



ECONOMIA APLICADA

BRAZILIAN JOURNAL OF APPLIED ECONOMICS

Vol. 23 – nº 1

Janeiro – Março 2019

ARTIGOS

Peer effects and scholastic achievement: spatial models estimates using the student friendship network at the classroom level

Isabel Pessoa de Arruda Raposo, Tatiane Almeida de Menezes,
Ricardo Carvalho de Andrade Lima, Ricardo Zimmerle da Nóbrega

Efecto de La Integración Física en Regiones Próximas A la Interoceánica: Un Análisis Económico para el Brasil y Perú.

Jorge Luis Sanchez Arevalo, Edgard Monforte Merlo

Retorno de Ações, Inflação e Atividade Econômica

Nelson da Silva, Sidney Martins Caetano

Sistema Interestadual de Insumo-Produto do Brasil: Uma Aplicação do Método SUIT

Joaquim José Martins Guilhoto, Carlos Alberto Gonçalves Junior,
Jaqueline Coelho Visentin, Denise Imori, Keyi Ando Ussami

Heterogeneidade das expectativas de inflação mensal no Brasil:

Evidências a partir de dados agregados da pesquisa Focus

Roberto Meurer, Gilberto Tadeu Lima

Welfare Cost of Inflation in Brazil: An Approach with Time-varying Cointegration and Kalman Filter

Eduardo Lima Campos, Rubens Penha Cysne

Uma Avaliação de Impacto de um Programa de Qualificação Profissional na Empresa sobre a Inserção dos Jovens no Mercado de Trabalho Formal

Carlos Henrique L. Corseuil, Miguel Foguel, Leon Faceira Tomelin

ECONOMIA FEA-RP/USP



ECONOMIA APLICADA

Vol. 23 – nº 1 Janeiro – Março 2019

PAPERS

Peer effects and scholastic achievement: spatial models estimates using the student friendship network at the classroom level

Isabel Pessoa de Arruda Raposo, Tatiane Almeida de Menezes, Ricardo Carvalho de Andrade Lima, Ricardo Zimmerle da Nóbrega

Effect of physical integration in regions next to interoceanica: an economic analysis for Brazil and Peru

Jorge Luis Sanchez Arevalo, Edgard Monforte Merlo

Stock Returns, Inflation and Real Activity

Nelson da Silva, Sidney Martins Caetano

Interregional Input-Output System for Brazil: An Application of the SUI Method

Joaquim José Martins Guilhoto, Carlos Alberto Gonçalves Junior, Jaqueline Coelho Visentin, Denise Imori, Keyi Ando Ussami

Heterogeneity in monthly inflation expectations in Brazil: Evidence from aggregate survey data

Roberto Meurer, Gilberto Tadeu Lima

Welfare Cost of Inflation in Brazil: An Approach with Time-varying Cointegration and Kalman Filter

Eduardo Lima Campos, Rubens Penha Cysne

An Impact Evaluation of a Training Program Provided by Firms on Youth's Insertion in the Formal Labor Market

Carlos Henrique L. Corseuil, Miguel Foguel, Leon Faceira Tomelin

ISSN 1980-5330



APOIO:



ECONOMIA APLICADA

Vol. 23 – nº 1

Janeiro – Março 2019

Editor

Eliezer Martins Diniz

Editores Associados

Angelo Costa Gurgel	Edson Zambon Monte
Eliezer Martins Diniz	Fernando Antonio de Barros Júnior
Lízia de Figueirêdo	Reynaldo Fernandes
Sergio Naruhiko Sakurai	

Conselho Editorial

Affonso Celso Pastore USP	Antônio Barros de Castro UFRJ
Cássio F. Camargo Rolim UFPR	Cláudio Monteiro Considera UFF
Clélio Campolina Diniz CEDEPLAR	Denisard C. de Oliveira Alves USP
Eleutério F. S. Prado USP	Fernando de Holanda Barbosa FGV-UFF
Francisco Anuatti Neto USP/RP	Geoffrey J. D. Hewings University of Illinois
Geraldo Sant'ana de Camargo Barros ESALQ/USP	Gustavo Maia Gomes IPEA
José Marcelino da Costa NAEA/PA	José A. Scheinkman Princeton University
Marcelo Portugal UFRGS	Maria José Willumsen Florida International University
Márcio Gomes Pinto Garcia PUC/RJ	Mário Luiz Possas UFRJ
Paulo César Coutinho UnB	Paulo Nogueira Batista Júnior FGV/SP
Pierre Perron Boston University	Pedro Cesar Dutra Fonseca UFRGS
Ricardo R. Araújo Lima UnB	Robert E. Evenson Yale University
Roberto Smith UFCE	Rodolfo Hoffmann ESALQ/USP
Rogério Studart UFRJ	Russell E. Smith Washburn University
Sérgio Werlang FGV/RJ	Tomás Málaga FGV/SP
Victor Bulmer-Thomas University of London	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. 23 – nº 1

Janeiro – Março 2019

ARTIGOS

- 5 **Peer effects and scholastic achievement: spatial models estimates using the student friendship network at the classroom level**
Isabel Pessoa de Arruda Raposo , Tatiane Almeida de Menezes , Ricardo Carvalho de Andrade Lima , Ricardo Zimmerle da Nóbrega
- 25 **Efecto de La Integración Física en Regiones Próximas A la Interoceánica: Un Análisis Económico para el Brasil y Perú.**
Jorge Luis Sanchez Arevalo , Edgard Monforte Merlo
- 43 **Retorno de Ações, Inflação e Atividade Econômica**
Nelson da Silva , Sidney Martins Caetano
- 83 **Sistema Interestadual de Insumo-Produto do Brasil: Uma Aplicação do Método SUIT**
Joaquim José Martins Guilhoto , Carlos Alberto Gonçalves Junior , Jacqueline Coelho Visentin , Denise Imori , Keyi Ando Ussami
- 113 **Heterogeneidade das expectativas de inflação mensal no Brasil: Evidências a partir de dados agregados da pesquisa Focus**
Roberto Meurer , Gilberto Tadeu Lima
- 137 **Welfare Cost of Inflation in Brazil: An Approach with Time-varying Cointegration and Kalman Filter**
Eduardo Lima Campos , Rubens Penha Cysne
- 161 **Uma Avaliação de Impacto de um Programa de Qualificação Profissional na Empresa sobre a Inserção dos Jovens no Mercado de Trabalho Formal**
Carlos Henrique L. Corseuil , Miguel Foguel , Leon Faceira Tomelin

PEER EFFECTS AND SCHOLASTIC ACHIEVEMENT: SPATIAL MODELS ESTIMATES USING THE STUDENT FRIENDSHIP NETWORK AT THE CLASSROOM LEVEL

ISABEL PESSOA DE ARRUDA RAPOSO *
TATIANE ALMEIDA DE MENEZES †
RICARDO CARVALHO DE ANDRADE LIMA ‡
RICARDO ZIMMERLE DA NÓBREGA §

Abstract

This paper evaluates the peer effects on individual academic performance. The identification strategy considers the architecture of friendship networks within classrooms, in addition to group and individual fixed effects. Estimates of spatial autoregressive models show that an increase of one standard deviation (sd) in peers' math grade improves by 6% sds the student's grade. Furthermore, when we also consider the indirect friendship bonds, the aggregate peer impact raises to 45% sds of the individual math grade.

Keywords: School performance, friendship networks, spatial models.

Resumo

Este artigo avalia o efeito dos pares sobre o desempenho escolar a partir da estrutura da rede de amizades do aluno. A estratégia de identificação explora a arquitetura dessas redes associadas a controles de efeitos fixos individuais e de grupo. Modelos de econometria espacial mostram que um aumento de um desvio-padrão na nota agregada de matemática dos amigos, gera um aumento padronizado do rendimento individual em 6%. Ademais, quando os amigos indiretos são incluídos na análise, esse impacto aumenta para 45%. As estimações utilizam base inédita da FUNDAJ (2013) que traz o levantamento da rede de amizades do aluno na turma.

Palavras-chave: Desempenho escolar, rede de amizades, modelos espaciais.

JEL classification: I20, I21, C21

DOI: <http://dx.doi.org/10.11606/1980-5330/ea134204>

* Researcher at the Fundação Joaquim Nabuco – Ministry of Education, Brazil. Email: i_raposo@hotmail.com

† Professor of economics at the Federal University of Pernambuco, Brazil.

‡ Economic Analyst, Federal Public Ministry (MPF), Brazil.

§ Researcher at the Fundação Joaquim Nabuco – Ministry of Education, Brazil.

