which includes organs of the Department of Federal Highway Police, Federal Police Department, National Penitentiary Fund, Fund for Devices and O-

⁶It is noteworthy that from the perspective of supply (or production enterprises by the main activity), we have only two specific codes related to defense products, CNAE 2.0 #25.5, corresponding to the manufacture of heavy military equipment, firearms, and ammunition, and CNAE 2.0 #30.5, representing the manufacture of military fighting vehicles. For confidentiality, the IBGE does not disclose information on the latter CNAE. However, several products used for defense purposes, such as airplanes, ships, and communications equipment (radars, for example), are classified in sectors of activity along with civilian use products, and hence it is not possible to distinguish these goods for military purposes. The size of the defense and security complex on the demand side, as proposed by this study, seeks to remedy these difficulties.

perating Activities of the Federal Police, National Public Security Fund, and National Anti-Drug Fund.

Through the Access to Information Act (# 12,527 of 2011), we could find the information of purchases made by the agencies of these two ministries for the period of 2009-2014, as provided by SIAFI (Integrated System of Financial Administration of the Federal Government, agency of the National Treasury Secretariat). The data collected showed huge disaggregation under an eight-digit classification used by the Brazilian government, called nature's expense. Purchases made by the Ministry of Defense were broken down into 393 goods and services classified as investments and 657 goods and services classified as other current expenses; and purchases made by the Ministry of Justice were broken down into 45 products and services classified as investments and 222 products and services classified as other current expenses.

To this information, we added the values of each item respectively in *Reais* (R\$) on a classification compatible with the Brazilian input-output matrix⁷, which requires the division of 186 products of agriculture, industry, and services.

For compatibility between the SIAFI products and the 186 products of the input-output matrix, a specific translator called 'products and services classified from SIAFI x 186 products input-output matrix' was developed. This translator is based on (i) the description of the SIAFI products⁸, (ii) the products listed in the PRODLIST - industry IBGE with an eight-digit breakdown (product level), and (iii) auxiliary tables of correspondence developed by IBGE providing information on the products and their correspondence with the National Classification of Economic Activities (CNAE)⁹.

When the products were compatible, we obtained the intermediate consumption vectors of the activities related to the defense sector and the federal public security sector. We then subtracted these vectors from the existing vector in the input-output matrix called 'Public Administration and Social Security', which consolidated the purchases of the Brazilian public sector. The base year was taken as 2009¹⁰, and later this was adjusted according to the New System of National Accounts (released by IBGE in 2015), which incorporated the latest information on the economic structure of Brazil. By using this procedure and the investment information and other current expenditures for the period of 2009-2014, we could obtain the annual information for the year 2014.

In order to obtain the complete information required to draw up the input-output system, we also sought information on the number of jobs, amount of compensation, the value added, and output of the defense and federal public security sectors. For the defense sector, we obtained both the number of employees and amount of compensation from the RAIS/MTE (Annual Relation of Social Information/Ministry of Labor and Social Security) and

⁷This matrix consists of 133 activity sectors and 186 products and was developed by Prof. Dr. Joaquim José Martins Guilhoto in the Nereus's scope (USP Regional and Urban Economics Lab).

⁸We used documents drawn by SIAFI on the nature of spending by sub-item, which indicated the products included in each type of nature expenses.

⁹The Brazilian classification is similar to the International Standard Industrial Classification of All Economic Activities. Classificação Nacional de Atividades Econômicas (CNAE), in Portuguese.

¹⁰At the commencement of this work, information on the IBGE's National Accounts annual system was available only up to 2009 as base for input-output matrices.

CAGED/MTE (Record of Employed and Unemployed/Ministry of Labor and Social Security), using as criteria #84.22 - defense (CNAE version 2.0). For the federal public security sector, we used the information on jobs and wages obtained from the Ministry of Justice. In this case, we considered the number of persons employed in organizations related to federal public security, that is, the Federal Police and the Federal Highway Police.

Finally, we obtained the value added data by adding the compensation (wages and social contributions) and the gross operating surplus, the latter obtained through estimation. We then obtained the value of output by adding the intermediate consumption and value added.

In regards to the defense sector, we need to emphasize that we considered the salary information and social contribution of the active personnel only, so for the matrix data, we excluded the expenses of inactive personnel (retirees and pensioners) during 2009-2014, which accounted for about 45% of the total budget of the Ministry of Defense.

State Public Security Sector: Description of Information

For data on public security activities, that is, the competence of the states of the federation, we requested information from the respective state finance departments (SEFAZ), or the responsible agency. Note that the lack of standardization of information among states hampered our data and treatment of data.

For the period of 2009-2014, we managed to obtain quality information and disaggregated the information in terms of product and service for 7 of the 26 Brazilian states (and the Federal District), namely, São Paulo, Minas Gerais, Rio de Janeiro, Rio Grande do Sul, Paraná, Goiás, and Espírito Santo, which together accounted for 56.2% of the population in 2014. For the other 19 states of the federation, representing 43.8% of the population, the expenses related to investments and other current expenditures were estimated considering the population of the states and the value indicated by the Ministry of Justice and the *per capita* expenditure attributed to the FUs' public security function. Thus, we obtained the whole volume of purchases related to state public security.

After finding the data source of each of the seven states, we checked the items classified as investments and other current expenses. Since there is no standardization in the disclosure of the data (some are more and some less disaggregated with different denominations), we had to create specific translators for each state to reconcile the data with the 186 products and services of the Brazilian input-output matrix.

After completing the work of interpreting the codes and estimating the information of the other states, we added the values of all states to obtain a single vector of intermediate consumption and investment. The vector of intermediate consumption was then subtracted from the existing column 'Public Administration and Social Security' in the input-output matrix.

Thus, the original activity sector, Public Administration and Social Security, was disaggregated into four sectors, (i) Defense (ii) Federal Public Security, (iii) State Public Security, and (iv) other Public Administration and Social Security.

We obtained the information of personnel in the state public security sector included in the input-output matrix from annual reports of the Ministry

of Justice, which has effective control of every FU public security function, including the military police, civil police, fire department, municipal civil guard, and traffic agents.

We obtained the information of compensation from the RAIS/MTE in consultation with codes 84.24 (Public Order and Security) and 84.25 (Civil Defense) of CNAE 2.0, less the value of compensation related to federal public security obtained from the Ministry of Justice.¹¹

Finally, as done previously, we calculated the value added and the value of output using the definitions of these variables, that is, the value added to the sum of earnings (wages and social contributions) and gross operating surplus; output is the sum of intermediate consumption and the added value.

Private Security Sector: Description of Information

We obtained the information of private security activity from a search of the Annual Services Survey of IBGE (PAS/IBGE), which presents some data (on value of output, added value, intermediate consumption, and investments) related to the service sectors of the Brazilian economy, including 'research services, surveillance, security and transport value' (code 80 of CNAE 2.0), which we use in our discussions.

We collected data for the years 2009-2012, the last period for which PAS refers to; for 2013 and 2014, our estimates are based on the number of jobs available in RAIS and CAGED/MTE relating to code 80 of CNAE 2.0.

For activities related to the private security sector, the value of intermediate consumption in PAS/IBGE is given in total; that is, it is not disaggregated into the products and services purchased. In order to disaggregate this, we use the structure of the New System of National Accounts of IBGE, taking as support for new use tables based on the year 2010, which shows the private security sector individually. Thus, we could calculate the intermediate consumption sector disaggregated into products of the input-output matrix.

Following this, we subtracted the intermediate value of the consumption column of the sector 'business services' from the values corresponding to private security activity. Thus, the original business services sector was decomposed into two, (i) private security and (ii) other business services.

On disintegrating the activities related to defense and security, we obtained a disaggregated input-output matrix of 190 products in 137 sectors, of which 133 are original while the other four are defense and security sectors created by this methodology.

The PAS/IBGE also provides the investment information of private security activity, but the total investment is divided into five major groups, namely, (i) machinery, equipment and facilities, including data processing equipment, (ii) means of transportation, (iii) buildings, (iv) land, and (v) others (furniture, appliances, etc.). For more disaggregation and consistency, we used these investments as a weight of the set of investments of the state public security sector, thus obtaining greater distribution in terms of number of products purchased by the private security sector. Following this, we subtracted the GFCF column of the Brazilian economy from the investment column of the private security sector, thus forming the column 'GFCF private security'.

¹¹The two cited CNAEs include state and Federal Police.

Thus, the GFCF column of the original Brazilian economy has been disaggregated into five pillars: (i) GFCF of Defense, (ii) GFCF of Federal Public Security, (iii) GFCF of State Public Security, (iv) GFCF of Private Security, and (v) other GFCFs of the Brazilian economy.

The PAS/IBGE also provides information on the number of employees, salaries, and other compensations of the private security sector for 2009-2012. For the values of the years 2013 and 2014, we use the RAIS and CAGED, referring to the employed persons and balance of jobs created in CNAE 2.0 #80, that is, surveillance activities, security, and investigation. We also obtain the added value and output from PAS/IBGE.

2.2 Profile of the Investment Projects of PADE

In 2012, the Brazilian Ministry of Defense published the White Book of National Defense (LBDN (2012)), providing the guidelines and goals of the Armed Forces in the context of the national defense strategy - END (2008). The WBND (LBDN (2012), ch. 5) describes PADE of the Armed Forces of Brazil; this brings together the strategic projects of the Army, Navy, and Air Force and the programmed expenditure of each project for the period of 2012-2031. The budget for all the projects in this period will be US\$ 193.8 billion at 2014 prices (see Table 1).

The 23 investment projects of PADE involve various actions, such as harmonization projects of the Armed Forces, the recovery of operational capability, education and R&D activities, transfer of technology, and acquisition of defense equipment (as described in the LBDN (2012), pp. 202–206). For instance, the Navy project ‘M3 - Construction of the Centre of Naval Power’ foresees the construction of a dockyard for submarines, the construction of submarines (four conventional ones and one with nuclear propulsion), the development of national capacity to design and build ships, and the creation of a battalion of marines.

Among the Army projects, the ‘E3 - New Family of Armoured Vehicles (Guarani)’ foresees the development and production of bulletproof and amphibious vehicles in the country, adoption of the most recent technologies, procurement of simulation systems, nationalization of ammunition, integrated logistical support, and training of human resources.

In regards to the Air Force, project ‘A5 - Scientific-Technological Training Air Force’ aims at national technological emancipation for manufacturing aerospace defenses, the development of data communication technologies and unmanned aircrafts, and the development and acquisition of fighter aircrafts, helicopters, flight simulators, transport and fuel planes, and search and rescue planes¹².

As shown previously, priority projects cover diverse productive sectors (especially of high technology), confirming the relevance of PADE projects for the productive and technological development of the country, as pointed by Amarante (2012).

To obtain the industry average profile for each of the 23 investment projects shown in Table 1, that is, to obtain the expenditure for each of the sectors of activity of the Brazilian input-output matrix, we identify the PADE actions

¹²For additional details of other projects, see the LBDN subprojects of investment (2012, pp. 246–253).

Table 1: Priority projects of the Brazilian Armed Forces in the period 2012-2031

Armed Forces - Project Code	Investment Projects	Value (in US\$ Million) at 2014 Prices
Navy - M1	Recovery of Operational Capacity	2,575.8
Navy - M2	Navy Nuclear Program	2,013.3
Navy - M3	Construction of the Center of Naval Power	84,014.7
Navy - M4	System Management Blue Amazon (SisGAAz)	5,799.4
Navy - M5	Naval Complex 2nd Squadron / 2nd Fleet Marine Force	4,383.0
Navy - M6	Safety of Navigation	303.4
Navy - M7	Personnel	2,404.8
Army - E1	Recovery of Operational Capacity	5,478.8
Army - E2	Cyber Defense	402.7
Army - E3	New Family of Armored Vehicle (Guarani)	9,999.6
Army - E4	Integrated Border Monitoring (SISFRON)	5,749.3
Army - E5	Integrated System of Land Strategic Structures Protection (PROTEGER)	6,343.6
Army - E6	Antiaircraft Defense System	412.1
Army - E7	System Missiles and Rockets (ASTROS 2020)	549.5
Air Force - A1	Organizational and Operational Management Air Force Command	2,727.7
Air Force - A2	Recovery of Operational Capacity	2,659.5
Air Force - A3	Airspace Control	449.9
Air Force - A4	Operational Capacity of the Brazilian Air Force - FAB	26,428.6
Air Force - A5	Scientific - Technological Training Air Force	23,936.8
Air Force - A6	Strengthening Aerospace and Brazilian Defense Industry	5,451.6
Air Force - A7	Development and Construction of Aerospace Mills	0.0
Air Force - A8	Support for Military and Civilians of the Air Force Command (COMAER)	1,548.5
Air Force - A9	Modernizing of Systems of Training and Post-training Human Resources	168.8
Total		193,801.3

Note: Implicit deflator of the gross fixed capital formation

Source: White Book of National Defense, Ministry of Defense, 2012

directly linked to priority investment projects of the Armed Forces. In total, the projects for the period of 2012-2014 were subdivided into 180 actions to make up the national defense policy - 2058 (hereinafter, 2058-NDP). The expenses committed and paid for these actions during this period totalled US\$ 18.1 billion at 2014 prices (Table 2)¹³. Note that about 70% of the committed and paid amount for 2058-NDP was meant for investment (GFCF) on the proposals put forth by IBGE - machinery, equipment, construction, military equipment, and research and development - and the rest was linked to defrayment (expenditure on maintenance and operation).

From the description of the investment projects presented in Table 1 and the detailed information of each of the 23 investment projects listed in LBDN (2012), we find that most of the projects strictly focused on investment, while fewer specific projects focused on sub-items distributed between investments (mostly) and defrayment (smaller part).

Table 2: National Defense Policy and investments of the Ministry of Defense, 2012-2014, in US\$ million (at 2014 prices)

	2012	2013	2014	Total 2012-2014
Committed and settled expenditure of 2058 - National Defense Policy	6,524	5,753	5,816	18,094
Investment of the Ministry of Defense	4,855	4,055	3,510	12,419
Investment of 2058 - NDP (em %)	74.4%	70.5%	60.3%	68.6%

Source: Ministry of Defense, Secretariat of Institutional Organization and the Department of Planning, Budget and Finance

Regarding the 180 actions that make up 2058-NDP, we selected 95 actions that together accounted for 94.0% of the total amount committed and paid for the 2012-2014 period. The chosen actions were most representative of the shares in value, and some specific actions related to investment projects in the defense sector. To identify the productive sectors related to these actions, we first examined the direct expenditures of the Federal Government (through the Transparency Portal) and the favoured firms in the transactions, and then identified the performance of the origin activity sector of these companies and matched the activity sector for each of them. For these procedures, we had to use a translator between the companies' legal codes and the activity sector (CNAE 2.0), which was provided by the Federal Government, and another translator between the CNAE 2.0 activity sectors and the input-output matrix sectors, provided by IBGE.

In short, from the procedures described above, we obtained the value of the Federal Government project execution by activity sector for the 2012-2014 period for each of the PADE investment projects. From this, we could develop the sectoral composition or profile of each investment project for this period.

In order to obtain the sectoral composition or average profile of the 23 investment projects for 20 years (from 2012 to 2031, programme deadline), we analysed and criticized the primary composition of the previous step. Thus, we considered the various sub-projects, the start date of their execution, and the detailed description of each sub-project listed in LBDN (2012).

¹³From Table 2, 9.3% of PADE projects (that is, US\$ 18.1 billion at 2014 prices of PND in relation to the total PADE of US\$ 193.8 billion) were executed in three years, between 2012 and 2014. If this pace of operation is maintained for 20 years (from 2012 to 2031), it would take up approximately 62% of PADE's projects.

Thus, we obtained the sectoral composition or average profile of the investment projects. Below, we present the economic and social impacts for each of the 23 investment projects of the Brazilian Armed Forces. We also give the sectoral composition or average profile of the investment projects of the three Armed Forces and the total PADE projects (refer to Table 6).

3 Methodology

3.1 Methodology of Measuring the GDP of the Defense and Security Production Complex

Following Guilhoto et al. (2012) and Takasago et al. (2010), we derive the methodology, as shown below, from the input-output matrix for measuring the GDP of the defense and security complex in the Brazilian economy.

The defense and security complex is divided into three clusters: (I) input and output suppliers, (II) defense and security activities, and (III) service activities related to items (I) and (II). The GDP is obtained by adding the value added to the basic prices, the net of indirect taxes, to obtain the following expression:

$$GDP = AV_{BP} + NIT \quad (1)$$

where: GDP = Gross Domestic Product; AV_{BP} = Added Value at basic prices and NIT = Net Indirect Taxes.

Thus, to calculate the GDP of the Aggregated I (suppliers of inputs and outputs), we use the information available in the input-output tables related to the values of inputs purchased by the defense and security complex. The input values are multiplied by the respective GDP ($CGDP_i$) coefficients.

To obtain the GDP coefficients, we divide the sectoral GDP by the sectoral output (X_i); that is,

$$GGDP_i = \frac{GDP_i}{X_i} \quad (2)$$

For each sector k of the defense and security complex, the GDP ratio is multiplied by the input of the value of sector i acquired by this sector. To avoid double counting, the sectors belonging to the defense and security complex are considered in the Aggregated II, so their inputs are not considered in Aggregated I. Thus, we have the GDP of Aggregated I for sector k of the defense and security complex as follows:

$$GDP_k^I = \sum_{i=1}^{nj \neq k} z_{ij} \cdot CGDP_i \quad (3)$$

where: GDP_k^I = Gross Domestic Product Aggregated I of the k defense and security sector; n = number of sectors in the input-output matrix; z_{ij} = total value of input of the i sector for the k defense and security sector, $CGDP_i$ = coefficient of the i sector GDP.

For Aggregated II, the GDP of the k defense and security sector is given by

$$GDP_k^{II} = GDP_k \quad (4)$$

where: GDP_k^{II} = Gross Domestic Product Aggregated II of the k defense and security sector.

The Aggregated III comprises the transport sector and trade and services (other than those belonging to the defense and security complex, namely, Aggregated II). The treatment for this group of sectors is to determine the participation of the end of sector k of the defense and security complex in the global final demand (coefficient), and by multiplying this ratio by the total value of services excluding the defense and security sector, we have

$$GDPT_k^I = \sum_{k=1}^t GDP_k^I \quad (5)$$

$$GDPT_k^{II} = \sum_{k=1}^t GDP_k^{II} \quad (6)$$

$$GDPT_k^{III} = \sum_{k=1}^t GDP_k^{III} \quad (7)$$

$$AS = GDPT_{trans} + GDPT + GDPS \quad (8)$$

$$GDPT_k^{III} = AS \cdot \frac{FD_k}{GFD} \quad (9)$$

where: AS = aggregated services; $GDPT_{trans}$ = transport sectors GDP not linked to defense and security; $GDPT$ = trade sector GDP; $GDPS$ = service sectors GDP not linked to defense and security; $GDPT_k^{III}$ = gross domestic product Aggregated III of the k defense and security sector; FD_k = final demand of the k defense and security sector; GFD = global final demand of the economy.

The GDP of the k defense and security sector is given by:

$$GDP_k^{Total} = GDP_k^I + GDP_k^{II} + GDP_k^{III} \quad (10)$$

While the GDP of the defense and security complex for each of its aggregates and as a whole is the sum of the GDP of each of the sectors belonging to this complex, we have:

$$GDP^I = \sum_{k=1}^t GDP_k^I \quad (11)$$

$$GDP^{II} = \sum_{k=1}^t GDP_k^{II} \quad (12)$$

$$GDP^{III} = \sum_{k=1}^t GDP_k^{III} \quad (13)$$

$$GDP^{Total} = GDP^I + GDP^{II} + GDP^{III} \quad (14)$$

3.2 Impact Analysis

From the basic Leontief model, we have:

$$X = (I - A)^{-1}Y \quad (15)$$

From this, we can measure the impact of changes in final demand (Y), or the impact of each of its components (household consumption, government spending, investment and exports) on total output, employment, imports, taxes, wages, and added value, among others. Thus, we have:

$$\Delta X = (I - A)^{-1}\Delta Y \quad (16)$$

$$\Delta V = \hat{v}\Delta X \quad (17)$$

ΔY and ΔX are vectors ($nx1$) showing, respectively, the sector strategy and impact on the volume of output, whereas ΔV is a vector ($nx1$) representing the impact on variables such as employment, taxes, wages, and value added, among others. Furthermore, \hat{v} is a diagonal matrix (nxn), where the diagonal elements are respectively employment coefficients, tax, pay, and value added, among others, which are obtained by dividing, for each sector, the value of these variables used in total output by the total production of the corresponding sector; that is,

$$v_i = \frac{V_i}{X_i} \quad (18)$$

To obtain the impact on the total production volume, each of the analysed variables is added to all the elements of the vectors ΔX and ΔV , on (16) and (17), respectively.

In (16), if the Leontief inverse matrix considers the secondary round repercussions due to changes in consumer spending, the values for generating the coefficients will take into account, in addition to the direct and indirect effects, the induced effect (Richardson (1972)). This additional effect corresponds to the generation of jobs (and their salaries) due to increase in income and household consumption. For example, if the variable of interest is the job, when the demand for output of a particular sector increases, there will be a direct increase in jobs in the sector itself, with further increases in the output of inputs in other sectors that supply inputs for the increase in output, generating indirect jobs. In turn, the jobs created will lead to the dynamic increase in the income of the population, with a consequent increase in household consumption. This new increase in demand, now provided by families, will drive the creation of new jobs, which due to the generation effect, are called induced jobs.

In this sense, the equation for calculating the direct effects, both indirect and induced, has the same formula (16), but obtaining A should consider the endogenization of both household consumption as workers' incomes in additional columns and rows to use the matrix, respectively.

Multipliers

From the direct coefficients and the Leontief inverse matrix, we can estimate the generation of direct and indirect employment, imports, taxes, wages, and

value added, among others for each dollar produced for final demand in each sector of the economy. Thus,

$$GV_j = \sum_{i=1}^n b_{ij} v_i \quad (19)$$

where: GV_j = it is the total impact, direct and indirect, on the variable in question; b_{ij} it is the i -th element of the Leontief inverse matrix, and v_i it is the direct coefficient of the variable in question.

Therefore, GV_j is the generator effect of the variable in question for the j -th sector.

Dividing the generators by their direct coefficient gives the multipliers, which indicate how much is generated, directly and indirectly, of employment, imports, taxes, or any other variable for each directly generated unit of these items. For example, the job multiplier indicates the number of jobs created, directly and indirectly, for each direct job created. The multiplier of the i -th sector would then be given by:

$$MV_i = \frac{GV_i}{v_i} \quad (20)$$

MV_i would represent the multiplier of the variable in question, and the other variables are as previously defined. The output multiplier indicates how much is produced for each monetary unit spent on final consumption, defined as:

$$MP_j = \sum_{i=1}^n b_{ij} \quad (21)$$

Since MP_j is the output multiplier of the j -th sector and the other variables are defined as expressed above.

When the multiplication effect is restricted only to the demand for intermediate inputs, these multipliers are called *multipliers of Type 1*. However, when the demand of the households is endogenized in the system, taking into account the induced effect, these multipliers receive the denomination of *Type 2 multipliers*.

In the present paper, besides the output generators/multipliers, we have also analyzed the ones for employment, wages, compensation of self-employment, taxes, value added, and GDP for the defense and security activities and each of the 23 investment projects.

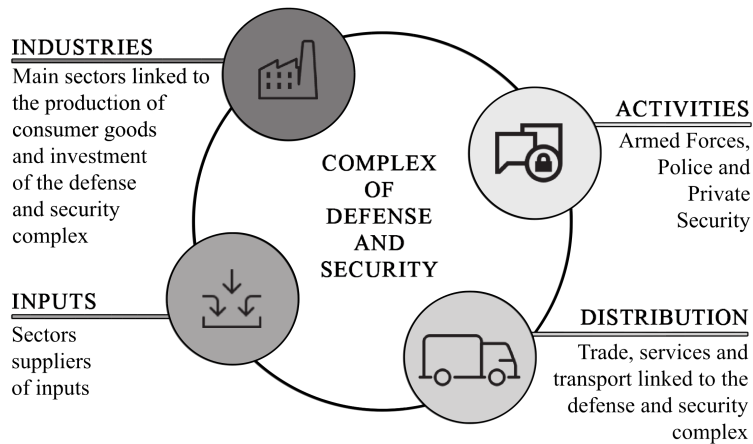
4 Results and Discussion

4.1 GDP of the Defense and Security Productive Complex

In this section, we present the results obtained by applying the methodology discussed previously.

Components of the Defense and Security Productive Complex

In this study, we consider four components of the defense and security complex, which are illustrated in Figure 1 below.



Source: Prepared by the authors.

Figure 1: Defense and security complex composition

- Defense and security activities:
 - Private security,
 - State public security,
 - Federal public security,
 - National Defense.
- Industries: leading industries related to the direct production of consumer goods and investments destined for the defense and security complex. There were six distinguished main sectors:
 - Weapons, ammunition and military equipment, including mechanical machinery and equipment,
 - Machinery and electronic equipment and information technology,
 - Manufacture of motor vehicles, trailers, and semi-trailers,
 - Other transport equipment,
 - Construction,
 - Services provided to enterprises.
- Inputs: sectors not included in the two previous components and those that provide products used as inputs for them.
- Services and distribution: trade sectors, services, and transport linked to the defense and security complex.

The methodology used in this study allows us to estimate the GDP associated with productive activities in each of the four components of the defense and security complex. The GDP of the complex then corresponds to the sum of the GDP of its components.

4.2 Evolution of the GDP of the Defense and Security Productive Complex, 2009-2014

Table 3 shows the GDP of the whole defense and security complex, as well as its main components and subcomponents. From the results for 2014, the GDP of the defense and security complex was approximately US\$ 85.8 billion. This amount corresponded to 3.7% of Brazil's GDP in 2014 (Table 3).

As for the results on the components and subcomponents of the defense and security complex, their respective interests did not present major changes between 2009 and 2014. The defense and security activities accounted for the largest share of the complex's GDP, approximately 54% of the total during this period; these activities are very labor-intensive, accounting for about 1.7 million direct jobs as policemen and an effective armed force, and security guards, escorts, and private patrol, paying wages 100% higher than the average Brazilian wages.

Industries on the components and inputs accounted for on average 5% and 6% of the complex's GDP, respectively, from 2009 to 2014, while service activities and distribution accounted for 35% on average over the same period. Figure 2 illustrates the shares for 2014.

Although the aggregated industries represent a relatively small share of the complex, we emphasize that the defense and security activities demand the goods and services of high and medium-high technology sectors for weapons and ammunition (including machinery and equipment), information technology and communications (including satellites), automobiles, transport equipment (including aircraft, helicopters, ships, and amphibious and bulletproof vehicles), and services from highly sophisticated companies, a fact encouraging other factors in the domestic economy, such as technological development and employment of highly skilled labor. Moreover, the development of technologies and military use products commonly spread to non-military products, benefiting many sectors, not just those related to the defense and security complex. Dual-use products, that is, products for military and civil purposes, mobilize technological and organizational interactions, promoting advances that extrapolate the developed product (Molas-Gallart (1997)).

In regards to defense and security activities only, in 2014, the results indicate that the state public security had the highest GDP, which was US\$ 19.9 billion. Private security presented a GDP of US\$ 13.1 billion. However, the subcomponent defense was responsible for the GDP of US\$ 10.7 billions. Finally, federal public security showed a smaller amount of GDP, US\$ 2.9 billion.

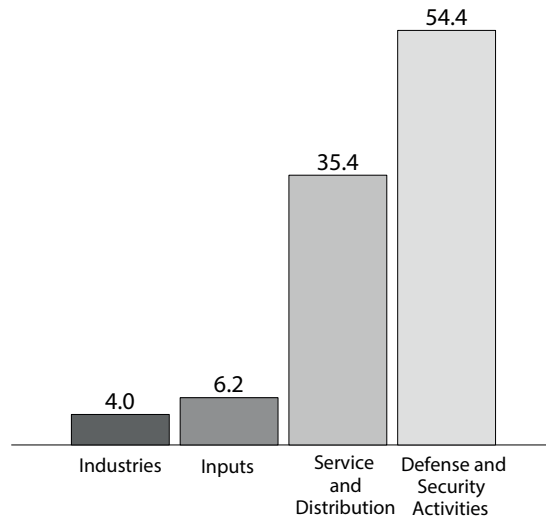
Since Brazil is a populous country (over 205 million inhabitants) with a large territory (the fifth largest country in the world, with 8.51 million km²), it needs to adopt vigorous defense and security measures. For law and order to work properly, policing, investigation, and protection, among other factors need to have highly effective agents distributed throughout the country. With regard to private security, its grand contribution is in line with what is happening in most of the biggest countries, with an increase in demand for vigilance services and private security in residential condos, commercial centres, corporative buildings, and semi-public sites. Thus, it is natural for security (public and private) activities to represent the largest share (three quarters) of defense and security activities, with offense activity accounting for only one

Table 3: GDP of the defense and security complex, 2009-2014 - in US\$ million 2014

	2009	2010	2011	2012	2013	2014
Total	76,049	82,025	79,185	82,947	86,345	85,840
1. Defense and Security Activities	40,701	43,109	42,564	44,249	46,756	46,729
1.1. Private Security	9,543	9,943	10,839	12,006	13,167	13,148
1.2. State Public Security	17,836	19,385	18,378	19,412	20,032	19,925
1.3. Federal Public Security	2,581	2,814	2,648	2,796	2,887	2,927
1.4. National Defense	10,741	10,967	10,698	10,035	10,670	10,729
2. Industries	3,165	4,191	3,684	3,989	3,850	3,449
2.1. Weapons, Ammunition and Military Equipment *	349	589	480	502	452	368
2.2. Mach and electronic equipment and computing	166	171	150	152	180	208
2.3. Motor vehicles, trailers and semi-trailers	157	181	148	427	179	155
2.4. Other transport equipment	355	519	345	517	497	446
2.5. Construction	891	1,101	1,003	827	905	883
2.6. Services provided to enterprises	1,247	1,629	1,560	1,563	1,637	1,389
3. Inputs	4,968	5,367	5,238	5,569	5,490	5,298
4. Services and Distribution	27,216	29,359	27,699	29,141	30,248	30,364
GDP of Brazil	2,004,821	2,156,599	2,241,040	2,280,562	2,343,097	2,346,528

Note: Implicit deflator of the GDP. Exchange rate of the Real (R\$) per Dollar (US\$) in 2014.

*Including mechanical machinery and equipment. Source: Research data.



Source: research data.

Figure 2: Share of components in the GDP of the defense and security complex, 2014

quarter of all activities.

From the results, in 2014, the GDP of the defense and security complex presented a cumulative growth of 12.9% compared to 2009. This is a modest and low growth rate relative to the GDP of Brazil, which showed an accumulated growth rate of 17% in 2014 compared to 2009.

4.3 Socioeconomic Impacts of Investment Projects in the Armed Forces of PADE

Following the procedures stated previously, we traced the average sectoral profile for each of the 23 Armed Forces investment projects to measure its economic impacts via the generator effects (direct, indirect, and induced), as described earlier. Such indicators have intrinsic interest because they reveal, as the final demand changes in the sector, the impact of the economy as a whole in various economic and social dimensions.

We need to emphasize that the major transmission mechanisms of spending in the productive sector, according to the model structure presented previously, can be classified into three main groups, namely, (i) direct effects, (ii) indirect effects, and (iii) induced effects. Note that the Type 1 effects include the sum of the direct and indirect effects, while the Type 2 effects also incorporate the induced effects.

Our results correspond to the realization of investments amounting to US\$ 10 million in each of the analysed projects. For comparison, they follow the impacts of increases of US\$ 10 million in vector standards of final demand of the input-output system. They also show the impact of increases by this amount in the final demand of the defense and security sectors. Projects are identified by code names as presented in Table 1.

Table 4 presents the results of the estimated impacts considering the Type 1 effects (direct and indirect effects), while Table 5 presents them considering the Type 2 effects (direct, indirect, and induced).

Thus, for example, for an expenditure of US\$ 10 million on investment Project A1 of the Air Force (Organizational Management and Operational Air Force Command), if we consider only the direct and indirect effects (Type 1), the impact on the value of output for the Brazilian economy as a whole would be US\$ 18.6 million. In terms of GDP, the increase would be of US\$ 9.7 million. Regarding the employment of persons, the results indicate the need for 410.6-equivalent man-years to meet the additional demand in the economy as a result of the project. If we consider the induced effects as well (Type 2), the impacts of the A1 investment project in terms of value of output and GDP would increase by respectively US\$ 33.4 and US\$ 18.6 million, requiring 829.9-equivalent man-years in the economy as a whole.

Table 4: Impacts for US\$ 10 million of 2014 in PADE’s projects, final demand, and defense and security activities - Type 1

PROGRAM		Effects of Type 1						
		Output	GDP	Employment Year	Added Value	Wages	Wages & Self- employed	Taxes
Air Force	A1	18.6	9.7	410.6	7.9	3.0	4.0	2.7
	A2	18.0	9.6	297.7	7.6	3.2	3.9	2.9
	A3	17.6	10.1	323.3	7.8	2.9	3.6	3.3
	A4	18.8	9.6	245.1	7.2	3.1	3.6	3.3
	A5	17.9	9.7	243.3	7.6	3.2	3.8	3.1
	A6	19.6	9.6	220.8	6.9	2.9	3.2	3.6
	A7	18.0	9.9	273.0	7.8	3.1	3.7	3.0
	A8	17.8	10.0	445.3	8.3	3.5	4.5	2.7
	A9	18.1	9.7	467.2	8.0	3.0	4.1	2.6
Army	E1	19.3	9.7	327.4	7.4	3.0	3.6	3.3
	E2	17.7	10.5	285.8	7.5	2.7	3.4	4.0
	E3	19.3	9.7	277.6	7.2	2.9	3.4	3.4
	E4	17.1	9.9	301.8	7.7	3.1	3.8	3.2
	E5	19.3	9.8	322.8	7.3	2.9	3.5	3.4
	E6	18.5	9.9	323.6	7.6	3.0	3.7	3.3
	E7	19.2	9.9	338.6	7.8	3.1	3.7	3.1
Navy	M1	18.4	9.8	394.8	7.7	2.9	3.9	3.0
	M2	17.1	9.8	356.7	8.4	3.5	4.3	2.6
	M3	18.8	9.7	311.1	7.5	3.0	3.7	3.1
	M4	17.6	9.9	284.0	7.6	3.1	3.8	3.3
	M5	18.0	9.6	469.6	8.3	3.1	4.4	2.2
	M6	18.7	9.7	271.4	7.3	3.1	3.5	3.3
	M7	18.0	10.0	456.2	8.1	3.1	4.1	2.8
Final Demand	DF1	17.2	10.3	486.4	8.5	2.8	3.7	2.6
	DF2	14.0	9.7	357.5	9.2	5.7	5.9	2.2
	DF3	18.2	9.7	434.0	8.1	3.0	4.1	2.5
	DF4	18.3	9.7	374.9	8.0	2.4	3.4	2.4
Defense & Security	DS1	12.7	10.2	679.8	9.5	5.8	6.2	2.6
	DS2	12.7	9.8	343.5	9.5	6.3	6.4	1.6
	DS3	11.9	9.9	129.6	9.6	6.0	6.1	2.1
	DS4	13.7	9.8	278.5	9.3	5.5	5.6	2.4

Note: The description with the name of each program is described in Table 1
Source: Research data

As for the impact of Type 1 effects, we find that the investment projects first showed lower variations of up to 15% compared to output and GDP, and then showed above 75% for tax variables and jobs, demonstrating great heterogeneity in the latest indicators. However, when you add the induced effect

(see Table 5), this heterogeneity decreases, because the income effect on consumption is taken into account, which is more in many industry and service sectors. Furthermore, no project stands out strongly with greater impact for all the variables shown in Table 4.

Still, considering the Type 1 effects, we emphasize that the impacts of PADE's investment projects in terms of output value are on average higher than those obtained through the final demand vector standard or incremental activity sector, defense and security.

We find that the investment projects of the Armed Forces have superior impact in terms of technology and quality employment compared to the Brazilian productive structure or composition of final demand; they demand directly from the productive sectors at the forefront technology related to information technology and telecommunication, machinery and equipment, software, and military equipment. In addition, the direct impact stands out in the sectors of architectural and engineering activity, technical testing and analysis, and scientific research and development, generating innovation spillover to the Brazilian economy.

When we consider the Type 2 effects, the DS1, DS2, DS2, and DS4 defense and security activities show better performance in all Table 5 indicators. Also, note the impact in terms of wages in case of shocks in final demand of the defense and security sectors. As indicated earlier, these sectors are wage-intensive compared to other sectors of the economy, making the income effect (i.e. induced employment effect) expressive. In line with the highest average compensation of the defense and security sector staff, we find that in the Type 2 effects, the impacts of increase in final demand of the defense and security sectors stand out in all the dimensions considered (GDP, added value, wages and self-employed, and employment), as shown in Table 5.

When we consider a simple average of the impacts, we find that an increase of US\$ 10 million in the final defense and security sector demand leads to an increase of US\$ 23.3 million in the GDP of the economy (Table 5). This increase, following the final demand vectors of the standard input-output system, would raise the least impact of US\$ 19.4 million in GDP.

A detailed analysis of the productive sectors related to each investment project indicates that some sectors, especially of the medium-high and high technology industries and knowledge-intensive services are proportionally more requested to execute projects. All of these sectors in the technological vanguard are detailed in the next section.

4.4 Sectoral Economic Impacts of Investment Projects in the Armed Forces

Contrary to our previous finding, where numerous socioeconomic impacts are consolidated for each of the 23 PADE projects, this section exhibits sectors of the Brazilian productive structure more impacted in terms of *output* (Table 6) by the consolidated Air Force, Army, Navy, and PADE investment projects.

For each US\$ 100 million invested in PADE projects, we have the direct and indirect output of US\$ 185.4 million. Army projects are slightly superior, reaching US\$ 188.2 million. This output will be distributed in many sectors of the Brazilian economy. However, investment projects have different sectoral impacts on the armed force involved, reflecting a kind of heterogeneity of sectoral composition, as shown in Table 6. In short, we see that some sectors are

Table 5: Impacts for US\$ 10 million of 2014 in PADE's projects, final demand and defense and security activities - Type 2

PROGRAM		Effects of Type 2						
		Output	GDP	Employment Year	Added Value	Wages	Wages & Self- employed	Taxes
Air Force	A1	33.4	18.6	829.9	15.2	5.3	7.2	5.0
	A2	32.6	18.3	709.8	14.8	5.6	7.0	5.2
	A3	31.7	18.5	722.4	14.7	5.2	6.7	5.5
	A4	32.5	17.8	633.3	14.0	5.3	6.5	5.4
	A5	32.3	18.3	652.2	14.7	5.6	6.9	5.3
	A6	32.4	17.3	584.4	13.2	5.0	6.0	5.5
	A7	32.5	18.5	683.8	15.0	5.4	6.8	5.2
	A8	33.9	19.6	903.0	16.3	6.1	7.9	5.1
	A9	33.3	18.8	896.3	15.5	5.4	7.4	4.9
Army	E1	33.1	17.9	717.3	14.1	5.2	6.6	5.4
	E2	31.0	18.4	660.9	14.0	4.9	6.2	6.0
	E3	32.7	17.7	656.6	13.8	5.0	6.3	5.4
	E4	31.7	18.6	712.6	14.9	5.4	6.9	5.4
	E5	32.9	18.0	707.6	14.0	5.1	6.4	5.5
	E6	32.6	18.3	721.9	14.5	5.3	6.7	5.5
	E7	33.6	18.5	745.0	14.9	5.4	6.8	5.3
Navy	M1	32.9	18.4	803.6	14.8	5.2	6.9	5.2
	M2	33.1	19.5	812.3	16.3	6.1	7.7	5.1
	M3	32.8	18.1	709.7	14.5	5.3	6.7	5.2
	M4	31.9	18.5	690.6	14.7	5.4	6.8	5.5
	M5	34.0	19.1	920.6	16.2	5.7	7.8	4.6
	M6	32.5	17.9	660.5	14.1	5.3	6.4	5.4
	M7	33.1	19.1	885.1	15.6	5.5	7.3	5.1
Final Demand	DF1	31.8	19.0	899.7	15.7	5.1	6.8	4.8
	DF2	34.8	22.1	946.4	19.5	9.0	10.4	5.4
	DF3	33.3	18.7	860.7	15.5	5.4	7.3	4.8
	DF4	32.0	17.8	761.8	14.8	4.6	6.3	4.5
Defense & Security	DS1	34.0	22.9	1283.0	20.0	9.2	10.8	5.9
	DS2	36.0	23.4	1037.4	20.8	10.0	11.4	4.8
	DS3	35.9	23.8	843.1	21.3	9.8	11.2	5.4
	DS4	36.6	23.1	960.0	20.5	9.1	10.5	5.5

Note: The description with the name of each program is described in Table 1.