1 Introduction

One of the prominent issues within the economics of education is devoted to understanding the role of peers in educational outcomes.¹ The behavioral influence received from friends in the social interaction process might affect educational outcomes not only during the schooling period but also later in life, having an effect on standards of educational attainment to employment decisions. Friends are a source of interaction, motivation and aspiration in the learning process and their influence operates on slightly distinct mechanisms. For example, in a more subtle way, students can benefit from externalities of knowledge created by discussions and questions from other classmates. Peer effects can also be disseminated by imitation or contagion, in which case students have individual motivations for displaying a behavior/performance that is consistent with the group in which he or she is inserted. In an important psychological study, Harris (1995) shows that childhood friends are relatively more important to their development than their parents or home environment. She states that, in the pursuit to be part of the peer group, children can radically change their personality when away from parental supervision. Behaviors that deviate from those expected by the group are generally not accepted and tend to be excluded.

Manski (1993) argues that if individual academic performance increases as the average class performance increases, then peer effects act as a social multiplier and, as a result, have implications for educational policies. Empirical identification of peer effects, however, is an arduous exercise. As first noted by Manski (1993), and after by many other authors, the greatest difficulty is to properly separate endogenous peer effects, from other contextual or correlated effects. In educational contexts, endogenous peer effects represent the influence of peers' academic outcomes on individual achievement. The contextual effect captures the effects of exogenous peers' attributes, such as age, gender, and race, on individual outcome. And the correlated or confounding effects correspond to non-observable characteristics shared by individuals in the same group that are correlated with the peer variable of interest. These common traits occur either for being exposed to the same institutional environment or for homophily, which is the propensity of people with similar attributes to associate with each other.

Depending on the way in which the boundaries of the group are defined, it is impossible to distinguish the endogenous from the exogenous peer effects, even in the absence of correlated effects. For instance, when the behavioral influence of the group is treated as homogenous, in which case all the members inside it are affected by all the others in their groups and by none outside it, the simultaneous nature of educational results creates a perfect collinearity between the expected mean outcome of the group and its mean characteristics – the *reflection problem* as defined by Manski (1993) – making infeasible the distinction between the effect of peers' educational outcome and peers' characteristics that do impact on their outcomes.

¹The terms *peers*, *friends*, *colleagues*, and *partners* will be used interchangeably in this article. *Peers* are all members belonging to a reference group (classroom, school, neighborhood, etc.) but who are not necessarily friends with each other and may not even know each other. The reason why these words are used without distinction here is to be consistent with the term widely used in the literature, *peer effects*, which, in many studies, is used to refer to all of these subjects interchangeably.

Usually, to overcome such constraints, empirical identification strategies rely either on the use of exogenous instruments for peers' educational outcome (e.g. Case & Katz 1991, Evans et al. 1992, Hanushek et al. 2001, Ding & Lehrer 2007, Goux & Maurin 2007, Vigdor & Nechyba 2007, Sund 2009) or on experimental or quasi-experimental data that claim that groups are formed by rules exogenous to individuals, thus avoiding confounding or correlated effects (Eisenkopf et al. 2011, Duflo et al. 2008, Sacerdote 2001, Zimmerman 2003, Oosterbeek & Van Ewijk 2014).

A new segment in the related literature uses as identification strategy the architecture of social networks – structures that keep track of all the links among its members and that build information flow, social norms, and social behaviors (e.g. Patacchini & Venanzoni 2014, Badev 2014, Patacchini et al. 2011, Angelo 2010, Calvó-Armengol et al. 2009, Bramoullé et al. 2009, Ballester et al. 2006). The main idea behind this strategy is that the reference groups are not homogeneous: they might be different in size, but they do not necessarily completely overlap. For example, it is possible that within the same network student i and j are friends, student j and k also, but i and k are not friends. Therefore, the reference group of each member is different in size and composition. Bramoullé et al. (2009) argue that it is exactly this heterogeneous nature of reference groups that permits us to overcome Manski's *reflection problem*, and provide us with formal conditions to identify the endogenous peer effects.

The main objective in this paper is to assess the dissemination of peer effects on school performance within the framework of students' friendship networks. The diffusion of endogenous peer effects is captured by observed friend's school achievement in a *spatial autoregressive model* (SAR). Conditional Maximum Likelihood (CML) estimations together with network and individual fixed effects are adopted as econometric strategies for identifying the influence of peers' academic outcomes.

We closely follow the paper of Calvó-Armengol et al. (2009); however, we advance and provide additional contributions in the following aspects. The empirical estimations are based on a unique educational dataset that comes from a research institute of the Brazilian Ministry of Education (Fundação Joaquim Nabuco/FUNDAJ, 2013), which provides a large information set on students' school environment. This dataset offers two crucial features for identifying peer effects: (i) it raises the direct friendship network within the classroom, and (ii) it provides a longitudinal evaluation of scholastic achievement, in which all the students surveyed are submitted to a math test in the beginning and at the end of scholar year. The initial math grade turns to be especially appropriate to control for preexisting differences between students. Each exam consists of twenty multiple choice questions and was conceived according to the *Item Response Theory* (IRT)². To the best of our knowledge, besides the *National Longitudinal Survey of Adolescent Health (Add Health)*³,

²*Item Response Theory* models the response of each examinee of a given ability to each item in the test. The items are not assumed to be equally difficult, and the difficulty level of each one is treated as information to be incorporated in scaling items.

³*Add Health* is a longitudinal survey of American schools with teens that focuses primarily on the network of friends of these students. The research has a sample of 90,118 students distributed in a representative manner in 132 public and private schools in the United States. Since 1994, the survey has collected five panels (1994, 1995, 1996, 2001 and 2008) to the students of the 7th year by the end of high school. A subsample of these students (approximately 20,000) answers a very

there is no other survey that provides such data; it is thus unique for developing countries.

Besides this introduction, the paper is organized into four additional sections. Section two describes the FUNDAJ ((FUNDAJ - Fundação Joaquim Nabuco and Coordenação de Estudos Econômicos e Populacionais 2013)) dataset and offers a descriptive analysis based on the sample variables used. The third section presents the peers network model and the identification strategies implemented to estimate peer effects on academic performance. The fourth section provides the estimated results, and finally, the last section brings together the main findings of the article.

2 The dataset and descriptive statistics of the variables

This article uses a unique dataset from a survey conducted by the Joaquim Nabuco Foundation in 2013 with a sample of students in the 6th year of public schools in the city of Recife, Pernambuco State, Brazil. The research evaluated student performance on two math tests (which were given at the beginning and the end of the school year). Interviewers also collected a large set of information on internal and external aspects of school life through four types of questionnaires (one for students, one for the primary adult responsible for each child's academic life, one for the math teacher, and another one for the school principal). The main highlight of the survey was the identification of the student friendship networks inside the classrooms. This type of data is crucial for identifying the extent of peer influence on the learning process. In the student's questionnaire, they listed up to five best friends and reported whether they were classmates, whether they studied together, whether they go to each other's houses, and whether they talk about problems. The student's caregivers also reported whether they knew those friends and/or their families and what kind of influence they believed these friends had on their child. Thus, for every friend from the classroom, the data included not only the friend's grade on the two math tests but also all of the additional information collected from the questionnaires.

Other characteristics of the research, such as the student's perceived self-esteem, future aspirations, and anthropometric measurements, provided a rich set of control variables that enabled better specifications of the models.

In total, 4,191 students, 3,670 parents or guardians, 120 principals, and 131 teachers from 120 schools were interviewed. The school units were spatially distributed among 18 micro-regions of Recife⁴. In some schools with higher enrollment in the 6th year, two groups were randomly selected, not just one. For this reason, the total number of classrooms selected for the sample was 146.

After the exclusion of individuals with inadequate or missing information, the final sample consisted of 139 networks/classrooms and 1,670 students.

detailed questionnaire that contains information about their network of friends referring up to ten best friends, five females and five males.

⁴Each political-administrative region of Recife is divided into three micro-regions "in order to define municipal interventions at the local level and in coordination with the population". Each region is composed of one or more of the 94 Districts established by Brazilian Law. The 18 micro-regions correspond to the division of Political-Administrative Regions, which was conceived in 1995 by the Department of Social Policies to organize Participatory Budgeting meetings that had been limited to associations and their representatives (PNUD 2005).

Table 1 shows the definition and descriptive statistics of the variables used in the estimations of this paper. Performance in math was assessed at the beginning and at the end of school year, and on average, students in the sample had about 40% success, with no significant variation during the period of study.

3 Peers network model and identification strategies

The model developed here is based on Ballester et al. (2006) and Calvó-Armengol et al. (2009), and the changes adopted are properly mentioned throughout the paper.

Network: Suppose there is a social network of $1, 2, \dots, n$ agents, represented by matrix \mathbf{G} , which brings together a collection of bilateral influences g_{ij} between them. There is an active connection within the network when $g_{ij} = 1$ and an inactive connection when $g_{ij} = 0$. As per convention, $g_{ii} = 0$.

Preferences: Consider a network game⁵ in which every player $i = 1, 2, \dots, n$ selects a specific educational effort (y_i) and obtains a payoff $u_i(y_1, y_2, \dots, y_n; \mathbf{g})$, which depends on the friends efforts (y_{-i}), defined as:⁶

$$u_i(\mathbf{y}; \mathbf{g}) = \mu y_i^0 y_i - \frac{1}{2} y_i^2 + \rho \sum_{j=1}^n g_{ij} y_i y_j \quad (1)$$

The variable $y_i^0 \geq 0$ represents the initial educational background of individual i and can be interpreted as an innate condition for learning. g_{ij} denotes the friendship relationship within the network. The utility of each individual is strictly concave compared to his/her own efforts, $\frac{\partial^2 u_i}{\partial y_i^2} = -1$, and reflects strategic complementarities in relation to the efforts of the others, $\frac{\partial^2 u_i}{\partial y_i \partial y_j} = \rho g_{ij} \geq 0$. As pointed out by Calvó-Armengol et al. (2009), educational strategic complementarities means that if colleague j increases his/her educational efforts, y_j (e.g., by studying for longer hours), then student i will have his/her marginal utility increased if he or she also broadens effort, y_i . According to Calvó-Armengol et al. (2009), the parameter ρ measures the intensity of the endogenous imitation peer effects. This parameter captures to what extent students are “contaminated” by the behaviors of their companions.

Parameter μ , in turn, means that, regardless of bilateral influences, each

⁵In network games, the interdependence between players’ payoffs comes from the frame of their connections within a network (Ballester et al. 2006). The action of any member of the individual i reference group could affect the outcome of i , either because it is directly connected to this person ($g = 1$) or because even if not directly connected to him/her, this individual i can also be affected indirectly, through the influence of a friend who is connected to him/her.

⁶Model of equation 1 is a special case of the Ballester et al. (2006) model:

$$u_i(\mathbf{y}; \mathbf{g}) = \alpha_i y_i - \frac{1}{2} (\beta - \gamma) y_i^2 - \gamma \sum_{j=1}^n y_i y_j + \lambda \sum_{j=1}^n g_{ij} y_i y_j$$

in which $\alpha_i = \mu y_i^0$, $\beta = 1$, $\gamma = 0$ and $\lambda = \rho$. In the article, the authors decompose the interactions between players in three types of effects: $\Sigma = -\beta \mathbf{I} - \gamma \mathbf{J} + \lambda \mathbf{G}$. $-\beta \mathbf{I}$ represents the effect of the effort itself (concave preference), $-\gamma \mathbf{J}$, global substitution effect and $+\lambda \mathbf{G}$, the effect of the local complementarities. The global substitution effect means that if an agent j increases his/her efforts, then individual i will suffer a reduction in his utility if he/she decides to increase his/her efforts as well. These effects, however, are more natural when there are strategic interactions in the provision of a public non-excludable good, such as the sharing of ideas and information by opinion makers (providers) along with their connections (free-riders) (Jackson, 2008). In the model proposed herein, it is considered the only scenario in which students exhibit complementary strategies in their social interactions, or when $\gamma = 0$.

Table 1: Definition and descriptive statistics of the variables

<i>Dependent Variable (y)</i>	Definition of variables	Average	Standard Deviation
Math grade at the end of the year	Grade of the student i on math test conducted by FUNDAJ ((FUNDAJ - Fundação Joaquim Nabuco and Coordenação de Estudos Econômicos e Populacionais 2013)) at the end of school year. Rating scale ranges from 0 to 100.	40.73	16.00
<i>Individual Characteristic (X)</i>			
Initial math grade (y^0)	Grade of student i on math test conducted by FUNDAJ (2013) at the beginning of school year. Rating scale ranges from 0 to 100.	43.43	16.60
Male	Dummy equals 1 if student is male	0.44	0.50
Whites	Dummy equals 1 if students declare themselves as white and 0 if they describe themselves as black, mixed race, Asian, or indigenous	0.19	0.39
Age	Age of the student in years	11.18	0.86
Newcomer	Dummy equals 1 if student has been attending the school researched for less than one year	0.73	0.44
Dedication to Studies	Student answers the question "How often do you study the school materials:" 1 = every day of the week, 2 = only on school days, 3 = 3 days per week, 4 = less than 3 days per week, 5 = only if there is a test, 6 = never or almost never	2.55	1.51
Praise from Teacher	Student answers the question "the math teacher praises or congratulates you when you get a good grade or do the homework well": 1 = always or almost always, 2 = sometimes, 3 = never or almost never	1.49	0.66
Personality	Student answers the question "I would change something in my personality": 1 = strongly agree, 2 = perhaps, 3 = strongly disagree	2.40	0.88
Left out in classroom	Student answers the question "Do you feel left out in class": 1 = always or almost always, 2 = sometimes, 3 = never or almost never	2.70	0.57

No. of observations: 1,670 students

No. networks/classrooms: 139 classrooms

Source: Original compilation based on FUNDAJ (2013).

Table 1: Definition and descriptive statistics of the variables (continued)

<i>Individual Characteristic (X)</i>	Definition of variables	Average	Standard Deviation
Popular	Student answers the question “I am a popular person, I have many friends”: 1 = strongly agree, 2 = perhaps, 3 = strongly disagree	1.35	0.67
Visits to friends’ houses	Number of friends in the class who students regularly visit	1.05	1.25
Number of friends	Number of nominated friends of student <i>i</i>	2.88	1.33
Religiousness	Student answers the question “Do you ever go to church/mass?”: 1 = always or almost always, 2 = sometimes, 3 = never or almost never	1.76	0.70
Sports clubs, gyms	Dummy equals 1 if student attends a sports club, sports center or fitness facility in their neighborhood	0.23	0.42
Safety in the neighborhood	Dummy equals 1 if student says he/she feels safe in their neighborhood	0.79	0.40
Proportion of peers neighbors	Number of friends of student <i>i</i> living in the same neighborhood over the total number of student <i>i</i> friends	0.30	0.35
Male sex (parent or guardian)	Dummy equals 1 if a parent or person responsible for the student is male	0.13	0.34
White (parent or guardian)	Dummy equals 1 for parents/guardians who declare themselves white and 0 if they declare themselves as black, mixed race, Asian, or indigenous	0.17	0.38
Age (parent or guardian)	Age of student’s primary parent or guardian in years	38.48	8.18
Educational level (parent or guardian)	Parents/guardians answer the question: “What is the highest grade finished successfully?”: 1 = 1 year (literacy), ..., 9 = 9 years; 10 = 1 year of high school, ..., 12 = last year of high school; 13 = 1 year of university ..., 18 = final year of university	8.90	3.45
Marital Status (parent or guardian)	Dummy equals 1 for parents/guardians married with a legally recognized union or common-law marriage	0.55	0.50

No. of observations: 1,670 students
 No. networks/classrooms: 139 classrooms
 Source: Original compilation based on FUNDAJ (2013).

Table 1: Definition and descriptive statistics of the variables (continued)

	Definition of variables	Average	Standard Deviation
<i>Individual Characteristic (X)</i>			
Kinship (parent or guardian) with student	Dummy equals 1 for natural or adoptive parent and 0 for the other cases (grandparents, uncles, brothers, stepfather / stepmother, etc.)	0.82	0.38
Beneficiary of social program (parent or guardian)	Dummy equals 1 if parents/guardian receives any government financial assistance	0.62	0.49
Student grade report (parent or guardian)	Parents/guardians answered the question “Do you check the student’s grade report?”: 1 = always or almost always, 2 = sometimes, 3 = never or almost never	1.19	0.50
<i>Peers’ math grade (Gy)</i>	Aggregate value of math grade (end of the year) over student <i>i</i> friends	93.80	71.30
<i>Peers’ characteristic (GX)</i>	Average values of all students’ control variables among the group of direct friends of student <i>i</i>		
<i>Network/classroom features</i>			
Classroom is disciplined	Teacher responds to the statement, “This classroom is disciplined”: 1 = agree, 2 = partially agree, 3 = disagree	2.09	0.74
Classroom is aggressive	Teacher responds to the statement “This classroom is aggressive/violent”: 1 = agree, 2 = partially agree, 3 = disagree	2.55	0.63
Cumulative tests	Dummy equals 1 if the teacher says that the subjects of the tests are cumulative	0.67	0.47

No. of observations: 1,670 students

No. networks/classrooms: 139 classrooms

Source: Original compilation based on FUNDAJ (2013).

individual has a positive payoff that depends on his/ her initial educational background y_i^0 . Therefore, μy_i^0 measures the return of the educational effort, given the *ex-ante* circumstance of the individual.