Source: Research data.

proportionally more requested, especially with regard to medium-high and high technology industries, knowledge-intensive services, and civil construction.

High and medium-high technology industries represent more than 50% of the investment projects of any of the Armed Forces, reaching 71.5% for the Air Force. For the consolidated PADE, the medium-high and high technology industries represent 59.8% of the total composition. The main sector benefited from the investment projects is the 'other transport equipment' sector, which includes the production of airplanes, helicopters, ships, and military combat vehicles, among others. Furthermore, there is the sector of 'heavy belic equipment, weapons and ammunition', which has special importance for Army projects.

Beyond these transformation industry sectors, a substantial portion of the investment projects' sectoral composition is from the sectors of civil construction and knowledge-intensive services; for example, information and communication, professional, technical, and scientific services.

The civil construction sector represented 17.6% of the project composition of PADE, especially of the Navy (28.7% of the total) and Army (9.1% of the total) projects. Besides the construction of the naval dockyard responsible for the construction of four conventional submarines and one nuclear propulsion submarine, many investment projects foresee the construction or modernization of military bases for a variety of purposes such as supply, training centres, weapons and ammunition, hospital and health centres, science and technology laboratories, dockyards, command centres, and battalions.

Knowledge-intensive services and information represent 9.3% of the project composition of PADE, especially of the Air Force (18% of the total) and Army (12.3% of the total) projects. The sectors of 'system development and other information services' and 'architecture services, engineering, testing/analysis, R&D' are the main beneficiaries. These sectors are directly linked to the technological development projects of new systems and the complex belic equipment of the Air Force and the Army; for instance, the projects of E2 - Cyber defense E4- Integrated border monitoring, A7 - Development and construction of aerospace mills, and A5 - Scientific-technological training Air Force.

Some medium-low and low technology industry sectors, for example, metallurgy, refined petroleum, metal products, and rubber and plastic products, as well as some other sectors of the economy such as financial service activities and Public Administration will also be impacted, although in less proportion. In these cases, the impacts will be mainly from indirect output, rather than direct output, because indirect output refers to the leading suppliers of the hard core defense industries and the construction sector.

Four sectors are directly responsible for around 60% of the project composition of PADE: other transport equipment; manufacture of weapons and ammunition; systems development and other information services; and architectural and engineering activities, technical testing and analysis, and R&D. These sectors make up the core of the defense sector related to equipment acquisition and technological development. The other sectors such as 'motor vehicles, computer equipment, electronic, and optic products' (for example, the radars and satellite communication equipment for the command, control, and navigation centers and management of airspace and cyberspace) and telecommunication had smaller importance in the project composition of PADE.

In summary, we observe that investment projects of the Armed Forces have superior impacts on technological terms and job quality compared to the current Brazilian productive structure or final demand composition, for they directly demand that the productive sectors in the technological forefront related to industries and services supply heavy belic equipment, transport equipment, computer and electronic computers, telecommunications, and software and system development. Besides, we highlight the direct impacts of the engineering and R&D services, which show innovative spillovers to the Brazilian economy in both the military and civil sectors in several studies (Mowery & Rosenberg (1999); Mowery (2012); Guillou et al. (2009); Trebat & Medeiros (2014)).

Table 6: Composition of the investment projects of the Brazilian Armed Forces and impacts for each US\$100 million of 2014 (only effects of Type 1)

Grouping and Sectors of the International Standard Industrial Classification (ISIC4)	Air Force		Army		Navy		PADE	
	Share	Type 1	Share	Type 1	Share	Type 1	Share	Type 1
Medium-high and high technology industries	71.5	95.5	62.3	81.5	51.8	71.5	59.8	80.8
30 - Manufacture of other transport equipment (aircrafts and helicopters; ships; military fighting vehicles; satellites)	65.7	79.6	22.7	27.6	42.1	51.0	46.9	56.9
252 - Manufacture of weapons and ammunition	2.2	3.6	10.9	12.1	3.5	4.9	4.1	5.5
29 - Manufacture of motor vehicles, trailers and semi-trailers	0.2	1.3	10.2	13.1	2.1	3.5	2.7	4.2
26 - Manufacture of computer, electronic and optical products	0.6	1.2	9.0	11.1	1.9	2.5	2.5	3.4
33 - Repair and installation of machinery and equipment	2.6	4.0	3.3	4.7	1.0	2.4	1.9	3.3
28 - Manufacture of machinery and equipment n.e.c.	0.1	1.9	4.0	5.9	0.8	2.4	1.1	2.8
Others	0.2	3.9	2.3	7.0	0.5	4.8	0.6	4.8
Construction	3.9	5.6	9.1	10.8	28.7	32.6	17.6	20.5
Services of information and communication and professional, scientific and technical activities	18.0	27.0	12.3	21.2	3.1	10.9	9.3	17.7
62 - Computer programming, consultancy and related activities; and 63 - Information service activities	7.8	8.9	8.0	9.0	1.1	1.9	4.3	5.2
71 - Architectural and engineering activities; technical testing and analysis and 72 - Scientific research and development	5.8	6.9	3.6	4.8	1.3	2.4	3.1	4.2
61 - Telecommunications	4.0	6.0	0.6	2.1	0.7	2.1	1.7	3.4
Others	0.3	5.2	0.2	5.3	0.0	4.5	0.1	4.9

Source: Research data

Table 6: Composition of the investment projects of the Brazilian armed forces and impacts for each US\$100 million of 2014 (only effects of Type 1) (continue)

Grouping and sectors of the International Standard Industrial Classification (ISIC4)	Air Force		Army		Navy		PADE	
	Share	Type 1	Share	Type 1	Share	Type 1	Share	Type 1
Medium-low and low technology industries	1.1	18.1	10.8	33.4	2.2	23.3	3.1	23.1
19 - Manufacture of coke and refined petroleum products	0.4	2.9	4.7	9.5	1.0	4.4	1.3	4.7
23 - Manufacture of other non-metallic mineral products	0.1	1.0	0.9	2.3	0.2	3.5	0.3	2.5
14 - Manufacture of wearing apparel	0.2	0.2	1.4	1.5	0.2	0.2	0.3	0.4
24 - Manufacture of basic metals	0.0	5.9	0.1	7.7	0.1	6.3	0.0	6.4
25 - Manufacture of fabricated metal products; except 252 - Manufacture of weapons and ammunition	0.0	2.9	0.0	2.5	0.0	2.9	0.0	2.8
22 - Manufacture of rubber and plastics products	0.0	2.2	0.2	2.6	0.0	2.4	0.0	2.3
Others	0.4	3.0	3.4	7.3	0.8	3.6	1.1	3.9
Distribution trade, transport and storage	0.1	16.4	1.4	18.5	0.9	16.8	0.7	16.9
Other sectors of the economy	5.5	21.0	4.2	22.9	13.4	30.6	9.4	26.3
64 - Financial service activities, except insurance and pension funding	0.3	4.4	0.8	4.8	5.3	10.0	3.0	7.4
84 - Public administration and defense; compulsory social security	2.1	2.5	0.6	1.0	3.1	3.5	2.4	2.8
85 - Education	2.6	2.8	0.4	0.6	1.3	1.5	1.6	1.8
77 to 82 - Administrative and support service activities	0.1	3.2	0.9	3.7	0.8	3.5	0.6	3.5
Others	0.5	8.2	1.5	12.8	2.9	12.2	1.9	10.9
Total (all sectors)	100.0	183.7	100.0	188.2	100.0	185.7	100.0	185.4

Source: Research data.

5 Final Remarks

Brazil is one of the five most populated and largest countries in the world. In addition, it has many natural resources (like the tropical forest) and commercial resources (for example, offshore oil of the pre-salt) that need to be protected. Therefore, besides the strategic role of searching for technological autonomy, defense and security activities are vital to the maintenance of national sovereignty, safety of the population, and reduction of public insecurity, enhancing the longevity of its people.

This study measured the value chain of the defense and security complex in Brazil. The defense and security sector was delimited on the purchases made by the Brazilian government (at the federal, state, and municipal levels). This procedure is a distinction of this study because it isolates the goods with the purpose of defense and security from the goods for civil use. This is important because many products, for example, radars, planes, ships, vehicles, and communication equipment have dual use, making it practically difficult to identify the goods and services used for defense and security in the industrial classification based on economic activity. Thus, the complex was measured in an unprecedented manner for Brazil.

We used the input-output methodology that allowed the measuring of GDP from the productive activities of the defense and security complex, both upstream and downstream of the value chain.

This study has made advancements in some important directions in terms of data processing. First, we used an updated input-output system based on the New System of National Accounts (released by IBGE in 2015), which uses the latest information from the economic structure of Brazil. In addition, thanks to the extensive data gathered and our analysis, we could calculate the GDP using an input-output system in which the defense and security activities were explicit and well-defined in the productive structure of the country.

In 2014, the GDP of the defense and security complex was approximately US\$ 85.8 billion, corresponding to 3.7% of Brazil's GDP the same year. These numbers are significant and largely due to the downstream activities of the value chain, because these are extremely labor-intensive activities and in 2014, the defense and security activities generated about 1.7 million direct jobs, paying salaries 100% higher than the average salary of the Brazilian economy.

Even with regard to the downstream stages of the value chain, the security sector, that is, the state public security, federal public security, and private security together accounted for about 75% of the activities, with the defense sector accounting for 25%. The security sector (public and private) has grown significantly in the country and currently employs 1.35 million workers.

We also found that defense and security activities can have a higher impact than the average Brazilian economy on all socioeconomic variables because the income effect of these activities (Type 2 effect) is above the average for the economy. Furthermore, defense and security activities engage highly skilled labor and provide high wages, thus inducing higher income and consumption for the various activities of the economy.

This study also estimated the direct, indirect, and induced impacts on the Brazilian economy as a whole of 23 investment projects scheduled by PADE, which forecasted a budget of US\$ 193.8 billion at 2014 prices for 2012 to 2031 in terms of output increases, employment, salary and compensation of self-employed, tax collection, value added, and GDP. Note that investment

projects have a significant impact on the Brazilian economy because on average, every US\$ 1.00 invested generates an additional output of US\$ 3.27 and a tax collection of US\$ 0.53 in the Brazilian economy considering the direct, indirect, and induced impacts of these investments. Note also the significant potential to generate quality jobs, the consequent better pay for workers (above the economy average), and the potential to promote the consumptive induction of various other sectors of the economy. Such social and economic impacts that result from investment projects allow us to assess the investment policy of the government in the national defense sector.

Also obvious are the results that the sectors directly affected by investment projects are the medium-high and high-tech industries and knowledge-intensive services. While these are at the technological forefront, we expect them to generate technological spillover to the Brazilian industrial fabric. Thus, beyond the fundamental importance of the military in the formation and training of human resources in their specific research institutes, their investment projects can provide important research and development advances that benefit different sectors of the economy, including the civilian sector, and the economic and social impacts might probably be more than that already measured.

Investments of the Armed Forces in technology and knowledge-intensive sectors are welcome once the current Brazilian output structure focuses on low-intensive knowledge services sectors and commodities. The demand of the Armed Forces with regard to PADE contributes to modernize the productive structure through critical technologies, with high potential to generate spillover to the civil sectors, as in the 20th century United States (Mowery (2012)) and China over the last decades (Treat & Medeiros (2014)). Thus, the action of the public sector in strategic areas such as technological autonomy and national sovereignty have the potential to enhance innovation, which is the main source of structural changes (Reati (2014)). Note that the investment projects of the Brazilian Armed Forces replicate, for example, the development strategy adopted in the Chinese economy in recent years (Treat & Medeiros (2014)), which is evaluated as successful, and this is additional reason to reinforce this type of investment in the captive and perennial space of the Brazilian industrial development agenda.

In addition to measuring the unprecedented defense and security activities in Brazil, this study contributed to the evaluation of public politics by measuring the social and economic impacts of investment projects of the Brazilian Armed Forces. We believe that this evaluation must be permanent for the route adjustments to become necessary. Additional studies should investigate whether any technological transfer occurs from the military to the civil sectors and evaluate the purchases of goods and services exclusively in the security sector. Moreover, the methodology elaborated in this paper to identify public purchases can be applied to other governmental areas for a comparative impact analysis of Brazilian public purchases.

References

- Amarante, J. C. A. (2012), 'A base industrial de defesa brasileira', *Texto para Discussão, Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA)* .

- Araújo, B. C., De Negri, F. N., De Negri, J. A. & Turchi, L. (2010), 'Determinantes da acumulação de conhecimento para inovação tecnológica nos setores industriais no Brasil: base industrial de defesa', *Brasília, ABDI*.
- Block, F. (2008), 'Swimming against the current: the rise of a hidden developmental state in the United States', *Politics & Society* **36**(2), 169–206.
- Breakthrough-Institute (2010), *Where Good Technologies Come From: Case Studies in American Innovation*, Breakthrough Institute, Oakland, CA.
- Correa Filho, S. L. S., Barros, D. C., Castro, B. H. R. d., Fonseca, P. V. d. R., Gornsztejn, J. et al. (2013), 'Panorama sobre a indústria de defesa e segurança no Brasil', *BNDES Setorial, Rio de Janeiro* (38), 373–408.
- Dunne, J. P. (1995), 'The defense industrial base', *Handbook of Defense Economics* **1**, 399–430.
- Freeman, C. (2013), *Economics of Industrial Innovation*, Routledge.
- Guilhoto, J., Azzoni, C. R. & Ichihara, S. M. (2012), 'A participação da agricultura familiar no PIB do Nordeste, Fortaleza, Banco do Nordeste'.
- Guillou, S., Lazaric, N., Longhi, C. & Rochhia, S. (2009), 'The French defence industry in the knowledge management era: a historical overview and evidence from empirical data', *Research Policy* **38**(1), 170–180.
URL: <http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0048733308002345>
- Hartley, K. (2008), *The New Palgrave Dictionary of Economics*, 2nd edn, Palgrave Macmillan, Durlauf, S.N., Blume, L.E. (eds.).
- Kulve, H. & Smith, W. A. (2003), 'Civilian-military co-operation strategies in developing new technologies', *Research Policy* **32**(6), 955–970.
- LBDN (2012), *Livro Branco de Defesa Nacional*, Ministério da Defesa, Brasília.
- Markusen, A. R. (1986), 'Defence spending: a successful industrial policy?', *International Journal of Urban and Regional Research* **10**(1), 105–122.
- Mazzucato, M. (2015), *The Entrepreneurial State: Debunking Public vs Private Sector Myths*, Vol. 1, Anthem Press.
- Molas-Gallart, J. (1997), 'Which way to go? Defence technology and the diversity of 'dual-use' technology transfer', *Research Policy* **26**(3), 367–385.
- Mowery, D. C. (2012), 'Defense-related R&D as a model for "Grand Challenges" technology policies', *Research Policy* **41**(10), 1703–1715.
- Mowery, D. C. & Rosenberg, N. (1999), *Paths of Innovation: Technological Change in 20th-century America*, Cambridge University Press.
- OECD (2016), *Main Science and Technology Indicators*, Organisation for Economic Co-operation and Development. Paris, OECD.
- Reati, A. (2014), 'Economic policy for structural change', *Review of Political Economy* **26**(1), 1–22.
- Richardson, H. W. (1972), 'Input-output and regional economics'.

- Rogerson, W. P. (1994), 'Economic incentives and the defense procurement process', *Journal of Economic Perspectives* 8(4), 65–90.
- Sandler, T. & Hartley, K. (1995), *The Economics of Defense*, Cambridge University Press.
- Schmidt, F. d. H. & Assis, L. R. S. d. (2013), 'A dinâmica recente do setor de defesa no Brasil: análise das características e do envolvimento das firmas contratadas'.
- SIPRI (2011), *Stockholm International Peace Research Institute Yearbook 2011: Armaments, Disarmament and International Security*, Oxford University Press.
- Smith, R. P. (1990), 'Defence procurement and industrial structure in the UK', *International Journal of Industrial Organization* 8(2), 185–205.
- Takasago, M., Guilhoto, J., Mollo, M. & Andrade, J. (2010), 'O potencial criador de emprego e renda do turismo no Brasil', *Pesquisa e Planejamento Econômico* 40(3), 431–460.
- Trebat, N. M. & Medeiros, C. A. D. (2014), 'Military modernization in Chinese technical progress and industrial innovation', *Review of Political Economy* 26(2), 303–324.

UMA INVESTIGAÇÃO SOBRE A FOCALIZAÇÃO DO PROGRAMA BOLSA FAMÍLIA E SEUS DETERMINANTES IMEDIATOS

ANDRÉ PORTELA SOUZA *
JANETE DUARTE †
JOSÉ DE ANCHIETA SEMEDO NEVES ‡
PLÍNIO PORTELA DE OLIVEIRA §
SÉRGIO RICARDO DE BRITO GADELHA ¶

Resumo

Este estudo tem por objetivo realizar uma investigação sobre a focalização do Programa Bolsa Família (PBF) e seus determinantes imediatos, assim como uma análise quantitativa sobre as famílias beneficiadas. Os resultados econométricos indicam uma relação inversa entre a cobertura do PBF e os níveis de desenvolvimento social e econômico municipais. Há evidências de que municípios com maior qualidade na gestão dos recursos do PBF apresentam percentuais superiores de cobertura. Simulações de políticas sugerem a necessidade de que um direcionamento de políticas para universalização deve envolver esforços tanto para fins de efetivo alcance das famílias elegíveis, mas não beneficiárias, como para redução do vazamento do programa.

Palavras-chave: Programa Bolsa Família; descentralização; focalização; pobreza; desigualdade.

Abstract

This study aims to conduct an investigation into the targeting of Bolsa Família Program and its immediate determinants, as well as a quantitative analysis of beneficiary families. The econometric results point to an inverse relationship between the Program coverage and the municipal levels of social and economic development. There is evidence that municipalities with more professional management of BFP's resources have a higher coverage. Policies simulations suggest the need to involve efforts both for the purpose to reach eligible but yet not benefited families and for reducing the Program leakage, whether the objective is the universalization.

Keywords: Bolsa Familia Program; targeting; decentralization; poverty; inequality.

JEL classification: C31, H53, H77, I38, O15.

DOI: <http://dx.doi.org/10.11606/1980-5330/ea168729>

* Fundação Getúlio Vargas (FGV/SP).

† Secretaria do Tesouro Nacional.

‡ Secretaria do Tesouro Nacional.

§ Secretaria do Tesouro Nacional.

¶ Secretaria do Tesouro Nacional. E-mail para contato (autor correspondente): sergio.gadilha@fazenda.gov.br.

1 Introdução

Embora a literatura sobre federalismo fiscal estabeleça que a renda deve ser redistribuída por um governo central (Musgrave 1971, Oates 1999), nos países em desenvolvimento tem-se tornado prática comum delegar a tarefa de escolher os beneficiários de programas governamentais de redução de pobreza aos governos e comunidades locais, os quais possuem mais informações a respeito da população pobre do que o governo central, de modo que há um incentivo de se usar a informação disponível localmente para melhorar o desempenho desses tipos de programas (Galasso & Ravallion 2005).

A focalização diz respeito ao direcionamento de recursos e programas para determinados grupos, considerados vulneráveis no conjunto da sociedade. É perfeitamente focalizado o programa que transfere recursos para todas as pessoas elegíveis (Kerstenetzky 2009). Um importante obstáculo à melhoria da focalização dos programas governamentais de transferência de renda para as famílias pobres são os custos elevados que podem estar envolvidos na obtenção de informações precisas sobre rendimentos e necessidades da população local. Por essa razão, a maneira que tem sido sugerida para reduzir o custo é descentralizar a responsabilidade pelo monitoramento e gerenciamento desses programas aos governos locais, sob o argumento de que esses governos são capazes de realizar essa tarefa com maior precisão e efetividade, em termos de custos, do que o governo central. Alega-se que os governos locais são melhores informados sobre a renda dos membros de suas comunidades e, dessa forma, são capazes de identificar as famílias pobres. Por outro lado, as famílias seriam menos capazes de esconder informações sobre seus rendimentos das autoridades governamentais locais, em comparação às autoridades em nível nacional. Uma vez que a pobreza em certa comunidade pode ser caracterizada por diferentes indicadores do que a pobreza em outra comunidade, o sistema descentralizado pode aumentar a eficiência de um programa de redução de pobreza ao permitir que as autoridades governamentais locais determinem o critério de elegibilidade local (Alderman 2002).

Nos últimos anos, os Programas de Transferência Condicionada de Renda (PTCRs), os quais são focalizados às famílias pobres, vem ganhando espaço na agenda de governos, em função dos impactos reais e significativos dessas políticas sociais a esse segmento da população. Em países desenvolvidos, a seleção dos beneficiários desses programas é realizada por meio do método de focalização (*targeting*) conhecido por *means test*, no qual somente os indivíduos abaixo de certo limiar de renda são considerados elegíveis. No Brasil, o processo de seleção dos beneficiários do Programa Bolsa Família (PBF) se baseia nesse método, no qual se utiliza um conjunto de informações cruciais na discriminação entre elegíveis e não elegíveis, por exemplo, declarações de renda ou outros critérios de elegibilidade, os quais são verificados (*verified means test - VMT*) ou não verificados (*unverified means test - UMT*) pelo governo. Em particular, o VMT é considerado um método de alta precisão ao envolver a verificação da renda declarada por meio do cruzamento de informações bancárias e fiscais dos indivíduos. A seleção dos beneficiários do PBF se aproxima do VMT ao comparar a renda declarada pela família com informações de seus gastos e com os dados da Relação Anual de Informações Sociais (RAIS) do Ministério do Trabalho e Emprego (Tavares et al. 2009).

Todavia, Coady et al. (2005) argumentam que, devido a sua complexidade, o VMT só é possível de ser implementado com um alto grau de formalidade

entre os elegíveis em termos de declaração de rendimentos e riqueza, de modo que esse método é mais usado em países desenvolvidos. Por outro lado, em países em desenvolvimento, existem incentivos para subdeclaração da renda, já que a verificação das informações de rendimentos por outras fontes é menos confiável, devido ao elevado grau de informalidade entre o público-alvo desses programas sociais de transferência de renda (Tavares et al. 2009, Alatas et al. 2012).

Conseqüentemente, em nações em desenvolvimento, existe uma ênfase crescente em abordagens metodológicas de focalização que não dependem da observação direta dos rendimentos. Em particular, existem dois tipos de estratégias: *proxy means tests* (PMT) e focalização baseada na comunidade (*community-based targeting*). O método PMT, que tem sido utilizado em programas como o Progresas/Oportunidades no México, o Subsídio Único Familiar no Chile, e Familias en Acción na Colômbia, é baseado em avaliação domiciliar que consiste em calcular um escore para cada domicílio por meio de variáveis diretamente observáveis (por exemplo, bens e características demográficas) que sejam correlacionadas com a renda. Esse escore calculado, que serve de *proxy* para o consumo ou renda das famílias, é utilizado para fins de focalização, pois é comparado com um escore de corte que determinará os indivíduos elegíveis ao programa (ALATAS et al., 2012). Por outro lado, no método de focalização baseado em comunidade, adotado em programas como *Bangladesh Food-For Education Program* (GALASSO e RAVALLION, 2005) e o *Albanian Economic Support Safety Net Program* (Alderman 2002), o governo permite que a comunidade, ou parte dela (por exemplo, os líderes locais) selecione os beneficiários. Assim, esses dois métodos procuram resolver o problema de rendimentos não observáveis da seguinte forma: no método PMT, o pressuposto é que os ativos (bens) das famílias são mais difíceis de serem escondidos dos inspetores governamentais do que a renda das famílias; já na focalização baseada na comunidade, o pressuposto é que a riqueza de determinada família é mais difícil de se esconder de seus vizinhos do que do governo (Alatas et al. 2012).

A escolha entre essas duas abordagens é considerada um *trade-off* entre melhor informação que as comunidades possam ter relacionada às famílias versus o risco de “captura da elite” no processo comunitário. Ao focar em bens (ativos), o método PMT captura o componente permanente do consumo, mas há uma perda de informações sobre choques transitórios ou recentes nesse consumo. Por exemplo, uma família pode cair na pobreza porque um de seus membros tenha ficado doente e não pode trabalhar mas, devido ao fato dessa família morar em uma casa grande, o método PMT ainda irá classificá-la como sendo “não pobre”. Os vizinhos, por sua vez, podem conhecer a verdadeira situação financeira de determinada família pela observação regular do estilo de vida dessa família. Se a comunidade percebe que o método PMT não é apropriado, isso pode resultar em falta de legitimidade e instabilidade política (Alatas et al. 2012).

Embora o método de focalização baseado na comunidade permite o uso de melhor informação local, esse método abre também a possibilidade de que as decisões de focalização podem ser baseadas em fatores além da pobreza, tal como definido pelo governo. Isso pode ser devido a discordâncias sobre o significado de pobreza: o governo central avalia as famílias baseado no consumo, ao passo que a função utilidade usada pelas comunidades locais pode incluir outros fatores, tais como potenciais rendimentos de uma família, número de

dependentes e dimensões de pobreza não relacionadas à renda. Além disso, esse método pode favorecer amigos e parentes das elites, resultando em falta de legitimidade no processo (Alatas et al. 2012).

No caso brasileiro, embora diversos estudos tem indicado a boa gestão do PBF e sua importância na redução da pobreza (Tavares et al. 2009, Soares et al. 2007), há espaço para se propor melhorias em sua focalização no processo de identificação das famílias pobres. O objetivo geral desse estudo é avaliar o grau de focalização de um programa que se pretende ser focalizado, a partir da verificação da heterogeneidade de graus de focalização entre municípios brasileiros, assim como analisar quais variáveis municipais observadas estão sistematicamente associadas aos diferentes graus de focalização para essa heterogeneidade. Para atingir essa finalidade, propõem-se como objetivos específicos: (i) a realização de uma análise espacial para diferentes valores do indicador de focalização proposto, assim como o cálculo dos percentuais de cada um dos componentes desse indicador; (ii) a realização de uma simulação de perfeita focalização do Programa Bolsa Família, sob a hipótese forte de vazamento nulo; (iii) estimação de um modelo *logit* visando investigar os determinantes imediatos da focalização desse programa; (iv) a realização de simulações de políticas, visando analisar a sensibilidade sobre a cobertura do PBF decorrente de variações hipotéticas em determinadas variáveis.

Esse estudo contribui à literatura ao mostrar não apenas a grande heterogeneidade existente no tocante à focalização do Programa Bolsa Família nos diferentes municípios, como também por apresentar evidências empíricas da existência de uma relação inversa entre a cobertura do PBF e os níveis de desenvolvimento social e econômico municipais. Além disso, há evidências de que municípios com maior qualidade na gestão dos recursos do programa apresentam percentuais superiores de cobertura. Simulações de políticas sugerem a necessidade de que um direcionamento de políticas para universalização deve envolver esforços tanto para fins de efetivo alcance das famílias elegíveis, mas não beneficiárias, como para redução do vazamento do programa.

2 O Programa Bolsa Família

A gestão do PBF é descentralizada e compartilhada entre a União, Estados, Distrito Federal e Municípios, em trabalho conjunto para aperfeiçoar, ampliar e fiscalizar a execução do programa, instituído pela Lei nº. 10.836/2004 (http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/_Ato2004-2006/2004/Lei/L10.836.htm) e regulamentado pelo Decreto nº 5.209/2004 (http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/_Ato2004-2006/2004/Decreto/D5209.htm). A seleção das famílias é feita com base nas informações registradas pelo município no Cadastro Único para Programas Sociais do Governo Federal (<http://www.mds.gov.br/bolsafamilia/resolveuid/1169e4d98311fe31e82e6712f9aa7c4a>), instrumento de coleta de dados que tem como objetivo identificar todas as famílias de baixa renda existentes no Brasil. Com esses dados, o MDS seleciona, de forma automatizada, as famílias que serão incluídas no PBF. No entanto, o cadastramento não implica a entrada imediata das famílias no programa e o recebimento do benefício.

Os benefícios financeiros definidos pela Lei nº. 10.836/2004 (<http://www.mds.gov.br/bolsafamilia/beneficios/resolveuid/40f258f6658844da10d984f4872c60b9/download>) são transferidos mensalmente às famílias beneficiárias, consi-

derando-se a renda mensal per capita da família, o número de crianças e adolescentes até 17 anos e a existência de gestantes e nutrizes. A Tabela 1 apresenta a evolução dos critérios de elegibilidade e benefícios do PBF entre os anos 2004 a 2012.

3 Medida de Focalização

Nesse estudo, será adotada como medida de focalização, a metodologia proposta por Anuatti-Neto et al. (2001), e que já foi aplicada empiricamente ao nível estadual por Tavares et al. (2009):

$$IF = \alpha[P_I - P_E] + (1 - \alpha)[NP_E - NP_I] \quad (1)$$

em que P_I , P_E , NP_I e NP_E são variáveis de focalização (*targeting*) da política de redução da pobreza, sendo definidas da seguinte forma:

- $P_I = \tilde{P}_I/E$ corresponde à proporção de domicílios pertencentes ao público-alvo (isto é, quantidade de famílias elegíveis, E) corretamente incluídos no programa, ou seja, trata-se da inclusão correta ou cobertura do PBF;
- $P_E = \tilde{P}_E/E$ corresponde à proporção de domicílios pertencentes ao público-alvo erroneamente excluídos do programa, conhecida também como exclusão indevida ou erro tipo I;
- $NP_I = \tilde{NP}_I/NE$ corresponde à proporção de domicílios não pertencentes ao público-alvo (isto é, quantidade de famílias inelegíveis, NE) erroneamente incluídos no programa, conhecida também como inclusão indevida, vazamentos ou erro tipo II;
- $NP_E = \tilde{NP}_E/NE$ corresponde à proporção de domicílios não pertencentes ao público-alvo corretamente excluídos no programa, ou seja, a exclusão correta;
- $\alpha \in [0;1]$ é uma variável discricionária que, uma vez escolhido o seu valor pelo *policymaker*, atribuirá pesos ao alcance e à precisão do PBF.

Como pode ser visto, $IF \in [-1;1]$, e quanto mais próximo esse indicador estiver de 1, melhor o grau de focalização. Assim, a medida de focalização adotada considera, a princípio, tanto o alcance quanto a precisão do PBF. O parâmetro α é o peso atribuído ao alcance, ao passo que $(1 - \alpha)$ é atribuído à precisão. Para calcular o valor do IF, podem-se escolher valores arbitrários para o parâmetro α , estabelecendo importâncias relativas para os dois critérios de focalização, como é feito em Tavares et al. (2009).

Kerstenetzky (2009) (p.64) argumenta que, se os tomadores de decisão escolherem minimizar o erro de inclusão (erro tipo II), eles provavelmente terão de aceitar operar um programa menos extenso e acabarão por incorrer no erro de exclusão (erro tipo I), um resultado paradoxal se considerar que o objetivo de tais programas é a eliminação da pobreza. Se, inversamente, buscarem minimizar o erro de exclusão, perseguirão a expansão do programa e enfrentarão o risco de incluir pessoas não elegíveis. Se, finalmente, decidirem acertar o alvo, terão de despende recursos para manter um cadastro confiável e atualizado de todas as pessoas elegíveis, o que representaria uma

Tabela 1: Evolução dos critérios de elegibilidade e benefícios do PBF, 2004-2012, em R\$ 1,00

Critérios		2004 ⁽¹⁾	2005 ⁽¹⁾	2006 ⁽²⁾	2007 ⁽³⁾	2008 ⁽⁴⁾	2009 ⁽⁵⁾	2010 ⁽⁵⁾	2011 ⁽⁶⁾	2012 ⁽⁶⁾
Elegibilidade (Renda Familiar Mensal <i>per capita</i>)	Extremamente Pobres ^(a)	50,00	50,00	60,00	60,00	60,00	70,00	70,00	70,00	70,00
	Pobres ^(b)	100,00	100,00	120,00	120,00	120,00	140,00	140,00	140,00	140,00
Benefícios	Básico	50,00	50,00	50,00	58,00	62,00	68,00	68,00	70,00	70,00
	Variável	15,00 (0 a 14)	15,00 (0 a 14)	15,00 (0 a 14)	18,00 (0 a 14)	20,00 (0 a 15)	22,00 (0 a 15)	22,00 (0 a 15)	32,00 (0 a 15)	32,00 (0 a 15)
	BVJ	-	-	-	-	30,00 (16 a 17)	33,00 (16 a 17)	33,00 (16 a 17)	38,00 (16 a 17)	38,00 (16 a 17)
	Variável	15,00 (0 a 14)	15,00 (0 a 14)	15,00 (0 a 14)	18,00 (0 a 14)	20,00 (0 a 15)	22,00 (0 a 15)	22,00 (0 a 15)	32,00 (0 a 15)	32,00 (0 a 15)
	BVJ	-	-	-	-	30,00 (16 a 17)	33,00 (16 a 17)	33,00 (16 a 17)	38,00 (16 a 17)	38,00 (16 a 17)
	BSP									Variável ⁽⁷⁾

Nota: Elaboração dos autores. (a) linha de pobreza extrema; (b) linha de pobreza. O MDS trabalha com cinco tipos de benefícios do PBF: (i) Benefício Básico ou Fixo (no valor de R\$ 70, concedidos apenas a famílias extremamente pobres, com renda *per capita* igual ou inferior a R\$ 70); (ii) Benefício Variável (no valor de R\$ 32, concedidos pela existência na família de crianças de zero a 15 anos, gestantes e/ou nutrizes - limitado a cinco benefícios por família); (iii) Benefício Variável Vinculado ao Adolescente (BVJ), no valor de R\$ 38, concedidos pela existência na família de jovens entre 16 e 17 anos - limitado a dois jovens por família; e (iv) Benefício para Superação da Extrema Pobreza (BSP), com valor correspondente ao necessário para que todas as famílias beneficiárias do PBF atinjam pelo menos os R\$ 70,00 de renda mensal por pessoa.

1 - Lei nº 10.836/2004 e Decreto nº 5.209/2004. Crianças (R\$ 15,00 a R\$ 45,00);

2 - Decreto nº 5.749/2006. Crianças (R\$ 15,00 a R\$ 45,00);

3 - Decreto nº 6.157/2007. Crianças (R\$ 18,00 a R\$ 54,00) e Jovens (R\$ 30,00 a R\$ 60,00);

4 - Lei nº 11.692/2008 e Decreto nº 6.491/2008. Crianças (R\$ 20,00 a R\$ 60,00) e Jovens (R\$ 30,00 a R\$ 60,00);

5 - Decreto nº 6.917/2009. Crianças (R\$ 22,00 a R\$ 66,00) e Jovens (R\$ 33,00 a R\$ 66,00);

6 - Decreto nº 7.447/2011 e Decreto nº 7.494/2011. Crianças (R\$ 32,00 a R\$ 160,00) e Jovens (R\$ 38,00 a R\$ 76,00);

7 - Medida Provisória nº 570/2012, convertida na Lei nº 12.722/2012 (para famílias com crianças entre 0 e 6 anos e renda *per capita* igual ou inferior a R\$ 70,00 - implementado em junho de 2012 na Ação Brasil Carinhoso); Medida Provisória nº 590/2012, convertida na Lei nº 12.817/2013 (para famílias com crianças entre 0 e 15 anos e renda *per capita* igual ou inferior a R\$ 70,00 - implementado em dezembro de 2012 no Plano Brasil Sem Miséria). A partir de março de 2013, todas as famílias beneficiárias do PBF com renda *per capita* igual ou inferior a R\$ 70,00 passaram a fazer jus à complementação do BSP, independentemente da existência de jovens de 0 a 15 anos na família.

diversificação de recursos que, dado o orçamento, poderiam ser mais proveitosamente utilizados na expansão do programa. Portanto, do ponto de vista da equidade, a escolha de uma noção secundária, praticável, de eficiência é não neutra. Todavia, a literatura empírica tem mostrado que o *trade-off* existente entre o erro tipo I (exclusão indevida) e o erro tipo II (inclusão indevida) tem sido provocado por uma série de motivos, dentre eles, os erros de medição da renda no momento do cadastramento, a volatilidade da renda (particularmente, a renda dos indivíduos mais pobres) e o comportamento estratégico dos indivíduos e das famílias (Tavares et al. 2009, Soares et al. 2009). Como um problema inicial trataria a respeito de uma combinação ideal entre esses dois tipos de erros, seria interessante que o *policymaker* conhecesse, *a priori*, como esses índices evoluem à medida que o programa passasse a contemplar um número maior de beneficiários.

Segundo Anuatti-Neto et al. (2001) e Tavares et al. (2009), o *IF* avalia a efetividade geral da regra de seleção ao considerar simultaneamente medidas de alcance ($P_I - P_E$) e de precisão ($NP_E - NP_I$) do PBF. Em programas de combate à pobreza focalizados, o esforço dos *policymakers* está em minimizar a exclusão indevida ou erro tipo I (ou seja, maximizar a cobertura), assim como minimizar a inclusão indevida ou erro tipo II (ou seja, minimizar o vazamento). Visando obter os valores do indicador de focalização (*IF*) e de seus componentes (P_I, P_E, NP_I, NP_E) para a análise das medidas de alcance e de precisão do PBF, é necessário que haja uma variável que represente a renda familiar *per capita* antes do recebimento dos recursos do PBF para fins de elegibilidade das famílias ao programa. A construção dessa nova variável de renda familiar *per capita* ex ante encontra-se descrita no apêndice deste estudo. Nesse estudo, foram utilizados os microdados dos questionários aplicados à amostra do Censo Demográfico 2010, realizado pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), qual representava 11% dos domicílios (cerca de 6,4 milhões), e o questionário aplicado proporcionou informações quanto à inserção ou não dos residentes no PBF¹.

Todavia, é importante destacar que a estimativa de domicílios beneficiados com os recursos do PBF obtida usando os dados do Censo Demográfico 2010 (9,0 milhões) difere do número divulgado pelo Ministério do Desenvolvimento Social e Combate à Fome (12,7 milhões). Muito provavelmente, as maiores fontes das diferenças encontradas podem residir em um dos seguintes fatores, ou na combinação deles: (a) Levantamentos com períodos de referência distintos (o Censo Demográfico, para a pergunta sobre rendimentos, utilizou como referência o mês de julho de 2010); (b) Distinções de abordagem: enquanto o Censo Demográfico é uma pesquisa domiciliar, que tem

¹No Censo Demográfico 2010 foram utilizados o questionário básico e o questionário da amostra. Nesses, o rendimento mensal habitual foi investigado para todas as pessoas com 10 anos ou mais de idade. No questionário básico, o rendimento mensal habitual foi pesquisado em um único quesito, abrangendo os rendimentos de todas as fontes. No questionário da amostra essa informação é obtida por meio da soma dos rendimentos obtidos em três quesitos que captaram: (i) o rendimento mensal habitual do trabalho principal da semana de referência; (ii) o rendimento mensal habitual dos demais trabalhos da semana de referência; e (iii) o rendimento mensal habitual oriundo de outras fontes (soma dos rendimentos de: aposentadoria e pensão de instituto de previdência oficial, Programa Social Bolsa Família, Programa de Erradicação do Trabalho Infantil (PETI), outros programas sociais e transferências, aposentadoria e pensão da previdência privada, aluguel, juros de caderneta de poupança e de outras aplicações financeiras, etc.) do mês de referência. Para fins deste estudo, foi utilizado o conceito de domicílios do Censo Demográfico 2010 como *proxy* para famílias.

mecanismos próprios de realização da entrevista (basta que um morador do domicílio, com suficiente conhecimento das características dos demais, esteja presente no momento da entrevista para prestar as informações sobre todos ali residentes), o levantamento do MDS é cadastral e, supõe-se, toma por base as informações do Cadastro Único e do banco de dados que regula o PBF; (c) As variáveis associadas ao tema rendimento são, tradicionalmente, das mais difíceis de investigar em qualquer pesquisa domiciliar, por motivos que vão da natural contenção das pessoas ao falar sobre seus rendimentos com “estranhos” até a desinformação existente dentro do próprio domicílio, quando o informante não é a própria pessoa que auferes os rendimentos indagados; e (d) As diferenças com origem nos conceitos de domicílio no Censo Demográfico² e família beneficiada do MDS³. Por fim, cabe registrar que o processo censitário, frente ao levantamento cadastral, tendo as diversas características enumeradas, apresenta captação menos eficaz desse tipo de variável.