Equilibrium: The Nash equilibrium $y_i^*(\mathbf{g})$ is defined as the action of agent i that maximizes payoff $u_i(\mathbf{y};\mathbf{g})$, which is found by maximizing equation (1) relative to y_i . Thus, for each agent $i = 1, 2, \dots, n$, the following best-response function is yielded:

$$y_i^*(\mathbf{g}) = \mu y_i^0 + \rho \sum_{j=1}^n g_{ij} y_j \quad (2)$$

An interesting feature of this equilibrium solution is that it can be expressed as a function of a sociability measure named Katz-Bonacich centrality $\mathbf{b}_{\mathbf{y}^0}$:

$$\mathbf{y}^* = \mu(\mathbf{I} - \rho\mathbf{G})^{-1} \mathbf{y}^0 = \mu \mathbf{b}_{\mathbf{y}^0} \quad (3)$$

This measure of centrality determines the importance of individual i in a network \mathbf{G} and considers his/her direct and indirect ties with each individual of the network, where a lower weight is assigned to more distant connections (Bonacich 1987). As a result, the estimated Katz-Bonacich centrality provides the global influence of peers over student achievement, not only through direct friends, but also through indirect ones. Its mathematical expression is denoted by the following expression (4):

$$\mathbf{b}_{\mathbf{y}^0} = (\mathbf{I} - \rho\mathbf{G})^{-1} \cdot \mathbf{y}^0 = \mathbf{y}^0 + \rho\mathbf{G} \cdot \mathbf{y}^0 + \rho^2\mathbf{G}^2 \cdot \mathbf{y}^0 + \rho^3\mathbf{G}^3 \cdot \mathbf{y}^0 + \dots = \sum_{l=0}^{+\infty} \rho^l \mathbf{G}^l \cdot \mathbf{y}^0 \quad (4)$$

in which \mathbf{G}^l identifies the indirect links that run the length l of each agent and when ρ is sufficiently small, this infinite sum converges to a finite value. In order to provide an empirical counterpart of the theoretical results derived so far, we extend equation (2) and propose the following structural model which will be used for estimations:

$$y_{i,k} = \mu y_i^0 + \rho \sum_{j=1}^{n_k} g_{ij,k} y_{j,k} + \theta_{i,k}(\mathbf{x}) + \phi_{\zeta} \zeta_{i,k} + \theta_k(\mathbf{c}) + \phi_{\eta} \eta_k + \varepsilon_{i,k} \quad (5)$$

where $y_{i,k}$ is the math grade at the end of the school year of student i in network k and $k = 1, \dots, K$ is the set of networks. In each network, there are n_k individuals, and the total number of students is $n = \sum_{k=1}^K n_k$. The components $\theta_{i,k}(\mathbf{x})$ and $\theta_k(\mathbf{c})$ represents control functions in which \mathbf{x} is a vector of individual characteristics, while \mathbf{c} is another vector of classrooms features. The other terms $\zeta_{i,k}$ and η_k are included in order to represent the non-observable effects of the individual and the network, respectively. In matrix notation, equation (5) is denoted by:

$$\mathbf{y} = \mu \mathbf{y}^0 + \rho \mathbf{G} \mathbf{y} + \theta(\mathbf{x}) + \phi_{\zeta} \zeta + \theta(\mathbf{c}) + \phi_{\eta} \eta + \varepsilon \quad (6)$$

where $\theta(\mathbf{x}) = \mathbf{X}\beta + \mathbf{G}\mathbf{X}\gamma$ and $\theta(\mathbf{c}) = \mathbf{C}\alpha$

G is constructed so as to create a block diagonal matrix in which the matrix interaction of every classroom g_k creates a specific block⁷. As a result, students who belong to a particular network or classroom g_k do not connect with students who are members of another network g'_k . It should be remembered that the reference group for each student i is the quantity of nominated friends within the network to which the student belongs and that there may be intersections among these intra-network groups.

The main parameters of interest are (μ, ρ) . The variable linked to μ is the student's initial educational background (y^0), measured here by the math grade in the beginning of the school year, while the variables linked to ρ are the math grades at the end of the school year received by the student's nominated friends in his/her classroom (Gy).

3.1 Identification strategies

In this study, the identification strategies of peer effects consist of two exercises. In the first one, we conduct ordinary least squares estimations on equation (6) in order to capture potential correlations between individual's academic performance and direct friends' achievement. However, even under the control of network fixed effects, the parameters (μ, ρ) might remain biased because of spatial dependence on the error term introduced by the simultaneity nature of the dependent variable y . Therefore, in a second exercise, we treat equation (6) as a spatial autoregressive model and adopt maximum likelihood (ML) estimations in order to control for simultaneity bias in the dependent variable.

Nevertheless, similar to the OLS models, the estimation strategy of spatial econometric models relies on the assumption that the variable of interest is not correlated with the regression error. Therefore, the exogeneity requirement of matrix G is a necessary condition for obtaining consistent estimates. It turns out that this is a strong assumption, because friendships are usually structured by a sense of homophily. Thus, the procedure adopted in literature (Patacchini & Venanzoni 2014, Calvó-Armengol et al. 2009, Bramoullé et al. 2009, Lee 2007) includes group fixed effect η_k to capture unobservable heterogeneity, which may be correlated with the variables of interest, in such a way that matrix G conditional to η may be treated as exogenous, or $E(\varepsilon_{i,k} | \mathbf{x}_k, \mathbf{c}_k, g_{ij,k}, \eta_k) = 0$. Patacchini & Venanzoni (2014) find that the inclusion of network fixed effects is a sufficient strategy to control for individual fixed effects as well, when working with relatively small social networks, as in *Add Health* and also in the sample used herein. Their idea is that, in small networks, unobservable heterogeneity is common among all individuals within a group, and therefore, the network fixed effects would represent a good approximation for capturing the unobserved individual attributes, as well.

⁷As an illustration consider two relational matrices for two hypothetical groups each with three students, g_1 and g_2 . The diagonal joint matrix G , is denoted by:

$$g_1 = \begin{pmatrix} 0 & 1 & 0 \\ 1 & 0 & 1 \\ 0 & 1 & 0 \end{pmatrix} \quad g_2 = \begin{pmatrix} 0 & 1 & 1 \\ 1 & 0 & 0 \\ 1 & 0 & 0 \end{pmatrix} \quad G = \begin{pmatrix} 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 1 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 1 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 \end{pmatrix}$$

In this paper, besides the inclusion of dummies per classroom/network⁸, we also rely on the initial math score to control for individual fixed effects. The initial math grade works here as a strategy to capture unobservable individual idiosyncrasies. According to Ding & Lehrer (2007), the students' initial grade would be a sufficient statistic for capturing a variety of influences that may confound the analysis and include all observable and unobservable historical background information on students' family, school, and community. The authors assume, hypothetically, that the students' initial grade follows a Markov process, and therefore, previous observable and unobservable factors in $t-1$ conform to the same rate, so that none of these would cease to be represented by $y_{i,t-1}$. The authors' assumption therefore allows the student's initial grade to work as a sort of individual fixed effect, since it brings with it unobservable components (such as effort and skill), which are invariable throughout the school year⁹. Thus, y_i^0 may act as a *proxy* for the student's initial educational background.

Finally, it is worth noting that there may also exist unobservable features at the school level — for example, the quality of teachers or student body, or the factors involved in parents' choices of residence — all of which can affect both academic performance and network formation. However, the strategy of controlling for network fixed effects is also capable of absorbing this fixed effect of school, especially considering that, in the sample used, approximately 80% of the schools surveyed had only one classroom/network under investigation.

4 Results

The empirical estimations for academic peer effects are presented in this section. A variety of models are tested using different methods and increasing order of covariates. The estimations use the indirect friendship network, in which case the G matrix is symmetric¹⁰.

Columns 1 to 3 of Table 2 exhibit the least squares estimates as an initial exercise to investigate the correlation between individual performance and the performance of his/her reference group of friends. The positive and significant coefficient ρ shows that individual's academic performance and the academic performance of the group of friends are directly correlated. The strength of this correlation decreases as additional covariates are included and with network fixed effects, as illustrated in column 3. Correlations μ between the student's initial background and his/her performance at the end of the year are significant in all cases and decrease in magnitude based on the

⁸Another approach commonly used to control for group fixed effects is the deviation to the reference group mean, in which for each variable in the model it is subtracted its group mean.

⁹Consider two models with a regression structure for grades at the beginning and end of the year for student i : $y_i^0 \equiv y_{i1} = \underbrace{\alpha_1 X_{i1}}_{\text{Observable}} + \underbrace{\beta_1 u_i + \varepsilon_{i1}}_{\text{Non-observable}}$ e $y_{i2} = \underbrace{\alpha_2 X_{i2}}_{\text{Observable}} + \underbrace{\beta_2 u_i + \varepsilon_{i2}}_{\text{Non-observable}}$ where u_i

is an unobservable component invariant throughout the scholarly year. According to Boardman & Murnane (1979), if $\alpha_2 = \theta\alpha_1$ and $\beta_2 = \theta\beta_1$, the effects of variables X and μ change at the same constant rate θ between $t-1$ and t . Under such conditions, the inclusion of y^0 in the empirical model (6) allows us to control for this fixed initial condition for each student.