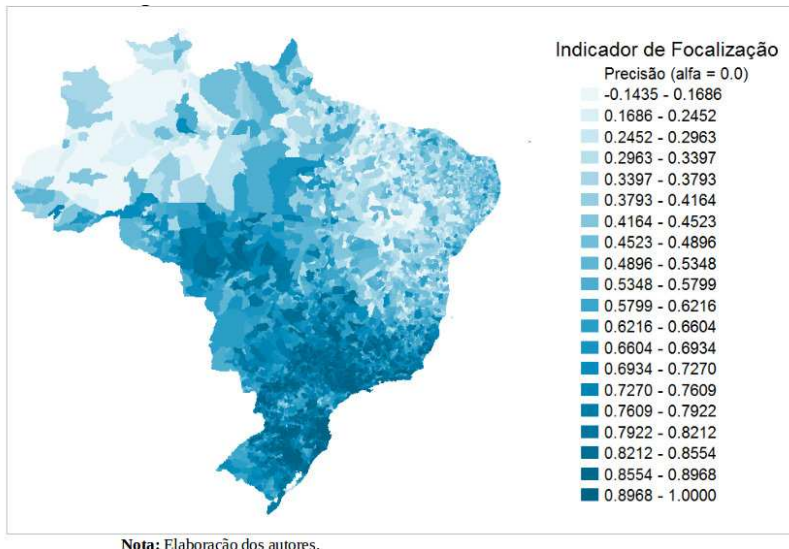
As Figuras 1 a 3 a seguir mostram a distribuição espacial do indicador de focalização, para diferentes valores do fator de ponderação (α), os percentuais de cada um dos componentes do indicador de focalização (P_I, NP_I, PE, NPE). A Figura 1 considera $\alpha = 0$, situação que descreve um peso maior para a medida de precisão do PBF, ($NP_E - NP_I$). O artifício de subtrair-lhe o complementar apenas amplia a variabilidade de $[0; 1]$ para $[-1; 1]$. É possível observar que, em termos de precisão, a focalização do PBF é maior nos municípios das regiões Sul e Sudeste, apesar de se destacar alguns municípios no Centro-Oeste. Pode-se argumentar que, nos municípios dessas regiões, os gestores do PBF possuem mais recursos (por exemplo, recursos humanos, materiais e financeiros) à disposição para realizar a correta exclusão de famílias inelegíveis.

Por sua vez, a Figura 2 considera $\alpha = 1$, situação que descreve um peso maior à medida de alcance do PBF, ($P_I - P_E$). Mais uma vez, a subtração pelo seu complementar amplia a variabilidade. Assim, em termos de alcance, a focalização do PBF é maior para os municípios das regiões Norte e Nordeste, onde reside uma maior parcela das famílias elegíveis e beneficiárias dos recursos do PBF.

Finalmente, a Figura 3 considera $\alpha = 0,5$, que confere iguais pesos à precisão e ao alcance. Note que há uma maior inclusão de municípios da região Nordeste, em detrimento de municípios das regiões Sul e Sudeste. Soares et al. (2009) argumentam que a expansão de programas focalizados tende a melhorar a cobertura entre a população mais pobre, mas à custa de uma piora nos indicadores de focalização.

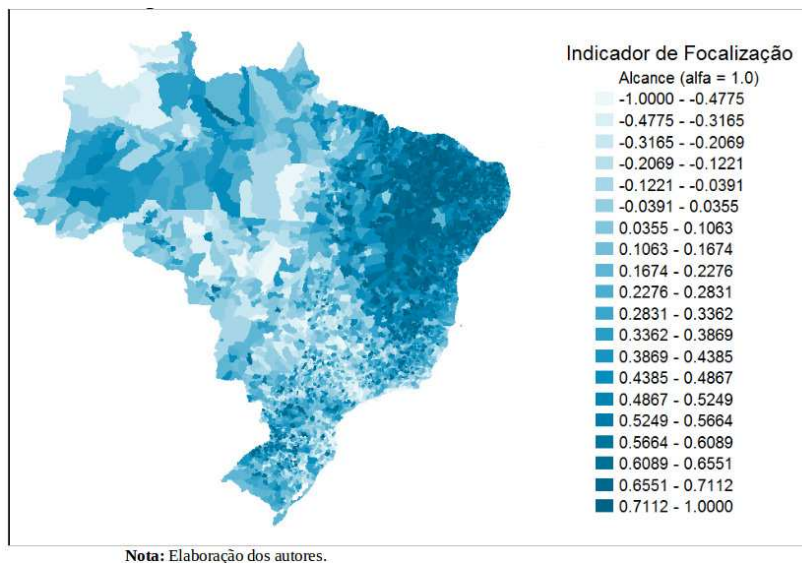
²De acordo com o IBGE, família é o conjunto de pessoas ligadas por laços de parentesco, dependência doméstica ou normas de convivência, residente na mesma unidade domiciliar, ou pessoa que mora só em uma unidade domiciliar. Entende-se por dependência doméstica a relação estabelecida entre a pessoa de referência e os empregados domésticos e agregados da família, e por normas de convivência as regras estabelecidas para o convívio de pessoas que moram juntas, sem estarem ligadas por laços de parentesco ou dependência doméstica. Consideram-se como famílias conviventes as constituídas de, no mínimo, duas pessoas cada uma, que residam na mesma unidade domiciliar (domicílio particular ou unidade de habitação em domicílio coletivo). Conforme informado no Censo Demográfico 2010, domicílio “é o local estruturalmente separado e independente que se destina a servir de habitação a uma ou mais pessoas, o que esteja sendo utilizado como tal”.

³Para fins de Cadastro Único do PBF, família é a unidade nuclear composta por uma ou mais pessoas, eventualmente ampliada por outras que contribuam para o rendimento ou tenham suas despesas atendidas por ela, todas moradores em um mesmo domicílio. Já domicílio é o local que serve de moradia à família (Portaria MDS nº 177, de 16/06/2011).



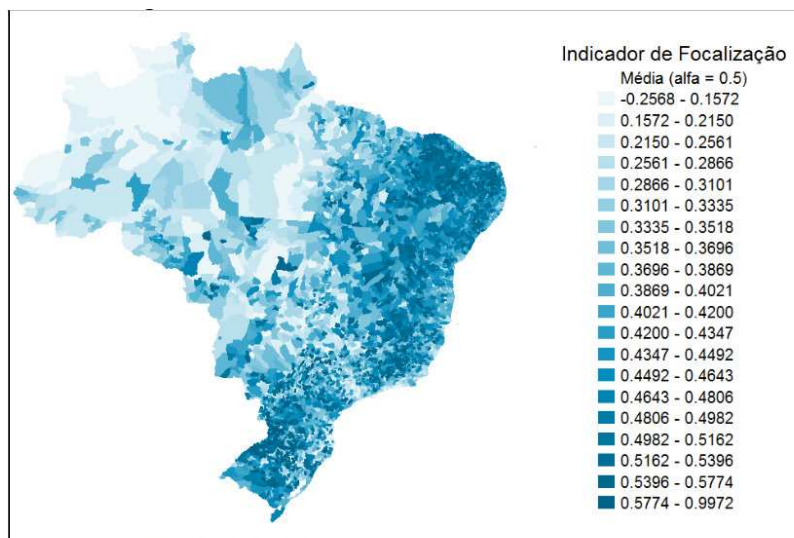
Nota: Elaboração dos autores.

Figura 1: Precisão do PBF, 2010



Nota: Elaboração dos autores.

Figura 2: Alcance do PBF, 2010



Nota: Elaboração dos autores.

Nota: Elaboração dos autores.

Figura 3: Média entre alcance e precisão do PBF, 2010

A Tabela 2 exibe as estimativas feitas a partir dos microdados da amostra do Censo 2010 e da aproximação da renda familiar *per capita ex-ante*, bem como estimativas realizadas por Soares et al. (2009) a partir dos microdados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) para os anos 2004 e 2006. Estima-se que, em 2010, a proporção de domicílios elegíveis erroneamente excluídos do PBF (ou seja, o erro tipo I) foi de 39,0%, ao passo que a proporção de domicílios inelegíveis erroneamente incluídos no PBF (isto é, o erro tipo II) foi de 21,9%. Ocorrem, portanto, dois movimentos distintos em relação aos dados de 2006.

Tabela 2: Comparativo de resultados apresentados na literatura

Variáveis	CESEF/STN ⁽¹⁾	Soares et al. (2009)	
	Censo 2010	PNAD2006 ⁽²⁾	PNAD2004 ⁽³⁾
P_I	61,0%	56,3%	42,9%
P_E (Erro Tipo I)	39,0%	43,7%	57,1%
NP_I (Erro Tipo II)	21,9%	9,8%	6,4%
NP_E	78,1%	90,2%	93,6%

Nota: Elaboração dos autores.

1 - Censo Demográfico 2010, divulgado em 2012;

2 - PNAD 2006. Dados percentuais obtidos a partir da Tabela 4 em Soares et al. (2009);

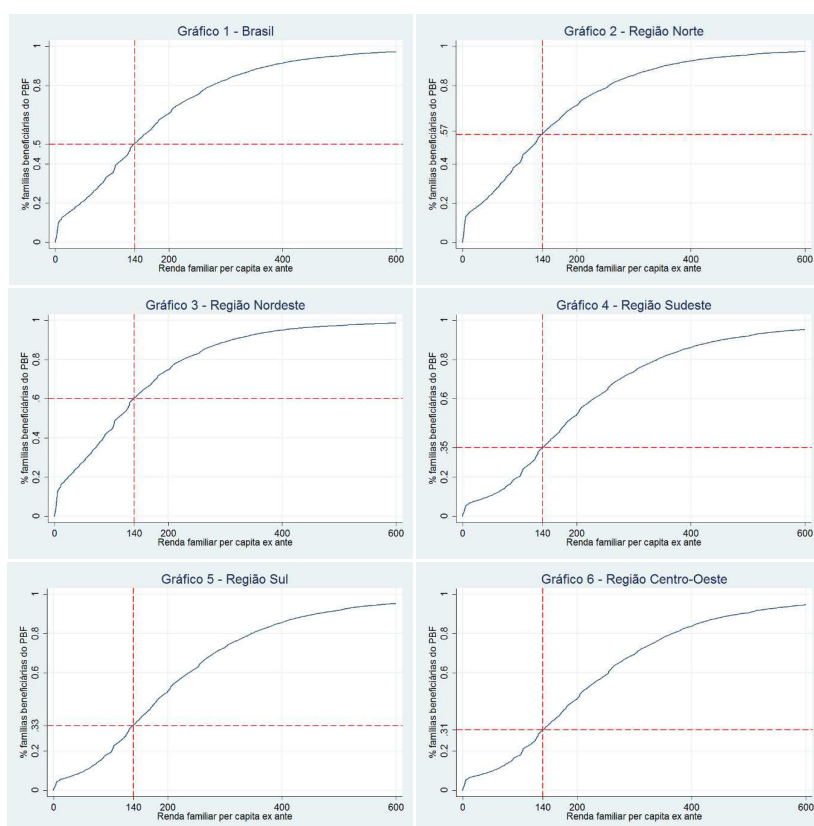
3 - PNAD 2004. Dados percentuais obtidos a partir da Tabela 4 em Soares et al. (2009).

Primeiro, há uma melhora no alcance do programa, evidenciada pela diminuição do erro do tipo I de 43,7% para 39,0%. Dessa forma, uma maior proporção das famílias elegíveis passam a ser incluídas como beneficiárias. Por outro lado, há uma considerável deterioração da precisão do PBF, percebida pelo aumento do erro do tipo II de 9,8% para 21,9%, de forma que mais

famílias não elegíveis são incluídas como beneficiárias (maior presença de vazamentos).

Esses movimentos em sentidos contrários dos erros do tipo I e II de 2006 a 2010, quando analisados conjuntamente, podem nos levar a uma interpretação de que, a fim de aumentar o alcance do programa, permite-se um maior nível de vazamentos. Ficaria assim evidente a existência de um *trade-off* entre alcance e precisão.

Os gráficos da Figura 4 a seguir analisam a distribuição acumulada das famílias beneficiárias do PBF. O Gráfico 1 descreve a distribuição acumulada, para o Brasil, das famílias beneficiárias do PBF em 2010. Estima-se que apenas 50,45% das famílias naquele ano pertenciam efetivamente à faixa de renda estabelecida para o público alvo (até R\$ 140 *per capita*). Outras 15,28% recebiam entre R\$ 140,01 e R\$ 200 (*per capita*), enquanto 4,48% das famílias recebiam acima de R\$ 510 *per capita* (salário mínimo vigente em 2010).



Nota: Elaboração dos autores.

Figura 4: Distribuição acumulada das famílias beneficiárias do PBF, 2010

Nos Gráficos 2 a 6 são dispostas as distribuições acumuladas para as grandes regiões brasileiras. É interessante notar que as distribuições acumuladas das regiões Norte e Nordeste crescem mais rapidamente do que observado nas demais regiões, isto é, parcelas maiores dos beneficiários nessas regiões tem renda familiar *per capita* mais baixa. Observa-se, portanto, que a focalização,

em termos de medida de alcance do PBF, é maior nos municípios das regiões Norte e Nordeste, em consonância com a análise feita na Figura 2 anterior. Por outro lado, em termos de medida de precisão, a focalização é maior nos municípios das regiões Sul, Sudeste e Centro-Oeste, conforme verificado na Figura 1 anterior.

4 Descrição das Variáveis e Estratégia Empírica

4.1 Descrição da Variável Dependente e da Metodologia

Segundo o conceito de indicador de focalização tratado neste estudo, sejam as famílias elegíveis definidas como sendo $E = \tilde{P}_I + \tilde{P}_E$, ao passo que as famílias inelegíveis são definidas como sendo $NE = \tilde{N}P_I + \tilde{N}P_E$. Além disso, as famílias beneficiárias são definidas como sendo $B = \tilde{P}_I + \tilde{N}P_I$, isto é, os benefícios do PBF são distribuídos entre famílias elegíveis e inelegíveis ou, dito de outro modo, B é o total dos benefícios distribuídos em um dado município. Portanto, a cobertura do PBF ($y_i = P_I$) pode ser expressa por:

$$\begin{aligned} P_I &= \frac{\tilde{P}_I}{E} = \frac{(B - \tilde{N}P_I)}{E} = \frac{B}{E} - \frac{\tilde{N}P_I}{E} = \frac{B}{E} - \frac{\tilde{N}P_I}{E} \times \frac{B}{B} = \frac{B}{E} - \\ &\frac{\tilde{N}P_I}{B} \times \frac{B}{E} = \frac{B}{E} \left(1 - \frac{\tilde{N}P_I}{B} \right) = \frac{B}{E} \left(1 - \frac{\tilde{N}P_I}{B} \times \frac{NE}{NE} \right) \\ &= \frac{B}{E} \left(1 - \frac{\tilde{N}P_I}{NE} \times \frac{NE}{B} \right) = \frac{B}{E} \left(1 - NP_I \times \frac{NE}{B} \right) \end{aligned} \quad (2)$$

em que $\frac{\tilde{N}P_I}{B}$ é a proporção de benefícios desperdiçada com famílias inelegíveis.

Existe, portanto, uma identidade que relaciona a cobertura (P_I) ao vazamento (NP_I) e ao aporte de recursos relativo à população alvo ($\frac{B}{E}$). De fato, dada a quantidade de benefícios distribuída em um município e sua estrutura populacional dada por E e NE , a cobertura será tão maior quanto menor for o vazamento desses benefícios expresso como proporção da população inelegível (NP_I), o que fica evidente na Equação (2). Da mesma forma, para um dado nível de vazamento e estrutura populacional, recursos adicionais implicam uma cobertura maior. Vale lembrar que, considerando constante no curto prazo a estrutura populacional, o aporte relativo representa uma variável de política pública, de caráter eminentemente exógeno.

A identidade acima permite concluir que dados (i) o aporte relativo de recursos (B/E) e (ii) a estrutura populacional, a determinação da focalização implica a determinação do alcance (e vice-versa). Por esse motivo, a investigação sobre os determinantes da focalização considera como variável dependente apenas a cobertura.

Além disso, considerando o caráter exógeno do aporte relativo, aos regressores que serão considerados neste estudo resta o vazamento como único canal de transmissão de sua influência sobre a cobertura. Para um dado aporte de recursos e estrutura populacional, os regressores determinarão a cobertura do programa por meio de sua influência sobre o vazamento.

Como o aporte relativo tem papel fundamental na determinação da cobertura, além de representar uma variável de política extremamente relevante para simulação dos efeitos da ampliação do programa, será incluída como variável de controle.

O problema de pesquisa envolve o entendimento do processo estocástico associado à variável proporção de domicílios elegíveis corretamente incluídos no PBF (P_I). Essa variável pode ser entendida como a realização de um experimento com distribuição binomial, composta de E experimentos de Bernoulli, ou seja, cada família elegível corresponde a um experimento no qual os eventos possíveis são sua inclusão (sucesso) ou exclusão do programa (fracasso). Partindo da hipótese de que cada família elegível tem a mesma probabilidade de ser incluída, tem-se que a probabilidade de sucesso é igual à cobertura esperada naquele município. Assim, será possível modelar a cobertura esperada a partir da probabilidade de inclusão de uma família elegível no programa.

Assim, define-se a variável y_i , passível de observação binária (1, se a família elegível é incluída, ou 0, caso contrário). Sua modelagem exige uma aproximação por métodos que ponderam sua natureza binária. Dentre os mais utilizados, destacam-se o Modelo Probabilístico Linear (MPL), o Probit e o *logit*. Neste estudo, utiliza-se o terceiro método. Os resultados oriundos da aplicação desses modelos permite entender como determinadas variáveis explicativas (x_i) estão associadas à probabilidade de ocorrência de sucesso do evento de interesse (no nosso caso, $y_i = 1$).

De forma a derivar o modelo probabilístico, hipotetiza-se a existência de uma variável latente (não observada) descrita por uma equação de medida, de forma que sua relação com a variável observada pode ser assim representada:

$$y^* = x\beta + \varepsilon \tag{3}$$

e

$$y_i = \begin{cases} 1 & \text{se } y_i^* > 0 \\ 0 & \text{se } y_i^* \leq 0 \end{cases} \tag{4}$$

Nessa modelagem, a probabilidade de sucesso de inclusão de um domicílio elegível pode ser assim expressa:

$$Prob(y_i = 1|x_i) = Prob(y_i^* > 0|x_i) = Prob(x_i\beta + \varepsilon_i > 0|x_i) = F(x_i\beta) = \frac{e^{x_i\beta}}{1+e^{x_i\beta}} \tag{5}$$

em que $F(\cdot)$ é a função de distribuição acumulada de ε . No caso do modelo *logit*, assumimos uma função densidade logística, com média 0 e variância $\pi^2/3$. Note que:

$$\frac{P(y_i = 1 \vee x_i\beta)}{P(y_i = 0 \vee x_i\beta)} = \frac{\frac{e^{x_i'\beta}}{1+e^{x_i'\beta}}}{\frac{1}{1+e^{x_i'\beta}}} = e^{x_i'\beta} \implies \ln\left(\frac{P(y_i = 1 \vee x_i\beta)}{P(y_i = 0 \vee x_i\beta)}\right) = x_i\beta \tag{6}$$

A Equação (6) é utilizada, no caso de dados agrupados, para estimação de regressões logísticas por mínimos quadrados ponderados. Outra possibilidade, mesmo com dados agrupados, é estimar o modelo *logit* por máxima verossimilhança. A função de verossimilhança, para o caso de dados individuais é dada por:

$$\begin{aligned} V &= \prod_{y_i=1} P(y_i = 1 \vee x_i'\beta) \prod_{y_i=0} P(y_i = 0 \vee x_i'\beta) \\ &= \prod_{y_i=1} P(y_i = 1 \vee x_i'\beta) \prod_{y_i=0} [1 - P(y_i = 1 \vee x_i'\beta)] \end{aligned} \tag{7}$$

Quando são utilizados dados agrupados, os indivíduos são aglomerados em grupos, dentro dos quais são indistinguíveis, porque não há informações individuais. Assim para alguns indivíduos i e j , todos os regressores serão iguais, e a função de verossimilhança assume a seguinte forma:

$$V = \prod_m P(y_i = 1 \vee x'_m \beta)^{m_1} P(y_i = 0 \vee x'_m \beta)^{m_0} \quad (8)$$

pela simples junção dos termos multiplicativos idênticos em potências, em que m é o índice para os municípios, m_1 é a quantidade de sucessos e m_0 a quantidade de fracassos no município m . No caso em análise, $m_1 = P_1 \times$ (quantidade de famílias elegíveis no município).

Ocorre que, em nosso entendimento, quando se utiliza máxima verossimilhança na estimação de uma regressão com dados agrupados, não há diferença substancial de método decorrente da utilização de dados agrupados ou individuais. A metodologia adotada é essencialmente a mesma. Quando se opta por utilizar mínimos quadrados, entende-se que surge uma diferença substancial, porque essa última metodologia não se aplica a microdados, a menos que sejam agrupados para esse fim.

A variável dependente y_i é estimada a partir de dados agrupados. Assim, são abstraídas as diferenças de probabilidade de seleção entre as diversas famílias elegíveis em um mesmo município, e as probabilidades estimadas passam representar as coberturas estimadas do PBF nos municípios.

4.2 Descrição dos Regressores

As variáveis explicativas consideradas para efeito de investigação sobre a determinação da probabilidade de cobertura do PBF nos municípios brasileiros se classificam em três grupos: variáveis socioeconômicas (PIB *per capita*, Coeficiente de Gini e Taxa de Analfabetismo), variáveis institucionais (IGD-M, Receita Tributária *per capita* e razão beneficiários/elegíveis), variáveis de modernização e de infraestrutura (densidade demográfica, taxa de domicílios com eletricidade, razão escolas/crianças e taxa de domicílios abastecidos com água da rede pública).

As variáveis PIB *per capita*, Densidade Demográfica e Receita Tributária *per capita* representam o grau de desenvolvimento econômico, tamanho e a capacidade de arrecadação dos municípios, respectivamente. Um sinal positivo dos parâmetros estimados indicam que uma maior cobertura do PBF estaria associada a municípios mais populosos e com maior nível de renda *per capita*, os quais possuem melhor estrutura administrativa pública, servidores públicos mais qualificados e melhor desempenho da fiscalização tributária, características que permitem maiores chances de se selecionar corretamente as famílias com perfil de alta vulnerabilidade social. Por sua vez, um sinal negativo dos parâmetros estimados fornecem evidências em favor de uma maior probabilidade de cobertura do PBF em municípios menos povoados, com menores níveis de renda *per capita* e de arrecadação tributária *per capita* e que, geralmente, se tratam de municípios dependentes de transferências governamentais, e onde reside uma parcela significativa do público-alvo do PBF.

As variáveis Taxa de Domicílios com Eletricidade e Taxa de Domicílios com Água Abastecida pela Rede Pública referem-se, respectivamente, à proporção de domicílios particulares que possuem energia elétrica (segundo Tabela 1395 do Censo Demográfico 2010) e abastecimento de água proveniente

de uma rede geral de abastecimento, pelo total de domicílios do município, em termos percentuais. Um sinal positivo dos parâmetros estimados indica que, em municípios onde se observa uma maior presença do Estado, há uma melhor capacidade de gestão dos recursos do PBF, resultando em uma maior cobertura do programa. Por sua vez, um sinal negativo dos parâmetros estimados evidenciaria que, em municípios mais pobres e/ou rurais, onde há uma maior probabilidade de possuírem baixas taxas de cobertura da rede elétrica e carência no fornecimento de água pela rede pública, a cobertura do PBF seria maior, cumprindo assim seu papel de programa de inclusão social.

O Coeficiente de Gini é uma medida do grau de desigualdade de renda existente na distribuição de indivíduos segundo a renda domiciliar *per capita*. Seu valor varia de 0, quando não há desigualdade (a renda domiciliar *per capita* de todos os indivíduos tem o mesmo valor), a 1, quando a desigualdade é máxima (apenas um indivíduo detém toda a renda). O universo de indivíduos é limitado àqueles que vivem em domicílios particulares permanentes. Maiores medidas de Gini (isto é, sinal positivo do parâmetro estimado) proporcionariam menores dificuldades de gestão dos recursos do PBF nesses municípios, uma vez que a identificação da população mais pobre seria realizada de maneira mais fácil. Por outro lado, medidas de Gini menores (isto é, sinal negativo do parâmetro estimado) seriam relacionadas a maiores dificuldades de identificação dos elegíveis ao programa. Portanto, o Coeficiente de Gini tende a estar positivamente correlacionado com a probabilidade de cobertura do PBF.

A Taxa de Analfabetismo corresponde ao percentual de pessoas com 15 anos ou mais de idade que não sabem ler e escrever pelo menos um bilhete simples, no idioma que conhecem, na população total residente da mesma faixa etária, em determinado espaço geográfico, no ano considerado. Um sinal negativo no parâmetro estimado pode indicar que, em municípios onde a taxa de analfabetismo seja menor, seus habitantes mais pobres seriam mais conscientes e propensos à reivindicação. De outra forma, um sinal positivo do parâmetro estimado nos leva a aferir sobre uma associação positiva entre a probabilidade de cobertura do PBF e o insuficiente padrão educacional municipal. Vale ressaltar que a própria taxa de analfabetismo costuma estar associada ao grau de desenvolvimento econômico local.

A razão escolas/crianças refere-se ao número de escolas públicas que oferecem educação básica relativamente ao total de crianças com idade entre 0 a 17 anos. Trata-se de uma variável *proxy* de oferta de escolas, e busca-se vincular a maior oferta de escolas à contrapartida exigida no PBF de que as crianças das famílias deveriam frequentar no mínimo 85% das aulas. Nesse contexto, uma interpretação possível seria a de que uma maior medida de escolas/crianças refletiria uma maior oferta de escolas nos municípios. Se a oferta de escolas nos municípios for restrita a ponto de desencorajar as famílias a enviarem suas crianças às escolas, isso impediria essas famílias, ainda que elegíveis a serem beneficiárias do PBF. Logo, uma oferta maior de escolas nos municípios agiria como um facilitador para as famílias se interessarem em participar do programa, uma vez que desse modo poderiam cumprir suas contrapartidas.

O Índice de Gestão Descentralizada Municipal (IGD-M), que é um indicador que varia de 0 a 1, avalia a qualidade e a atualização das informações do Cadastro Único por parte da gestão municipal, assim como a qualidade e a integridade das informações sobre o cumprimento das condicionalidades das áreas de Educação e de Saúde. Possui periodicidade anual, e no seu cálculo

leva-se em consideração a multiplicação de quatro fatores: fator de operação do PBF, fator de adesão ao Sistema Único de Assistência Social (SUAS), fator de informação da apresentação da comprovação de gastos dos recursos do IGD-M, e fator de informação de aprovação total da comprovação de gastos dos recursos do IGD-M pelo Conselho Municipal de Assistência Social⁴. De acordo com Araújo et al. (2015), o principal componente do IGD-M é o fator de operação, que trata de variáveis sínteses dos processos restritos à gestão municipal do programa, sendo este formado por quatro subindicadores: cobertura do Cadastro Único, atualização do Cadastro Único, condicionalidade da Educação e condicionalidade da Saúde. Por exemplo, a cobertura do Cadastro Único trata do número de inscritos no cadastro do PBF com perfil de renda *per capita* em situação de pobreza e pobreza extrema no município, em conformidade com os dados censitários do IBGE. Já a atualização do cadastro, que é um mecanismo adotado para que o PBF mantenha a focalização ao longo do tempo, consiste em verificar se as famílias que recebem o benefício permanecem sob a condição de pobreza, permitindo sua participação no PBF, sendo feita a cada dois anos por agentes municipais que revisitam as famílias para verificarem se as condições de vida mudaram ou permaneceram as mesmas.

A condicionalidade da educação objetiva que todas as crianças e adolescentes entre 6 e 17 anos devem estar devidamente matriculadas e com frequência escolar mensal mínima (6 a 15 anos: 85% da carga horária; 16 e 17 anos: 75% da carga horária, no mínimo). Por sua vez, a condicionalidade da saúde tem por objetivo idas semestrais aos estabelecimentos de saúde onde as famílias devem ser acompanhadas quanto à imunização das crianças, acompanhamento pré-natal das gestantes, assim como deve ser realizada antropometria (mensuração de peso e altura/comprimento) para monitoramento do estado nutricional dos indivíduos, verificando em que dimensão a insegurança alimentar grave está sendo combatida (Araújo et al. 2015).

Criado pela Portaria MDS/GM nº 148/2006 e alterado pela Portaria MDS/GM nº 754/2010, o IGD-M tem como objetivo avaliar mensalmente a qualidade da gestão do Programa Bolsa Família em cada município e, a partir dos resultados indicados, oferecer apoio para que os municípios melhorem suas respectivas gestões. Com base nesse indicador, o MDS repassa recursos aos municípios para incentivar o aprimoramento da qualidade da gestão do Programa Bolsa Família, em âmbito local, e contribui para que os municípios executem as ações que estão sob sua responsabilidade. Quanto maior o valor do IGD-M, maior será também o valor dos recursos a serem repassados. Espera-se que o parâmetro estimado referente a essa variável tenha sinal positivo, já que o IGD-M deve refletir, entre outros fatores, a qualidade da gestão do Cadastro Único no município e estaria associado, portanto, a um vazamento menor.

A proporção de famílias beneficiárias sobre famílias elegíveis $\frac{B}{E}$ retrata o aporte relativo de recursos do programa ao município, e espera-se um sinal positivo para o parâmetro correspondente, pois, como essa variável influencia a probabilidade de cobertura diretamente, haja vista a identidade apresentada na Equação (2), quanto maior o aporte relativo de recursos a um município, maior o alcance para um mesmo vazamento. Os demais regressores influen-

⁴Os três últimos fatores, quando cumpridos, apenas multiplicam o Fator I por 1, de modo que o Fator de Operação é o componente principal do IGD-M. Maiores informações sobre a metodologia de cálculo do IGD-M encontram-se disponíveis em: <http://www.mds.gov.br/bolsafamilia/gestaodescentralizada/CadernodoIGD-M>

ciam a variável dependente indiretamente por meio da influência sobre o vazamento.

No que se refere à estimação econométrica do modelo *logit*, as informações sobre as variáveis PIB, população municipal, Taxa de Domicílios com Eletricidade e Taxa de Domicílios com Água Abastecida pela Rede Pública foram obtidas no sítio eletrônico do IBGE⁵.

A variável Densidade Demográfica, que é dada pela razão população total e a área do município (hab/km^2) para o ano de 2010, foi construída a partir das informações sobre população residente em áreas urbanas e área do município, sendo obtidas no sítio eletrônico do IPEADATA⁶.

Os dados sobre o IGD-M foram obtidos junto ao MDS⁷. Já as informações sobre a variável Receita Tributária foram obtidas no banco de dados “Finanças do Brasil: Dados Contábeis dos Municípios (FINBRA)” para o ano de 2010, disponibilizado no sítio eletrônico da Secretaria do Tesouro Nacional (STN)⁸. Em particular, no tocante ao Distrito Federal (DF), recorreu-se às informações constantes no arquivo de Execução Orçamentária dos Estados, disponível no sítio eletrônico da STN.

As informações sobre a variável Taxa de Analfabetismo foram obtidas no sítio eletrônico do DATASUS⁹. O Coeficiente de Gini foi estimado a partir dos microdados da amostra do Censo 2010 (IBGE), e da aproximação da renda familiar ajustada *per capita ex-ante*, descrita no Apêndice deste estudo. A variável beneficiários/elegíveis também foi construída a partir dos microdados da amostra do Censo IBGE 2010. Por fim, a variável escolas/crianças foi construída a partir de informações constantes no sítio do IBGE e no Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais Anísio Teixeira (INEP).

A Tabela 3 a seguir apresenta os resultados das principais estatísticas descritivas das variáveis utilizadas nesse estudo. Observa-se que, em média, 97% dos municípios apresentam domicílios que possuem energia elétrica, e que 69% dos municípios apresentam domicílios com água abastecida pela rede pública. Apesar de que, em média, o PIB *per capita* é de R\$ 12.786,75, a Receita Tributária *per capita* é de R\$ 122,95, e a densidade demográfica é de 108,19 habitantes por km^2 , deve-se levar em consideração a dispersão dos dados conforme valores dos respectivos desvios-padrão, e pelos valores de máximo e de mínimo. Em média, tratam-se de municípios muito heterogêneos em relação à desigualdade de renda, conforme pode ser visto nos valores mínimo e máximo do Coeficiente de Gini, os quais demonstram uma alta dispersão. Entretanto, tratam-se de municípios que apresentam uma boa gestão dos recursos do Programa Bolsa Família, conforme o valor médio de 0,805 do IGD-M. Observa-se uma maior dispersão dos dados relacionados às variáveis taxa de analfabetismo e relação Escolas/Crianças. Já a relação Beneficiário/Elegível apresenta baixos valores de média e de desvio-padrão.

Para o Brasil, a cobertura do PBF (P_f) é, em média, 0,61, com um baixo desvio-padrão. Ao se realizar uma análise segmentada da probabilidade de cobertura do PBF por tercís para fins de comparação de médias, observa-se o

⁵Informação disponível em <http://www.ibge.gov.br/home/download/estatistica.shtm>.

⁶Informação disponível em <http://www.ipeadata.gov.br>.

⁷Informação disponível em <http://www.mds.gov.br/bolsafamilia>.

⁸Informações disponíveis em http://www.tesouro.fazenda.gov.br/estados_municipios/index.asp.

⁹Informações disponíveis em <http://www.datasus.gov.br>.

Tabela 3: Estatísticas descritivas

Variável	Obs.	Média	Desvio-Padrão	Mínimo	Máximo
P_I	5564,00	0,610	0,189	0,000	1,000
PIB <i>per capita</i>	5564,00	12786,750	14142,890	2269,820	296884,700
Gini	5564,00	0,500	0,069	0,290	0,854
Taxa de Analfabetismo	5564,00	15,810	9,750	0,900	47,100
IGD-M	5564,00	0,805	0,087	0,473	0,978
Receita Tributária <i>per capita</i>	5564,00	122,950	178,310	0,000	3739,340
Beneficiários/Elegíveis	5564,00	1,528	0,826	0,000	14,750
Densidade Demográfica	5564,00	108,190	572,410	0,130	13049,890
Taxa de Domicílios com Eletricidade	5564,00	97,040	5,800	29,220	100,000
Escolas/Crianças	5564,00	0,005	0,003	0,001	0,038
Taxa de Domicílios com Água RP	5564,00	69,097	19,934	0,000	99,960
P_I (1 Tercil)	1855,00	0,387	0,118	0,000	0,541
P_I (2 Tercil)	1855,00	0,639	0,054	0,541	0,728
P_I (3 Tercil)	1854,00	0,803	0,048	0,728	1,000

Nota: Elaboração dos autores. “RP” significa Rede Pública. No conjunto de 11 variáveis para 5.564 municípios (unidades cross-section), a quantidade de informações totaliza 267.072.

1 - O 1 tercil representa o grupo de municípios com menor quantidade de famílias elegíveis; O 3 tercil representa grupo de municípios com maior quantidade de famílias elegíveis; O 2 tercil representa o grupo intermediário de municípios com famílias elegíveis.

2 - No que se refere à variável “taxa de domicílios abastecidos com água da rede pública”, obtida no DATASUS, o valor zero corresponde aos valores ausentes (missing values) correspondentes aos seguintes cinco municípios: (i) Betânia do Piauí/PI (código IBGE n 2201739); (ii) Santa Cecília/PB (código IBGE n 2513158); (iii) Santo André/PB (código IBGE n 2513851); (iv) São José do Brejo do Cruz/PB (código IBGE n 2514651); (v) Sossego/PB (código IBGE n 2516151).

O valor mínimo zero para a variável beneficiários/elegíveis se refere ao município Monte Belo do Sul/Rio Grande do Sul (código IBGE n 4312385) que, após a aplicação do algoritmo (ver apêndice), obteve-se $\tilde{P}_I = 0$ e $N\tilde{P}_I = 0$, de modo que $B = \tilde{P}_I + N\tilde{P}_I = 0$, ou seja, não se obteve informações sobre famílias incluídas no programa nesse município. As razões podem ser as seguintes: (i) alguns beneficiários entrevistados pelo Censo podem ter respondido que não recebem o recurso. O próprio IBGE admite que a discrepância entre a estimativa do total dos declarantes beneficiários e a informação prestada pelo MDS é grande demais para representar um erro de estimativa. Muitos beneficiários devem ter negado na entrevista ao Censo. Além disso, a subdeclaração é um fenômeno universal em se tratando de programas de transferência de renda condicionada; (ii) alguns beneficiários entrevistados podem ter respondido ignorar se são, ou não, beneficiário e, nesse caso, o algoritmo atribui a condição de não beneficiário; (iii) alguns beneficiários entrevistados podem ter declarado serem beneficiários, mas ignorarem o valor da renda de outras fontes; (iv) alguns beneficiários entrevistados podem ter declarado serem beneficiários, terem informado os valores das rendas de outras fontes, mas terem caído em alguns dos filtros constantes no algoritmo, recebendo assim o status de não beneficiário, por exemplo, valor declarado de um salário mínimo para o benefício ou qualquer valor maior ou igual a dois salários mínimos.

maior valor médio se concentra no 3º tercil (0,803), que representa o grupo de municípios com mais famílias elegíveis.

5 Análise dos Resultados

5.1 Resultados Econométricos

Antes de iniciar a estimação econométrica, houve a necessidade de se verificar a presença de multicolinearidade por meio de dois testes: (i) Fator de Inflação da Variância (VIF); e (ii) *Conditional Index*. VIF maior do que 10 e *Conditional Index* acima de 30 indicam presença de multicolinearidade.

Os resultados reportados na Tabela 4 a seguir indicam ausência de multicolinearidade entre as variáveis a serem utilizadas na estimação *logit*.

Tabela 4: Diagnóstico de multicolinearidade

Variável	VIF	Cond. Index
PIB <i>per capita</i>	1,45	1,00
Gini	1,48	1,54
Taxa de Analfabetismo	2,29	1,79
IGD-M	1,65	1,98
Densidade Demográfica	1,10	2,06
Taxa de Domicílios com Eletricidade	1,47	2,20
Escolas/Crianças	1,42	2,42
Taxa de Domicílios com Água RP	1,36	2,58
Receita Tributária <i>per capita</i>	1,45	2,78
Beneficiários/Elegíveis	1,27	3,23

Nota: Elaboração dos autores. “RP” significa Rede Pública.

Conforme destacado por Greene (2012) (p.729–730), os coeficientes estimados em uma regressão logística não representam diretamente as respostas marginais das variáveis explicativas como no método dos mínimos quadrados ordinários. Assim, foram utilizados os valores médios das variáveis explicativas para efetuar os cálculos dos efeitos marginais sobre a variável dependente $Prob(y = 1|x)$, para cada uma das k variáveis explicativas, em termos de elasticidades, da seguinte forma:

$$\varepsilon_j = \frac{\partial(Prob(y = 1|x = \hat{x}))}{\partial x_j} \times \frac{\hat{x}_j}{Prob(y = 1|x = \hat{x})} \quad (9)$$

Em que $\partial(Prob(y = 1|x = \hat{x}))/\partial x_j = F(\hat{x}\hat{\beta})[1 - F(\hat{x}\hat{\beta})]\hat{\beta}_j$. A elasticidade ε_j representa a mudança percentual da $Prob(y = 1|x)$ decorrente do aumento de um por cento na j -ésima variável explicativa, com todos os regressores avaliados em seus valores médios. As estimativas dessas elasticidades relacionadas ao modelo *logit* para dados agrupados, tanto para o Brasil, quanto por macrorregiões, são apresentadas na Tabela 5. Por exemplo, no caso do modelo *logit* para o Brasil, o aumento de 1% no PIB *per capita* reduz em 0,024% a probabilidade de cobertura do PBF.

Em relação à situação socioeconômica dos municípios, os sinais negativos das elasticidade-renda, elasticidade-receita tributária e elasticidade-densidade demográfica corroboram as evidências de que a probabilidade de cobertura do PBF é maior, na média, em municípios com menores PIB *per capita*, Receita

Tabela 5: Efeitos marginais do modelo *logit* para dados agrupados. Variável dependente: probabilidade de cobertura do PBF (P_T)

Variáveis	Brasil ϵ_j	Norte ϵ_j	Nordeste ϵ_j	Sudeste ϵ_j	Sul ϵ_j	Centro-Oeste ϵ_j
PIB <i>per capita</i>	-0,024 (0,000)***	-0,024 (0,001)***	-0,001 (0,000)***	-0,021 (0,000)***	-0,011 (0,001)***	-0,091 (0,002)***
Gini	0,212 (0,001)***	0,211 (0,004)***	0,163 (0,001)***	0,113 (0,003)***	0,858 (0,007)***	0,395 (0,009)***
Taxa de Analfabetismo	0,154 (0,000)***	0,073 (0,001)***	0,186 (0,001)***	0,203 (0,001)***	0,162 (0,002)***	0,267 (0,004)***
IGD-M	0,666 (0,002)***	0,835 (0,004)***	0,382 (0,002)***	0,762 (0,004)***	0,289 (0,007)***	0,339 (0,011)***
Receita Tributária <i>per capita</i>	0,008 (0,000)***	0,029 (0,000)***	0,005 (0,000)***	0,029 (0,000)***	0,065 (0,001)***	0,004 (0,000)***
Razão Beneficiários/Elegíveis	0,365 (0,001)***	0,530 (0,002)***	0,302 (0,001)***	0,349 (0,002)***	0,434 (0,003)***	0,383 (0,004)***
Densidade Demográfica	-0,001 (0,000)***	-0,001 (0,000)***	-0,001 (0,000)***	-0,001 (0,000)***	-0,002 (0,000)***	-0,004 (0,000)***
Taxa de Domicílios com Eletricidade	0,100 (0,003)***	-0,104 (0,005)***	-0,060 (0,003)***	-1,511 (0,033)***	-4,110 (0,078)***	-0,624 (0,022)***
Razão Escolas/Crianças	0,046 (0,000)***	0,057 (0,001)***	0,039 (0,000)***	0,037 (0,001)***	0,062 (0,002)***	-0,031 (0,003)***
Taxa de Domicílios com Água Abastecida pela Rede Pública	-0,040 (0,001)***	0,002 (0,001)**	-0,021 (0,001)***	-0,085 (0,002)***	-0,040 (0,004)***	-0,028 (0,004)***
Teste de Wald	4690409,05 [0,000]***	246424,59 [0,000]***	918066,35 [0,000]***	1136303,99 [0,000]***	149759,66 [0,000]***	73560,88 [0,000]***
Pseudo-R ² de McFadden	0,1187	0,0388	0,0443	0,1222	0,0565	0,0363
Número de Observações	5564	449	1793	1668	1188	466

Nota: Elaboração dos autores. Estimacões econométricas realizadas no Software Econométrico Stata/SE, versão 12, considerando-se o seguinte:

1 - Erros-padrão robustos entre parênteses, p-valor entre colchetes. (*) significância a 1% ($p < 0,01$); (**) significância a 5% ($p < 0,05$); (***) significância a 10% ($p < 0,1$). Em relação aos efeitos marginais condicionados, no cálculo das elasticidades utilizou-se o comando “margins, eyex(*) atmean noatlegend”. Fonte: Cameron & Trivedi (2010) (p. 351). Como os modelos de resposta binária são, essencialmente, heterocedásticos, tornando os desvios-padrão estimados viesados, utilizou-se para a estimacão da matriz de variância e covariância dos resíduos, desvios-padrão robustos à heterocedasticidade (entre parênteses), conforme proposto por White (1980), com o uso da opção “vce (robust)”. No modelo *logit* para o Brasil, considera-se a presença de constante e de variáveis *dummies* por macrorregiões (mas a variável *dummy* para a região Sudeste foi omitida pelo Stata devido à colinearidade).

4 - O pseudo-R² de McFadden é um indicador sintético de qualidade do ajustamento da estimacão similar ao coeficiente de determinacão R² da regressão linear por mínimos quadrados ordinários (McFadden et al. 1973), sendo definido por: $1 - LLF_{ur}/LFF_r$, em que LLF_{ur} é a função logarítmica não restrita de verossimilhança na qual estão incluídos todos os regressores do modelo (isto é, equivale à soma dos quadrados dos resíduos), e LFF_r é a função logarítmica restrita de verossimilhança na qual está incluído apenas o intercepto (isto é, equivale à soma dos quadrados totais). Seu valor encontra-se no intervalo 0 a 1 (Gujarati 2011) (p.560). Apesar de os resultados do pseudo-R² apresentarem valores baixos na Tabela 5, em modelos *logit*, a qualidade do ajuste não é tão importante quanto a significância econômica e estatística das variáveis explicativas (Wooldridge 2002, Hu et al. 2006).

Tributária *per capita* e população. No que se refere à renda *per capita*, esse resultado confirma as evidências obtidas por Silveira Neto (2010) (p. 62) de que um maior nível de renda *per capita* diminui as chances de uma família ser beneficiada com recursos do PBF. Há de se investigar, entretanto, a diferença de magnitude da elasticidade-renda entre as macrorregiões. Em particular, o coeficiente próximo de zero estimado para o Nordeste pode indicar que o efeito marginal do PIB *per capita* seja menor para níveis menores de renda, que é o caso do Nordeste. Além disso, em municípios onde há carência de fornecimento de água pela rede pública (usualmente municípios pobres e onde reside boa parte do público-alvo), a probabilidade de cobertura do PBF é maior¹⁰.

Os sinais positivos da elasticidade-desigualdade de renda, e da elasticidade associada à taxa de analfabetismo, indicam que a probabilidade de cobertura do PBF é maior em municípios onde há uma maior desigualdade de renda e maior taxa de analfabetismo. Uma maior desigualdade (medida de Coeficiente Gini) estar associada a uma maior probabilidade de cobertura sugere que a heterogeneidade de renda pode tornar mais visível ao gestor público o verdadeiro público alvo. Curiosamente, o efeito marginal do Gini é maior na região Sul. Isso pode ser devido ao fato dos municípios da região Sul apresentarem menores níveis de desigualdade e o efeito marginal da desigualdade sobre a focalização ser decrescente.

Observa-se, também, que, em municípios onde se observa uma melhor qualidade na gestão dos recursos e das informações de famílias beneficiadas pelo PBF, assim como uma maior relação Beneficiários/Elegíveis, a probabilidade de cobertura do PBF é maior. Entretanto, em relação a esse último aspecto, é necessário esclarecer que esse resultado ocorre por construção, uma vez que a variável beneficiários/elegíveis retrata o aporte relativo de recursos do Programa Bolsa Família ao município, conforme visto anteriormente. Além disso, todos os resultados apresentados neste estudo devem ser interpretados via impacto sobre o vazamento.

Quando avaliado isoladamente o impacto da variável razão escolas/crianças, verificamos uma contribuição positiva sobre a probabilidade de cobertura do PBF, evidenciando que, quanto maior for a presença física do Estado, maior o alcance do PBF às famílias elegíveis, uma vez que a escola pode ser considerada um instrumento do Estado para alcançar os potenciais beneficiários do PBF.

5.2 Simulação sob Perfeita Focalização do PBF

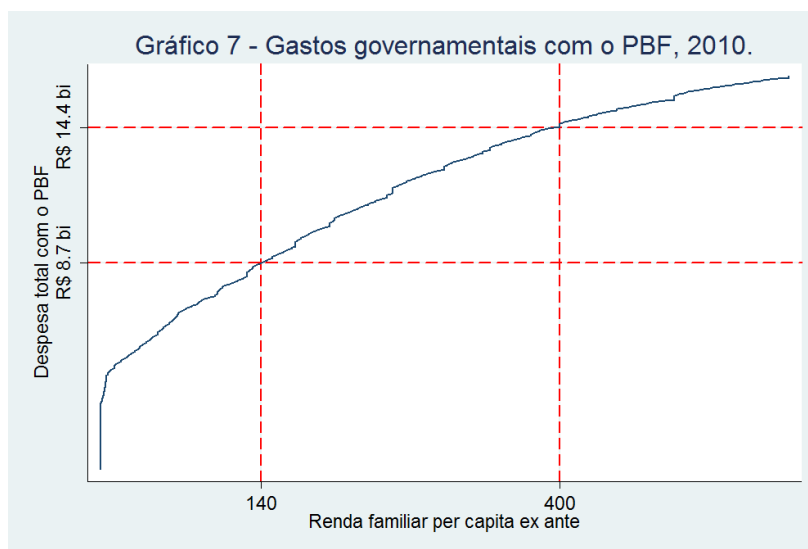
Nesta seção, realiza-se uma simulação sob a hipótese de perfeita focalização, sendo definida como uma situação em que o vazamento é nulo (nenhum inelegível é incluído no programa) e ocorre a universalização do programa (todos os elegíveis são incluídos no programa). Nessa simulação, descrita na Figura 5 a seguir, considerou-se as famílias brasileiras organizadas em ordem crescente de renda familiar *per capita ex-ante* aproximada, e se distribuiu os benefícios do PBF nessa ordem. Além disso, a distribuição dos benefícios do Programa Bolsa Família é feita até que a renda da pessoa ultrapasse o valor da linha de pobreza.

¹⁰A região Centro-Oeste apresenta duas divergências de sinais dos coeficientes em relação às demais regiões. A primeira é o sinal positivo da receita tributária. A segunda é o sinal negativo da razão escolas/crianças. Essas correlações podem dever-se a fatores idiossincráticos da região e devem ser objetos de futuras investigações.

Abstraindo-se as imprecisões das estimativas da renda das famílias, estima-se que, se os gestores públicos tivessem acesso à informação perfeita (hipótese de perfeita focalização), seriam necessários R\$ 8,7 bilhões para universalizar o PBF em 2010. Além disso, o montante efetivamente gasto naquele ano pelo governo, R\$ 14,4 bilhões (*Revista Brasileira de Monitoramento e Avaliação* 2012)¹¹, sob essa hipótese, permitiria a extensão do PBF a todas as famílias com renda *per capita* até R\$ 400,00.

Todavia, essa simulação sob a hipótese de perfeita focalização deve ser ponderada para questões relacionadas ao custo de obtenção das informações necessárias. A identificação precisa do público-alvo exigiria: (i) uma ampla pesquisa de campo que estendesse o Cadastro Único ao ponto de incluir todas as famílias elegíveis; (ii) o correto registro da renda habitual das famílias cadastradas - vencendo inclusive o obstáculo da assimetria de informação inerente ao comportamento estratégico dos agentes; e, por fim, (iii) um monitoramento contínuo para identificação de famílias levadas à situação de pobreza pela oscilação de sua renda, bem como, por outro lado, daquelas que tenham logrado inserir-se no mercado de trabalho.

É óbvio que o esforço para levantamento de toda essa informação implicaria um custo elevado, mas sua estimativa foge ao escopo do presente estudo. De qualquer maneira, é importante assinalar que a existência de um custo não desprezível para identificação precisa do público alvo faz com que um determinado nível de vazamento seja aceitável. Assim, os resultados apresentados nessa simulação, sob hipótese restritiva, trazem importantes insights para fins de política econômica.



Nota: Elaboração dos autores.

Figura 5: Gastos governamentais com PBF, 2010

¹¹Fonte: BRASIL. *Revista Brasileira de Monitoramento e Avaliação*, número 3. Gráfico 2: Gasto Total do Governo Federal com o PBF - Brasil 2004/2012 (página 80). Brasília, DF, Ministério do Desenvolvimento e Combate à Fome, Secretaria de Avaliação e Gestão da Informação, jan-jun/2012. Disponível em: http://aplicacoes.mds.gov.br/sagirms/ferramentas/docs/RBMA/RBMA_03.pdf. Acesso em: 23 março 2015.

5.3 Simulações de Políticas

Esta seção descreve os resultados de duas simulações, realizadas a partir dos resultados econométricos apresentados na seção anterior, com vistas a avaliar com mais detalhe o impacto do IGD-M, e depois da relação Benefícios/Elegíveis, sobre a cobertura nacional estimada para o PBF. Assim, consideram-se, para cada município, os seus dados originais, com exceção da variável de interesse (alternadamente, IGD-M e Benefícios/Elegíveis), que foi estabelecida a um mesmo nível para todos os municípios. Considerando vários níveis ao longo do escopo apresentado pela amostra, logrou-se descrever o comportamento da cobertura estimada do PBF e sua sensibilidade a variações das variáveis de interesse.

As Figuras 6 e 7 mostram, respectivamente, as coberturas ajustadas para cada um dos níveis considerados de IGD-M e da razão beneficiários/elegíveis. Nesse último caso, considerou-se ainda a situação em que todos os municípios tivessem IGD-M máximo (igual a 1).

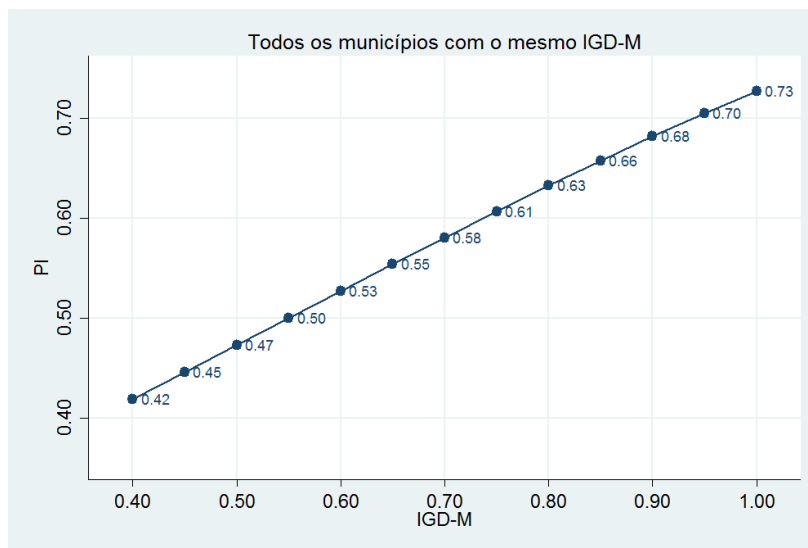
As estimativas indicam uma forte relação entre a qualidade da gestão do cadastro municipal medida pelo IGD-M e a cobertura estimada para o programa. Comparando as estimativas apresentadas na Figura 6 àquelas dispostas na Tabela 3, conclui-se que a melhoria da gestão municipal do cadastro pode efetivamente levar a maior cobertura por meio da redução do vazamento (erro tipo II). É notável, entretanto, a distância entre a ampliação de cobertura alcançável com a melhoria do IGD-M e a universalização do PBF. Essa constatação parece apontar para a possibilidade de que o IGD-M não reflita com perfeição a “contaminação” dos cadastros municipais com famílias inelegíveis, o que está relacionado, por sua vez, à própria dificuldade de filtrar essa contaminação, haja vista os custos envolvidos já mencionados na Seção 5.2.

Com relação à razão beneficiários/elegíveis, ao introduzir a identidade descrita na Equação (2), explica-se que a cobertura do PBF (P_I) depende do aporte de recursos (B/E) e do vazamento (NP_I), e pondera-se que, sendo B/E uma variável de política, a qual é exógena, considera-se que o canal de transmissão para os demais regressores seria o vazamento, desprezando-se N_E/B por simplificação. Assim, ao se inserir B/E como regressor, e alterar seu valor em uma simulação, considera-se as demais variáveis (que influenciam o vazamento) constantes.

No entanto, ao se introduzir mais recursos, aumentando B/E , seleciona-se famílias elegíveis e também não elegíveis, de maneira que sobem ambos PI e NPI . O crescimento do NPI reduz o impacto do aumento dos recursos sobre o B/E . Assim, rigorosamente, o vazamento não tem como permanecer constante, a menos que os novos benefícios se destinassem apenas a famílias elegíveis. O coeficiente estimado para B/E representa o efeito líquido do aumento de recursos menos o erro de seleção. É preciso esclarecer que, apesar de os demais regressores alterarem a cobertura por meio do vazamento, este também é afetado por alterações do aporte de recursos.

Além disso, convém esclarecer que cada incremento considerado na simulação, da ordem de 0,5 (ver Figura 7), representa um acréscimo substancial de recursos, tendo em vista que as estimativas obtidas com os microdados do Censo 2010 indicam uma razão de 1,415 naquele momento. Dessa maneira, considerando todos os municípios com o mesmo aporte relativo de recursos como proporção do número de famílias elegíveis e o PBF como desenhado à época (valores de benefícios e demais regras), estima-se que seria necessá-

rio um acréscimo vultoso de recursos para a realização de uma cobertura de 90% das famílias elegíveis. É interessante notar que uma melhoria substancial e generalizada das gestões dos cadastros municipais, segundo medidas pelo IGD-M, permitirá uma economia importante de recursos para obtenção desse mesmo nível de cobertura.

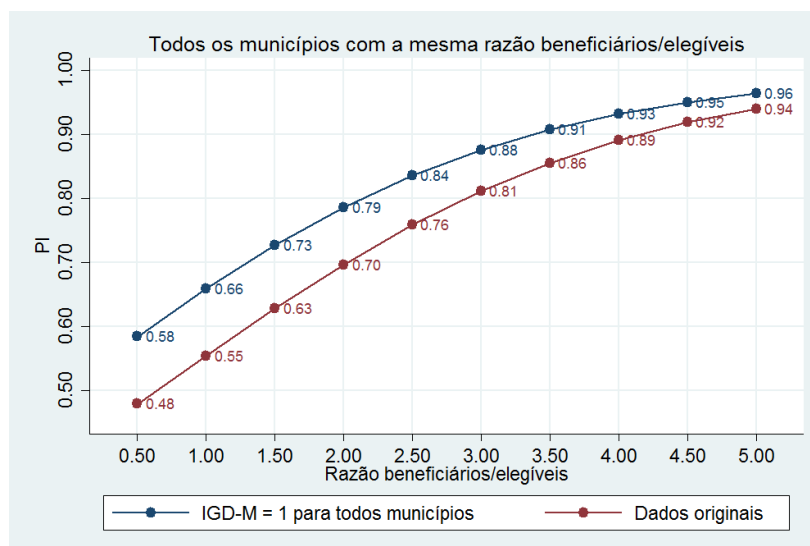


Nota: Elaboração dos autores.

Figura 6: Variações da qualidade de gestão dos cadastros segundo o IGD-M

Todavia, em relação à variável beneficiários/elegíveis, é importante explicar a diferença entre razão consistente com a simulação (1,415) e a média aritmética reportada na Tabela 3 de estatística descritiva (1,528). A simulação parte da hipótese de que há uma mesma relação beneficiários/elegíveis para todos os municípios, isto é, pressupõe uma hipotética redistribuição intermunicipal de recursos que resulta na relação beneficiários/elegíveis para todo o Brasil. Note que o denominador (famílias elegíveis) equivale a soma de PI e PE, ao passo que numerador equivale ao número de famílias beneficiárias. Já a Tabela 3 de estatística descritiva faz o cálculo da média aritmética da variável beneficiários/elegíveis calculada para cada município. Finalmente, é importante informar que, nesse estudo, os dados ausentes (*missing values*) se referem à informação não declarada¹².

¹²No presente estudo, os dados ausentes (*missing values*) se referem à informação não declarada, no nível individual, inicialmente. Por exemplo, são excluídas da amostra famílias cujos todos membros respondem "ignorar" se são, ou não, beneficiários. Após a aplicação dos filtros associados ao algoritmo descrito no apêndice deste estudo, e a correspondente agregação por município das informações tratadas, considerou-se como valor zero os dados ausentes em nível municipal, como se não estivesse faltando informação, de modo que os municípios que apresentavam dados ausentes sobre determinadas variáveis não foram excluídos da análise. Conforme reportado em nota de rodapé da Tabela 3, no conjunto de 11 variáveis para 5.564 municípios (unidades *cross-section*), a quantidade de informações totaliza 267.072. Constatou-se a existência de 173 *missing values*, distribuídos nas seguintes variáveis: inclusão correta ou cobertura (25), receita tributária *per capita* (142), razão beneficiários/elegíveis (1), e taxa de domicílios com abastecimento de água pela rede pública (5). Ou seja, tem-se uma taxa de 0,065% de *missing values*,



Nota: Elaboração dos autores.

Figura 7: Variações da relação beneficiários/elegíveis

6 Considerações Finais

A evidência empírica internacional tem mostrado que a descentralização de programas governamentais de redução de pobreza resulta em uma melhor focalização desses programas. Segundo argumenta Cavalcante (2011), as experiências conhecidas na América Latina, apesar de bem diversificadas, compartilham entre si três componentes básicos: transferência monetária direta à família, foco nos segmentos mais pobres e existência de condicionalidades. Outra similaridade comum a esses programas diz respeito à percepção de que a pobreza é um problema multidimensional e, portanto, o combate às precárias condições de vida da população tem caminhado em paralelo com iniciativas nas áreas de educação, saúde, habitação, assistência social e trabalho.

Um dos focos da descentralização de programas governamentais de redução de pobreza tem sido melhorar a *accountability* no processo de prestação do serviço público, limitando os problemas inerentes ao sistema centralizado tradicional. O argumento em favor de descentralizar o fornecimento do serviço público reside no fato de que os governos locais estarão sujeitos a pressões eleitorais dos cidadãos, os quais são mais capazes de monitorar a prestação do serviço público do que uma autoridade central distante (Bardhan & Mookherjee 2005).

Este estudo teve por objetivo realizar uma investigação sobre a focalização do PBF e seus determinantes imediatos, assim como a realização de uma análise quantitativa sobre famílias beneficiárias, elegíveis e não elegíveis, utilizando-se as informações municipais constantes no Censo IBGE 2010 para implementação de um indicador de focalização baseado em medidas de alcance e de precisão do programa.

Um resultado interessante refere-se ao fato de que os percentuais associa-

não afetando a propriedade de eficiência do estimador, nem tornando os resultados aqui obtidos viesados.

dos ao erro tipo I (exclusão indevida) são maiores que os percentuais associados ao erro tipo II (inclusão indevida). Além disso, quando observada a distribuição acumulada das famílias beneficiárias do PBF no ano de 2010, chega-se a uma estimativa de que 49,55% dessas famílias estariam recebendo acima do teto estabelecido em lei (até R\$ 140,00).

Contudo, conforme assinalado, parte da imprecisão está relacionada à inclusão de famílias com renda *per capita* acima, mas muito próxima do teto de R\$ 140,00. Considerando uma natural oscilação da renda, é razoável relativizar a importância da inclusão indevida dessas famílias. Nesse sentido, seria de se esperar que esforços de redução do vazamento (erro tipo II) focassem na exclusão do programa de famílias beneficiárias com renda razoavelmente distante do teto estabelecido.

Os resultados econométricos do modelo *logit* estimado apontam para uma relação inversa entre a cobertura do programa e os níveis de desenvolvimento social e econômico dos municípios. Há evidências de que municípios com maior qualidade na gestão dos recursos do PBF, conforme mensurado pelo IGD-M, também apresentam percentuais superiores de cobertura. Sendo esta uma variável de gestão, é direto o bônus decorrente da adoção de boas práticas no gerenciamento do programa.

As simulações de política indicam uma forte relação entre a qualidade da gestão do cadastro municipal medida pelo IGD-M e a cobertura estimada para o programa. Entretanto, mesmo em uma simulação em que todos os municípios operam com IGD-M máximo, a probabilidade de cobertura atingida é de 73%. Portanto, infere-se que um direcionamento de políticas para universalização do programa deve envolver esforços tanto para fins de efetivo alcance das famílias elegíveis, mas não beneficiárias, bem como para redução do vazamento do programa. Sem direcionar esforços nesses dois eixos, a universalização do programa requereria um aporte significativo de recursos.

Para pesquisas futuras, recomenda-se avaliar o atual desenho de mecanismos inerente aos índices de gestão descentralizada municipal e estadual (IGD-M e IGD-E), bem como sua importância como geradores de incentivos à melhor gestão dos recursos por parte dos entes subnacionais. Por fim, convém assinalar que, diante (i) da dificuldade de melhorar a precisão de um programa capilarizado como o PBF em país de dimensões continentais como o Brasil, e (ii) da grande parcela de famílias elegíveis ainda não incluídas no programa, é difícil imaginar sua universalização sem a expansão dos recursos destinados aos benefícios.

Agradecimentos

Os autores agradecem o excelente trabalho de assistente de pesquisa de Gabriel Weber Costa da Fundação Getúlio Vargas de São Paulo. Além disso, os autores agradecem ao parecerista anônimo da Revista *Economia Aplicada*, assim como aos participantes dos seguintes encontros, pelos comentários e sugestões de aprimoramentos: Seminário Regional de Política Fiscal da CEPAL (2013), VI Encontro CAEN-EPGE de Políticas Públicas e Crescimento Econômico (2013), 43º Encontro Nacional de Economia (2015), seminários acadêmicos da Universidade de Brasília e da Universidade Católica de Brasília.

Referências Bibliográficas

- Alatas, V., Banerjee, A., Hanna, R., Olken, B. A. & Tobias, J. (2012), 'Targeting the poor: evidence from a field experiment in Indonesia', *American Economic Review* **102**(2), 1206–1240.
- Alderman, H. (2002), 'Do local officials know something we don't? Decentralization of targeted transfers in Albania', *Journal of Public Economics* **83**(3), 375–404.
- Anuatti-Neto, F., Fernandes, R. & Pazello, E. (2001), Poverty alleviation policies: the problem of targeting when income is not observed. Ribeirão Preto, FEA/RP, 2001 (Texto para Discussão, n. 17).
- Araújo, F. R., Araújo, M. A. D. & Souza, F. J. (2015), 'Uma avaliação do índice de gestão descentralizada do Programa Bolsa Família', *Revista de Administração Pública* **49**(2), 367–393.
- Bardhan, P. & Mookherjee, D. (2005), 'Decentralizing antipoverty program delivery in developing countries', *Journal of Public Economics* **89**, 675–704.
- Barros, R. P. d., Henriques, R. & Mendonça, R. (2006), O papel das transferências públicas na queda recente da desigualdade de renda brasileira, in R. P. d. Barros, M. M. Foguel & G. Ulyssea, eds, 'Desigualdade de Renda no Brasil: Uma Análise da Queda Recente', Vol. 2, IPEA, Brasília.
- Cameron, A. C. & Trivedi, P. K. (2010), *Microeconometrics Using Stata - Revised Edition*, The Stata Press Publication, Texas.
- Cavalcante, P. L. C. (2011), 'Programas de transferência condicionada de renda na América Latina: uma abordagem comparada entre Brasil, México, Chile e Colômbia', *Revista do Serviço Público* **62**(2), 105–118.
- Coady, D., Grosh, M. & Hoddinott, J. (2005), The targeting of transfers in developing countries: review of experiences and lessons. Washington, D. C., World Bank, Discussion Paper n. 0526.
- Galasso, E. & Ravallion, M. (2005), 'Decentralized targeting of an antipoverty program', *Journal of Public Economics* **89**(4), 705–727.
- Greene, W. H. (2012), *Econometric Analysis, International Edition*, 7 edn, Pearson Prentice Hall, New Jersey.
- Gujarati, D. N. (2011), *Econometria Básica*, 5 edn, McGrawHill Bookman, Porto Alegre.
- Hu, B., Shao, J. & Palta, M. (2006), 'Pseudo-R² in logistic regression model', *Statistica Sinica* **16**, 847–860.
- Kerstenetzky, C. L. (2009), 'Redistribuição e desenvolvimento? A economia política do Programa Bolsa Família', *Dados - Revista de Ciências Sociais* **52**(1), 53–83.
- McFadden, D. et al. (1973), 'Conditional logit analysis of qualitative choice behavior', *Frontiers in Econometrics* pp. 105–142.

Musgrave, R. A. (1971), 'Economics of fiscal federalism', *Nebraska Journal of Economics and Business* **10**(4), 3–13.

Oates, W. E. (1999), 'An essay on fiscal federalism', *Journal of Economic Literature* **37**(3), 1120–1149.

Pedrozo Jr, E. (2010), Efeitos de elegibilidade e condicionalidade do Programa Bolsa Família sobre a alocação de tempo dos membros do domicílio. Tese de Doutorado em Economia de Empresas, Escola de Economia de São Paulo da Fundação Getúlio Vargas, São Paulo.

Revista Brasileira de Monitoramento e Avaliação (2012). Acesso em: 23 março 2015.

URL: http://aplicacoes.mds.gov.br/sagirmips/ferramentas/docs/RBMAs/RBMA_03.pdf

Silveira Neto, R. M. (2010), Impacto do Programa Bolsa Família sobre a frequência à escola: estimativas a partir de informações da pesquisa nacional por amostra de domicílio (PNAD), in J. A. Castro & L. Modesto, eds, 'Bolsa Família 2003-2010, Avanços e Desafios', Vol. 2, IPEA, Brasília.

Soares, S., Osório, R. G., Soares, F. V., Medeiros, M. & Zepeda, E. (2007), Programas de transferência de renda no Brasil, Chile e México: impactos sobre a desigualdade. Brasília, IPEA, 2007, Texto para Discussão, n. 1293.

Soares, S., Ribas, R. P. & Soares, F. V. (2009), Focalização e cobertura do Programa Bolsa Família: qual o significado dos 11 milhões de famílias? Brasília, IPEA, 2009, Texto para Discussão, n. 1396.

Tavares, P. A., Pazello, E. T., Fernandes, R. & Camelo, R. d. S. (2009), 'Uma avaliação do Programa Bolsa Família: focalização e impacto na distribuição de renda e pobreza', *Pesquisa e Planejamento Econômico* **39**(1).

Wooldridge, J. M. (2002), *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, The MIT Press, Cambridge, Massachusetts.

Apêndice A Construção da Variável Renda Familiar Ajustada *per capita ex-ante*

No Censo Demográfico 2010, os benefícios do Programa Bolsa Família estão incluídos na variável V6591, juntamente com os rendimentos provenientes de juros de poupança, aplicações financeiras, aluguel, pensão ou aposentadoria de previdência privada, programas sociais ou de transferência de renda, e outras fontes que a pessoa tinha no mês de julho de 2010. Como a identificação das famílias pobres neste estudo exige a informação da renda familiar *per capita ex-ante* (expurgada do benefício do PBF), houve a necessidade de se elaborar uma variável *proxy* dos benefícios do PBF, a partir da variável V6591, para então se obter uma *proxy* para a variável “renda familiar ajustada *per capita ex-ante*”. A dedução do valor do benefício exige a proposta de um algoritmo que busque identificar, de maneira razoável, a parcela daqueles rendimentos que lhe corresponde, e o algoritmo aqui utilizado combina elementos presentes nos procedimentos adotados em situação análoga por Pedrozo Jr (2010) e por Barros et al. (2006).

Para tanto, considera-se a informação da variável V6527 (“rendimento mensal total em julho de 2010”), e atribui-se valor igual a zero para os *missing values*, que correspondem às informações de renda das crianças com idade inferior a 10 anos. A seguir, são excluídos da amostra os indivíduos nas seguintes condições, segundo a variável V0502 (“relação de parentesco ou de convivência com a pessoa responsável pelo domicílio”): agregado, convivente, pensionista, empregado doméstico, parente do empregado doméstico, e individual em domicílio coletivo.

Os beneficiários do Programa Bolsa Família são identificados a partir da variável V0657 (“em julho de 2010, tinha rendimento mensal habitual de Programa Social Bolsa Família ou Programa de Erradicação do Trabalho Infantil (PETI)¹³”). Atribui-se status de beneficiário a qualquer indivíduo residente em domicílio com ao menos uma pessoa que responda “sim” à pergunta. São excluídos da amostra indivíduos residentes em domicílios que só apresentam “ignorado” como resposta.

A seguir, é construída a *proxy* dos valores recebidos do PBF a partir da variável V6591, já mencionada, segundo as regras e valores utilizados pelo programa em 2010 e relatados na Tabela 1 deste trabalho. O número de filhos jovens (de até 15 anos, e de 16 ou 17 anos), para cada família, corresponde ao número de indivíduos nessas faixas etárias residentes no domicílio.

Por fim, subtrai-se do rendimento mensal total a *proxy* de rendimentos individuais oriundos dos benefícios do programa, e atribui-se o valor médio no domicílio desses valores a cada indivíduo nele residente (“renda familiar *per capita* ajustada *ex-ante*”).

¹³A identificação dos beneficiários com a variável V0657 nos leva a considerar também beneficiários do PETI, o que acarretará, em última instância, à superestimação dos vazamentos do PBF. Entretanto, não se espera que essa diferença seja grande, tendo em vista o número baixo de beneficiários do PETI quando comparado ao PBF.

AVALIAÇÃO EMPÍRICA DA SEMELHANÇA DE CHOQUES E SIMETRIA NA FLUTUAÇÃO ECONÔMICA NA ZONA DO EURO: UMA ANÁLISE UTILIZANDO UM MODELO FAVAR

JACQUELINE MARIA SOUZA ARAÚJO *
ELCYON CAIADO ROCHA LIMA †
LUIZ FERNANDO DE PAULA ‡

Resumo

Este artigo analisa as semelhanças das respostas dos países da Zona do Euro aos choques na política monetária e no câmbio e investiga a simetria das flutuações do nível de atividade por meio da análise da importância relativa da resposta do crescimento do PIB aos choques comum e específico identificados pelo modelo FAVAR utilizado. A importância do choque comum nos diversos países fornece uma medida do grau de integração dos membros da Zona do Euro. Os resultados encontrados apontam para a existência de uma maior integração entre as grandes economias da Zona do Euro e menor integração para as menores economias.

Palavras-chave: Zona do Euro; simetria nas flutuações do produto (PIB); Vetor Autorregressivo Aumentado por Fatores Dinâmicos (FAVAR).

Abstract

This paper aims at analyzing the similarities of the responses of countries in the Eurozone to shocks in the monetary policy and exchange rate policy and to investigate the symmetry of fluctuations in the level of activity by analyzing the relative importance of the response of GDP growth in these countries to common and specific shocks identified by a FAVAR model. The importance of the common shocks provides a measure of the degree of integration of several members of the Eurozone. The results show the existence of greater integration among the major economies of the Eurozone and lesser integration among the small economies.

Keywords: Eurozone; symmetry of fluctuations of GDP; Factor-Augmented Vector Autoregression (FAVAR).

JEL classification: C22, F15.

DOI: <http://dx.doi.org/10.11606/1980-5330/ea168733>

* Mestre em Ciências Econômicas pela Universidade do Estado do Rio de Janeiro - UERJ. E-mail: araujojackie@hotmail.com.

† Professor Associado da Faculdade de Ciências Econômicas da Universidade do Estado do Rio de Janeiro (FCE/UERJ). E-mail: elcyon.lima@uerj.br.

‡ Professor Titular da FCE/UERJ e do IESP/UERJ e Pesquisador do CNPq. E-mail: luizf-paula@terra.com.br.

1 Introdução

A implementação da Zona do Euro tem sido alvo de ampla pesquisa e debate ao longo dos últimos anos (Bayoumi & Eichengreen 1992, Frankel & Rose 1998, Eickmeier 2006, Boivin et al. 2008). A crise da dívida soberana, deflagrada em 2009, desenvolveu-se como resultado do aumento do endividamento do governo na tentativa de resgatar o sistema bancário Europeu em resposta à desaceleração das economias da região que foram profundamente afetadas pela queda acentuada nos preços dos ativos, desencadeada pelo estouro da bolha imobiliária norte-americana, no segmento do mercado conhecido como *subprime*. Esse episódio expôs as fragilidades da Zona do Euro enquanto união monetária, e a governança da política econômica na região, e despertou renovado interesse acerca da discussão sobre as condições necessárias para se formar uma área monetária ótima.

Os critérios necessários para se formar uma união monetária estão apoiados na Teoria de Áreas Monetárias Ótimas (AMO), Mundell (1961). Baseada em seu trabalho pioneiro, que inicialmente destacou a mobilidade dos fatores de produção, especialmente a mobilidade da mão de obra, como propriedade essencial na formação de uma área monetária ótima, aponta-se para a importância da flexibilidade dos preços e dos salários como mecanismos de ajustamento a choques de demanda idiossincráticos. McKinnon (1963), por sua vez, acrescentou à teoria o grau de abertura ao comércio exterior, uma vez que um maior grau de abertura de uma economia ao exterior favoreceria a adoção de taxas de câmbio fixas, enquanto Kenen (1969) contribuiu com a importância da diversificação na estrutura produtiva das economias e com a relevância do federalismo fiscal. Esse conjunto de critérios formam, assim, o núcleo teórico clássico de AMO.

Ao longo do tempo, o arcabouço analítico subjacente à teoria de AMO foi sendo aprimorado e ampliado, emergindo daí uma nova fase da teoria. Os desenvolvimentos recentes envolvem a credibilidade das autoridades monetárias, incorporada por Kydland & Prescott (1977) e Barro & Gordon (1983); a eficiência da política monetária, introduzida por Artis (1991); as instituições do mercado de trabalho, sugerida por De Grauwe (1992); a eficácia dos ajustamentos cambiais, apontada por Tavlas (1993); a natureza dos choques, incluída por Buitier (1995) e a hipótese da especialização, defendida por Krugman (1993) em contraste com a hipótese da endogeneidade, proposta por Frankel & Rose (1998), entre outras contribuições. Autores como Eichengreen (1993) e Rogoff (2001) enfatizam os custos dos países com ciclos de negócios não sincronizados e sem mecanismos compensatórios (como uma política fiscal compensatória) para abrirem mão de sua política monetária para um banco central comum.

Em relação ao último ponto desenvolveram-se duas visões antagônicas, com implicações diferentes para a implementação das uniões monetárias: *a hipótese da especialização* que argumenta que uma maior integração comercial promoverá uma maior especialização setorial, tornando os choques mais assimétricos, conduzindo à menor convergência dos ciclos econômicos e, portanto, menor desejabilidade na formação de uniões monetárias (Krugman 1993); e *a hipótese da endogeneidade* das AMO, que defende que uma maior integração comercial induzirá uma maior convergência nas flutuações do produto e, portanto, maiores benefícios líquidos na formação de uniões monetárias, uma vez que o aumento esperado nos fluxos comerciais entre os membros da união

monetária tornaria os ciclos econômicos mais sincronizados (Frankel & Rose 1998)¹.

Este artigo objetiva contribuir para avaliação da integração dos países da Zona do Euro, analisando as semelhanças das respostas dos países da Zona do Euro aos choques na política monetária e no câmbio e investigando a simetria das flutuações na taxa de crescimento do nível de atividade na região por meio da análise da importância relativa da resposta do crescimento do PIB desses países aos choques comum e específico identificados pelo modelo FAVAR utilizado. Esse modelo é estimado por meio de um método Bayesiano com priors de Litterman (1986).

A importância do choque comum (relativamente ao específico) nos diversos países fornece uma medida do grau de integração dos diversos membros da Zona do Euro. Se o movimento do produto de um país-membro apresentar uma menor sincronia com o movimento do produto da região, a política monetária comum poderá acentuar as flutuações do produto nesse país, em vez de atenuá-las. Por outro lado, se o movimento do produto de um país-membro de uma união monetária apresentar uma maior sincronia com o movimento do produto da união, a adoção de uma política monetária e cambial comum, conduzida por um banco central único, será um substituto muito próximo da política monetária e cambial própria daquele país. Para o propósito deste artigo, entende-se por *integração* a semelhança nos movimentos comuns do produto: um país estará mais integrado quando a resposta ao choque comum for relativamente maior que a resposta ao choque específico.

Mais especificamente, este artigo pretende responder às seguintes questões: (i) Como os países da Zona do Euro respondem a um choque de política monetária e a um choque da taxa de câmbio? (ii) Qual a importância relativa de um choque comum e de um choque idiossincrático (específico)? (iii) Diante dos resultados obtidos, o que se pode concluir a respeito dos movimentos comuns do produto (integração) dos países da Zona do Euro?