¹⁰Some studies show that the results of peer effects do not change according to the symmetry of matrix G. See, for instance, Patacchini & Venanzoni (2014), Liu et al. (2014), Calvó-Armengol et al. (2009).

amount of control variables.

Columns 4 to 6 of Table 2 provide results of maximum likelihood estimates of the spatial models. The ML coefficients coincide with the OLS coefficients but are slightly smaller in magnitude. Column 4 presents the estimates of the SAR model without the main important identification strategies: the student's initial math grade and the dummies for network fixed effects. The model of column 5 adds the student's initial math and the model of column 6 includes dummies per classroom in order to control for the network fixed effects. The coefficients (μ, ρ) vary depending on the inclusion of additional controls. The influence of peers performance on math over individual achievement measured here by coefficient ρ is reduced in approximately 14% when the model is controlled for student's initial math grade and it is further reduced in 49% when dummies for network fixed effect are included. A possible conclusion is that individual and group unobserved characteristics tend to overestimate the magnitude of peer effects ρ through a positive bias of omitted variable.

Concentrating on our preferred specification model (column 6 of Table 2), we find that a one standard deviation increase in peers' aggregate math grade generates a 6.2% increase of a standard deviation in student grade¹¹.¹² The standardized coefficients (or beta coefficients) permit to compare the importance of different control variables over the outcome variable, independently of their measurement units. Thus, in relative terms, the peers math performance stands out as the third most important predictor of the student math grade at the end of the school year, remaining only less important than own initial math score (40%) and student's age (9%). The complete estimations of model (6) from Table 2 are presented in Table A.1 of the appendix, in which it is possible to verify that the influence of friends' achievement is even higher than the effect of the parental schooling, the student perception about own popularity and the influence of parents who are careful to check for pupil's grade report. Many control variables lose significance when dummies for group fixed effects are included in the model, possibly because they absorb most of individual and group heterogeneity, as already argued. When those dummy variables are not included, as in the models of columns (4) or (5), the results obtained reflect some findings commonly observed in the literature in which parental schooling increases student performance; older students perform lower, and those whose parents check their school records tend to show higher grades¹³.

From the estimates of $\hat{\rho}$, one can calculate the impact of the Katz-Bonacich measure weighted by the student's initial math grade. As previously defined, this measure reflects the effect of direct and indirect friendship connections

¹¹The standardized coefficient, or beta coefficient, is calculated as follows: $\widehat{\rho}_{sd} = \hat{\rho} \left[\frac{sd(Gy)}{sd(y)} \right]$

¹²Prior literature finds considerable variance in the values for peer effects, ranging from near zero (Sanbonmatsu et al. 2006) to 35% standardized impact (Hanushek et al. 2001). In the current study, the peer effects magnitude is very close to other studies using similar approaches. For example, Patacchini et al. (2011) find a peer impact of 10% of a standard deviation of student grade, Calvo-Armengol et al. (2009) find 7%, Lin (2010) find 13% and Sacerdote (2001) find 5%. Comparisons to previously obtained results are difficult to establish because of different methods used, and mainly because of differences in study groups. Just to illustrate, here are a few findings in the literature: Duflo et al. (2008) found a peer effect impact of 14% of a standard deviation of student grade; Sund (2009), 8%; and Vardardottir (2013), 32%.

¹³The complete estimations are omitted here, but they are available on request with the authors. In the appendix, the Table A.1 presents the complete estimates from model (6) of Table 2

Table 2: Estimations for equation 6. Dependent variable: math grade at the end of the year

	OLS			SAR		
	1	2	3	4	5	6
Peer effects ($\hat{\rho}$)	0.158	0.134	0.071	0.138	0.120	0.062
(Test statistic)	(5.775)	(5.401)	(2.496)	(5.488)	(5.109)	(2.417)
Initial math grade ($\hat{\mu}$)		0.432	0.398		0.432	0.399
(Test statistic)	-	(19.446)	(16.913)	-	(19.758)	(17.947)
Individual characteristics	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Peers' characteristics	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Classroom features	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Network fixed effects	No	No	Yes	No	No	Yes
No. of observations	1,670	1,670	1,670	1,670	1,670	1,670
No. of networks	139	139	139	139	139	139

Source: Original compilation based on FUNDAJ (FUNDAJ - Fundação Joaquim Nabuco and Coordenação de Estudos Econômicos e Populacionais 2013).

on individual performance. The results are presented in Table 3. Calculations of centrality are given according to equation (4), where point estimates $\hat{\rho}$ are obtained from columns (2), (3), (5) and (6) of Table 2. Note it is not possible to obtain the desired weighted centrality measure for the estimates from columns (1) and (3), since the model specification do not include the initial math grade. The average Katz-Bonacich centrality values range from 45.10 to 46.73 depending on the model, and the standard errors are in parentheses. The results of standardized impact (second row of Table 3) show that an increase of one standard error of the sociability measure translates into an increase in performance that will range from 40% to 45% standard errors of the end grade, which corresponds to additional 6.40 points on the math exam, something between one and two questions¹⁴.

Table 3: Impact of Katz-Bonacich centrality on the math grade at the end of the year

	OLS		SAR	
	1	2	3	4
Average Katz-Bonacich: $\widehat{b}_{y0}(g, \hat{\rho})$	46.73	45.10	45.36	44.88
(Standard error)	(17.75)	(16.82)	(17.05)	(16.78)
Impact of one s.d increase of $\widehat{b}_{y0}(g, \hat{\rho})$ on the final grade	0.45	0.40	0.44	0.40

Source: Original compilation based on FUNDAJ ((FUNDAJ - Fundação Joaquim Nabuco and Coordenação de Estudos Econômicos e Populacionais 2013)).

4.1 Robustness tests

In order to check for the robustness of peer effects estimates, we develop additional econometric exercises using two alternative peers' matrices besides the nominated friendship matrix. The first one consists of a "randomized

¹⁴Because the standard deviation of the math grade at the end of the year is 16 (see Table 1), a 40% increase generates, on average, additional 6.40 points: $(0.40 \times 16 = 6.40)$.

friendship matrix” built by drawing at random from the original peer’s matrix, a new friendship network within each classroom, preserving the total number of students in class, but randomizing the friendship links. The other is defined as the “same class matrix”, which assigns value one for all students attending the same class. The robustness tests consist in re-estimate models from columns (4) to (6) of Table 2, but including these alternative peers’ matrices along with the other control variables. If the coefficient attached to the nominated friendship network becomes no longer significant, then peer effects can be interpreted simply as a correlation between similar people in the same classroom rather than causal effect. The results from these additional exercises are reported in Table 4, and it turns out that for all specifications models - columns (1) to (3) - the peer effects coefficient ($\hat{\rho}$) remains significant and similar in magnitude from the estimates presented on Table 2. Notice that we do not find any effect of simulated peer’s network on one’s own outcomes ($\hat{\rho}_r$) for specifications (1) and (2), only for the model of column (3) we capture an inverse relationship between student math score and the math performance of a randomized friendship network, which is probably reflecting an adverse group effect, common amongst students from public schools in Brazil, who share poor school environment. The average influence of all the students in class, depicted from the coefficient ($\hat{\rho}_{all}$), demonstrates, as expected, a positive correlation between own math achievement and the mean performance from all classroom, for all the tested models.

Table 4: Robustness tests for different matrices Dependent variable: math grade at the end of the year

	SAR		
	1	2	3
Peer effects ($\hat{\rho}$) (Test statistic)	0.134 (4.522)	0.116 (4.189)	0.107 (3.743)
Peer effects using the “randomized friendship matrix” ($\hat{\rho}_r$) (Test statistic)	-0.006 (-1.598)	-0.005 (-1.331)	-0.010 (-2.686)
Peer effects using the “same class matrix” ($\hat{\rho}_{all}$) (Test statistic) (Test statistic)	0.100 (3.777)	0.073 (3.078)	na
Initial math grade ($\hat{\mu}$) (Test statistic)	-	0.429 (19.602)	0.398 (17.936)
Individual characteristics	Yes	Yes	Yes
Peers’ characteristics	Yes	Yes	Yes
Classroom features	Yes	Yes	Yes
Network fixed effects	No	No	Yes
No. of observations	1,670	1,670	1,670
No. of networks	139	139	139

Source: Original compilation based on FUNDAJ ((FUNDAJ - Fundação Joaquim Nabuco and Coordenação de Estudos Econômicos e Populacionais 2013)).

$$y = \mu y^0 + \rho G y + \rho_r G_r y + \rho_{all} G_{all} y + \theta(x) + \phi_{\zeta} \zeta + \theta(c) + \phi_{\eta} \eta + \varepsilon.$$

5 Final considerations

This paper evaluates the dissemination of peer effects on school performance from the framework of students’ friendship networks. The identification strategy exploits the architecture of these social networks to separate the endoge-

nous effects of peers from other exogenous or contextual effects. It uses a unique dataset (FUNDAJ, (FUNDAJ - Fundação Joaquim Nabuco and Coordenação de Estudos Econômicos e Populacionais 2013)), which raises the students' friendship network within the classroom, thus bringing crucial information for the identification of peer effects, once it takes into account the intragroup heterogeneity. From theoretical and methodological points of view, this study provides two main contributions. First, it uses a recent dataset very similar to that of the *Add Health Survey* but unique for developing countries. Second, the paper provides a new equilibrium solution for the theoretical model of Calvó-Armengol et al. (2009), in which a student's educational outcome is proportional to a Katz-Bonacich centrality measure weighted by his/her initial learning condition. This *achievement-weighted* centrality permits one to control preexisting differences between students, which is especially appropriate for separating endogenous from correlated effects.

We adopt maximum likelihood estimations for spatial econometric models in order to test for the impact of peers' school performance on individual's math grade. We find that a one standard deviation increase in peer's aggregate math grade generates a 6% increase of a standard deviation in a student's grade. The inclusion of contextual variables, such as individual attributes and average attributes of friends, and especially the use of dummies for controlling for group fixed effects, are all important strategies that can reduce the bias of omitted variables. Robustness tests including alternative peers' matrices demonstrate that peer effects estimates remain significant and invariant in magnitude when the specification models includes a randomized friendship network and another matrix which accounts for all the students in the class.

Furthermore, the study also finds that, besides the influence of direct friends in the classroom, indirect friends (friends distant by more than two links away) also play an important role on student performance. When we consider the direct and indirect friendship bonds, as well as the initial condition for learning, as measured here by the achievement-weighted Katz-Bonacich centrality, we find an aggregate peer impact of 45% standard errors of the final math grade.

Acknowledgements

This work was supported by the Joaquim Nabuco Foundation, a research institute from the Ministry of Education, Brazil.

References

- Angelo, M. (2010), 'A structural model of segregation in social networks'. URL: <https://ideas.repec.org/p/net/wpaper/1016.html>
- Badev, A. (2014), 'Discrete games in endogenous networks: theory and policy. Available in: http://www.antonbadev.com/papers/discr_games_endog_networks.pdf. Access date: 4 July 2014'.
- Ballester, C., Calvó-Armengol, A. & Zenou, Y. (2006), 'Who's who in networks. Wanted: the key player', *Econometrica* 74(5), 1403–1417.

- Boardman, A. E. & Murnane, R. J. (1979), 'Using panel data to improve estimates of the determinants of educational achievement', *Sociology of Education* **52**(2), 113–121.
- Bonacich, P. (1987), 'Power and centrality: a family of measures', *American Journal of Sociology* **92**(5), 1170–1182.
- Bramoullé, Y., Djebbari, H. & Fortin, B. (2009), 'Identification of peer effects through social networks', *Journal of Econometrics* **150**(1), 41–55.
- Calvo-Armengol, A., Patacchini, E. & Zenou, Y. (2009), 'Peer effects and social networks in education', *The Review of Economic Studies* **76**(4), 1239–1267.
- Case, A. C. & Katz, L. F. (1991), 'The company you keep: the effects of family and neighborhood on disadvantaged youths', *National Bureau of Economic Research Working Paper Series n. 3705*.
URL: <http://www.nber.org/papers/w3705>
- Ding, W. & Lehrer, S. F. (2007), 'Do peers affect student achievement in China's secondary schools?', *The Review of Economics and Statistics* **89**(2), 300–312.
- Duflo, E., Dupas, P. & Kremer, M. (2008), 'Peer effects, teacher incentives, and the impact of tracking: evidence from a randomized evaluation in Kenya', *National Bureau of Economic Research Working Paper Series n. 14475*.
URL: <http://www.nber.org/papers/w14475>
- Eisenkopf, G., Hessami, Z., Fischbacher, U. & Ursprung, H. (2011), Academic performance and single-sex schooling: evidence from a natural experiment in Switzerland, Report, Department of Economics, University of Konstanz.
URL: <https://ideas.repec.org/p/knz/dpteco/1134.html>
- Evans, W. N., Oates, W. E. & Schwab, R. M. (1992), 'Measuring peer group effects: a study of teenage behavior', *Journal of Political Economy* **100**(5), 966–991.
- FUNDAJ - Fundação Joaquim Nabuco and Coordenação de Estudos Econômicos e Populacionais (2013), 'Acompanhamento longitudinal do desempenho escolar de alunos da rede pública de ensino fundamental do Recife'.
- Goux, D. & Maurin, E. (2007), 'Close neighbours matter: neighbourhood effects on early performance at school', *Economic Journal* **117**(523), 1193–1215.
- Hanushek, E. A., Kain, J. F., Markman, J. M. & Rivkin, S. G. (2001), 'Does peer ability affect student achievement?', *National Bureau of Economic Research Working Paper Series n. 8502*.
URL: <http://www.nber.org/papers/w8502>
- Harris, J. R. (1995), 'Where is the child's environment? A group socialization theory of development', *Psychological Review* **102**(3), 458–489.
- Lee, L.-f. (2007), 'Identification and estimation of econometric models with group interactions, contextual factors and fixed effects', *Journal of Econometrics* **140**(2), 333–374.

- Lin, X. (2010), 'Identifying peer effects in student academic achievement by spatial autoregressive models with group unobservables', *Journal of Labor Economics* **28**(4), 825–860.
- Liu, X., Patacchini, E. & Zenou, Y. (2014), 'Endogenous peer effects: local aggregate or local average?', *Journal of Economic Behavior & Organization* **103**, 39–59.
- Manski, C. F. (1993), 'Identification of endogenous social effects: the reflection problem', *The Review of Economic Studies* **60**(3), 531–542.
- Oosterbeek, H. & Van Ewijk, R. (2014), 'Gender peer effects in university: evidence from a randomized experiment', *Economics of Education Review* **38**(C), 51–63.
- Patacchini, E., Rainone, E. & Zenou, Y. (2011), Dynamic aspects of teenage friendships and educational attainment, Report, Stockholm University, Department of Economics.
URL: https://ideas.repec.org/p/hhs/sunrpe/2011_0004.html
- Patacchini, E. & Venanzoni, G. (2014), 'Peer effects in the demand for housing quality', *Journal of Urban Economics* **83**(C), 6–17.
- PNUD (2005), *Metodologia de divisão do território do Recife adotada no Atlas Municipal do desenvolvimento humano*, Recife.
- Sacerdote, B. (2001), 'Peer effects with random assignment: results for Dartmouth roommates', *National Bureau of Economic Research Working Paper Series n. 7469*.
URL: <http://www.nber.org/papers/w7469>
- Sanbonmatsu, L., Kling, J. R., Duncan, G. J. & Brooks-Gunn, J. (2006), 'Neighborhoods and academic achievement: results from the moving to opportunity experiment', *National Bureau of Economic Research Working Paper Series n. 11909*.
URL: <http://www.nber.org/papers/w11909>
- Sund, K. (2009), 'Estimating peer effects in Swedish high school using school, teacher, and student fixed effects', *Economics of Education Review* **28**(3), 329–336.
- Vardardottir, A. (2013), 'Peer effects and academic achievement: a regression discontinuity approach', *Economics of Education Review* **36**, 108–121.
- Vigdor, J. & Nechyba, T. (2007), Peer Effects in North Carolina Public Schools, in 'Schools and the equal opportunity problem, ed. Ludger Woessmann and Paul E. Peterson', MIT Press.
- Zimmerman, D. J. (2003), 'Peer effects in academic outcomes: evidence from a natural experiment', *The Review of Economics and Statistics* **85**(1), 9–23.