Para tanto, o artigo utiliza um modelo de Vetor Autorregressivo Aumentado por Fatores Dinâmicos (FAVAR), com 125 variáveis econômicas e financeiras dos 17 países membros da União Monetária Europeia (UME) e dados trimestrais para o período 1999:1 a 2013:1. O FAVAR é particularmente apropriado por permitir sumariar um amplo conjunto de informações em um pequeno número de fatores dinâmicos, o que torna o modelo parcimonioso.

Além desta introdução, o artigo está organizado da seguinte forma: a Seção 2 efetua uma breve revisão da literatura empírica. A Seção 3 descreve brevemente os dados utilizados. A Seção 4 detalha a metodologia utilizada. Já a Seção 5 descreve e avalia os resultados obtidos. Por fim, a Seção 6 efetua uma síntese do artigo.

2 Breve Revisão da Literatura Empírica

Esta seção realiza uma breve revisão da literatura de trabalhos empíricos que buscaram em sua metodologia estimar choques comuns e/ou idiossincráticos sobre os países membros da Zona do Euro, bem como investigar o grau de convergência entre esses países.

¹Clark & Wincoop (2001) e Baxter & Kouparitsas (2005) também encontraram uma associação positiva entre comércio bilateral e correlação dos ciclos de negócios.

Bayoumi & Eichengreen (1992) e Eichengreen (1993) usaram um VAR Estrutural para identificar choques de oferta e de demanda na Europa e para analisar as respostas dos países da Comunidade Europeia (CE). Fizeram o mesmo exercício para regiões dos EUA, usado como padrão de referência de uma AMO, e compararam os resultados da CE com os EUA. O período analisado foi de 1960 a 1988, ou seja, pré-UEM. A proposta era estudar se os choques da CE se tornaram mais correlacionados como resultado da convergência de políticas macroeconômicas e avaliar a viabilidade da formação de uma área monetária ótima na Europa. Com efeito, tanto a CE como os EUA estavam divididos entre um “centro” de regiões caracterizadas por um comportamento relativamente simétrico e uma “periferia”, cujos choques eram mais fracamente correlacionados com os experimentados pelo “centro”. Os resultados dos choques de demanda foram relativamente maiores nas regiões dos EUA comparados com os países da CE, sugerindo a maior especialização dos últimos e, portanto, a maior fragilidade destes frente a outras fontes de choques. Concluíram que a resposta aos choques foi significativamente mais idiossincrática entre os países membros da Comunidade Europeia (CE) do que entre as regiões dos EUA, indicando que a CE iria encontrar mais dificuldade para funcionar como uma união monetária. Encontraram pequena evidência de convergência entre o “centro” e a “periferia” da CE ao longo do tempo. As funções de impulso resposta indicaram que os países da CE apresentaram respostas mais lentas aos choques do que as regiões dos EUA, o que os autores presumiram ser explicado pela baixa mobilidade dos fatores.

Eickmeier (2006), por sua vez, estimou o tamanho e a persistência de comovimentos entre variáveis econômicas (ciclo de negócios) e a heterogeneidade (dispersão) na área do Euro e seus determinantes no período de 1982 a 2003. Mais precisamente, buscou responder às seguintes perguntas: (i) Quantos fatores comuns ou choques orientavam a economia na área do Euro? (ii) A origem da não estacionariedade das principais variáveis macroeconômicas dos países da UEM devia-se a choques comuns, idiossincráticos ou ambos? (iii) A heterogeneidade entre o desenvolvimento econômico de cada país era causada por choques idiossincráticos ou por choques comuns que se disseminavam de forma assimétrica? Para responder essas e outras questões utilizou a abordagem PANIC (*Panel Analysis of Nonstationarity in Idiosyncratic and Common Components*), que permitiu estimar os fatores comuns e os componentes idiossincráticos, estacionários e não estacionários, e avaliar o grau de persistência destes. Esse instrumental foi complementado com um modelo de fator dinâmico estrutural, que permitiu fazer uma análise estrutural, isto é, identificar choques estruturais comuns e avaliar seus mecanismos de propagação através do sistema. Os principais resultados encontrados foram: (i) identificação de cinco tendências comuns que orientavam a economia na área do Euro, sendo quatro fatores domésticos e um externo, a saber: dois choques de oferta (produtividade e oferta de trabalho), um choque de demanda, um choque de política monetária, e um choque nos EUA; (ii) a fonte da não estacionariedade das principais variáveis macroeconômicas devia-se a choques comuns e idiossincráticos; (iii) uma dispersão menor no desenvolvimento econômico entre os países era devida a choques idiossincráticos, enquanto que a principal força que explicava uma dispersão maior era a propagação assimétrica de choques comuns. A autora concluiu que, apesar dos países membros da UEM estarem intimamente ligados por meio do comércio e dos mercados financeiros, o comovimento econômico entre eles ainda estava longe de ser perfeito e

continuava a persistir a heterogeneidade dos movimentos de produto e preços entre cada país.

Boivin et al. (2008) buscaram caracterizar o mecanismo de transmissão da política monetária na Zona do Euro e entre seus membros, ilustrando como esse mecanismo havia mudado com a introdução do Euro. A ideia geral é decompor as flutuações em séries individuais em um componente determinado por flutuações comuns na Zona do Euro, e um componente que é específico para a série considerada no trabalho. Em particular, objetiva-se também explicar as diferenças observadas ao longo do tempo e entre países em resposta às principais variáveis macroeconômicas. Para tanto utilizaram um Vetor Autor-regressivo Aumentado por Fatores Dinâmicos (FAVAR), a partir do trabalho de Bernanke et al. (2005), com um painel balanceado de 245 séries trimestrais, para o período de 1980:1 a 2007:3. Os autores encontraram importante heterogeneidade de respostas entre os países frente aos choques antes do lançamento do Euro. Em particular, encontraram que um choque na taxa de juros alemã provocou fortes efeitos sobre as taxas de juros de longo prazo na Itália e na Espanha, contribuindo para uma forte contração do consumo nesses dois países. De acordo com suas estimativas, a criação do Euro contribuiu para uma maior homogeneidade nos mecanismos de transmissão da política monetária entre os países membros da Zona do Euro e para uma redução generalizada nos efeitos desses choques. Em particular, as taxas de juros de longo prazo, o investimento, o produto e o emprego responderam em menor intensidade aos choques de taxas de juros de curto prazo no novo regime de política monetária, enquanto o comércio e a taxa de câmbio real efetiva responderam de forma mais intensa. Os autores encontraram que o consumo privado e o investimento são mais estáveis na Itália e na Espanha, em parte porque as taxas de juros de longo prazo estavam mais efetivamente ancoradas nesses países desde o início da união monetária. Argumentaram ainda que essas mudanças são explicadas não somente pela mudança no regime monetário, mas também pela atuação do BCE. O modelo prediz que, ao remover o risco de taxa de câmbio entre os países membros da união, como resultado da fixação das taxas de câmbio através da união monetária, e, por ter um Banco Central mais decisivamente focado na estabilização da inflação e do produto, o impacto de choques monetários sobre a atividade econômica tem se reduzido.

Cabe mencionar, ainda, o trabalho de Gonçalves et al. (2009), que ainda que não objetive estimar choques (comuns e idiossincráticos) entre os países membros da Zona do Euro, contribui para investigação sobre a correlação de ciclos de negócios entre os países membros da União Monetária Europeia (UME) depois da implementação do Euro em comparação a outros países da OECD. Para tanto, os autores utilizam uma técnica simples de diferenças em diferenças para uma base de dados de 22 países do OECD, para o período de 1980 a 2007, no qual 12 vieram a aderir a UME, de modo a avaliar se a maior correlação de ciclos entre pares de países da Zona do Euro depois de 1999 pode ser atribuída a adoção da moeda comum. Os resultados obtidos na estimativa realizada pelos autores sugerem que a adoção do Euro tem tornado os ciclos econômicos mais correlacionados entre os pares dos países membros da UME. Acrescentam, ainda, que o “efeito Euro” não é consequência de um comércio maior entre os países que têm a mesma moeda comum, uma vez que mudanças no comércio externo parecem ter contribuído negativamente para a correlação bilateral entre os ciclos. Alternativamente, esse resultado parece ser relacionado diretamente à política monetária comum, e não à sua

influência sobre os fluxos comerciais bilaterais. Portanto, a existência de choques monetários comuns aparece como uma das principais razões por trás da maior sincronização de ciclos econômicos entre os países da UME.

Este artigo objetiva contribuir para a análise empírica do grau de integração dos países da Zona do Euro ao utilizar uma metodologia que permite o uso de um amplo conjunto de variáveis e ao identificar o grau de simetria das flutuações na taxa de crescimento do nível de atividade dos membros da UME por meio da identificação dos choques comuns e específicos. Esse grau de integração pode ser mais profundamente verificado observando-se a simetria das respostas desses países aos choques exógenos nas políticas monetária e fiscal. Esses choques, neste artigo, foram identificados através da imposição de restrições nas funções impulso-resposta.

O artigo também inova, em relação à literatura descrita nesta seção, ao utilizar uma metodologia que permite incorporar uma quantidade muito grande de informação sem que isso implique em perda substantiva de graus de liberdade na estimação do modelo. Ademais, faz uma inovação metodológica ao incorporar na análise, do grau de integração dos países da Zona do Euro, os impactos dos choques comuns e específicos no nível de atividade dos países.

Tendo como base esta breve resenha da literatura empírica, desconhecemos a utilização do modelo FAVAR em análise igual à proposta por este artigo para identificação de choques comuns e específicos. O modelo foi estimado através de um método Bayesiano desenvolvido para incorporar prioris de Litterman (1986).

3 Dados

A frequência dos dados utilizados é trimestral e o período analisado corresponde ao primeiro trimestre de 1999 até o primeiro trimestre de 2013. O início da amostra coincide com a adoção da moeda comum, o Euro. Foram utilizados todos os dados que estavam disponíveis, a partir de 1999:1 e até data da elaboração inicial do artigo. Foram utilizadas 56 observações para cada variável incluída no modelo. Os dados incluem variáveis econômicas e financeiras dos 17 países membros da Zona do Euro, a saber: Alemanha, Áustria, Bélgica, Chipre, Eslováquia, Eslovênia, Espanha, Estônia, Finlândia, França, Grécia, Holanda, Irlanda, Itália, Luxemburgo, Malta e Portugal. Para obter os fatores dinâmicos do FAVAR, foram utilizadas 125 séries financeiras e macroeconômicas coletadas em diversas fontes². Foram feitas as seguintes transformações das variáveis: 1) O PIB, a produção industrial, as exportações e as importações forem medidos em termos de taxas anuais de variação acumuladas nos últimos doze meses; 2) O déficit primário e a dívida foram expressos em percentuais do PIB de cada país; 3) As taxas de inflação de cada país e da Zona do Euro medem os seus valores acumulados nos últimos doze meses; 4) As taxas de juros utilizadas se referem aos seus valores trimestrais (utilizando médias ponderadas por dias de vigência quando for o caso) e foram expressas em termos anuais. Deve ser ressaltado que as séries de dívidas dos países fo-

²Foram usadas as seguintes fontes: PIB (Eurostat), déficit primário (OECD), Taxa de Câmbio US\$ x €\$ (BCE), inflação - índice de preços ao consumidor (Eurostat), juros de longo prazo de títulos da dívida soberana (FMI), taxa de juros do Federal Reserve (FED), exportações e importações (FMI), taxa de desemprego (FMI) e produção industrial (FMI).

ram excluídas na estimação final do modelo, pois dispúnhamos de dados só a partir de 2000.

As séries que se mostraram não estacionárias foram diferenciadas até que se tornassem estacionárias. Os resultados dos testes de raízes unitárias foram obtidos utilizando-se o *software* Eviews e encontram-se na Tabela A.1, em anexo.

O FAVAR contém também variáveis cujas informações não foram condensadas em fatores dinâmicos e que foram utilizadas para impor restrições de sinais nas funções impulso-resposta. Escolheram-se as seguintes variáveis: taxa de juros do Banco Central Europeu (BCE rate), taxa de juros de curto prazo da Comunidade Europeia (CE), taxa de inflação, a taxa de câmbio nominal (US\$/€\$) e o PIB da CE.

4 Metodologia

4.1 O Modelo

Suponha que a dinâmica conjunta de (F_t, Y_t) , onde o vetor Y_t contém instrumentos da Política Monetária e Cambial do Banco Central Europeu, possa ser descrita pelas Equações (1) e (2) a seguir:

$$\begin{bmatrix} F_t \\ Y_t \end{bmatrix} = \Phi(L) \begin{bmatrix} F_{t-1} \\ Y_{t-1} \end{bmatrix} + DJ + v_t \quad (1)$$

Em que : $\Phi(L)$ é um polinômio do operador de defasagens L de ordem finita p ; D é uma matriz $(M + K) \times h$ de parâmetros de variáveis exógenas; J é um vetor $h \times 1$ de variáveis exógenas. O termo de erro, v_t , tem média zero e matriz de covariância Q .

Admitimos que as séries de tempo informativas X_t estão relacionadas aos fatores dinâmicos não observáveis, F_t , bem como às variáveis observáveis, Y_t , por meio da seguinte equação:

$$X_t = \Lambda^f F_t + \Lambda^y Y_t + e_t \quad (2)$$

Em que Λ^f é uma matriz de cargas fatoriais $N \times K$, Λ^y é uma matriz de cargas fatoriais $N \times M$ e e_t é um vetor dos erros $N \times 1$, com média zero e não correlacionado contemporânea e serialmente. A Equação (2) captura a ideia de que ambos, Y_t e F_t , que em geral podem ser correlacionados, representam as forças comuns que impulsionam a dinâmica de X_t . Condicional em Y_t , os X_t são, portanto, medidas ruidosas dos fatores observados subjacentes, F_t . Na Equação (2), X_t depende apenas dos valores correntes e não dos valores defasados dos fatores dinâmicos. No entanto, essa formulação não é restritiva na prática, já que F_t pode ser interpretado como arbitrário, incluindo defasagens dos fatores fundamentais. Stock & Watson (1999) referem-se à Equação (2) - sem as variáveis observáveis - como um modelo de fator dinâmico.

O modelo foi estimado através de um procedimento Bayesiano que utiliza o amostrador de Gibbs. Este é utilizado para obter uma amostra das distribuições *a posteriori* e é definido, essencialmente, como um esquema iterativo de amostragem de uma cadeia de Markov cujo núcleo de transição é formado pelas distribuições condicionais Gamerman (1996). Em uma análise Bayesiana as informações existentes sobre os parâmetros de interesse são incorporadas

no modelo por meio das distribuições *a priori* desses parâmetros. O modelo em espaço de estados:

$$\begin{bmatrix} X_t \\ Y_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \Lambda^f & \Lambda^y \\ 0 & I \end{bmatrix} \begin{bmatrix} F_t \\ Y_t \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} e_t \\ 0 \end{bmatrix} \quad (3)$$

$$\begin{bmatrix} F_t \\ Y_t \end{bmatrix} = \Phi(L) \begin{bmatrix} F_{t-1} \\ Y_{t-1} \end{bmatrix} + DJ + v_t \quad (4)$$

Em que Y_t é um vetor $M \times 1$ de variáveis econômicas observáveis, cujas propriedades dinâmicas são de grande interesse; F_t é um vetor $K \times 1$ de fatores dinâmicos não observados; D é uma matriz $(M + K) \times h$ de parâmetros de variáveis exógenas; J é um vetor $h \times 1$ de variáveis exógenas e X_t é um vetor $N \times 1$ de séries temporais que contém informação sobre os fatores dinâmicos não observados. As cargas Λ^f e Λ^y são restritas, conforme discutido anteriormente. O vetor de erros $e_t \sim N(0; R)$ e $v_t \sim N(0; Q)$ são $N \times 1$ e $(K + M) \times 1$, respectivamente, e têm as seguintes distribuições $e_t(0; R)$ e $v_t(0; Q)$, com e_t e v_t independentes e R diagonal.

A Equação (3) é a equação da medida ou das observações, enquanto (4) é a equação de transição.

4.2 O Método de Estimação

Resumidamente, seja $Z_t = (X_t, Y_t)$, $\epsilon_t = (e_t, 0)$ e $G_t = (F_t, Y_t)$, então as Equações (3) e (4) podem ser reescritas como:

$$Z_t = \Lambda G_t + \epsilon_t \quad (5)$$

$$G_t = \Phi(L)G_{t-1} + DJ + v_t \quad (6)$$

Note que Λ tem como parâmetros desconhecidos as matrizes de cargas fatoriais, compostas por Λ^f e Λ^y , e $P = cov(\epsilon_t, \epsilon_t')$ é a matriz de covariância de $\epsilon_t = (e_t, 0)$.

A Equação (6) pode ser expressa em sua versão estrutural, ou seja:

$$HG_t = H\Phi(L)G_{t-1} + HDJ + Hv_t$$

Em que: H é de posto completo e escolhida de tal forma que pondo-se $u_t = Hv_t$, $cov(u_t) = I$. Seja $H\Phi(L) = C_1L + \dots + C_pL^p$ e $\psi = [C_1, \dots, C_pD]$.

Seja $x_t = [G_{t-1}G_{t-2}\dots G_{t-p}]'$, admitindo que o VAR tenha p defasagens (no nosso artigo $p = 4$ e é maior do que o número de defasagens que seria escolhido utilizando-se um procedimento clássico de estimação e critérios de informação). Então a Equação (6) na forma estrutural pode ser escrita como:

$$G_t'H' = x_t'\psi' + u_t' \quad (7)$$

Seguindo um enfoque Bayesiano, os parâmetros do modelo $\theta = (H, \Phi(L), D, \Lambda^f, \Lambda^y, R, Q)$ serão tratados como variáveis aleatórias. A estimação desses parâmetros e dos fatores não observados F_t é realizada por um procedimento conhecido na literatura como multimovimento do amostrador de Gibbs (Carter & Kohn 1994).

Seja $\tilde{X}_T = (X_1, X_2, \dots, X_T)$ a história de X entre o período 1 e o período T . Então pode-se definir $\tilde{F}_T = (F_1, F_2, \dots, F_T)$. A análise Bayesiana trata os parâmetros do modelo como variáveis aleatórias, e o que desejamos é obter as densidades marginais *a posteriori* de \tilde{F}_T e θ , respectivamente:

$$p(\tilde{F}_T) = \int p(\tilde{F}_T, \theta) d\theta \quad (8)$$

$$p(\theta) = \int p(\tilde{F}_T, \theta) d\tilde{F}_T \quad (9)$$

Onde $p(\tilde{F}_T, \theta)$ é a densidade *a posteriori* conjunta de \tilde{F}_T e θ e as integrais são tomadas em relação a \tilde{F}_T e θ , respectivamente. Dadas essas densidades marginais *a posteriori*, a estimação de \tilde{F}_T e θ pode ser obtida pela moda das distribuições empíricas correspondentes às densidades especificadas pelas Equações (8) e (9).

Para obter extrações dessas densidades foi aplicado o método de multimovimento do amostrador de Gibbs para o modelo em espaço-de-estados dado pelas Equações (5) e (7). Seja $\beta = (\Lambda^f, \Lambda^v, R)$ e $\xi = (H\Phi(L), D, Q)$. Portanto, $\theta = (\xi, \beta)$. No que se segue o (s) indica simulação s . As extrações dessas densidades são feitas através de dois passos: I) Dados \tilde{Z}_T e θ^{s-1} extrair $\tilde{F}_T^{(s)}$ e $\beta^{(s)}$; II) Dados \tilde{Z}_T , $\tilde{F}_T^{(s)}$ extrair $\psi^{(s)}$ e $H^{(s)}$ e, portanto, $\xi^{(s)}$.

Para descrições detalhadas dos procedimentos adotados nos passos I) e II) ver, respectivamente, Almeida et al. (2012) e Lima et al. (2011). Os procedimentos de simulação adotados nos passos I) e II) foram desenvolvidos, respectivamente, por Bernanke et al. (2005) e por Waggoner & Zha (2003).

O passo II é mais complexo e será ligeiramente descrito a seguir. Considerando como dados $\tilde{F}_T^{(s)}$ e \tilde{Z}_T , e utilizando a Equação (7), podemos utilizar o algoritmo proposto por Waggoner & Zha (2003) (descrito detalhadamente em Lima et al. (2011)) para obter, por meio de um procedimento Bayesiano com prioris de Litterman (1986), uma extração “ s ” para ψ e H , $\psi^{(s)}$ e $H^{(s)}$. Nós, como os autores citados, utilizamos quatro hiperparâmetros λ_1 , λ_2 , λ_3 e λ_4 para as prioris. O parâmetro λ_1 mede o grau de aperto (*tightness*) geral, em torno das médias das prioris, para todos os coeficientes, inclusive para os parâmetros dos valores contemporâneos das variáveis. O parâmetro λ_2 mede o aperto relativo, em torno das médias das prioris, para os coeficientes dos valores defasados das variáveis. O parâmetro λ_3 mede o aperto relativo para o termo constante e o parâmetro λ_4 mede a progressão do aperto à medida que aumenta a defasagem da variável. No nosso artigo os seus valores foram fixados em 0,5, 0,25, 10 e 2. O número de defasagens das Equações (6) e (7) foi fixado arbitrariamente em 4. Esse número de defasagens é maior do que o sugerido por critérios de informação utilizando-se procedimentos clássicos de estimação.

Obtendo uma Extração da Função Impulso Resposta que Satisfaz às Restrições de Sinais

- Para cada simulação “ s ”, descrita anteriormente, faça a extração de uma matriz \tilde{W} de uma distribuição normal padrão independente de dimensão $r \times r$ (r = número de variáveis endógenas do BVAR) e seja $\tilde{W} = \tilde{Q}\tilde{R}$

uma decomposição QR de \tilde{W} com diagonal \tilde{R} normalizada para ser positiva;

- Seja $H^{(s)} = H^{(s)}\tilde{Q}$. Compute a função impulso resposta $IRF^{(s)}$ dados $H^{(s)}$ e $\psi^{(s)}$.
- Se a $IRF^{(s)}$ satisfaz às restrições de sinais ela é mantida e descartada em caso contrário.

Após um número grande de simulações são mantidas todas as simulações das Funções Impulso Resposta que satisfazem à restrição de sinal.

A Identificação dos Choques

As restrições de sinais foram extraídas do modelo Mundell - Fleming estocástico dinâmico³. A Tabela 1⁴, a seguir, resume as restrições de sinais sobre as funções impulso-resposta utilizadas neste artigo para identificar os choques de política monetária e da taxa de câmbio real⁵.

Dadas as restrições impostas de acordo com a Tabela 1, após um choque “contracionista” de política monetária, a taxa de juros do BCE sobe, o nível de preços na Zona do Euro (ZE) diminui, a taxa de juros de curto prazo da ZE sobe, a taxa de câmbio nominal não diminui ou aumenta (valoriza), o produto da ZE, da Alemanha e da França não aumentam ou tendem a cair (restrições impostas às respostas de 1 a 5 passos à frente).

Ainda, após choque na taxa de câmbio, o nível de preços não cai (ou tende a aumentar), ocorre um aumento da taxa de câmbio nominal (US\$/€\$) e o produto da ZE, Alemanha e da França não diminuem ou aumentam (restrições impostas às respostas de 1 a 5 passos à frente).

Tabela 1: Restrições de sinais usadas para identificar o modelo FAVAR

Resposta das Variáveis	Tipo de Choque	
	Política Monetária	Taxa de Câmbio
Taxa de juros do BCE	> 0	Agnóstico
Inflação CE	≤ 0	≥ 0
Juros CP CE	> 0	Agnóstico
Taxa de câmbio nominal	≥ 0	< 0
PIB CE	≤ 0	≥ 0
PIB Alemanha	≤ 0	≥ 0
PIB França	≤ 0	≥ 0

Fonte: Elaboração própria dos autores.

³O modelo Mundell-Fleming estocástico dinâmico é idêntico ao apresentado em Lima et al. (2011).

⁴Na Tabela 1 a sigla CE representa a Comunidade Europeia, aqui entendida como os países que compõem a Zona do Euro.

⁵O log da taxa de câmbio real é definido como $q_t = s_t p_t^* - p_t$, onde s_t é o log da taxa de câmbio nominal e $p_t(p_t^*)$ é o log do nível geral de preços doméstico (estrangeiro). Foi assumido que o nível de preços estrangeiro é constante, de maneira que uma restrição sobre a taxa de câmbio real traduz-se em uma restrição sobre $s_t - p_t$.

Obtendo uma Extração da Função Impulso Resposta dos Choque Específicos e Comuns

Considere a Equação (2) descrita anteriormente e apresentada novamente a seguir:

$$X_t = \Lambda^f F_t + \Lambda^y Y_t + e_t$$

Seja $C_{i,t}^{(s)} = \Lambda_t^{(s),f} F_t^{(s)} + \Lambda_t^{(s),y} Y_t$ o valor obtido para as duas primeiras parcelas da equação i , pertencente ao conjunto de Equações (2), na simulação “ s ” do modelo no período t . Seja $e_{i,t}^{(s)}$ o valor do resíduo da equação i na simulação “ s ” no período t . A variável aleatória C é uma combinação linear de todas as variáveis que afetam (ou podem afetar) o nível de atividade de todos os países da Zona do Euro.

Para cada simulação “ s ” para todos os parâmetros do modelo e para cada equação i é estimada uma autorregressão de ordem 4⁶ (AR(4)) utilizando os valores de $C_{i,t}^{(s)}, t = 1, \dots, T$, e obtida a função impulso resposta dessa autorregressão utilizando um choque igual a um desvio padrão do resíduo. Esta é a função impulso-resposta do choque comum na simulação “ s ”.

Para cada simulação “ s ” para todos os parâmetros do modelo e para cada equação i é estimada uma autorregressão utilizando os valores de $e_{i,t}^{(s)}, t = 1, \dots, T$, e obtida a função impulso resposta dessa autorregressão utilizando um choque igual a um desvio padrão do resíduo. Esta é a função impulso-resposta do choque específico na simulação “ s ”. A variável apenas afeta o nível de atividade do país “ i ”.

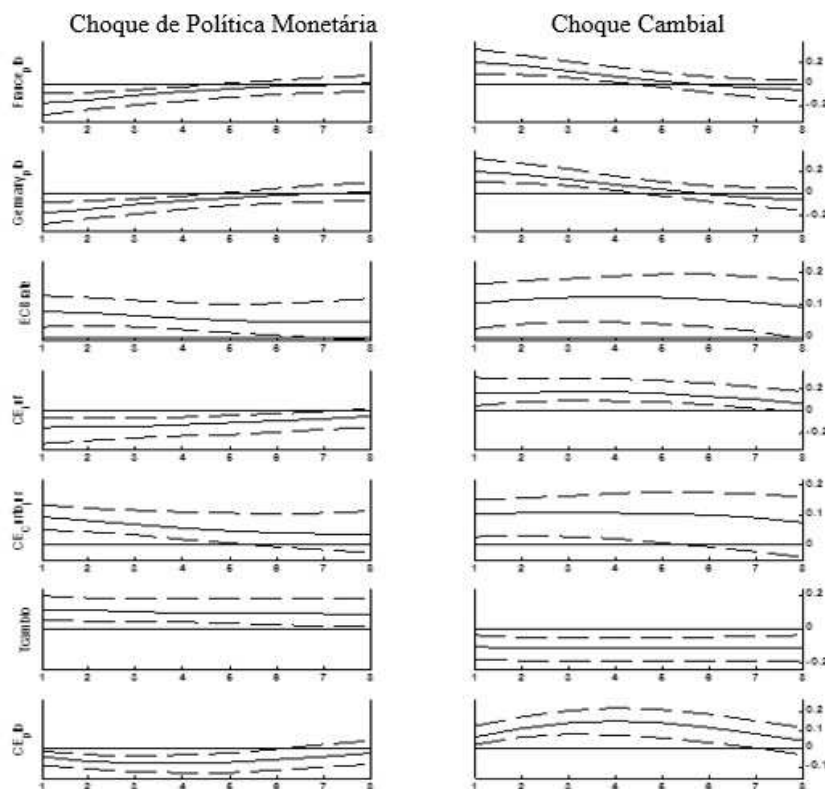
5 Resultados Empíricos

As respostas das variáveis aos choques na política monetária e na taxa de câmbio, estimadas com restrições de sinais, são apresentadas na Figura 1. Nele, são apresentadas as medianas das respostas, bem como as bandas de probabilidade de 68% para um horizonte de 8 trimestres após os choques.

Neste artigo é analisada a semelhança nos movimentos do produto, isto é, a integração entre os países membros da Zona do Euro a partir de um amplo conjunto de variáveis, empregando-se um FAVAR com 125 variáveis. Foram identificados dois choques: um choque de política monetária e um choque sobre a taxa de câmbio. O modelo permitiu também identificar as respostas do PIB dos diversos países a um choque comum e a um choque idiossincrático, com o intuito de descobrir qual choque é mais relevante.

O choque de política monetária resultou em respostas parcialmente similares entre os países da Zona do Euro em termos da resposta do nível de atividade ou dos preços ou ambos. Um choque contracionista de política monetária apresentou resposta semelhante, ou seja, queda da inflação e do produto nos seguintes países: Alemanha, Bélgica, Espanha, França, Holanda, Irlanda, Itália e Luxemburgo. Portugal apresentou resposta apenas sobre o nível de preços, com queda da inflação. Alguns países apresentaram resposta só recessiva, com queda do produto: Áustria, Estônia, Eslovênia, Eslováquia, Finlândia e Grécia. Para os demais países (Chipre e Malta), não houve resposta

⁶Foi escolhido um número de defasagens maior do que a sugerida pelo critério de Schwarz. Preferiu-se pecar por excesso na escolha das defasagens. Deve ser mencionado, no entanto, que este número maior de defasagens não altera os resultados de forma significativa.

Figura 1: Choque de política monetária e choque cambial

Fonte: Elaboração dos autores.

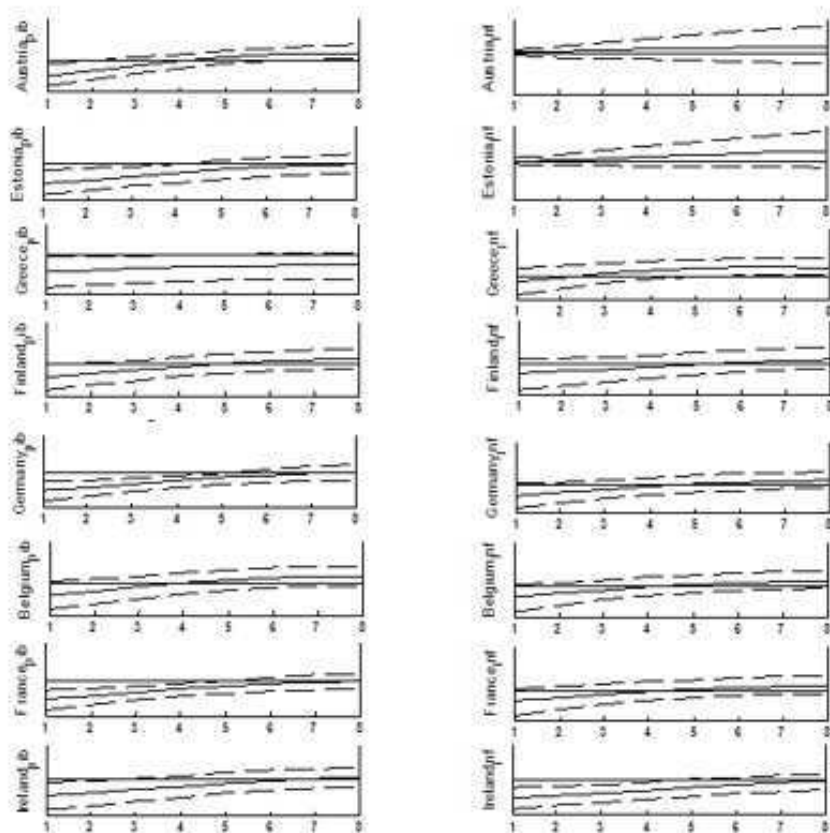
Legenda: France pib - PIB da França; Germany pib - PIB da Alemanha; ECB rate - taxa de juros do Banco Central Europeu; CE inf - inflação da Comunidade Europeia; CE curto jur - juros de curto prazo da Comunidade Europeia; Tcambio - Taxa de câmbio (US\$/€\$); CE pib - PIB da Comunidade Europeia.

significativa nem da inflação nem do nível de atividade. Os choques identificados de política monetária, na Zona do Euro, apresentam respostas (quando significativas) com os sinais esperados mas que não são estritamente iguais (homogêneas) entre os países. Esses resultados podem ser visualizados na Figura 2.

Considerando um choque exógeno de desvalorização do Euro, Alemanha, Bélgica, Espanha, Eslovênia, França, Finlândia, Irlanda, Itália, Luxemburgo, Holanda e Portugal apresentaram resposta semelhante, a saber, aumento do nível do produto e da inflação. Áustria, Estônia e Eslováquia apresentaram apenas aumento do nível do produto. Grécia apresentou apenas aumento da inflação. Todos esses resultados podem ser visualizadas na Figura 3. Os demais países não apresentaram resposta significativa.

De um modo geral nota-se uma perfeita sincronia na resposta de todos os países da Zona do Euro em relação ao choque cambial. Já no que se refere à política monetária, há sincronia em todos os países grandes, mas nota-se alguma assimetria entre eles em alguns países pequenos (Luxemburgo, Eslováquia, Eslovênia, Áustria, Grécia e Estônia), sendo que muitos destes são os que integraram mais recentemente a Zona do Euro. Isso parece indicar um alto grau

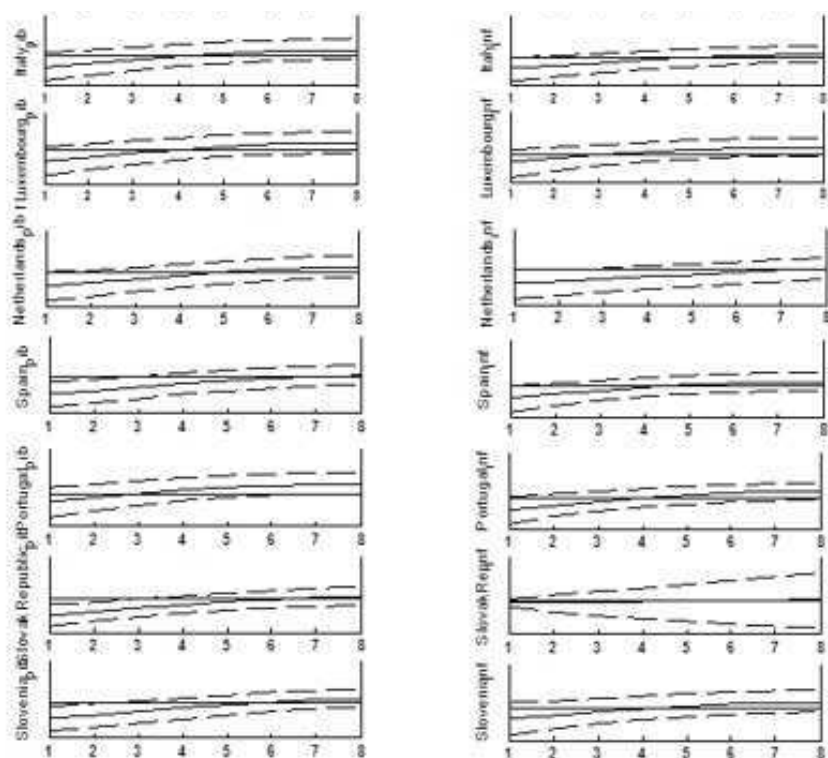
Figura 2: Choque exógeno da política monetária



Fonte: Elaboração dos autores.

Legenda: Germany pib - PIB da Alemanha; Germany inf - inflação da Alemanha; Belgium pib - PIB da Bélgica; Belgium inf - inflação da Bélgica; France pib - PIB da França; France inf - inflação da França; Ireland pib - PIB da Irlanda; Ireland inf - inflação da Irlanda; Italy pib - PIB da Itália; Italy inf - inflação da Itália; Luxembourg pib - PIB de Luxemburgo; Luxembourg inf - inflação de Luxemburgo; Netherlands pib - PIB da Holanda; Netherlands inf - inflação da Holanda; Spain pib - PIB da Espanha; Spain inf - inflação da Espanha; Portugal pib - PIB de Portugal; Portugal inf - inflação de Portugal; Slovak Republic pib - PIB da Eslováquia; Slovak Republic inf - inflação da Eslováquia; Austria pib - PIB da Áustria; Austria inf - inflação da Áustria; Estonia pib - PIB da Estônia; Estonia inf - inflação da Estônia; Greece pib - PIB da Grécia; Greece inf - inflação da Grécia; Finland pib - PIB da Finlândia; Finland inf - inflação da Finlândia.

Figura 2: Choque exógeno da política monetária (continuação)



Fonte: Elaboração dos autores.

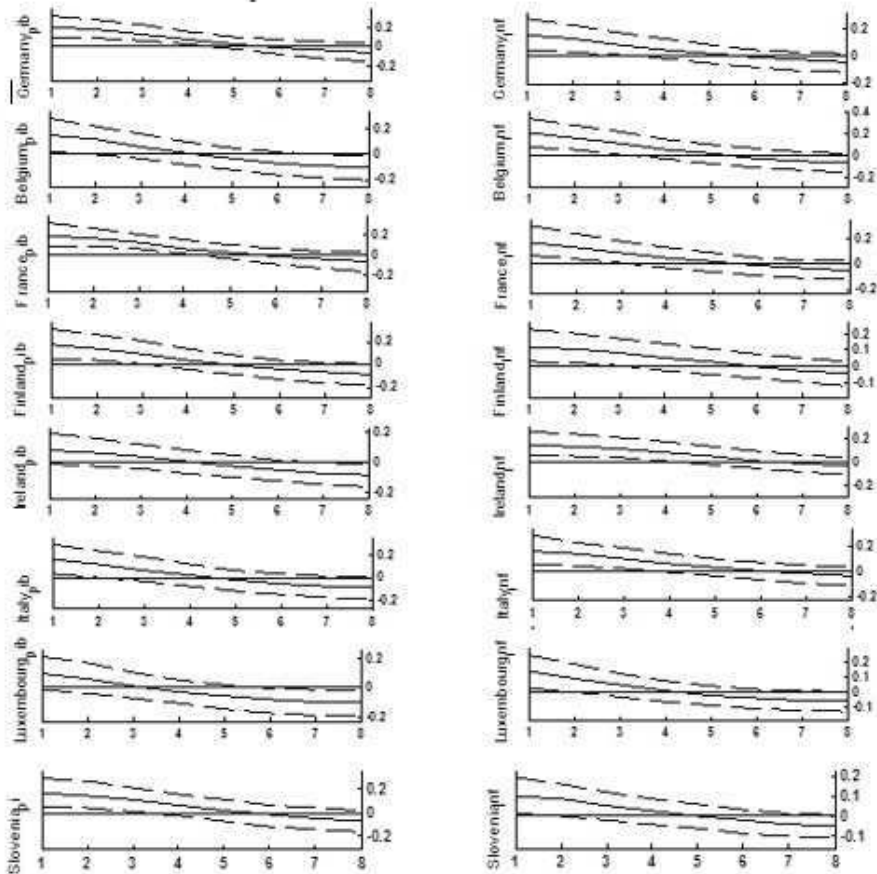
Legenda: Germany pib - PIB da Alemanha; Germany inf - inflação da Alemanha; Belgium pib - PIB da Bélgica; Belgium inf - inflação da Bélgica; France pib - PIB da França; France inf - inflação da França; Ireland pib - PIB da Irlanda; Ireland inf - inflação da Irlanda; Italy pib - PIB da Itália; Italy inf - inflação da Itália; Luxembourg pib - PIB de Luxemburgo; Luxembourg inf - inflação de Luxemburgo; Netherlands pib - PIB da Holanda; Netherlands inf - inflação da Holanda; Spain pib - PIB da Espanha; Spain inf - inflação da Espanha; Portugal pib - PIB de Portugal; Portugal inf - inflação de Portugal; Slovak Republic pib - PIB da Eslováquia; Slovak Republic inf - inflação da Eslováquia; Austria pib - PIB da Áustria; Austria inf - inflação da Áustria; Estonia pib - PIB da Estônia; Estonia inf - inflação da Estônia; Greece pib - PIB da Grécia; Greece inf - inflação da Grécia; Finland pib - PIB da Finlândia; Finland inf - inflação da Finlândia.

de integração entre os países grandes e um menor grau de integração de vários países pequenos, sendo que muito deles ingressaram só recentemente.

Foram identificadas as respostas do PIB dos diversos países a um choque comum e a um choque específico. Quanto menor a importância relativa da resposta ao choque específico em relação ao choque comum, maior será a semelhança dos movimentos do produto nos diversos países e mais integrados deverão eles estar. Entende-se por choque específico ou idiossincrático aquele que, inicialmente, afeta adversamente apenas um país. O choque comum é aquele que afeta a economia como um todo, ou seja, afeta todos os países ao mesmo tempo.

Com relação à mensuração das respostas do PIB dos diversos países a um choque comum e a um choque idiossincrático, o modelo apresentou uma resposta ao choque comum maior e, portanto, mais relevante do que a resposta ao choque específico de cada país, para todos os países.

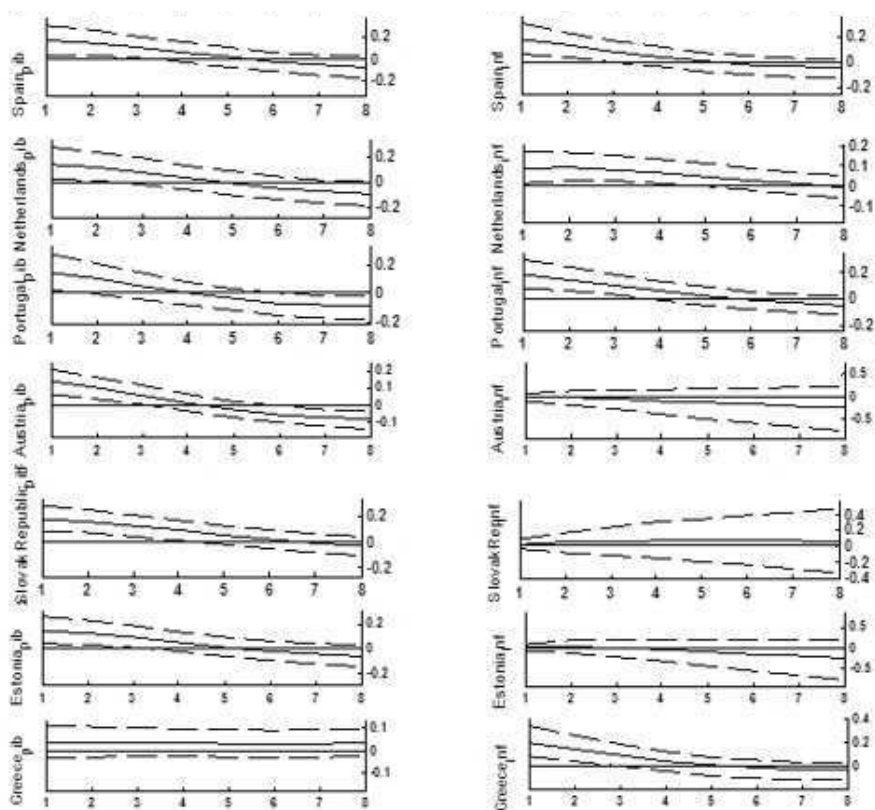
Figura 3: Choque exógeno de desvalorização do Euro



Fonte: Elaboração dos autores.

Legenda: Germany pib - PIB da Alemanha; Germany inf - inflação da Alemanha; Belgium pib - PIB da Bélgica; Belgium inf - inflação da Bélgica; France pib - PIB da França; France inf - inflação da França; Finland pib - PIB da Finlândia; Finland inf - inflação da Finlândia; Ireland pib - PIB da Irlanda; Ireland inf - inflação da Irlanda; Italy pib - PIB da Itália; Italy inf - inflação da Itália; Luxembourg pib - PIB de Luxemburgo; Luxembourg inf - inflação de Luxemburgo; Slovenia pib - PIB da Eslovênia; Slovenia inf - inflação da Eslovênia; Spain pib - PIB da Espanha; Spain inf - inflação da Espanha; Netherlands pib - PIB da Holanda; Netherlands inf - inflação da Holanda; Portugal pib - PIB de Portugal; Portugal inf - inflação de Portugal; Austria pib - PIB da Áustria; Austria inf - inflação da Áustria; Slovak Republic pib - PIB da Eslováquia; Slovak Republic inf - inflação da Eslováquia; Greece pib - PIB da Grécia; Greece inf - inflação da Grécia.

Figura 3: Choque exógeno de desvalorização do Euro (continuação)



Fonte: Elaboração dos autores.

Legenda: Germany pib - PIB da Alemanha; Germany inf - inflação da Alemanha; Belgium pib - PIB da Bélgica; Belgium inf - inflação da Bélgica; France pib - PIB da França; France inf - inflação da França; Finland pib - PIB da Finlândia; Finland inf - inflação da Finlândia; Ireland pib - PIB da Irlanda; Ireland inf - inflação da Irlanda; Italy pib - PIB da Itália; Italy inf - inflação da Itália; Luxembourg pib - PIB de Luxemburgo; Luxembourg inf - inflação de Luxemburgo; Slovenia pib - PIB da Eslovênia; Slovenia inf - inflação da Eslovênia; Spain pib - PIB da Espanha; Spain inf - inflação da Espanha; Netherlands pib - PIB da Holanda; Netherlands inf - inflação da Holanda; Portugal pib - PIB de Portugal; Portugal inf - inflação de Portugal; Austria pib - PIB da Áustria; Austria inf - inflação da Áustria; Slovak Republic pib - PIB da Eslováquia; Slovak Republic inf - inflação da Eslováquia; Greece pib - PIB da Grécia; Greece inf - inflação da Grécia.

Para avaliarmos a importância relativa do choque específico e do choque comum, adotamos um indicador cuja construção vamos explicitar a seguir. Seja: EE_i = a mediana da banda de probabilidade do choque inicial (zero passo à frente) obtida da função impulso resposta do choque específico do país “i”; e CC_i = a mediana da banda de probabilidade do choque inicial (zero passo à frente) obtida da função impulso-resposta do choque comum do país “i”. Então o indicador para a importância do choque específico para o país “i” em relação ao choque comum é dada por $[(EE_i/CC_i) - 1] * 100$. Utilizando esse indicador alguns países se mostraram mais integrados (percentual menor de importância do choque específico em relação ao choque comum), dentre estes destacamos: Alemanha, Itália e Finlândia. Em contrapartida, alguns países se mostraram menos integrados (percentual maior de importância do choque específico em relação ao choque comum), com destaque para: Portugal, Grécia, Irlanda, França, Áustria, Estônia, Eslovênia e Luxemburgo. Parece existir um padrão no qual os países maiores são mais integrados, a exceção a essa regra é a França, um país grande que apresenta um choque específico relativamente importante quando comparado ao choque comum (95% do choque comum). Em geral, os países menores parecem ser menos integrados, e a exceção é a Finlândia, que apresenta um choque específico relativamente pequeno quando comparado ao choque comum (70% do choque comum).

Analisando as respostas do PIB de cada país a um choque específico e a um choque comum, constatamos que a resposta do PIB ao choque específico é menor que a resposta ao choque comum em todos os países, o que parece indicar uma integração entre eles. A magnitude da resposta dos países ao choque comum é maior do que a resposta dos países ao choque específico, o que endossa a existência de semelhança nos movimentos do produto na região. Quando avaliamos a importância relativa dos choques específico e comum podemos identificar quais países estão mais ou menos integrados entre si.

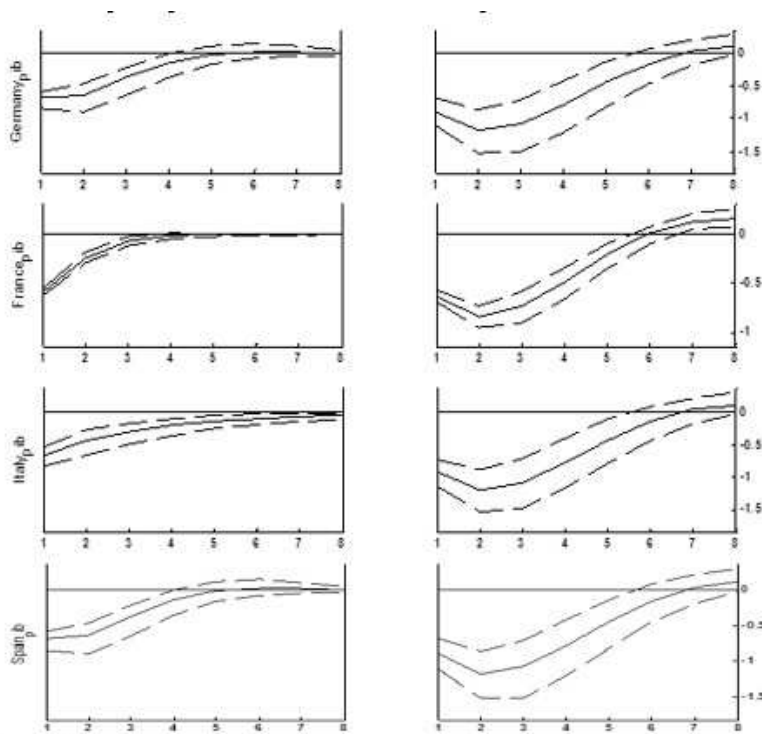
Um elemento central para a análise da integração na Zona do Euro é em que medida a resposta ao choque específico é menor (ou maior) que a resposta ao choque comum entre os países membros da UEM.

De acordo com a Figura 4, analisando as respostas aos choques específico e comum na região, as quatro maiores economias da UEM - Alemanha, França, Itália e Espanha - apresentam uma resposta ao choque específico menor que a resposta ao choque comum, o que parece indicar integração. Avaliando a importância relativa entre os choques específico e comum, quando comparamos a mediana da banda do choque inicial, identificamos que Alemanha, Itália e Espanha estão mais integrados, pois os dois primeiros apresentam 70% de importância relativa entre esses choques, e a Espanha apresenta 76%. Cabe destacar que a França apresenta 95% de importância relativa do choque específico em relação ao choque comum, o que indica que apesar de ser uma das maiores economias da Zona do Euro, o choque específico tem uma importância relativa relevante para explicar a flutuação do produto no país. Observou-se ainda que a resposta ao choque comum se mostrou persistente nesses países, sobretudo na França e na Espanha.

Como mostra a Figura 5, a importância relativa dos choques específico e comum dos países mais integrados da Figura 4 é acompanhada de perto pela Finlândia (70%), Bélgica (75%) e Holanda (77%).

Conforme a Figura 6, entre os países que se mostraram menos integrados temos: Irlanda, Grécia, Portugal, Chipre e Eslováquia. A importância relativa dos choques específico e comum nesses países foi de 82% na Irlanda, 83% na

Figura 4: Choque específico e choque comum: Alemanha, França, Itália e Espanha



Fonte: Elaboração dos autores.

Legenda: Germany pib - PIB da Alemanha; France pib - PIB da França; Italy pib - PIB da Itália; Spain pib - PIB da Espanha.

Grécia, Portugal e Chipre e de 86% na Eslováquia.

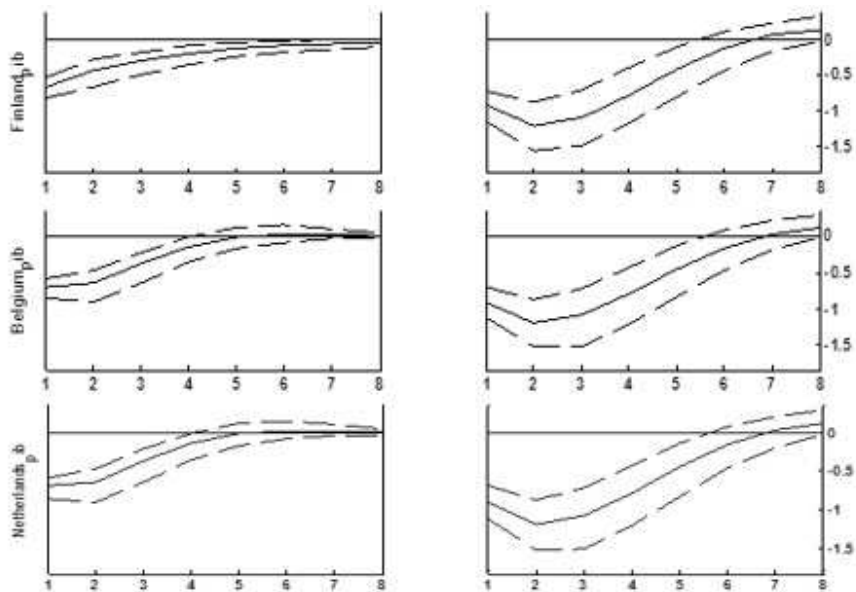
De acordo com a Figura 7, entre os países ainda menos integrados entre os países analisados, temos: Estônia, Áustria, Luxemburgo e Eslovênia, conforme apresentado a seguir.

Com base nos resultados obtidos, as evidências empíricas parecem indicar que existe sincronia nos movimentos do produto e, portanto, integração entre os países membros da Zona do Euro, o que é justificado pelas respostas ao choque comum serem maiores que as respostas ao choque específico para todos os países membros da UEM.

Os países apresentados na Figura 7 se mostraram ainda menos integrados que os países da Figura 6, pois a importância relativa dos choques específico e comum foram de 90% para Estônia e Áustria, 93% para Luxemburgo e 94% para Eslovênia, o que parece sugerir que os países pequenos são menos integrados que os países grandes, com exceção da França, que é o segundo maior país da Zona do Euro, tanto em termos de população quanto de PIB, e apresenta uma importância relativa do choque específico alta em relação ao choque comum (95%).

A partir da análise acima descrita, é notável que as respostas ao choque comum são maiores que as respostas ao choque específico para todos os países membros da UEM. O único país que não foi contemplado na análise foi Malta, pela escassez de dados desse país, que não permitiu que fossem gerados seus

Figura 5: Choque específico e choque comum: Finlândia, Bélgica e Holanda



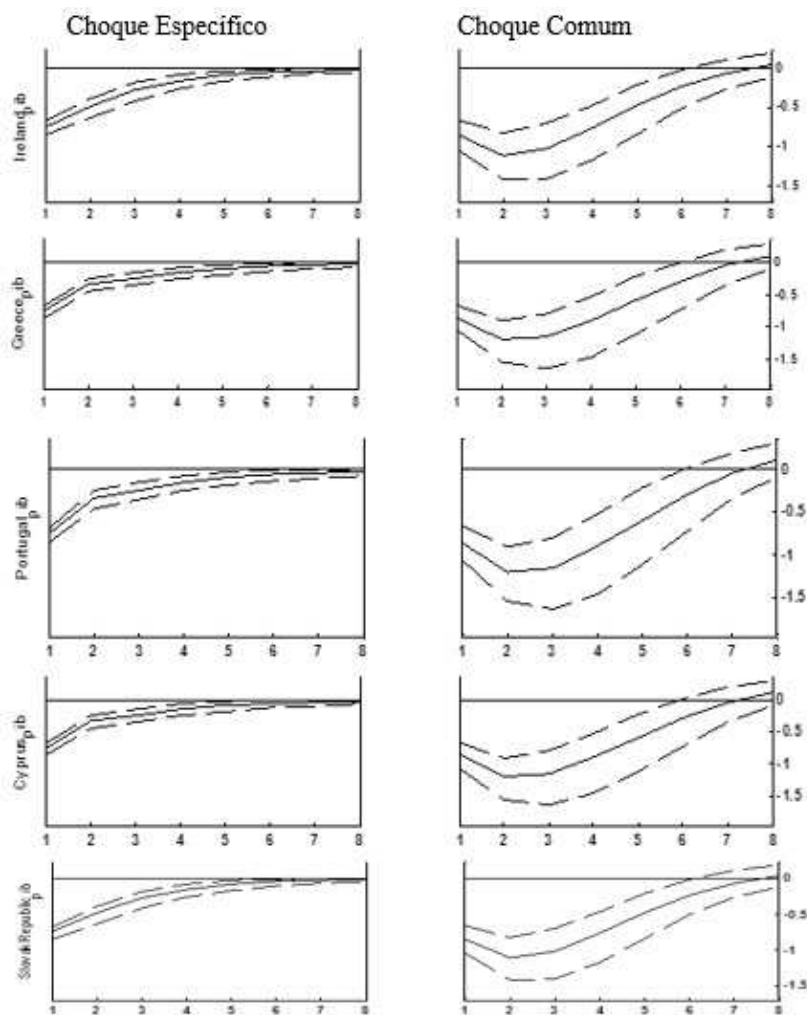
Fonte: Elaboração dos autores.

Legenda: Finland pib - PIB da Finlândia; Belgium pib - PIB da Bélgica; Netherlands pib - PIB da Holanda.

respectivos gráficos, correspondentes às respostas aos choques específico e comum.

A teoria econômica prediz que se a incidência de choques e a velocidade com que os países se ajustam a esses choques forem semelhantes entre os diversos países, como parece ser o caso dos países da Zona do Euro, então se reduz a necessidade de uma política monetária independente e diminui o custo de perder o controle direto sobre a taxa de câmbio nominal.

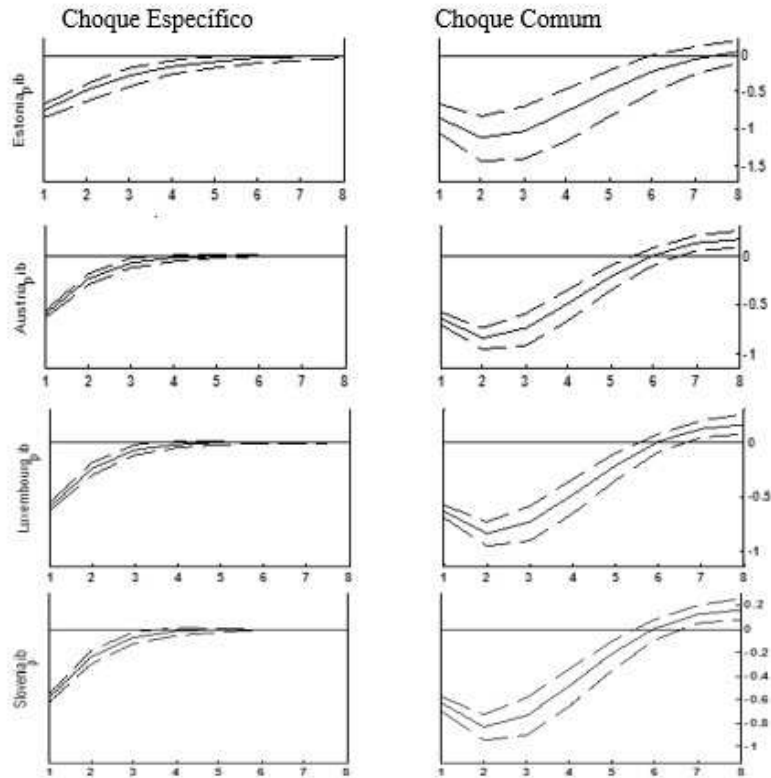
Traçando um breve comparativo dos resultados obtidos neste artigo, cuja análise compreende o período pós-UEM (1999-2013), com estudo anterior de Bayoumi & Eichengreen (1992) e Eichengreen (1993), embora este último tenha adotado uma metodologia diferente da proposta no presente artigo e utilizado um período de análise pré-UEM (1960-1988), é possível apontar alguma similaridade: países identificados como de “centro” no estudo de Bayoumi & Eichengreen (1992) e Eichengreen (1993), por caracterizarem regiões com um comportamento relativamente simétrico, à exemplo de Alemanha, Bélgica, Dinamarca e Holanda, mantêm o padrão de mostrarem-se mais integrados como no trabalho empírico realizado neste artigo, enquanto países apontados como “periferia” por Bayoumi & Eichengreen (1992) e Eichengreen (1993), como Grécia, Irlanda e Portugal, assim denominados por esses autores por apresentarem respostas aos choques mais fracamente correlacionados com os experimentados pelo “centro”, mostraram-se também no período aqui analisado menos integrados.

Figura 6: Choque específico e choque comum: Irlanda, Grécia, Portugal, Chipre e Eslováquia

Fonte: Elaboração dos autores.

Legenda: Ireland pib - PIB da Irlanda; Greece pib - PIB da Grécia; Portugal pib - PIB de Portugal; Cyprus pib - PIB de Chipre; SlovakRepublic pib - PIB da Eslováquia.

Figura 7: Choque específico e choque comum: Estônia, Áustria, Luxemburgo e Eslovênia



Fonte: Elaboração dos autores.

Legenda: Estônia pib - PIB da Estônia; Áustria pib - PIB da Áustria; Luxemburgo pib - PIB da Luxemburgo; Eslovênia pib - PIB da Eslovênia.

6 Conclusão

Este artigo realizou uma avaliação empírica da semelhança de choques na Zona do Euro. Inicialmente, foi feita uma resenha da literatura empírica sobre sincronização de ciclos econômicos na Zona do Euro, cujos resultados variam muito dependendo do período de análise observado. Enquanto estudos realizados nos períodos pré-UEM e subsequentes à formação da união monetária encontraram pequena evidência de convergência entre o “centro” e a “periferia” da região ao longo do tempo e apontaram para heterogeneidade dos movimentos de produto e preço entre os países da região, um estudo mais recente (Bernanke et al. 2005) mostra que a criação do Euro tem contribuído para uma maior homogeneidade nos mecanismos de transmissão da política monetária entre os países membros da UEM e para uma redução generalizada nos efeitos desses choques.

Na sequência, foi realizada uma análise empírica com o objetivo de investigar a importância relativa dos choques específico e comum entre os países membros da Zona do Euro e obter a resposta desses países a esses choques, a fim de avaliar a integração desses países com a UEM. Além disso, foram feitos outros dois exercícios: um choque contracionista de política monetária e um

choque de desvalorização do Euro, e avaliou-se a resposta dos mesmos entre os países da UEM. Para executar esses testes, foi utilizado um Vetor Autorregressivo Aumentado por Fatores Dinâmicos (FAVAR), utilizando a informação contida em um amplo conjunto de variáveis econômicas e financeiras dos 17 países membros da Zona do Euro.

Verificou-se no exercício empírico, que o choque contracionista de política monetária apresentou resposta semelhante, ou seja, queda da inflação e do produto nos seguintes países: Alemanha, Bélgica, Espanha, França, Holanda, Irlanda, Itália e Luxemburgo. Portugal apresentou resposta apenas sobre o nível de preços, com queda da inflação. Alguns países apresentaram resposta só de desaceleração econômica, com queda do produto, foram eles: Áustria, Estônia, Eslovênia, Eslováquia, Finlândia e Grécia. Para os demais países (Chipre e Malta), não houve resposta significativa nem da inflação nem do nível de atividade. Os choques identificados de política monetária, na Zona do Euro, apresentam respostas (quando significativas) com os sinais esperados, mas que não são estritamente iguais (homogêneas) entre os países.

Considerando um choque exógeno de desvalorização do Euro, Alemanha, Bélgica, Espanha, Eslovênia, França, Finlândia, Irlanda, Itália, Luxemburgo, Holanda e Portugal apresentaram resposta semelhante, a saber, aumento do nível do produto e da inflação. Áustria, Estônia e Eslováquia apresentaram apenas aumento do nível do produto. Grécia apresentou apenas aumento da inflação. Os demais países não apresentaram resposta significativa.

O resultado do exercício empírico realizado parece indicar a existência de sincronia nos movimentos do produto e, portanto, de uma tendência de integração entre os países membros da Zona do Euro, o que é identificado pelas respostas ao choque comum serem maiores do que as respostas ao choque específico para todos os países da UEM. Os resultados obtidos podem se revelar contraintuitivo, uma vez que a princípio uma das facetas que a crise do Euro revelaria seria justamente a falta de sincronia nos movimentos do produto entre os países membros, além do fato de que os países tenderiam a ter respostas diferenciadas a choques da política monetária e choques da taxa de câmbio. Evidentemente, o assunto requer um aprofundamento, com realização de outros exercícios empíricos, inclusive com uso de outros instrumentais econométricos, para verificar se os resultados são robustos. Uma sugestão para futuras pesquisas empíricas é fazer uma segmentação da amostra - antes e depois da formação da UEM - como o intuito de realizar uma análise estática comparativa e avaliar melhor a sincronização dos movimentos do produto na Zona do Euro.

Contudo, uma hipótese que poderia ser levantada é que o problema do Euro não está necessariamente na falta de convergência econômica ou na menor integração entre os países da região, mas sim nas falhas no desenho da governança da política econômica, dada a restrição (até recentemente) de o Banco Central Europeu atuar como prestador de última instância do sistema financeiro, a falta de uma união fiscal mais efetiva e a ausência de um verdadeiro governo central na comunidade Europeia De Grauwe (2013). Isso tem feito com que a capacidade de as autoridades econômicas responderem aos desafios colocados pela crise seja bastante restrita e lenta, o que faz com que os problemas econômicos da região acabem por se agravar.

Referências Bibliográficas

- Almeida, G., Alves, P. & Lima, E. (2012), Impactos dos choques na política monetária e no câmbio no Brasil: um modelo de autorregressão vetorial estrutural aumentada por fatores dinâmicos. Texto para Discussão n. 1711, Rio de Janeiro, IPEA.
- Artis, M. (1991), 'One market, one money: an evaluation of the potential benefits and costs of forming an economic and monetary union', *Open Economies Review* 2(3), 315–321.
- Barro, R. & Gordon, D. (1983), 'Rules, discretion and reputation in a model of monetary policy', *Journal of Monetary Economics* 12, 101–121.
- Baxter, M. & Kouparitsas, M. (2005), 'Determinants of business cycles comovements: a robust analysis', *Journal of Monetary Economics* 52, 113–157.
- Bayoumi, T. & Eichengreen, B. (1992), Shocking aspects of European monetary unification. NBER Working Paper n. 3949.
- Bernanke, B. S., Boivin, J. & Elias, P. (2005), 'Measuring monetary policy: a Factor Augmented Vector Autoregressive (FAVAR) approach', *Quarterly Journal of Economics* 120(1), 387–422.
- Boivin, J., Giannoni, M. P. & Mojon, B. (2008), How has the Euro changed the monetary transmission? NBER Working Paper n. 14190.
- Buiter, W. (1995), Macroeconomic policy during the transition to monetary union. CEPR Discussion Paper 1222.
- Carter, C. K. & Kohn, R. (1994), 'Gibbs sampling for state space models', *Biometrika* 81(3), 541–553.
- Clark, T. E. & Wincoop, E. (2001), 'Borders and business cycles', *Journal of International Economics* 55, 59–85.
- De Grauwe, P. (1992), *The Economics of Monetary Union*, Oxford University Press.
- De Grauwe, P. (2013), Design failures in the Eurozone: can they be fixed? LSE 'Europe in Question' Discussion Paper Series n. 57.
- ECB (2013), 'European Central Bank'. Acesso em 22 de julho de 2013.
URL: <http://www.ecb.int/stats/monetary/rates/html/index.en.html>
- Eichengreen, B. (1993), 'European monetary unification', *Journal of Economic Literature* 31, 1321–1357.
- Eickmeier, S. (2006), Co-movements and heterogeneity in the Euro area analyzed in a non-stationary dynamic factor model. Bundesbank Discussion Paper 31.
- EUROSTAT (2013). Acesso em 09 de agosto de 2013.
URL: epp.eurostat.ec.europa.eu/portal/page/portal/statistics/search_database
- FED (2013), 'Federal Reserve'. Acesso em 22 de julho de 2013.
URL: <http://www.federalreserve.gov/monetarypolicy/openmarket.htm>

- Frankel, J. & Rose, A. (1998), 'The endogeneity of the optimum currency area criteria', *Economic Journal* **108**, 1009–1025.
- Gamerman, D. (1996), Simulação estocástica nas cadeias de Markov, in 'Ca-xambu, Associação Brasileira de Estatística'.
- Gonçalves, C. E., Rodrigues, M. & Soares, T. (2009), 'Correlation of business cycles in the euro zone', *Economics Letters* **102**, 56–58.
- IMF (2013), 'International monetary fund'. Acesso em 10 de agosto de 2013.
URL: <http://www.imf.org/external/data.htm>
- Kenen, P. (1969), The theory of optimum currency areas: an eclectic view, in R. Mundell & A. K. Swoboda, eds, 'Monetary Problems of the International Economy', Chicago, University of Chicago Press, pp. 41–60.
- Krugman, P. (1993), Lessons from Massachusetts for EMU, in F. Torres & F. Giavazzi, eds, 'Adjustment and Growth in the European Monetary Union', Cambridge, Cambridge University Press, pp. 241–260.
- Kydland, F. & Prescott, E. (1977), 'Rules rather discretion: the inconsistency of optimal plans', *Journal of Political Economy* **85**(3), 473–491.
- Lima, E., Maka, A. & Alves, P. (2011), 'Monetary policy and exchange rate shocks in Brazil: sign restrictions versus a new hybrid identification approach', *Brazilian Review of Econometrics* **31**(1), 97–136.
- Litterman, R. (1986), 'Forecasting with Bayesian vector autoregressions five years of experience', *Journal of Business and Economic Statistics* **4**(1), 25–38.
- McKinnon, R. (1963), 'Optimum currency areas', *The American Economic Review* **53**, 717–725.
- Mundell, R. (1961), 'A theory of optimum currency areas', *The American Economic Review* **51**, 657–665.
- OECD (2013), 'The organization for economic cooperation and development'. Acesso em 21 de julho de 2013.
URL: <http://www.oecd.org>
- Rogoff, K. (2001), 'On why not a global currency', *American Economic Review Papers and Proceedings* **91**, 243–247.
- Stock, J. H. & Watson, M. W. (1999), 'Forecasting inflation', *Journal of Monetary Economics* **44**(2), 293–335.
- Tavlas, G. (1993), 'The 'new' theory of optimum currency areas', *The World Economy* **16**, 663–685.
- Waggoner, D. & Zha, T. (2003), 'A Gibbs simulator for restricted VAR models', *Journal of Economic Dynamics and Control* **26**, 349–366.

Apêndice A

Tabela A.1: Resultados dos testes de raiz unitária Phillips-Perron

Variável/ Série/País	Série	Alema- nha	Áus- tria	Bél- gica	Chi- pre	Eslová- quia	Eslovê- nia	Espa- nha	Estô- nia	Finlân- dia	Fran- ça	Gré- cia	Holan- da	Irlan- da	Itá- lia	Luxem- burgo	Mal- ta	Portu- gal
div		I(1)	I(0)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(2)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	-	-	I(1)
dp		I(0)	I(0)	I(0)	I(0)	I(0)	I(0)	I(0)	I(0)	I(0)	-	I(0)	I(0)	I(0)	I(0)	-	-	I(0)
ebc	I(1)																	
exp		I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	-
fed	I(1)																	
imp		I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	-
inf		I(1)	I(1)	I(1)	I(0)	I(0)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(0)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)
jur CE CP	I(1)																	
jur CE LP	I(1)																	
jur		I(1)	I(1)	I(1)	-	-	-	I(1)	-	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	-	I(1)
pi		I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	-	I(1)	-	I(0)	I(0)	I(1)	I(0)	I(0)	I(0)	-	I(0)	I(1)
pib CE	I(1)																	
pib		I(0)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	-	I(1)
tcambio	I(1)																	
tdes		I(1)	I(0)	I(0)	-	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(0)	-	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	-	I(0)	I(1)

Fonte: Elaboração própria dos autores. Todos os testes foram realizados considerando $\alpha = 5\%$ e um termo constante na equação estimada.

Legenda:

div	Dívida % PIB	imp	Importações (média móvel)	pib	Produto Interno Bruto
(média móvel)					
dp	Déficit Primário % PIB	inf	Inflação (HICP)	tcambio	Taxa de câmbio US\$xEuro
ebc	Taxa de juros do Banco Central Europeu (BCE)	jur	Juros - Government Bond	tdes	Taxa de desemprego
exp	Exportação (média móvel)	pi	Produção Industrial	-	dado faltante
fed	Taxa de juros do Federal Reserve (FED)				

PROGRAMAS CONDICIONAIS DE TRANSFERÊNCIA DE RENDA E FECUNDIDADE: EVIDÊNCIAS DO BOLSA FAMÍLIA

ROMERO CAVALCANTI BARRETO DA ROCHA *

Resumo

Este trabalho tem como objetivo aprofundar a investigação em relação aos efeitos dos programas condicionais de transferência de renda, nos quais a quantidade de recursos transferidos depende do tamanho da família, sobre a fecundidade das mães beneficiárias. O efeito desse tipo de programa é ambíguo. O custo de ter filhos é diminuído, mas aumenta-se o investimento em capital humano. O objetivo deste artigo é verificar se o Programa Bolsa Família teve impacto na probabilidade de a mulher ter filhos e qual o sinal dessa correlação. Para isso, foram testadas três diferentes estratégias empíricas e não foi encontrado efeito robusto do programa na fecundidade em nenhuma delas.

Palavras-chave: programas condicionais; transferência de renda; fecundidade.

Abstract

The aim of this work is to contribute with the investigation about the demographic externalities of the Conditional Cash Transfer Programs (CCT). The effect of CCTs on fertility is ambiguous. It decreases the cost of raising children but increases human capital investment. The objective of this work is to verify if the “Bolsa Família” has an effect on the probability of a woman having a child and what is the signal of this correlation. To this end, we tried three different empirical strategies and, in none of them, we found any robust effect of the program on fertility.

Keywords: conditional cash transfers; fertility; public policies.

JEL classification: J13, J18, I38.

DOI: <http://dx.doi.org/10.11606/1980-5330/ea168739>

* Instituto de Economia da Universidade Federal do Rio de Janeiro. E-mail: ro-
mero.rocha@ie.ufrj.br.

1 Introdução

Este trabalho tem como objetivo investigar o efeito sobre incentivo a fecundidade dos programas condicionais de transferência de renda (PCTR), nos quais a quantidade de recursos transferidos depende do tamanho da família. A maior preocupação é que esses programas estejam incentivando famílias que já são pobres a terem mais filhos, o que poderia gerar uma espécie de armadilha da pobreza. Por outro lado, muitos desses programas exigem contrapartida dos beneficiários, como investimento em educação dos filhos, o que poderia gerar incentivo contrário, ou seja, incentivo a ter menos filhos. Esse maior investimento em capital humano ajudaria essas famílias a escaparem da armadilha da pobreza acima citada. Portanto, o efeito desse tipo de programa é ambíguo. O objetivo deste artigo é verificar se o Programa Bolsa Família (PBF) teve impacto na probabilidade da mulher beneficiária ter filhos e qual o sinal dessa correlação.

O PBF é um programa de transferência de renda condicional, no qual as famílias recebem uma transferência do governo caso ganhem até certo limite de renda domiciliar *per capita* e tenham filhos ou mulheres grávidas no domicílio. Em contrapartida os beneficiários têm que investir no capital humano dos filhos, cumprindo condições tanto na área de saúde, quanto na de educação. Assim, percebe-se que o programa tem características que o tornam um PCTR, mencionado no parágrafo anterior. O programa é centro de debate na política brasileira, recebendo tanto elogios entusiastas, quanto críticas ferozes, principalmente críticas que o acusam de ser puramente assistencialista, de diminuir a oferta de trabalho e de incentivar a fecundidade. Por exemplo, o Deputado Marden Menezes, em discurso na tribuna da câmara afirmou: “Há relatos de mães que tem filhos todos os anos para ter direito a mais dinheiro do Bolsa Família, daí a explosão de bolsões de pobreza” (Deputado Marden Menezes, 2009). Já o economista Marcelo Medeiros do IPEA afirma que: “Dizer que a possibilidade de receber uma bolsa é suficiente para estimular milhares de famílias a ter filhos é ou ingenuidade ou uma proposta dissimulada para reduzir custos dos programas excluindo os mais pobres.” (Medeiros 2004). Portanto, a discussão ainda não tem um consenso e o debate precisa de evidências econométricas, ainda inexistentes ou com conclusões ambíguas. A mesma preocupação pode ser vista em programas parecidos em outros países, como o PROGRESA no México, o PRAF em Honduras, o RPS na Nicarágua, o PATH na Jamaica e o FFE em Bangladesh (Janvry & Sadoulet 2006, Skoufias 2001, Todd & Wolpin 2006, Handa & Davis 2006, Barrientos & Dejong 2006).

Desde Malthus, os pesquisadores têm tentado estabelecer uma correlação entre transferência de renda às famílias necessitadas e número de filhos que essas famílias têm. Para Malthus, a *Old Poor Law* da Inglaterra do século XIX incentivava as pessoas a terem mais filhos, principalmente ao incentivarem os casais a se casarem mais cedo. Pesquisadores atuais sobre o assunto chegam a resultados ambíguos a respeito das afirmações de Malthus. Alguns trabalhos encontram resultados que lhe dão razão enquanto outros não encontram nenhum efeito da lei sobre o número de filhos das mulheres da época (Boyer 1989, Huzel 1980).

Políticas mais recentes também têm despertado interesse dos pesquisadores atuais. Com boa parte do mundo já tendo passado pela transição demográfica é provável que os efeitos desse tipo de programa sejam realmente bem diferentes hoje. Vários trabalhos tentam estabelecer a correlação entre trans-

ferência de renda que dependem do tamanho da família aos mais pobres e fecundidade. Em países desenvolvidos, essas transferências podem ser na forma de transferência direta ou de isenção de impostos. Os resultados encontrados nos trabalhos sobre esses países são ambíguos (Acs 1996, Gathier & Hatzius 1997, Whittington et al. 1990).

Entretanto, o interesse maior deste trabalho é sobre os efeitos desse tipo de transferência sobre as externalidades demográficas nos países em desenvolvimento, onde os problemas demográficos podem agravar as situações de pobreza. Além disso, nos países em desenvolvimento, esses programas têm em comum a exigência de contrapartidas tanto na área de saúde, como na área de educação, o que pode criar outro mecanismo através do qual o efeito pode ser encontrado que é o mecanismo do investimento em capital humano dos filhos. Ao financiar o investimento em capital humano dos filhos dos beneficiários, esses programas podem estar dando incentivos para os pais trocarem quantidade de filhos por qualidade de filhos já que essas duas coisas são substitutas, levando a uma diminuição da taxa de fecundidade (Schultz 1997).

O trabalho que mediu o efeito desse tipo de programa em países da América Latina também chegou a resultados ambíguos. Stecklov et al. (2006), mediram o efeito do Programa de Educação, Saúde e Nutrição (PROGRESA), no México, do Programa de Assistência Familiar (PRAF), em Honduras e da Rede de Proteção Social (RPS), na Nicarágua, sobre a fecundidade desses três países e encontraram efeito apenas no caso do PRAF, em Honduras. Nos outros dois países, nenhum efeito significativo foi encontrado. Além disso, Todd & Wolpin (2006), usaram um modelo dinâmico de comportamento, validado por dados experimentais do PROGRESA, para tentar prever, *ex-ante*, o efeito dos subsídios escolares desse programa na fecundidade e chegaram à conclusão que os subsídios não teriam efeito significativo na média, nem na distribuição do número de filhos dos beneficiários.

A intenção deste trabalho é contribuir para o debate do efeito de Programas Condicionais de Transferência de Renda (PCTR's), verificando o efeito do programa brasileiro Bolsa Família sobre a fecundidade dos beneficiários. O Programa Bolsa Família também é um programa parecido com os programas dos três países citados acima, no qual existem contrapartidas em educação e saúde exigidas e a quantidade de recursos recebidos depende do tamanho da família. O programa tem desvantagens em relação a esses outros no que diz respeito à facilidade de calcular o impacto na fecundidade porque ele não teve uma fase experimental. Em contrapartida, as várias dimensões de regras de entrada existentes no PBF nos ajuda a criar métodos quase-experimentais para calcular esse impacto.