Appendix A

Table A.1: Complete estimates: model from column (6), Table 2

	Estimate	Standardized	Std. Error	z value	Pr(> z)
Peers' math grade	0.014	0.062	0.006	2.417	0.016
Initial math grade	0.384	0.028	0.021	17.947	0.000
Male	0.894	0.027	1.120	0.798	0.425
Whites	-1.108	-0.096	0.831	-1.333	0.183
Age	-1.777	-0.017	0.420	-4.229	0.000
Newcomer	0.611	0.002	1.013	0.603	0.546
Dedication to Studies	0.025	0.034	0.221	0.115	0.908
Praise from Teacher	-0.814	-0.027	0.504	-1.615	0.106
Personality	0.487	0.023	0.366	1.330	0.183
Left out in classroom	0.655	0.044	0.565	1.161	0.246
Popular	1.056	0.032	0.480	2.201	0.028
Visits to friends' houses	-0.411	-0.006	0.273	-1.507	0.132
Sports clubs, gyms	-0.217	0.000	0.770	-0.282	0.778
Religiousness	0.010	0.020	0.458	0.021	0.983
Safety in the neighborhood	0.808	0.033	0.802	1.007	0.314
Number of friends	-0.398	-0.037	0.278	-1.433	0.152
Educational level (parent or guardian)	0.173	0.003	0.100	1.722	0.085
Male sex (parent or guardian)	0.147	0.014	0.971	0.151	0.880
White (parent or guardian)	0.604	0.030	0.871	0.693	0.489
Age (parent or guardian)	0.058	0.003	0.043	1.361	0.174
Marital Status (parent or guardian)	-0.111	-0.018	0.655	-0.169	0.866
Kinship (parent or guardian) with student	0.745	0.008	0.910	0.819	0.413
Beneficiary of social program (parent or guardian)	-0.279	-0.045	0.705	-0.396	0.692
Student grade report (parent or guardian)	-1.419	-0.005	0.641	-2.212	0.027

No. of observations: 1,670 students

No. networks/classrooms: 139 classrooms

Source: Original compilation based on FUNDAJ ((FUNDAJ - Fundação Joaquim Nabuco and Coordenação de Estudos Econômicos e Populacionais 2013)).

Table A.1: Complete estimates: model from column (6), Table 2 (continued)

	Estimate	Standardized	Std. Error	z value	Pr(> z)
Male - peers average	0.187	0.021	1.267	0.148	0.883
Whites - peers average	-1.223	-0.013	1.262	-0.969	0.332
Religiousness - peers average	-0.435	-0.011	0.698	-0.623	0.533
Newcomer - peers average	-0.440	-0.001	1.428	-0.308	0.758
Sports clubs, gyms - peers average	-0.046	-0.016	1.204	-0.039	0.969
Dedication to Studies - peers average	0.226	0.017	0.325	0.696	0.486
Personality - peers average	0.455	0.012	0.564	0.806	0.420
Left out in classroom - peers average	-0.488	-0.015	0.894	-0.546	0.585
Popular - peers average	-0.526	-0.031	0.753	-0.698	0.485
Safety in the neighborhood - peers average	-1.691	-0.013	1.168	-1.447	0.148
Praise from Teacher - peers average	-0.458	-0.026	0.787	-0.583	0.560
Educational level (parent or guardian) - peers average	0.158	0.003	0.145	1.086	0.277
Male sex (parent or guardian) - peers average	-0.207	-0.025	1.406	-0.148	0.883
White (parent or guardian) - peers average	1.441	0.034	1.259	1.145	0.252
Age (parent or guardian) - peers average	0.092	0.007	0.062	1.480	0.139
Marital Status (parent or guardian) - peers average	-0.308	-0.001	0.971	-0.318	0.751
Kinship (parent or guardian) with student - peers average	-0.079	-0.028	1.317	-0.060	0.952
Beneficiary of social program (parent or guardian) - peers average	-1.229	-0.014	1.047	-1.174	0.240
Student grade report (parent or guardian) - peers average	-0.622	-0.012	0.945	-0.658	0.510
Initial math grade - peers average	0.015	0.024	0.032	0.490	0.624
Proportion of peers neighbors	-1.107	-0.062	1.076	-1.030	0.303
(Intercept)	33.394	0.399	8.990	3.715	0.000

No. of observations: 1,670 students

No. networks/classrooms: 139 classrooms

Source: Original compilation based on FUNDAJ ((FUNDAJ - Fundação Joaquim Nabuco and Coordenação de Estudos Econômicos e Populacionais 2013)).

EFECTO DE LA INTEGRACIÓN FÍSICA EN REGIONES PRÓXIMAS A LA INTEROCEANICA: UN ANÁLISIS ECONÓMICO PARA EL BRASIL Y PERÚ.

JORGE LUIS SANCHEZ AREVALO *
EDGARD MONFORTE MERLO †

Resumo

Este estudio tiene como objetivo probar empíricamente los objetivos de la integración física, específicamente los aspectos económicos. Ese tema pasa a ser relevante en las condiciones actuales, donde la búsqueda por nuevas formas de fortalecer las relaciones bilaterales y el comercio pueden servir de debate para el crecimiento de las regiones menos desarrolladas. Los resultados indican un beneficio no homogéneo de la integración física vinculado al mayor flujo comercial entre los dos países bajo estudio. El efecto frontera evidencia un efecto positivo para las regiones del Brasil y negativo para las regiones del Perú.

Palavras-chave: Integración física, Flujos comerciales, Modelo de gravedad.

Abstract

This study aims to prove empirically the objectives of physical integration, specifically economic aspects. This topic becomes relevant under current conditions, where the search for new ways to strengthen bilateral relations and trade can serve as a debate for the growth of less developed regions. The results indicate a non-homogenous benefit of the physical integration linked to the greater commercial flow between the two countries under study. The border effect shows a positive effect for the regions of Brazil and negative for the regions of Peru.

Keywords: Physical integration, Trade flows, Gravity model.

JEL classification: F13, F14, F15.

DOI: <http://dx.doi.org/10.11606/1980-5330/ea137367>

* Professor Adjunto - Universidade Federal de Mato Grosso do Sul. Doutor em Administração pela Universidade de São Paulo - Campus de Ribeirão Preto. E-mail: jsarevalo@usp.br

† Professor Associado - Universidade de São Paulo. Departamento de Administração - Campus de Ribeirão Preto. E-mail: edgardmm@usp.br

1 Introducción

La integración física entre los países visa fortalecer las relaciones bilaterales, lo que se refleja, entre otras consecuencias, en el aumento del intercambio comercial. Los supuestos vinculados a la relación de integración son los aspectos políticos, sociales y económicos. Los aspectos sociales son concebidos a partir de la necesidad percibida entre los países proponentes y en consecuencia, los aspectos políticos ganan relevancia porque son decisivos para la integración se lleva a cabo mediante común acuerdo. Ante tal, se destaca el tema de la integración y su efecto en las regiones fronterizas, que, dada la falta de este, genera desigualdad, comercio incipiente y por lo tanto tiene un coste social.

En América del Sur, este tema ganó notoriedad a principios de los años 90 con el desarrollo de la teoría del “nuevo regionalismo” impulsado por la Comisión Económica para América Latina – CEPAL (Cipoletta Tomassian 2009). El nuevo regionalismo, también llamado regionalismo abierto aparece como una nueva manera de incluir las nuevas teorías económicas del comercio internacional y el desarrollo en el contexto de la integración regional que se produjo en diversas regiones del mundo desde 1960. De forma específica, se entiende por nuevo regionalismo a la voluntad conjunta de los países de América Latina en superar los efectos ocasionados por la larga crisis de los años 1980, por medio de la apertura comercial y de la implantación de políticas para la atracción de inversión, y así proporcionar a la región una mejor inserción del mercado internacional (Oliveira 2014, Reis et al. 2014, Ethier 1998).

Importante mencionar que las ideas clásicas de Smith y Ricardo son fundamentales para llegar a las instancias en la definición y diseño de la teoría del “nuevo regionalismo”, y esa última teoría fortalece el proceso de integración entre los países latinoamericanos. Además, la teoría de la competitividad de las naciones de Porter, también fue crucial en ese proceso, ya que por medio de esa teoría estudios sobre el comercio internacional en el área de administración fueron llevados a cabo.

En vista de la necesidad de integración entre los países de América del Sur, se creó la Iniciativa para la Integración de la Infraestructura Regional de América del Sur, o simplemente – IIRSA, en agosto del 2000. La creación de ese programa es el resultado del reconocimiento por el cual los países de la región señalan que el esfuerzo de integración a través de la reducción o el final de las barreras aduaneras regionales entre países no es suficiente (Sierralta 2014). En vista de esto, teniendo en cuenta la realidad de la infraestructura de los países de América del Sur, es necesario planificar la construcción de medios físicos (infraestructura) que ayuden a una mejor circulación de bienes, servicios y personas entre los países vecinos.

Es en ese contexto que se centra este artículo, que estudia la integración física entre Brasil y Perú, desde un punto de vista económico. De esta manera, se toma como objeto de estudio la carretera interoceánica que une los dos países. En vista de eso, centrándose en la experiencia brasileña y peruana, se evalúa los principales objetivos y resultados para los cuales se ha propuesto este proceso de integración.

El propósito de este estudio es avanzar en la investigación sobre la influencia de la integración física en las relaciones económicas entre países vecinos. Estudios de esa naturaleza para los dos países (Brasil y Perú) son escasos en la literatura, así se enfatiza la importancia de este. Por lo tanto, este estudio tiene como objetivo contribuir a una mayor comprensión de la realidad de esta

integración, usando técnicas y métodos de análisis que tienen su sustento en la teoría económica.