Nós tentamos três diferentes metodologias para calcular o impacto do programa em fecundidade. Na primeira, criamos grupos de tratamento e controle nas dimensões de renda *per capita* e número de filhos para fazer um dif-em-dif, com as PNADs de 1995 a 2007, levando em conta que o programa teve início no final de 2003. Na segunda, usamos o suplemento da PNAD 2006 com a informação se o domicílio recebe o programa e cruzamos essa informação com o grupo de tratamento na dimensão de número de filhos para ver se, dado que o domicílio recebe o programa, o fato dele poder receber ainda um benefício a mais aumenta a probabilidade de nascimento. Na terceira, mantemos apenas as famílias com um e dois filhos e usamos também o suplemento da PNAD 2006 para fazer um "*propensity score matching*" e calcular o efeito de tratamento nos tratados a partir do método do vizinho mais próximo, com

suporte comum. Nas três tentativas, os resultados encontrados mostram que o programa não tem efeito significativo na fecundidade dos beneficiários.

O restante do trabalho se divide da seguinte forma: a Seção 2 discute a teoria e os principais mecanismos pelos quais o programa teria efeito; a Seção 3 faz uma descrição e detalhamento do Programa Bolsa Família; a Seção 4 discute os dados e as estratégias empíricas do trabalho; a Seção 5 discute os resultados do trabalho; e a Seção 6 traz as conclusões do trabalho e suas implicações para políticas públicas.

2 Teoria e Debate

Os custos diretos e indiretos de criar uma criança são, em geral, substanciais. A criança necessita de gastos referentes à nutrição, saúde, roupa, escola e outros. Além disso, um filho também exige atenção, tempo e cuidados especiais que podem trazer custos de oportunidade ao fazer com que as mulheres trabalhem menos ou até abandonem o trabalho. Um programa de transferência de renda, no qual o valor transferido depende do número de filhos, pode diminuir esses custos e incentivar fecundidade.

Este é um dos motivos pelos quais todos os PCTRs da América Latina têm limite na quantidade de filhos com direito a recursos. Essa dimensão nos desenhos dos programas é importante por causa da diferença dos custos do primeiro filho para os custos dos demais filhos. Estimações feitas nos EUA mostram que o custo marginal do primeiro filho é substancialmente maior que o dos demais filhos, assim como o custo marginal do segundo filho é maior que o do terceiro e assim por diante (Williams 1987). Isso pode ser importante na medida em que, se o recurso é constante por criança concebida, a relação custo benefício é menor no terceiro benefício que no segundo e também é menor neste que no primeiro. Portanto, na medida em que cresce o limite dos benefícios, mais incentivo à fecundidade esses recursos poderiam estar gerando.

Por outro lado, mesmo um programa de transferência de renda *lump sum*, que não tenha condicionalidades, pode afetar negativamente a fecundidade por diminuir os custos de se investir na qualidade dos filhos. Stecklov et al. (2006), analisaram esse problema utilizando como base o modelo padrão de fecundidade de Becker (1960) e Becker & Lewis (1973). Segundo eles, o efeito de um programa incondicional de transferência de renda, ou seja, de uma transferência *lump sum*, depende das elasticidades de renda de quantidade de filhos e de qualidade de filhos, que por sua vez, dependem das preferências dos pais em relação a esse *trade-off*. Portanto, o efeito de um programa desse tipo sobre fecundidade é ambíguo.

O incentivo a investir na qualidade dos filhos pode ser ainda maior nos programas de transferência de renda que tenham como condições o investimento em educação e saúde dos filhos e na saúde de mulheres grávidas, o que acontece na maioria dos programas de transferência de renda que estão sendo implantados na América Latina. Essas condicionalidades em relação à saúde e educação diminuem os custos de se investir na qualidade dos filhos. Isso pode gerar uma mudança no *trade-off* quantidade-qualidade na direção do investimento em qualidade, o que geraria incentivo à redução na fecundidade (Schultz 1997).

Quais dessas forças (diminuição dos custos de quantidade e diminuição nos custos da qualidade dos filhos) predominam no efeito dos programas condicionais de transferência de renda sobre fecundidade depende da, percentagem da redução dos custos do investimento em quantidade e qualidade. Se o percentual da redução dos custos de investimento em quantidade for maior, é provável que o incentivo seja de aumento na fecundidade. Se, por outro lado, os custos de investimento em qualidade forem os mais afetados, o incentivo será para a redução da fecundidade. Se a ênfase das condições do programa tiver o mesmo peso na redução dos custos relacionados à qualidade e à quantidade é provável que o incentivo maior seja para um aumento da fecundidade (Stecklov et al. 2006).

Por último, é importante discutir o impacto dos PCTR's sobre a oferta de crianças, ou seja, sobre a condição de fertilidade das mulheres. Como a maioria desses programas tem dimensões de planejamento familiar, de informação em relação à saúde e nutrição (incluindo nutrição para mães que estão amamentando) e a métodos de controle de nascimento, é possível que eles afetem tanto a capacidade da mulher ter filhos, quanto o controle realizado de nascimentos. A restrição orçamentária do domicílio é, portanto, aumentada para incluir os recursos usados para o controle de fertilidade, um parâmetro de efetividade e os custos totais desse controle (Rosenzweig & Schultz 1985). PCTR's podem diminuir os custos do controle ao nascimento, tanto diminuindo o custo de transação associado à obtenção do controle (ou seja, uma redução nos preços do controle), quanto aumentando a efetividade desse controle. Portanto, os programas podem ter efeito de diminuição da fecundidade. Ao mesmo tempo, ao incentivar a amamentação dos filhos o programa pode estar expandindo a duração da infecundidade pós-parto, o que pode gerar nascimentos mais espaçados, diminuindo assim, as taxas de fertilidade (Bongaarts 1982).

Percebe-se que os efeitos teóricos dos PCTR's na fecundidade e na fertilidade são bastante ambíguos e o sinal dessa relação torna-se, portanto, um exercício essencialmente empírico. Como veremos na próxima seção, todas as dimensões acima discutidas estão presentes no desenho do Programa Bolsa Família, tornando assim, o desafio de estabelecer o efeito do programa sobre fecundidade, ainda mais estimulante.

3 Descrição e Histórico do Programa

O Programa Bolsa Família é um programa condicional de transferência de renda com foco nos mais pobres que exige como contrapartida para as famílias investimentos em saúde infantil, saúde de grávidas e frequência escolar. Foi um programa criado em outubro de 2003, originado da junção de vários programas já existentes do governo federal, como o Bolsa Escola, o Bolsa Alimentação e o Programa de Erradicação do Trabalho Infantil (PETI).

O Programa de Erradicação do Trabalho Infantil foi criado em 1996 e consiste em uma transferência de renda para famílias com crianças de 7 a 15 anos que trabalham ou que corram o risco de ter que trabalhar em atividades que sejam prejudiciais à sua saúde. A transferência era de R\$25,00 por criança nas áreas rurais e de R\$40,00 nas áreas urbanas. A contrapartida para as famílias era que as crianças com menos de 16 anos não trabalhassem e que elas tivessem, no mínimo, 75% de frequência escolar.

Em 2001 o governo federal criou os outros dois programas. O Bolsa Escola era focalizado em famílias com filhos entre 6 e 15 anos de idade que ganhassem menos que R\$90 reais *per capita*. As famílias ganhariam R\$15,00 por mês, por criança nessa idade, até o terceiro filho e teriam que se comprometer a assegurar no mínimo uma frequência de 85% das crianças na escola. O PETI e o Bolsa Escola não deveriam ter, em teoria efeito sobre fecundidade, já que os benefícios começavam a ser distribuídos, somente, quando a criança completava 7 ou 6 anos respectivamente. Entretanto, o Programa Bolsa Alimentação, também criado em 2001, era um programa que tinha como objetivo combater a mortalidade infantil em famílias com crianças de 0 a 6 anos ou mulheres grávidas e com renda mensal *per capita* de até metade de um salário mínimo. O valor do benefício era de R\$15,00 por criança ou mulher grávida, até o máximo de R\$45,00. Em contrapartida, as famílias se comprometeriam em atualizar o cartão de vacinação das crianças de 0 a 6 anos, como também a fazer com que as mulheres grávidas fizessem visitas regulares aos postos de saúde para o pré-natal. Embora esse programa já pudesse ter algum efeito sobre fecundidade, a cobertura dele era muito pequena, o que nos leva a crer que apenas com o PBF esse efeito poderia ser realmente captado.

O PBF foi um programa criado em Outubro de 2003 que unificou os programas discutidos acima. A Tabela 1 descreve as regras de entrada no programa e os valores dos benefícios pagos. Na época da criação, ele era focalizado em famílias com renda *per capita* mensal máxima de R\$100,00 e com crianças de 0 a 15 anos, ou famílias com renda *per capita* máxima de R\$50, independente do número de crianças. Em 2006, esses valores aumentaram para R\$120,00 e R\$60,00, respectivamente. Os benefícios pagos em 2003 eram de R\$15,00 por filho, até o terceiro filho para as famílias que recebessem até R\$100,00 *per capita* e mais um fixo de R\$50 reais para as famílias que recebessem até R\$50,00 *per capita* mensais. Em 2006, os benefícios passaram a ser de R\$20,00 e R\$ 60,00, respectivamente. O ponto de corte mais baixo do programa (abaixo de 50 reais *per capita* até 2006 e de 60 reais *per capita* a partir desse ano) não interessa muito no nosso caso, porque ele é independente do número de filhos.

Tabela 1: Regras de entrada e benefícios do Bolsa Família

	Ponto de Corte (Renda Domiciliar <i>per capita</i>) (R\$)	Benefício Fixo (R\$)	Benefício Variável (R\$)
Até 2005	50,00	50,00	15,00 por filho até 3 filhos
	Entre 50,00 e 100,00	0,00	de no máximo 15 anos
A partir de 2006	60,00	60,00	20,00 por filho até 3 filhos
	Entre 60,00 e 120,00	0,00	de no máximo 15 anos

Em contrapartida ao benefício, as famílias devem manter atualizados os cartões de vacinação das crianças de 0 a 6 anos, as crianças de 6 a 15 anos devem estar matriculadas na escola e com uma frequência mínima de 85% e visitas regulares ao posto de saúde são exigidas tanto para grávidas, para o pré-natal, como para as mães que estão amamentando.

O impacto do Programa Bolsa Família sobre a desigualdade no Brasil parece ter sido substancial. O índice de Gini no Brasil caiu de 59,9 em 1995 para 57,1 em 2004. Vários pesquisadores estudaram o efeito do programa na redução de desigualdade brasileira no começo deste século e todos chegam à

conclusão de que o programa teve uma parcela importante de responsabilidade nessa redução. (Soares et al. 2007, Hoffmann 2007, Barros 2007). Além disso, também é possível mostrar que programas de transferência de renda, com foco nos mais pobres, como o Bolsa Família, foram mais efetivos para a diminuição de pobreza e desigualdade no Brasil do que políticas pautadas no Salário Mínimo (Barros 2007). Isso significa que as transferências eram realmente substanciais para as famílias e, por isso, existem tantas preocupações com os efeitos indiretos que elas podem acarretar.

Uma série de estudos foi feita sobre os impactos do Programa Bolsa Família e de seu semelhante anterior (o Bolsa Escola) em variáveis comportamentais, como oferta de trabalho adulta, oferta de trabalho das mães, frequência escolar e trabalho infantil. Cardoso & Souza (2004) mostraram que o programa Bolsa Escola tinha impacto positivo e significativo sobre a frequência escolar dos beneficiários e não tinha impacto sobre o trabalho infantil. Segundo eles, o programa fez com que aumentasse o número de crianças que só estudam e também o número de crianças que trabalham e estudam, mas diminuiu o número de crianças que apenas trabalham e não estudam. Duarte & Silveira Neto (2008) também mostram que a frequência escolar dos beneficiários do Programa Bolsa Família na agricultura familiar do Nordeste é maior que a dos não beneficiários. Resende & Oliveira (2006) mostram que o programa eleva os gastos das famílias com consumo de alimentos, produtos de higiene, educação e vestuário, o que representaria um aumento de bem-estar dessas famílias. Ao mesmo tempo, Chein et al. (2006) tentam estabelecer uma causalidade do recebimento do programa com a condição nutricional das crianças e não encontram efeito robusto entre os domicílios beneficiados. Por último, Tavares (2008) mostra que o impacto do programa sobre a oferta de trabalho das mães é positivo e Foguel & Barros (2008) mostram que o programa não tem impacto significativo sobre a oferta de trabalho adulta.

Foram encontrados dois trabalhos sobre o efeito do PBF na fecundidade. Signorini & Queiroz (2009) não encontram efeito significativo do programa na fecundidade e Simões & Soares (2012) encontra efeito negativo do programa sobre fecundidade. Entretanto, nossa metodologia difere bastante desses trabalhos e nós acreditamos que estamos, assim, dando nossa contribuição para o debate.

4 Dados e Estratégias Empíricas

Os dados utilizados neste trabalho são dados anuais da PNAD de 1995 a 2007 (com exceção de 2000), com informações sócio-econômicas e demográficas de domicílios que tenham mulheres de 15 a 50 anos. Além disso, usaremos o suplemento adicional da PNAD 2006 com informações sobre se o domicílio tinha alguém que recebia o Programa Bolsa Família.

A Tabela 2 mostra estatísticas descritivas das mulheres de 15 a 50 anos, com renda domiciliar *per capita* menor que quatro vezes o ponto de corte para ser elegível para o PBF e com zero, um, dois ou três filhos entre 1 e 14 anos de 1995 a 2007. A ideia é que as mulheres com zero, um e dois filhos na idade referida são as mulheres que ainda podem se beneficiar tendo mais um filho com o programa Bolsa Família, enquanto as mulheres que já têm três filhos nessa idade não se beneficiariam com um quarto filho. Isso vai ser importante para construir nossos grupos de tratamento e controle, como veremos posteri-

ormente.

Verifica-se que os padrões de fecundidade, educação e renda são bastante parecidos entre as mulheres que têm zero ou um filho e também entre as mulheres que têm dois ou três filhos. Entretanto, ele parece ser bem diferente entre esses dois grupos. As mulheres com dois filhos tinham uma probabilidade de ter um filho de 7,3% em 1995 e de 4,9% em 2007, enquanto as com três filhos tinham uma probabilidade de 7,3% em 1995 e de 5,1% em 2007. Ao mesmo tempo, para as mulheres com nenhum filho, essas probabilidades eram de 8,9% e 6,0% e para as com um filho eram de 9,1% e 6,1%. Padrões parecidos se verifica nas demais variáveis, embora em algumas delas as características das mulheres com três filhos sejam mais diferentes em relação às mulheres com dois filhos do que são em termos de padrão de fecundidade.

A Tabela 3 mostra estatísticas descritivas para a PNAD 2006 com informação de se o domicílio recebe Bolsa Família ou não. Pode-se ver que a maioria das pessoas que recebem o programa é do Nordeste. Além disso, o Nordeste também é a região na qual a percentagem da população que recebe o programa é a maior. Por último, é importante frisar que, segundo essa tabela, muita gente que está acima do ponto de corte de renda, mas abaixo de duas vezes o ponto de corte também recebe o programa. Por isso, vamos tomar certos cuidados ao definir controle e tratamento.

Para caracterizarmos o efeito do Programa Bolsa Família na fecundidade das beneficiárias, vamos usar três diferentes estratégias. Na estratégia 1, vamos nos aproveitar das regras de entrada explicadas na seção anterior para construir um modelo de diferenças em diferenças em diferenças. Assim, vamos manter na amostra apenas as mulheres que estão em domicílios com renda domiciliar *per capita* menor que duas vezes o ponto de corte e que tenha dois ou três filhos com idade entre 1 e 14 anos. A escolha dessa idade é explicada pelo fato que aos 16 anos o filho deixa de receber o programa, portanto, a mãe poderia ter um filho a mais para repor a perda de renda com o fato de que um de seus filhos completou 16 anos. Além disso, a variável dependente escolhida será se a mulher teve um filho nascido vivo nos últimos 12 meses e, portanto, vamos excluir da conta de número de filhos, o filho nascido nesse período. Já a escolha pelas mulheres com dois ou três filhos foi feita por causa do padrão de características parecidas no período analisado. Assim, na dimensão número de filhos, teremos como grupo de tratamento as mulheres que têm dois filhos e que ainda podem ser beneficiadas pelo programa com um terceiro filho. E como grupo de controle as mulheres com três filhos, que não podem ser beneficiadas pelo programa tendo um filho a mais. A outra diferença que iremos tirar será em relação às mulheres que estão na faixa de renda domiciliar *per capita* que as torna elegível para receber o programa. Estas serão o grupo de tratamento. O grupo de controle será composto pelas mulheres que estão acima desse ponto de corte, mas abaixo de duas vezes o ponto de corte. Novamente, a intenção é manter os grupos com características mais próximas o possível. Por último, vamos também criar uma *dummy* que assumirá valor um, caso o ano seja depois do ano de implementação do programa, 2003, e zero caso contrário. A especificação, portanto, será a seguinte:

$$\text{nasceu}_i = \alpha + \gamma F_i + \lambda BF_i + \mu(F_i^* BF_i) + \Sigma X_i + \epsilon \quad (1)$$

Em que nasceu_i é uma *dummy* que assume valor um se a mulher i teve um filho nascido vivo nos últimos doze meses; F_i é uma *dummy* que assume valor

Tabela 2: Estatísticas descritivas, PNADs 1995 a 2007

Ano	Nenhum Filho				1 Filho			
	Teve Filho	Educação	Urbano	Renda Dom <i>per capita</i>	Teve Filho	Educação	Urbano	Renda Dom <i>per capita</i>
1995	0,089	6,776	0,838	112,803	0,091	6,609	0,831	103,845
1996	0,080	6,940	0,842	125,657	0,083	6,755	0,828	115,213
1997	0,078	7,026	0,839	132,647	0,086	6,832	0,832	122,131
1998	0,077	7,211	0,839	137,487	0,082	7,090	0,831	125,712
1999	0,076	7,508	0,849	144,897	0,077	7,350	0,830	130,663
2001	0,069	7,894	0,877	170,207	0,072	7,624	0,864	145,775
2002	0,064	7,992	0,870	181,069	0,072	7,724	0,862	153,594
2003	0,066	8,088	0,865	187,724	0,070	7,864	0,855	160,223
2004	0,064	8,213	0,851	210,044	0,067	8,045	0,835	179,927
2005	0,066	8,236	0,844	218,622	0,069	8,107	0,828	189,853
2006	0,065	8,475	0,848	256,845	0,065	8,389	0,839	218,317
2007	0,060	8,530	0,845	261,403	0,061	8,493	0,836	227,236
Ano	2 Filhos				3 Filhos			
	Teve Filho	Educação	Urbano	Renda Dom <i>per capita</i>	Teve Filho	Educação	Urbano	Renda Dom <i>per capita</i>
1995	0,073	6,404	0,814	92,775	0,073	6,028	0,791	84,106
1996	0,070	6,587	0,816	103,149	0,067	6,183	0,791	92,198
1997	0,069	6,622	0,811	107,842	0,067	6,190	0,790	95,634
1998	0,065	6,809	0,810	110,396	0,068	6,365	0,787	99,665
1999	0,063	7,061	0,807	115,759	0,067	6,594	0,784	102,991
2001	0,059	7,084	0,840	117,139	0,064	6,121	0,802	86,458
2002	0,054	7,268	0,839	126,215	0,059	6,278	0,792	92,992
2003	0,054	7,402	0,839	130,400	0,056	6,353	0,787	94,625
2004	0,055	7,459	0,815	147,015	0,059	6,519	0,751	107,316
2005	0,055	7,581	0,801	153,843	0,058	6,581	0,750	117,475
2006	0,050	7,800	0,803	176,269	0,052	6,844	0,748	132,438
2007	0,049	7,928	0,810	184,220	0,051	6,858	0,754	137,019

Tabela 3: Estatísticas descritivas PNAD 2006

	Recebe BF		Total
	Não	Sim	
Norte	4,841	2,556	7,397
Nordeste	10,629	10,589	21,218
Sudeste	6,903	3,108	10,011
Sul	3,106	1,260	4,366
Centro-Oeste	3,410	1,059	4,469
Acima do Treshold	18,796	7,193	25,989
Abaixo do Treshold	10,093	11,379	21,472
Total	28,889	18,572	47,461

um se a mulher i tem dois filhos entre 1 e 14 anos e valor zero caso tenha três filhos nessa mesma faixa etária; BF_i é uma *dummy* que assume valor um se a mulher está em um domicílio que recebe o Programa Bolsa Família e zero caso contrário; X_i é um vetor de variáveis de controle com as mesmas variáveis que no caso anterior; e o coeficiente de interesse μ é o coeficiente da interação entre as *dummies* de filho e de recebimento do programa.

Da mesma forma que no caso anterior, como muitas acima do ponto de corte recebem, vamos ampliar a amostra para incluir todas as mulheres que recebem até duas vezes o ponto de corte de renda e também para incluir no tratamento aquelas com apenas um filho. Não incluiremos nesse caso as mulheres com nenhum filho porque estas dificilmente recebem o programa e, mesmo quando recebem, o recebimento não é devido ao número de filhos. Como a intenção é verificar se, dado que elas recebem, existe o incentivo delas ainda poderem ter mais um filho e receber mais um benefício, não faz sentido colocar um grupo que praticamente não tem nenhuma mulher recebendo (o grupo das mulheres com nenhum filho). Mais uma vez, vamos verificar os efeitos por faixa etária da mulher.

Faremos também as estimações das especificações básicas dessas duas primeiras estratégias com *probit*. Para o cálculo dos efeitos marginais dos coeficientes de interação usaremos o método do efeito de interação, que é diferente do efeito marginal do termo de interação (Ai & Northon 2003). Usaremos, portanto, o comando do Stata “*inteff*” para os casos onde temos apenas interação dupla e o comando “*inteff3*”, para os casos onde temos interação tripla (Norton et al. 2004, Cornelissen & Sonderhof 2008).

Na estratégia 3, também usaremos a PNAD 2006 com o suplemento que identifica se a mulher recebe o Programa Bolsa Família para estimar um *propensity score* dessa mulher receber o programa nas variáveis observáveis, as mesmas usadas como controle nas demais estratégias e posteriormente usar esse escore de propensão para estimar um modelo *matching* pelo método do vizinho mais próximo, usando apenas suporte comum. O grupo de tratamento serão aquelas mulheres com um ou dois filhos que estão na faixa de renda que as torna elegível e que recebem o programa. Já o grupo do controle serão as mulheres que têm um ou dois filhos que estão na faixa de renda elegível, mas que não recebem o programa. Teoricamente, esse grupo já deveria estar recebendo o programa, então a diferença entre os grupos é que um recebe e o outro não. Além disso, se existe outras características observáveis que são importantes para determinar o recebimento ou não do programa, o método do vizinho

mais próximo irá comparar tratamento e controle apenas com os pares que têm características que os deixam com probabilidade de recebimento do programa mais próxima. Com isso, conseguiremos estimar o efeito de tratamento médio nos tratados. A variável dependente continua sendo se a mulher teve um filho nos últimos doze meses. O primeiro estágio do modelo é um *probit* que examina a probabilidade da mulher receber o programa, dadas suas características. O modelo é:

$$P(X_i) \equiv \Pr(BF = 1|X_i) = E(BF|X_i) \quad (2)$$

Em que BF é uma *dummy* que assume valor um se a mulher está em um domicílio que recebe o Programa Bolsa Família, tem um ou dois filhos e tem renda domiciliar *per capita* abaixo do ponto de corte para elegibilidade e zero caso tenha um ou dois filhos e tenha renda domiciliar *per capita* abaixo do ponto de corte para elegibilidade, mas não receba o programa; e X_i é um vetor de características individuais de pré-tratamento. Rosebaum & Rubin (1983) mostram que se a exposição ao tratamento é aleatória dentro de cada célula do vetor X_i , ela também é dada a variável unidimensional $P(X_i)$. O efeito de tratamento médio nos tratados (ATT) pode então ser calculado como:

$$\begin{aligned} \tau &\equiv EY_{1i} - Y_{0i}|BF_i = 1 = EEY_{1i} - Y_{0i}|BF_i = 1, p(X_i) \\ &= EEY_{1i}|BF_i = 1, p(X_i) - EY_{0i}|BF_i = 0, p(X_i)|BF_i = 1 \end{aligned} \quad (3)$$

Em que Y_{1i} e Y_{0i} são os resultados potenciais, respectivamente, nos tratados e nos não tratados, que assumem valor um se a mulher i teve um filho nascido vivo nos últimos doze meses e zero caso contrário. Novamente, como exercício de robustez, vamos ampliar a amostra para até duas vezes o ponto de corte em renda e também para verificar os efeitos por faixa etária.

Além disso, faremos uma análise de sensibilidade para identificar a possibilidade de efeitos não observáveis estarem influenciando tanto a atribuição do tratamento quanto a variável de resultado (Rosenbaum 2002, Becker & Callendo 2007). Por último, usaremos o Método de Entropia para balancear melhor as covariáveis dos grupos de tratamento e controle e garantir a robustez dos resultados (Hainmueller 2012, Hainmueller & Xu 2013).

Cada uma das estratégias usadas têm vantagens e desvantagens. A estratégia 1 tem a vantagem de construir um grupo de tratamento e um do controle e verificar o comportamento no tocante à fecundidade desses dois grupos antes e depois do programa. Entretanto, como não estamos usando nenhuma informação exatamente sobre se as famílias estão de fato recebendo o programa, não teremos certeza que o efeito encontrado será realmente o efeito do programa ou de outros fatores que aconteceram concomitantemente ao Bolsa Família que poderiam estar afetando cada grupo de forma diferente.

Na estratégia 2, usamos a informação de se a família recebe ou não o programa e interagimos essa informação com uma *dummy* que assume valor um se a mulher tem 2 filhos e zero caso tenha 3 filhos. A interpretação do coeficiente é feita da seguinte forma: dado que a família recebe o programa, qual a diferença na probabilidade da mulher ter tido um filho nos últimos doze meses entre as mulheres que tinham dois versus as que tinham três filhos. A vantagem dessa estratégia em relação à primeira é que estamos identificando se o domicílio recebe realmente o programa, mas, ao mesmo tempo, como estamos usando apenas um dado *cross-section*, não estamos incluindo os possíveis

efeitos naqueles que não recebem o programa, nem estamos fazendo uma análise do comportamento do tratamento antes e depois, o que controlaria para efeitos fixos individuais.

Na estratégia 3, também usamos a informação de se o domicílio recebe o programa. Além disso, fazemos um “*Propensity Score Matching*”, o que controla para seleção em observáveis. O coeficiente nos diz qual o efeito da pessoa receber o programa dado que ela é elegível. Ou seja, entre os que já deveriam receber o programa, será que existe efeito da pessoa efetivamente recebê-lo, visto que dessa forma, ela tem a certeza do recebimento de mais recursos ao ter mais um filho? A vantagem em relação à estratégia 2 é que controla para seleção em observáveis. A desvantagem em relação à estratégia 1 é que há o risco de variáveis omitidas estarem correlacionadas com o recebimento do programa e com a taxa de fecundidade.

Portanto, percebemos que as estratégias se complementam. A estratégia 1, minimiza preocupações com não observáveis, mas não nos fornece a certeza que o efeito é do programa, já que não há garantia que outras coisas não estejam afetando ao mesmo tempo os grupos escolhidos. A estratégia 3 usa informação do recebimento do programa, mas não resolve o problema das variáveis não observáveis. E a estratégia 2 resolve em parte o problema de não observáveis, mas não faz análise antes e depois. Ao mesmo tempo, usa a informação de recebimento do programa, mas não aproxima tratamento e controle por *matching* como acontece na estratégia 2.

5 Resultados

A Tabela 4 mostra os resultados da estratégia 1. Na coluna 1 está a especificação básica e na coluna 2 está a mesma especificação com a ampliação da amostra para incluir as mulheres que recebem até duas vezes o ponto de corte para elegibilidade. As demais colunas repetem essa mesma lógica para cada uma das faixas etárias. Verifica-se que o coeficiente da interação tripla é não significativo na especificação básica. Isso significa que dado que a mulher está na faixa de elegibilidade, o fato dela ter dois filhos em comparação com ela ter três filhos não teve impacto significativo para a probabilidade de ela ter tido mais um filho nascido vivo nos últimos doze meses. Os resultados se mantêm quando ampliamos a amostra incluindo no tratamento as mulheres que ganham até duas vezes o ponto de corte em renda e também para todas as faixas etárias. A Tabela 5 repete a Tabela 4 com a diferença que inclui no grupo de tratamento as mulheres com um e com nenhum filho. Os resultados dos coeficientes da interação tripla são, mais uma vez, não significativos. Isso quer dizer que, dado que a mulher é elegível em termos de renda, o fato dela ter dois filhos (e não três) e ainda poder receber benefício do programa ao ter mais um filho, não alterou a taxa de fecundidade dela posteriormente à implementação do programa.

A Tabela 6 mostra os resultados do modelo de diferenças em diferenças apenas com a dimensão tempo e a dimensão número de filhos condicional à renda domiciliar *per capita*. A primeira coluna usa na amostra apenas as mulheres que estão abaixo do ponto de corte. A segunda usa as mulheres que ganham acima do ponto de corte e abaixo de duas vezes o ponto de corte. A terceira, as que ganham acima de duas vezes o ponto de corte e abaixo de três vezes o ponto de corte. A quarta, as que ganham acima de três vezes o ponto

Tabela 4: Regressão dif-em-dif-em-dif de fecundidade sobre tratamento em renda e número de filhos, por idade

	Todos		De 15 a 25 Anos		De 26 a 35 Anos		De 36 a 50 Anos	
	Nasceu	Nasceu	Nasceu	Nasceu	Nasceu	Nasceu	Nasceu	Nasceu
<i>Dummy</i> de 2 Filhos	0.001 (0.003)	-0.001 (0.003)	-0.006 (0.011)	-0.012 (0.012)	0.004 (0.004)	0.003 (0.004)	0.000 (0.002)	0.002 (0.003)
<i>Dummy</i> de Renda	-0.001 (0.003)	-0.017*** (0.003)	-0.001 (0.014)	-0.035*** (0.014)	0.005 (0.005)	-0.013*** (0.005)	0.000 (0.000)	0.000 (0.003)
Depois	-0.002 (0.004)	0.008 (0.005)	-0.029 (0.023)	0.042 (0.028)	0.002 (0.006)	0.007 (0.007)	0.004 (0.003)	0.011** (0.005)
Renda*2 Filhos	0.011*** (0.004)	0.006* (0.003)	0.026* (0.014)	0.016 (0.014)	0.006 (0.005)	0.002 (0.005)	0.000 (0.000)	-0.002 (0.003)
2 Filhos*Depois	0.012** (0.005)	0.004 (0.006)	0.019 (0.021)	-0.027 (0.028)	0.010 (0.006)	0.010 (0.008)	0.001 (0.003)	-0.007 (0.006)
Renda*Depois	-0.005 (0.005)	-0.017*** (0.006)	0.007 (0.024)	-0.069** (0.028)	-0.012* (0.007)	-0.016** (0.008)	0.000 (0.000)	-0.009 (0.006)
Renda*2 Filhos*Depois	-0.006 (0.006)	0.005 (0.007)	-0.015 (0.027)	0.038 (0.031)	-0.001 (0.009)	0.000 (0.009)	0.000 (0.000)	0.008 (0.007)
Controles	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Amostra	2*Ponto de Corte	4*Ponto de Corte	2*Ponto de Corte	4*Ponto de Corte	2*Ponto de Corte	4*Ponto de Corte	2*Ponto de Corte	4*Ponto de Corte
Tratamento	Ponto de Corte	2*Ponto de Corte	Ponto de Corte	2*Ponto de Corte	Ponto de Corte	2*Ponto de Corte	Ponto de Corte	2*Ponto de Corte
Observations	122341,00	172773,00	18866,00	25128,00	61251,00	85949,00	42224,00	61696,00
R-squared	0.06	0.06	0.05	0.06	0.02	0.02	0.01	0.01

Regressão dif-em-dif-em-dif com variável dependente sendo se a mulher teve um filho nascido vivo nos últimos 12 meses e as variáveis de interesse, se a renda domiciliar per capita era abaixo ou acima do ponto de corte que define elegibilidade ao programa, e uma *dummy* que assume 1 se a mulher tinha 2 filhos e 0 se tinha 3 filhos. A regressão inclui como controle *dummies* de região, região metropolitana, urbano-rural, idade, raça, anos de estudo, se havia aposentado ou pensionista no domicílio, se ela tinha cônjuge, se era chefe do domicílio, se o domicílio tinha água tratada, esgoto da rede geral, densidade de cômodos por pessoa e coleta de lixo. Foram usados dados das PNADs de 1995 a 2007.

* significante a 10%; ** significante a 5%; *** significante a 1%.

Tabela 5: Regressão dif-em-dif-em-dif de fecundidade sobre tratamento em renda e número de filhos, por idade

	Todos		De 15 a 25 Anos		De 26 a 35 Anos		De 36 a 50 Anos	
	Nasceu	Nasceu	Nasceu	Nasceu	Nasceu	Nasceu	Nasceu	Nasceu
Dummy de menos de 3 filhos	0.016*** (0.003)	0.004 (0.003)	0.001 (0.010)	-0.035*** (0.011)	0.030*** (0.004)	0.026*** (0.004)	0.002 (0.002)	0.005** (0.002)
Dummy de renda	0.004 (0.003)	-0.014*** (0.003)	0.002 (0.013)	-0.041*** (0.012)	0.009* (0.005)	-0.004 (0.005)	0.011*** (0.003)	0.007*** (0.002)
Depois	-0.008* (0.005)	0.003 (0.006)	-0.031 (0.020)	0.027 (0.026)	0.000 (0.006)	0.005 (0.008)	-0.001 (0.004)	0.006 (0.005)
Renda*Menos de 3 Filhos	0.015*** (0.004)	0.018*** (0.003)	0.048*** (0.014)	0.061*** (0.012)	0.006 (0.006)	-0.004 (0.005)	-0.005 (0.003)	-0.007*** (0.002)
Menos de 3 Filhos*Depois	0.015*** (0.005)	0.012** (0.006)	0.038* (0.020)	0.012 (0.026)	0.010 (0.007)	0.009 (0.009)	0.004 (0.004)	-0.001 (0.005)
Renda*Depois	-0.002 (0.006)	-0.014** (0.006)	0.019 (0.025)	-0.045 (0.028)	-0.012 (0.008)	-0.014 (0.009)	0.002 (0.005)	-0.005 (0.005)
Renda*Menos de 3 Filhos*Depois	-0.008 (0.006)	-0.001 (0.007)	-0.037 (0.026)	0.006 (0.028)	-0.004 (0.009)	0.001 (0.010)	0.005 (0.005)	0.002 (0.005)
Controles	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Amostra	2*Ponto de Corte	4*Ponto de Corte	2*Ponto de Corte	4*Ponto de Corte	2*Ponto de Corte	4*Ponto de Corte	2*Ponto de Corte	4*Ponto de Corte
Tratamento	Ponto de Corte	2*Ponto de Corte	Ponto de Corte	2*Ponto de Corte	Ponto de Corte	2*Ponto de Corte	Ponto de Corte	2*Ponto de Corte
Observações	264080,00	452272,00	54733,00	91348,00	96839,00	157603,00	112508,00	203321,00
R-2	0.13	0.13	0.16	0.17	0.05	0.05	0.02	0.01

Regressão dif-em-dif-em-dif com variável dependente sendo se a mulher teve um filho nascido vivo nos últimos 12 meses e as variáveis de interesse, se a renda domiciliar per capita era abaixo ou acima do ponto de corte que define elegibilidade ao programa, e uma *dummy* se a mulher tinha 3 filhos ou menos de 3 filhos. A regressão inclui como controle *dummies* de região, região metropolitana, urbano-rural, idade, raça, anos de estudo, se havia aposentado ou pensionista no domicílio, se ela tinha cônjuge, se era chefe do domicílio, se o domicílio tinha água tratada, esgoto da rede geral, densidade de cômodos por pessoa e coleta de lixo. Foram usados dados das PNADs de 1995 a 2007.

* significante a 10%; ** significante a 5%; *** significante a 1%.

de corte e abaixo de quatro vezes o ponto de corte. Verifica-se que apenas a segunda coluna tem o coeficiente da interação significativo. Isso poderia sugerir que, embora não tenha incentivado as mulheres na faixa de renda elegível e com dois filhos a terem mais filhos, o programa poderia estar incentivando aquelas que estão imediatamente acima desse ponto, já que tendo um filho a mais elas poderiam cair na faixa de renda elegível. Entretanto, como mais um exercício de robustez, a mesma tabela mostra na coluna (5) os resultados usando também a amostra da coluna (2), mas apenas até 2003 e fazendo um teste placebo, colocando a quebra estrutural em 1999. O coeficiente continua sendo significativo. Isso significa que, nesse grupo de faixa de renda o efeito está vindo de uma tendência pré-existente das mulheres com 3 filhos de reduzir mais a fecundidade que as mulheres com 2 filhos. Portanto, nenhum efeito robusto do programa em fecundidade é encontrado pela estratégia 1.

Tabela 6: Regressão dif-em-dif de fecundidade sobre tratamento e número de filhos, por idade

	(1) nasceu	(2) nasceu	(3) nasceu	(4) nasceu
<i>Dummy</i> de 2 Filhos	0.015*** (0.003)	0.001 (0.002)	-0.004 (0.003)	0.001 (0.004)
Depois	-0.002 (0.004)	-0.007* (0.004)	-0.007 (0.006)	0.005 (0.009)
Depois* <i>dummy</i> de 2 Filhos	0.008 (0.005)	0.011*** (0.004)	0.006 (0.006)	0.001 (0.009)
Amostra	Até Corte	Entre Corte e 2*Corte	Entre 2*Corte e 3*Corte	Entre 3*Corte e 4*Corte
Observations	54538,00	63690,00	33038,00	17394,00
R-squared	0.06	0.05	0.07	0.07

Regressão dif-em-dif com variável dependente sendo se a mulher teve um filho nascido vivo nos últimos 12 meses e as variáveis de interesse sendo uma *dummy* que assume valor um se a mulher tinha 2 filhos e zero se a mulher tinha 3 filhos e uma *dummy* depois do programa entrar em vigor. A regressão é condicional à renda domiciliar per capita. A coluna (1) inclui as mulheres que recebem até o ponto de corte em termos de renda domiciliar per capita, a coluna (2), entre o ponto de corte e duas vezes o ponto de corte, a coluna (3) entre duas vezes o ponto de corte três vezes o ponto de corte e a coluna (4) entre 3 vezes o ponto de corte e 4 vezes o ponto de corte. A coluna (5) repete o exercício da coluna (2), mas faz um teste placebo, mantendo na amostra apenas as observações anteriores a 2004 e colocando como se o programa tivesse começado em 2001. A regressão inclui como controle *dummies* de região, região metropolitana, urbano-rural, idade, raça, anos de estudo, se havia aposentado ou pensionista no domicílio, se ela tinha cônjuge, se era chefe do domicílio, se o domicílio tinha água tratada, esgoto da rede geral, densidade de cômodos por pessoa e coleta de lixo. Foram usados dados das PNADs de 1995 a 2007.

* significante a 10%; ** significante a 5%; *** significante a 1%.

A Tabela 7 mostra os resultados da estratégia 2, para a especificação básica, para a amostra ampliada até duas vezes o ponto de corte em renda e por faixa etária. Mais uma vez verifica-se que a maioria dos coeficientes da interação entre a *dummy* de recebimento do programa e a *dummy* de dois filhos é não significativa. A Tabela 8 amplia o tratamento também para mulheres com um filho e os resultados não se alteram. Isso significa que, dado que a família recebe o Bolsa Família, as mulheres com dois filhos não têm incentivo maior que as que têm três filhos para ter mais um filho. Ou seja, o modelo estima que dado que o domicílio recebe o programa, o nosso grupo de tratamento (as mulheres com dois filhos que ainda podem receber mais um benefício) não

tem uma probabilidade maior de ter tido um filho nos últimos 12 meses que nosso grupo de controle (as mulheres com três filhos que não podem receber outro benefício). A Tabela A.1 do Apêndice Apêndice A mostra os principais resultados dessas duas primeiras estratégias estimados por *probit*. Vemos que os resultados não se modificam significativamente.

A Tabela 9 mostra as características dos que recebem e dos que não recebem o Programa Bolsa Família sem e com o *matching*. Verifica-se que após o *matching* as características ficam bem mais semelhantes. Entretanto, embora com o *Propensity Score Matching*, as características estejam balanceadas por bloco, as médias do grupo de tratamento e do grupo de controle ainda tem diferenças estatisticamente significativas. Vamos cuidar desse problema posteriormente rodando o Método de Entropia de balanceamento.

A Tabela 10 mostra os determinantes do recebimento do programa. Pode-se ver que a maioria dos coeficientes tem o sinal esperado. As mulheres com maior escolaridade têm uma menor probabilidade de pertencer a um domicílio que receba o programa. As mulheres urbanas, que moram em domicílios com Rede Geral de Esgoto, que têm apenas um filho (contra as que têm dois) e com maior renda domiciliar *per capita* também têm uma probabilidade menor de receber o programa.

A Tabela 11 mostra os resultados do efeito de tratamento médio nos tratados. As duas primeiras linhas mostram os efeitos para todas as faixas etárias, a primeira usando apenas as mulheres com renda domiciliar *per capita* abaixo do ponto de corte de elegibilidade para o programa e a segunda usando até duas vezes o ponto de corte na amostra. As demais linhas mostram a mesma coisa de acordo com a faixa etária. Verifica-se novamente que nenhum dos coeficientes é significativo, ou seja, nenhum efeito robusto do Bolsa Família em fecundidade é encontrado. Além disso, embora não significativos todos os coeficientes são negativos. Ou seja, se os resultados sugerem alguma coisa é que o impacto do Bolsa Família é negativo. Entretanto, como os coeficientes são não significativos, o mais correto é considerar que não há efeito do programa sobre fecundidade.

Embora o método do *Propensity Score Matching* resolva o problema da seleção em observáveis, ainda há a possibilidade de características não observáveis terem correlação com a atribuição de tratamento e ao mesmo tempo com a variável de resultado (probabilidade de ter tido um filho nos últimos 12 meses). Para tentar estimar o quanto isso pode ser um problema, faremos um teste de sensibilidade de Rosenbaum (Rosenbaum 2002, Becker & Caliendo 2007). A Tabela 12 apresenta os resultados deste teste para o nosso caso.

Os resultados apresentados nessa tabela mostram que características não observadas podem causar uma diferença na probabilidade de uma mulher ser beneficiária do PBF em até 25% sem alterar os resultados do efeito de tratamento nos tratados por vizinho mais próximo. Entretanto, se essa diferença de probabilidade for de 30%, é possível que o coeficiente esteja subestimado. Como o coeficiente é negativo, se ele for maior, ele ficará ainda mais próximo do zero, o que mitiga o problema da subestimação. Ainda assim, há a preocupação do viés ser grande o bastante de modo que o coeficiente passe a ser positivo e significativo.

Para diminuir essa preocupação, é importante reforçar que foram utilizadas outras metodologias nesse trabalho que levam em conta possíveis efeitos de não observáveis. Por exemplo, ao utilizarmos a metodologia de diferenças em diferenças usando dados de 1995 a 2007, não foram encontradas evidên-

Tabela 7: Regressão de fecundidade sobre quem recebe Bolsa Família, por idade

	Todos		De 15 a 25 Anos		De 26 a 35 Anos		De 36 a 50 Anos	
	Nasceu	Nasceu	Nasceu	Nasceu	Nasceu	Nasceu	Nasceu	Nasceu
<i>Dummy</i> 1 ou 2 Filhos	0.035*** (0.012)	0.019*** (0.007)	0.085** (0.041)	0.038 (0.029)	0.034** (0.016)	0.020** (0.009)	0.002 (0.015)	-0.002 (0.008)
Recebe BF	0.009 (0.013)	0.001 (0.008)	0.026 (0.049)	0.018 (0.038)	0.003 (0.017)	-0.003 (0.011)	0.001 (0.016)	0.001 (0.010)
Recebe BF*2 Filhos	-0.013 (0.016)	-0.004 (0.010)	0.059 (0.058)	0.047 (0.043)	-0.038* (0.021)	-0.020 (0.013)	-0.001 (0.019)	0.003 (0.011)
Ccontroles	5269,00	10758,00	842,00	1533,00	2696,00	5633,00	1731,00	3592,00
Amostra	0.05	0.04	0.05	0.04	0.02	0.02	0.02	0.01
Observations	8456,00	19523,00	1703,00	3674,00	3655,00	8459,00	3098,00	7390,00
R-squared	0.07	0.06	0.04	0.04	0.03	0.03	0.02	0.01

Regressão dif-em-dif com variável dependente sendo se a mulher teve um filho nascido vivo nos últimos 12 meses e as variáveis de interesse sendo se a mulher recebia Bolsa Família em 2006 e uma *dummy* que assume valor um se ela tem dois filhos e assume valor zero se ela tem três filhos. A regressão inclui como controle *dummies* de região, região metropolitana, urbano-rural, idade, raça, anos de estudo, se havia aposentado ou pensionista no domicílio, se ela tinha cônjuge, se era chefe do domicílio, se o domicílio tinha água tratada, esgoto da rede geral, densidade de cômodos por pessoa e coleta de lixo. Foram usados dados da PNAD 2006.

* significante a 10%; ** significante a 5%; *** significante a 1%.

Tabela 8: Regressão de fecundidade sobre quem recebe Bolsa Família, por idade

	Todos		De 15 a 25 anos		De 26 a 35 anos		De 36 a 50 anos	
	nasceu	nasceu	nasceu	nasceu	nasceu	nasceu	nasceu	nasceu
<i>Dummy</i> 1 ou 2 Filhos	0.059*** (0.012)	0.046*** (0.007)	0.124*** (0.039)	0.087*** (0.029)	0.063*** (0.017)	0.053*** (0.010)	0.009 (0.013)	0.006 (0.007)
Recebe BF	0.012 (0.014)	0.003 (0.009)	0.016 (0.051)	0.014 (0.039)	0.006 (0.019)	0.001 (0.013)	0.003 (0.015)	0.002 (0.010)
Recebe BF*1 ou 2 Filhos	-0.022 (0.015)	-0.013 (0.010)	0.012 (0.056)	0.004 (0.042)	-0.038* (0.022)	-0.029** (0.014)	-0.008 (0.016)	-0.004 (0.010)
Controles	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Amostra	Até Corte	Até 2*Corte	Até Corte	Até 2*Corte	Até Corte	Até 2*Corte	Até Corte	Até 2*Corte
Observations	8456,00	19523,00	703,00	3674,00	3655,00	8459,00	3098,00	7390,00
R-squared	0.07	0.06	0.04	0.04	0.03	0.03	0.02	0.01

Regressão dif-em-dif com variável dependente sendo se a mulher teve um filho nascido vivo nos últimos 12 meses e as variáveis de interesse sendo se a mulher recebia Bolsa Família em 2006 e uma *dummy* que assume valor um se ela tem um ou dois filhos e assume valor zero se ela tem três filhos. A regressão inclui como controle *dummies* de região, região metropolitana, urbano-rural, idade, raça, anos de estudo, se havia aposentado ou pensionista no domicílio, se ela tinha cônjuge, se era chefe do domicílio, se o domicílio tinha água tratada, esgoto da rede geral, densidade de cômodos por pessoa e coleta de lixo. Foram usados dados da PNAD 2006.

* significante a 10%; ** significante a 5%; *** significante a 1%.

Tabela 9: Estatísticas descritivas com e sem *matching*, PNAD 2006

	Sem <i>matching</i>		Com <i>matching</i>		
	Não Recebe BF	Recebe BF	Não Recebe BF	Recebe BF	Dif de Médias
Anos de Estudo	6.875	5.900	6.613	6.325	0.288*
Idade	31.462	32.753	33.065	33.210	-0.145
Branca	0.311	0.298	0.323	0.333	-0.010
Inativa ou Desempregada	0.683	0.620	0.657	0.650	0.007
Metrópole	0.354	0.213	0.303	0.257	0.046**
Água	0.836	0.818	0.818	0.824	-0.006
Esgoto	0.368	0.270	0.348	0.311	0.037*
Urbano	0.770	0.643	0.814	0.771	0.042**
Lixo	0.767	0.651	0.825	0.789	0.035*
Densidade	1.371	1.352	1.403	1.402	0.001
Renda dom. <i>per capita</i>	77.109	68.664	76.026	73.225	2.801*
Tem um Filho	0.463	0.339	0.374	0.327	0.047*
Tem Cônjuge	0.773	0.802	0.773	0.781	-0.008
Chefe	0.265	0.225	0.270	0.253	0.017*
Tem apos. ou pens. no dom.	0.036	0.037	0.040	0.042	-0.002
Norte/Nordeste	0.610	0.741	0.623	0.666	-0.043*

* significativa a 10%; ** significativa a 5%; *** significativa a 1%.

Tabela 10: Probabilidade de receber o Programa Bolsa Família

	Recebe BF	Recebe BF
Anos de Estudo	-0.033*** (0.005)	-0.038*** (0.003)
Idade	0.006*** (0.002)	-0.002 (0.001)
Branco	-0.022 (0.035)	0.046** (0.023)
Inativa ou Desempregada	-0.051 (0.037)	-0.169*** (0.023)
Água Tratada	0.210*** (0.054)	0.086** (0.036)
Esgoto da Rede Geral	-0.064* (0.039)	-0.163*** (0.024)
Urbano e Metropolitano	-0.288*** (0.064)	-0.139*** (0.043)
Lixo Coletado	-0.123** (0.063)	-0.138*** (0.044)
Densidade de Cômodos	-0.064* (0.033)	-0.039* (0.022)
Renda Dom. <i>per capita</i>	-0.003*** (0.000)	-0.004*** (0.000)
Tem um Filho	-0.318*** (0.035)	-0.297*** (0.023)
Tem Cônjuge	-0.021 (0.064)	-0.135*** (0.040)
Chefe	-0.063 (0.059)	-0.152*** (0.038)
Tem apos. ou pens. no dom.	0.073 (0.085)	0.239*** (0.042)
Norte/Nordeste	0.423*** (0.055)	0.397*** (0.023)
Amostra	Até Corte	Até 2*Corte
Observations	62170	16242

Regressão de escore de propensão em suporte comum com variável dependente sendo a probabilidade da mulher receber o programa e as variáveis explicativas sendo *dummies* de região, urbano e metropolitano, idade, raça, anos de estudo, se havia aposentado ou pensionista no domicílio, se ela tinha cônjuge, se era chefe do domicílio, se o domicílio tinha água tratada, esgoto da rede geral, densidade de cômodos por pessoa e coleta de lixo, *dummy* se a mulher tem um filho (versus ter dois filhos). Foram mantidos apenas as mulheres de um ou dois filhos com renda domiciliar *per capita* menor que o ponto de corte na coluna (1) e menor que duas vezes o ponto de corte na coluna (2). Foram usados dados da PNAD 2006.

* significante a 10%; ** significante a 5%; significante a 1%.

Tabela 11: Efeito de tratamento nos tratados

	N. Treat.	N. Contr.	ATT	Std. Err.	<i>t</i>
Amostra até Corte	2690	1561	-0.018	0.011	-1.626
Amostra até 2*Corte	5188	3431	-0.006	0.007	-0.850
De 15 a 25 Anos até Corte	517	334	-0.033	0.034	-0.963
De 15 a 25 anos até 2*Corte	949	660	0.006	0.022	0.283
De 26 a 35 Anos até Corte	1240	615	-0.028	0.019	-1.474
De 26 a 35 Anos até 2*Corte	2294	1377	-0.019	0.010	-1.871

Regressão de efeito de tratamento médio nos tratados feita em observações em suporte comum, com variável dependente sendo se a mulher teve um filho nascido vivo nos últimos 12 meses e o grupo de tratamento sendo as mulheres que recebem o Bolsa Família que têm um ou dois filhos e com renda domiciliar *per capita* até o ponto de corte ou duas vezes o ponto de corte e o controle sendo o mesmo grupo, com a diferença de não receber o programa. A regressão inclui como controle *dummies* de região, região metropolitana, urbano-rural, idade, raça, anos de estudo, se havia aposentado ou pensionista no domicílio, se ela tinha cônjuge, se era chefe do domicílio, se o domicílio tinha água tratada, esgoto da rede geral, densidade de cômodos por pessoa e coleta de lixo. Foram usados dados da PNAD 2006.

Tabela 12: Análise de sensibilidade de *Rosenbaum Bounds*

Mantel-Haenszel (1959) Bounds para a Variável "Nasceu"				
Gamma	Q_mh+	Q_mh-	p_mh+	p_mh-
1,00	4,81844	4,818440	7,20E-07	7,20E-07
1,05	5,48656	4,152970	2,00E-08	0,000016
1,10	6,12547	3,519830	4,50E-10	0,000216
1,15	6,73819	2,916110	8,00E-12	0,001772
1,20	7,32705	2,339060	1,20E-13	0,009666
1,25	7,89410	1,786290	1,40E-15	0,037026
1,30	8,44112	1,255710	0,000000	0,104611
1,35	8,96970	0,745484	0,000000	0,227990
1,40	9,48123	0,254000	0,000000	0,399748
1,45	9,97694	0,146084	0,000000	0,441927
1,50	10,45800	0,604040	0,000000	0,272909
1,55	10,92530	1,047100	0,000000	0,147527
1,60	11,37980	1,476280	0,000000	0,069934

Gamma: probabilidades de atribuição de tratamentoS diferentes devido a fatores não observados;

Q_mh+: Estatística de Mantel-Haenszel (Hipótese: Efeito de Tratamento está sobrestimado);

Q_mh-: Estatística de Mantel-Haenszel (Hipótese: Efeito de Tratamento está subestimado);

p_mh+: Nível de significância (Hipótese: Efeito de Tratamento está sobrestimado);

p_mh-: Nível de significância (Hipótese: Efeito de Tratamento está subestimado).

cias de que as mulheres com dois filhos (que ainda podem ganhar mais um benefício, caso tenham um terceiro) aumentaram mais a probabilidade de ter mais um filho do que as mulheres com três filhos (que não se beneficiam tendo um filho a mais) após o programa ser estabelecido. Além disso, utilizando dados apenas de 2006, foi possível constatar que o fato da mulher ser beneficiária do PBF, não aumenta a diferença de probabilidade entre as mulheres com dois e três filhos de terem um filho a mais. Se o programa tivesse efeito, esse aumento da diferença dessas probabilidades seria esperado, já que a mulher que recebe o programa tem a certeza que receberá um benefício a mais tendo um filho a mais, enquanto a que não recebe o programa, não teria tanto incentivo assim, pois não tem como saber se por conta disso irá passar a receber (já que ela já era elegível e mesmo assim não recebia).

Por último, apesar das evidências apresentadas de que o programa não teve efeito sobre fecundidade, mais um teste de robustez ainda será feito. Como mesmo depois do *propensity score* ser calculado as médias dos grupos de tratamento e controle ficaram ainda um pouco diferentes, será utilizado o Método de Entropia para balancear melhor as covariáveis nos dois grupos. Com isso, novos pesos serão atribuídos a cada mulher e o efeito de tratamento médio nos tratados será recalculado com esses novos pesos (Hainmueller 2012). A ideia é assim garantir a robustez dos resultados. Hainmueller & Xu (2013) aplicaram a metodologia com os dados de LaLonde (1986) de um programa de treinamento e seu efeito nas variáveis de mercado de trabalho e mostraram que os resultados se aproximaram muito dos resultados experimentais.

A Tabela 13 mostra os resultados do balanceamento das covariáveis, depois de aplicada a metodologia. Percebe-se que as médias, variâncias e assimetrias das variáveis dos grupos de tratamento e controle com os novos pesos são exatamente iguais. Esse mesmo procedimento foi realizado para os diferentes cortes de amostras utilizados na Tabela 11.

Usando esses novos pesos, foram rodados novamente os mesmos coeficientes que tinham sido estimados e apresentados na Tabela 11. Esses coeficientes estão agora apresentados na Tabela 14. É possível verificar que em todos os casos o efeito do PBF sobre a fecundidade permanece não significativo. Com isso e com as demais metodologias utilizadas anteriormente, chega-se à conclusão que o programa de fato não aumentou o incentivo à fecundidade das beneficiárias.

É importante ressaltar, entretanto, que os dados utilizados são os dados disponíveis com informações do programa, que no caso da PNAD estão disponíveis apenas para 2004 e 2006. Nesse período, o dinheiro pago a cada família ainda era pouco e havia uma limitação em três benefícios variáveis. Essas podem ser algumas das razões pelas quais o efeito pode ser igual a zero. Posteriormente, o programa aumentou de três para cinco, o número de benefícios variáveis. Além disso, foram criados vários outros benefícios vinculados ao PBF, como o Benefício Variável Jovem, o Benefício Gestante, etc. O aumento do número de benefícios variáveis, em conjunto com o aumento do dinheiro recebido vinculado a outros benefícios podem ter alterado os incentivos relacionados à fecundidade e é possível que hoje o efeito seja diferente de zero. Portanto, novos artigos podem e devem se debruçar sobre dados mais recentes para tentar atualizar o cálculo do efeito.

Tabela 13: Balanceamento das variáveis pelo Método de Entropia

	<u>Antes do Balanceamento</u>					
	<u>Média</u>	<u>Tratamento</u> <u>Variância</u>	<u>Assimetria</u>	<u>Média</u>	<u>Controle</u> <u>Variância</u>	<u>Assimetria</u>
Educação	6.13400	11.78000	0.366700	7.25300	12.57000	0.05643
Idade	34.03000	60.69000	-0.009429	31.76000	66.67000	0.22120
Branco	0.32920	0.22090	0.726900	0.33920	0.22420	0.67930
Desempregado	0.63370	0.23220	-0.554800	0.68470	0.21590	-0.79520
Região Metropolitana	0.26220	0.19350	1.081000	0.40060	0.24020	0.40560
Esgoto	0.31780	0.21690	0.782700	0.41250	0.24240	0.35570
Água	0.83460	0.13810	-1.801000	0.83910	0.13510	-1.84500
Urbano	0.77940	0.17200	-1.347000	0.86410	0.11740	-2.12600
Lixo	0.79560	0.16270	-1.466000	0.87310	0.11080	-2.24200
Densidade	1.29800	0.22680	1.307000	1.34500	0.33150	3.38900
Renda Domiciliar <i>per capita</i>	72.33000	1261.00000	-0.583300	79.33000	1288.00000	-0.92890
Tem um Filho	0.4273	0.24480	0.293900	0.53100	0.24910	-0.12430
Casal	0.78890	0.16660	-1.416000	0.78050	0.17140	-1.35500
Chefe	0.26160	0.19320	1.085000	0.27950	0.20140	0.98280
Domicílio tem Aposentado	0.04222	0.04045	4.553000	0.03865	0.03717	4.78700
Sul/Sudeste	0.27110	0.19770	1.030000	0.33800	0.22380	0.68470
Norte/Nordeste	0.66700	0.22220	-0.708600	0.53650	0.24870	-0.14630
	<u>Após o Balanceamento</u>					
	<u>Média</u>	<u>Tratamento</u> <u>Variância</u>	<u>Assimetria</u>	<u>Média</u>	<u>Controle</u> <u>Variância</u>	<u>Assimetria</u>
Educação	6.13400	11.78000	0.366700	6.13400	11.78000	0.36670
Idade	34.03000	60.69000	-0.009429	34.03000	60.69000	-0.00934
Branco	0.32920	0.22090	0.726900	0.32920	0.22090	0.72690
Desempregado	0.63370	0.23220	-0.554800	0.63360	0.23220	-0.55470
Região Metropolitana	0.26220	0.19350	1.081000	0.26220	0.19350	1.08100
Esgoto	0.31780	0.21690	0.782700	0.31780	0.21690	0.78270
Água	0.83460	0.13810	-1.801000	0.834600	0.13810	-1.80100
Urbano	0.77940	0.17200	-1.347000	0.77940	0.17200	-1.34700
Lixo	0.79560	0.16270	-1.466000	0.79550	0.16270	-1.46600
Densidade	1.29800	0.22680	1.307000	1.29800	0.22700	1.31900
Renda Domiciliar <i>per capita</i>	72.33000	1261.00000	-0.583300	72.32000	1261.00000	-0.58330
Tem um Filho	0.42730	0.24480	0.293900	0.42730	0.24480	0.29390
Casal	0.78890	0.16660	-1.416000	0.78890	0.16660	-1.41600
Chefe	0.26160	0.19320	1.085000	0.26160	0.19320	1.08500
Domicílio tem Aposentado	0.04222	0.04045	4.553000	0.04222	0.04045	4.55300
Sul/Sudeste	0.27110	0.19770	1.030000	0.27110	0.19770	1.03000
Norte/Nordeste	0.66700	0.22220	-0.708600	0.66700	0.22220	-0.70860

Tabela 14: Efeito de tratamento nos tratados após entropia

	N Tratados	N Controles	ATT	Erro Padrão	Estatística <i>t</i>
Amostra até Corte	4641	2143	0.009	0.010	0.831
Amostra até 2°Corte	7816	3033	-0.001	0.008	-0.140
De 15 a 25 Anos até Corte	897	519	-0.271	0.170	-1.592
De 15 a 25 Anos até 2°Corte	1430	795	0.021	0.046	0.446
De 26 a 35 Anos até Corte	1732	737	-0.017	0.018	-0.929
De 26 a 35 Anos até 2°Corte	2948	1072	-0.017	0.015	-1.180

Regressão de efeito de tratamento médio nos tratados usando como pesos o balanceamento por entropia, com variável dependente sendo se a mulher teve um filho nascido vivo nos últimos 12 meses e o grupo de tratamento sendo as mulheres que recebem o Bolsa Família que têm um ou dois filhos e com renda domiciliar per capita até o ponto de corte ou duas vezes o ponto de corte e o controle sendo o mesmo grupo, com a diferença de não receber o programa. A regressão inclui como controle *dummies* de região, região metropolitana, urbano-rural, idade, raça, anos de estudo, se havia aposentado ou pensionista no domicílio, se ela tinha cônjuge, se era chefe do domicílio, se o domicílio tinha água tratada, esgoto da rede geral, densidade de cômodos por pessoa e coleta de lixo. Foram usados dados da PNAD 2006.

6 Conclusões

Os programas condicionais de transferência de renda têm impacto significativo na redução da miséria, da pobreza e da desigualdade em vários países da América Latina (Das et al. 2005). Além disso, já foi mostrado em vários estudos, ausência de impactos em variáveis que os governos não gostariam que esses programas impactassem, como diminuição da oferta de trabalho (Parker & Skoufias 2000) e presença de impacto em algumas variáveis que gostaríamos que realmente acontecesse, como aumento da frequência escolar, melhoria da saúde básica e nutrição das crianças e aumento do consumo das famílias (Rawlings & Rubio 2005). A literatura demonstra também bastante preocupação com o possível impacto positivo desse tipo de programa sobre a fecundidade dos beneficiários (Janvry & Sadoulet 2006, Skoufias 2001, Todd & Wolpin 2006, Handa & Davis 2006, Barrientos & Dejong 2006). Este trabalho contribui para a literatura mostrando que esse impacto não é encontrado de forma robusta no caso do Bolsa Família, assim como também não é encontrada no PROGRESA e no RPS (Stecklov et al. 2006). Mais ainda, embora o montante dos recursos do PBF seja dependente do número de filhos (assim como é o PRAF em Honduras), não verificamos impacto significativo do PBF em fecundidade, que é o que acontece no PRAF. Uma das possíveis explicações é que as condicionalidades podem estar contribuindo para uma mudança do investimento na qualidade dos filhos em detrimento da quantidade de filhos, o que pode estar cancelando o efeito da diminuição dos custos de se ter filhos. Além disso, podem existir efeitos de planejamento familiar, devido à maior frequência das crianças na escola e à obrigação das mães de irem aos postos de saúde fazerem pré-natal, o que as coloca em contato com pessoal da área de saúde, que pode fazer aconselhamento no que diz respeito ao planejamento familiar e facilitar o acesso a métodos contraceptivos.

Entretanto, é importante frisar que não encontramos nenhum efeito robusto do Programa Bolsa Família na fecundidade dos beneficiários, usando dados que vão até 2007, quando o número de benefícios variáveis era no má-

ximo três e quando outros benefícios vinculados ainda não tinham sido criados. É possível que a razão da ausência de impacto fosse exatamente por conta do pouco dinheiro recebido, que não chegava a estimular a fecundidade o suficiente para alguma diferença aparecer nos dados. Com o aumento do número de benefícios e, conseqüentemente, do valor total recebido, esses incentivos à fecundidade podem ter se alterado e mais pesquisa sobre o assunto torna-se necessária para investigar possíveis externalidades do programa em sua fase recente.

Referências Bibliográficas

- Acs, G. (1996), 'The impact of welfare on young mothers' subsequent child-bearing decisions', *The Journal of Human Resources* 31(4), 898–915.
- Ai, C. & Northon, E. C. (2003), 'Interaction terms in *logit* and *probit* models', *Economic Letters* 80, 123–129.
- Barrientos, A. & Dejong, J. (2006), 'Reducing child poverty with cash transfers: a sure thing?', *Development Policy Review* 24(5), 537–552.
- Barros, R. P. (2007), A efetividade do salário mínimo em comparação à do Programa Bolsa Família como instrumento de redução da pobreza e da desigualdade, in R. P. Barros, M. N. Foguel & G. Ulyssea, eds, 'Desigualdade de Renda no Brasil', Vol. 2, IPEA, Brasília.
- Becker, G. S. (1960), An economic analysis of fertility, in A. Coale, ed., 'Demographic and Economic Change in Developed Countries', Princeton University Press, Princeton, NJ, pp. 209–231.
- Becker, G. S. & Lewis, H. G. (1973), 'On the interaction between the quantity and quality of children', *Journal of Political Economy* 82, S279–S288.
- Becker, S. O. & Caliendo, M. (2007), 'Sensitivity analysis for average treatment effects', *The Stata Journal* 7(1), 71–83.
- Bongaarts, J. (1982), 'The fertility-inhibiting effects of the intermediate fertility variables', *Studies in Family Planning* 13(6/7), 179–189.
- Boyer, G. R. (1989), 'Malthus was right after all - poor relief and birth-rates in Southeastern England', *Journal of Political Economy* 97(1), 93–114.
- Cardoso, E. & Souza, A. P. (2004), The impact of cash transfers on child labor and school attendance in Brazil. Working Paper n. 04-W07, Vanderbilt.
- Chein, F., Andrade, M. V. & Ribas, R. P. (2006), Políticas de transferência de renda e condição nutricional de crianças: uma avaliação do Bolsa Família. Belo Horizonte, Mimeo.
- Cornelissen, T. & Sonderhof, K. (2008), 'Inteff3: Stata module to compute marginal effects in a *probit* model with a triple *dummy* variable interaction term'.
URL: <http://ideas.repec.org/c/boc/bocode/s456903.html>
- Das, J., Do, Q. T. & Özler, B. (2005), 'Reassessing conditional cash transfer programs', *World Bank Research Observer* 20(1), 57–80.

Duarte, G. B. & Silveira Neto, R. M. (2008), Avaliando o impacto do Programa Bolsa Família sobre a frequência escolar: o caso da agricultura familiar no Nordeste do Brasil, in 'Anais do XXXVI Encontro Nacional de Economia, ANPEC', Salvador.

Foguel, M. N. & Barros, R. P. (2008), The effects of conditional cash transfer programs on adult labor supply: an empirical analysis using a *time-series-cross-section* sample of Brazilian municipalities, in 'Anais do XXXVI Encontro Nacional de Economia, ANPEC', Salvador.

Gathier, A. & Hatzius, J. (1997), 'Family benefits and fertility: an econometric analysis', *Population Studies* 51(3), 295–306.

Hainmueller, J. (2012), 'Entropy balancing for causal effects: multivariate reweighting method to produce balanced samples in observational studies', *Polit. Anal.* 20, 25–46.

Hainmueller, J. & Xu, Y. (2013), 'Ebalance: a Stata package for entropy balancing', *Journal of Statistical Software* 54(7).

Handa, S. & Davis, B. (2006), 'The experience of conditional cash transfers in Latin America and Caribbean', *Development Policy Review* 24(5), 513–536.

Hoffmann, R. (2007), Transferências de renda e redução da desigualdade no Brasil e em cinco regiões, entre 1997 e 2005, in e. G. U. R. P. Barros, M. N. Foguel, ed., 'Desigualdade de Renda no Brasil: uma Análise da Queda Recente', Vol. 2, IPEA, Brasília.

Huzel, J. P. (1980), 'The demographic impact of the old poor law: more reflections on Malthus', *Econ. Hist. Rev.* 22, 430–452.

Janvry, A. & Sadoulet, E. (2006), 'Making conditional cash transfer programs more efficient: designing for maximum effect of the conditionality', *The World Bank Economic Review* 20(1), 1–29.

LaLonde, R. (1986), 'Evaluating the econometric evaluations of training programs with experimental data', *American Economic Review* 76(4), 604–620.

Medeiros, M. (2004), 'Os filhos dos pobres', *Folha de São Paulo*.

Norton, E. C., Wang, H. & Ai, C. (2004), 'Computing interaction effects and standard errors in *logit* and *probit* models', *The Stata Journal* 4(2), 154–167.

Parker, S. W. & Skoufias, E. (2000), The impact of PROGRESA on work, leisure, and time allocation, Final Report, International Food Policy Research Institute.

Rawlings, L. B. & Rubio, G. M. (2005), 'Evaluating the impact of conditional cash transfer programs', *World Bank Research Observer* 20(1), 29–50.

Resende, A. C. C. & Oliveira, A. M. H. C. (2006), 'Avaliando os resultados de um programa de transferência de renda: o impacto do Bolsa Escola sobre os gastos das famílias brasileiras', *Estudos Econômicos* 38(2), 235–265.

Rosenbaum, P. R. (2002), *Observational Studies*, 2 edn, New York, Springer.

Rosenzweig, M. & Schultz, T. P. (1985), 'The demand for and supply of births: fertility and its life cycle consequences', *American Economic Review* 75(5), 992–1015.

Schultz, T. (1997), The demand for children in low income countries, in M. R. Rosenzweig & O. Stark, eds, 'Handbook of Population and Family Economics', Amsterdam, Elsevier Service.

Signorini, B. A. & Queiroz, B. L. (2009), The impact of Bolsa Família Program in the beneficiary fertility. Mimeo.

Simões, P. & Soares, R. B. (2012), The impact of Bolsa Família Program in the beneficiary fertility. (Mimeo).

Skoufias, E. (2001), PROGRESA and its impacts on the human capital and welfare of households in rural Mexico: a synthesis of the results of an evaluation by IFPRI, in 'International Food Policy Research Institute, Food Consumption and Nutrition Division', Washington, D.C.

Soares, F. V., Soares, S. S. D., Medeiros, M. & Osório, R. G. (2007), Programas de transferência de renda no Brasil: impactos sobre a desigualdade, in e. G. U. R. P. de Barros, M. N. Foguel, ed., 'Desigualdade de Renda no Brasil: uma Análise da Queda Recente', Vol. 2, IPEA.

Stecklov, G., Winters, P., Todd, J. & Regalia, F. (2006), Demographic externalities from poverty programs in developing countries: experimental evidence from Latin America. Working Paper Series n. 2006-1, American University, Washington, D.C.

Tavares, P. A. (2008), Efeito do Programa Bolsa Família sobre a oferta de trabalho das mães, in 'Anais do XXXVI Encontro Nacional de Economia, ANPEC', Salvador.

Todd, P. E. & Wolpin, K. I. (2006), 'Assessing the impact of school subsidy program in Mexico: using a social experiment to validate a dynamic behavioral model of child schooling and fertility', *American Economic Review* 96(5), 1384–1417.

Whittington, L. A., Alm, J. & Peters, H. E. (1990), 'Fertility and the personal exemption - implicit pronatalist policy in the United States', *American Economic Review* 80(3), 545–556.

Williams, R. G. (1987), Development of guidelines for child support orders, Final Report, U. S. Department of Health and Human Services, Office of Child Support Enforcement.

Apêndice A

Tabela A.1: Regressões *probit* de fecundidade, dif-em-dif-em-dif e *cross section*

	Dif-dif-dif			Cross-section	
	Nasceu	Nasceu		Nasceu	Nasceu
<i>Dummy</i> de 2 Filhos	0.005*** (0.001)	0.003*** (0.001)	<i>Dummy</i> 2 Filhos	0.212** (0.086)	0.146** (0.064)
<i>Dummy</i> de Renda	0.003 (0.002)	-0.013*** (0.002)	Recebe BF	0.065 (0.096)	0.030 (0.078)
Depois	0.002 (0.001)	0.002** (0.001)	Recebe BF *2 Filhos	-0.001 (0.001)	-0.005 (0.009)
Renda*2 Filhos	0.003 (0.002)	0.004 (0.003)			
2 Filhos*Depois	0.009*** (0.002)	0.005** (0.002)			
Renda*Depois	-0.003 (0.003)	-0.009*** (0.003)			
Renda *2 Filhos*Depois	-0.006 (0.005)	0.005 (0.007)			
Controles	Sim	Sim		Sim	Sim
Amostra	2*Ponto de Corte	4*Ponto de Corte		Até Corte	Até 2*corte
Tratamento	Ponto de Corte	2*Ponto de Corte			
Observações	122343	172775		5269	10758

Regressão *probit* de fecundidade. As duas primeiras colunas são um dif-em-dif-em-dif com variável dependente sendo se a mulher teve um filho nascido vivo nos últimos 12 meses e as variáveis de interesse se a renda domiciliar *per capita* era abaixo ou acima do ponto de corte que define elegibilidade ao programa e uma *dummy* que assume 1 se a mulher tinha 2 filhos e 0 se tinha 3 filhos. Nestas duas primeiras colunas todos os números reportados são os efeitos marginais do *probit*. As duas últimas são uma *cross-section* com a mesma variável dependente e na qual as variáveis de interesse são se a mulher recebia Bolsa Família em 2006 e uma *dummy* que assume valor um se ela tem dois filhos e assume valor zero se ela tem três filhos. Nestas duas últimas colunas apenas a variável de interação é reportada com efeito marginal. Para as demais variáveis, são reportados os coeficientes do *probit*. As regressões incluem como controle *dummies* de região, região metropolitana, urbano-rural, idade, raça, anos de estudo, se havia aposentado ou pensionista no domicílio, se ela tinha cônjuge, se era chefe do domicílio, se o domicílio tinha água tratada, esgoto da rede geral, densidade de cômodos por pessoa e coleta de lixo. Foram usados dados das PNADs de 1995 a 2007.

* significante a 10%; ** significante a 5%; *** significante a 1%.

Informações aos autores

Objetivo e escopo

A ECONOMIA APLICADA é uma publicação trimestral do Departamento de Economia da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto da Universidade de São Paulo, com uma linha editorial voltada exclusivamente para artigos científicos em economia aplicada. Tem por foco a publicação de trabalhos de análise econômica aplicada a problemas específicos, tanto de interesse do setor público como privado, e que contenham, particularmente, estudos quantitativos, cujos resultados possam aproximar a teoria da realidade. A interação entre trabalho empírico e teoria, análise e política econômica é, portanto, um importante diferencial da revista. A revista ECONOMIA APLICADA coloca-se como um espaço aberto para toda a comunidade acadêmica, nacional e internacional.

Política editorial

Os artigos submetidos são avaliados inicialmente pelos Editores quanto a sua adequação à linha editorial da Revista. Uma vez aceita a submissão, o artigo é encaminhado para avaliação por pareceristas designados pelos Editores, no sistema double-blind.

Apresentação de Artigos

Os artigos submetidos para avaliação devem obedecer às seguintes normas:

1. Apresentar ineditismos no país e no exterior
2. Na primeira página devem constar o título do artigo, nome dos autores com endereço para contato e afiliação institucional, resumo com até 100 palavras em português e inglês, palavras chave, em português e inglês e classificação JEL.
3. Na versão para “avaliação”, basta um arquivo no formato pdf com todas as equações, tabelas e figuras no corpo do texto, e referências no final.
4. Caso o artigo venha a ser aceito para publicação, a equipe da revista constatará os editores para as atividades de editoração. Nessa ocasião serão requeridos os seguintes arquivos:
 - Arquivo fonte no formato \LaTeX .
 - Arquivo de referências bibliográficas no padrão \BibTeX .
 - Arquivo com as figuras em formato TIFF ou EPS.
 - Planilha eletrônica com todas as tabelas.

Responsabilidade e Direitos Autorais

Os autores que submeterem ou tiverem o artigo aceito para publicação na Revista ECONOMIA APLICADA declaram:

- Ter participado da concepção do artigo para tornarem públicas suas responsabilidades pelos seus conteúdos, que não omitiram quaisquer ligações ou acordos de financiamento entre autores e companhias que possam ter interesse na publicação deste artigo.
- Que o manuscrito é inédito e que o artigo, em parte ou na íntegra, ou qualquer outro artigo com conteúdo substancialmente similar, de sua autoria, não foi enviado à outra revista e não o será enquanto sua publicação estiver sendo considerada pela revista ECONOMIA APLICADA, que seja no formato impresso ou no eletrônico, exceto o descrito em anexo.
- Que a revista ECONOMIA APLICADA passa a ter os direitos autorais para a veiculação dos artigos, tanto em formato impresso como eletrônico a eles referentes, os quais se tornarão propriedade exclusiva da ECONOMIA APLICADA. É permitida a reprodução total ou parcial dos artigos desta revista, desde que seja explicitamente citada a fonte completa.

ISSN 1980-5330



The Brazilian Journal of Applied Economics is a quarterly publication of the Departments of Economics of the FEA-RP of the University of São Paulo. The published papers are sole responsibility of the author(s). As the author(s) send a manuscript for submission to the Journal they tacitly agree that, if accepted for publication, the copyright of the material will be transferred to the ECONOMIA APLICADA (BRAZILIAN JOURNAL OF APPLIED ECONOMICS). The Journal may then publish the material in paper and electronic formats that will be exclusive property of the ECONOMIA APLICADA (BRAZILIAN JOURNAL OF APPLIED ECONOMICS). The publication of the whole papers or parts of it is permitted as long as the source is explicitly mentioned. The Brazilian Journal of Applied Economics is published with the financial support of the CNPq - Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico. This journal is indexed by Journal of Economic Literature, electronic on line and CD-ROM, and Revistas USP.

Secretary, Sales and Delivery: Marlene Dietrich Cover: Christof Gunkel
Linguistic revision (Portuguese and English): Iulo Feliciano Afonso (Solution Translations Eireli — Epp)
Diagramming: Caio Henrique Montoro de Lucca

Mailing Address

Revista Economia Aplicada, Departamento de Economia, FEA-RP/USP
Avenida dos Bandeirantes, 3900, Ribeirão Preto, SP.
CEP 14040-905
Telefone: (0xx16) 3315-0407
Email:revecap@usp.br
Website: <http://www.usp.br/revecap>

Editor

Eliezer Martins Diniz

Associate Editors

Angelo Costa Gurgel

Renato Nunes de Lima Seixas

Sergio Naruhiko Sakurai

Lízia de Figueirêdo

Reynaldo Fernandes

Editorial Board

Affonso Celso Pastore

USP

Cássio F. Camargo Rolim

UFPR

Clélio Campolina Diniz

CEDEPLAR

Eleutério F. S. Prado

USP

Francisco Anuatti Neto

USP/RP

Geraldo Sant'ana de Camargo Barros

ESALQ/USP

José Marcelino da Costa

NAEA/PA

Marcelo Portugal

UFRGS

Márcio Gomes Pinto Garcia

PUC/RJ

Paulo César Coutinho

UnB

Pierre Perron

Boston University

Ricardo R. Araújo Lima

UnB

Roberto Smith

UFCE

Rogério Studart

UFRJ

Sérgio Werlang

FGV/RJ

Victor Bulmer-Thomas

University of London

Antônio Barros de Castro

UFRJ

Cláudio Monteiro Considera

UFF

Denisard C. de Oliveira Alves

USP

Fernando de Holanda Barbosa

FGV-UFF

Geoffrey J. D. Hewings

University of Illinois

Gustavo Maia Gomes

IPEA

José A. Scheinkman

Princeton University

Maria José Willumsen

Florida International University

Mário Luiz Possas

UFRJ

Paulo Nogueira Batista Júnior

FGV/SP

Pedro Cesar Dutra Fonseca

UFRGS

Robert E. Evenson

Yale University

Rodolfo Hoffmann

ESALQ/USP

Russell E. Smith

Washburn University

Tomás Málaga

FGV/SP

Wilson Suzigan

Unicamp