2 Enfoque y Debates en los Estados Fronterizos Después de la Conclusión de la Interoceánica 2011-2015

2.1 Contexto peruano

En 2011, después de la finalización de las obras, la discusión sobre el uso de la carretera por parte de los exportadores e importadores, se centraba en el requisito de contar con unidades de transporte, ya sean propias o de terceros, teniendo en cuenta que esta sería una de las características en la cual los costes serían afectados. En una información publicada por el Ministerio de Transporte y Comunicaciones de Perú - MTC (2011), se reportó que el tránsito de las unidades de transporte se incrementó de 60 a 200, en la ruta Urcos - Inhambari (estado de Cusco/estado de Madre de Dios), trayecto por donde pasa la carretera, medida por el número de rutas comerciales en 2011. Así pues, se verifica que la mejora de la infraestructura y nuevas rutas han fomentado la conexión entre ciudades.

En consecuencia, se espera que el comercio se impulse en las regiones y/o ciudades donde pasa la carretera. Además, sirva de condición para que productos de la Amazonía lleguen más rápido a las ciudades situadas en la costa. En general, se espera que los productos nacionales puedan ser comercializados a un costo menor, menos tiempo y exhiban ganancias de competitividad. Según Felipa (2012), la visión de los empresarios peruanos era que en el mediano plazo haya un aumento en las ventas de productos agrícolas tales como aceitunas, cebollas y patatas, que son productos de alta demanda en Acre y Rondonia. Lo mismo puede ocurrir con bienes semi-manufacturados, tales como productos para la industria de la construcción, de lo cual el Perú exporta a otros estados como Mato Grosso, Goiás, Sao Paulo y Paraná.

Con base en la Tabla 2, a continuación, se observa que el número de habitantes en Madre de Dios, se ha incrementado a tasas más altas en comparación con otros estados que forman parte de la microrregión sur de Perú, con un valor del 36% desde 2000 hasta 2010 y de 11% de 2010 a 2014. En el mismo departamento de Madre de Dios, de 2010 a 2014, el número de nuevas empresas casi se duplicó al pasar de 6,592 en 2010 a 11,400 en 2014. En la cuestión salarial, ese departamento también muestra una mejor remuneración en comparación con los demás, se observó que el salario medio de personas empleadas fue de US\$ 529.2 en 2010 lo cual aumentó a US\$ 650.9 en 2014. Ese valor de ingreso es similar a lo observado en el departamento de Moquegua, siendo que en el contexto peruano ese departamento es sinónimo de poder mineral y alta concentración del ingreso. En concreto, el Perú es considerado uno de los mayores productores de oro, plata y cobre en el mundo, las reservas se concentran principalmente en las regiones costeras y el sur de ese país.

Por lo tanto, se observa que la carretera, así como otros factores tales como el aumento del número de empresas, también ha dado lugar a una mejora en los ingresos en los departamentos próximos. En resumen, la construcción y pavimentación de carreteras ha hecho más que cualquier otra medida, reducir la pobreza en el Perú en los últimos años.

De acuerdo con el contexto presentado y reflexionando sobre ella, sigue la primera hipótesis de investigación: El flujo comercial entre Brasil y Perú tiene

Cuadro 1: Departamentos del Perú localizados cerca de la carretera: principales productos de exportación

Departamentos	Principales productos de exportación
Apurímac	a) Agricultura: papas, cebollas, maíz y cebada.
Arequipa	a) Minerales: cobre, el oro y la plata; b) Pesca y harina de pescado; c) Agricultura: alfalfa, patatas, arroz, cebolla y ajos; d) Carne de ganado y lácteos.
Cusco	a) Turismo; b) Granos de cereales; c) Bovinos.
Ica	a) Minerales: cobre, hierro y estaño; b) Agricultura: uvas, espárragos y paltas; c) Querosene y gas.
Madrede Dios	a) Mineral: oro; b) Caucho, madera y castaña.
Moquegua	a) Minerales: cobre y plata; b) Pesca y harina de pescado; c) Agricultura: alfalfa, papa, maíz y aceitunas; d) Camélidos.
Puno	a) Minerales: estaño, oro y plata; b) Agricultura: papas, alfalfa, avena; c) Plátano y naranja; d) Bovinos y lácteos, camélidos; e) Industria textil.
Tacna	a) Minerales: cobre y plata; b) Pescado en conserva y frutos del mar; c) Agricultura: alfalfa, cebolla, papas y aceitunas; d) Avícola, porcinos y camélidos.

Fuente: SUNAT (2016).

Cuadro 2: Departamentos del Perú localizados cerca de la carretera: Población, Ingresos y Empresas

Departamentos	2010			2014		
	Var. Pob.1	Ingreso	Empresas	Var. Pob.2	Ingreso	Empresas
Apurímac	1%	224.4	7,955	8%	296.4	13,325
Arequipa	12%	373.5	69,297	5%	503.3	91,181
Cusco	9%	274.5	41,688	3%	380.8	62,537
Ica	14%	327.4	29,337	4%	418.1	41,984
Madre de Dios	36%	529.2	6,592	11%	650.9	11,400
Moquegua	13%	537.4	8,858	4%	642.3	10,790
Puno	11%	208.2	22,653	4%	309.9	33,286
Tacna	19%	398.2	20,549	5%	546.2	26,457

Fuente: Preparado a partir de INEI (2016)

Var. Pop.1 = variación porcentual de la tasa poblacional entre 2000-2010,

Var. Pop.2 = variación porcentual de la tasa poblacional entre 2010-2014,

Ingreso = renta mensual promedio de personas ocupadas en 2010 y 2014. Valores corrientes en dólar calculado usando el tipo de cambio anual disponible por el USDA (2.83 en 2010 y 2.84 en 2014).

Empresas = número de empresas formales en 2010 y 2014.

una tasa promedio mayor de crecimiento de 2011 a 2015 en comparación con 2000-2010. A saber, los estados vecinos/fronterizos muestran ganancias de comercio después de la terminación de la carretera, para lo cual, el transporte por carretera y las distancias son cruciales para explicar ese problema.

Como consecuencia de la hipótesis descrita y con base en el modelo de gravedad utilizado en este estudio, se determina que el comercio entre los estados de ambos países es directamente proporcional al PIB e inversamente proporcional a la distancia entre ellos. Se tomó como factor la “distancia” entre las ciudades capitales como determinante en el comercio. Junto a esto, existe la variable “frontera” en el que se determina el beneficio de la integración para los estados ubicados en el eje de la carretera.

En la visión de este estudio, se argumenta que el comercio con el mercado brasileño facilitado por las condiciones de infraestructura genera al Perú más propensión a exportar sus productos por carretera, probablemente con un flete más bajo y pudiendo competir con los precios en el mercado brasileño¹.

2.2 Contexto brasileño

En 2011 ya con los trabajos terminados y con la carretera en uso, en el escenario brasileño (en los estados² próximos a la carretera, principalmente), el resultado esperado de ese proyecto aún estaba asociado al de servir como medio para una mayor aproximación cultural, el turismo y el comercio, lo que traería beneficios para ambos países. Además, de servir como atajo para el flujo de las exportaciones a China, esa visión ya era debatida mucho antes, desde el inicio de la construcción de ese proyecto.

No obstante, se observó que el proceso de integración ha comenzado a dar sus primeros frutos, este hecho se verifica en la observación del cambio relacionado con el tiempo de viaje para el transporte entre las ciudades cerca de la carretera. El mismo que se esperaba que se vea facilitada por la nueva carretera (MTUR, 2011).

También, se verificó una relación más estrecha entre los empresarios situados en Acre y Rondonia con los peruanos, siendo el ambiente notoriamente optimista, lo cual visa aumentar el flujo de comercio de las regiones. Ese contexto es resultado de la promoción del evento “Expo Perú Amazonas” en 2012, que es fruto de una asociación entre la Comisión de Promoción de Exportación y el Turismo del Perú (PROMPERÚ) y la Federación de Industrias del Estado de Rondonia (FIERO).

Como consecuencia, en la escena brasileña comenzó a ser discutido con más detalle los beneficios que tanto Brasil y los estados cerca de la frontera pueden obtener en el comercio con Perú. Así, productos de mayor demanda en el Perú y/u oferta en Brasil, comenzaron a publicarse en los medios de comunicación, entre los que están: a) el pescado y harina de pescado, b) los minerales como el fosfato, c) los productos textiles, d) petróleo y gas natural, y) de cemento f) las uvas; productos que los estados de Acre, Rondonia y Mato Grosso compran del Perú. A cambio, los mismos estados venden fosfato de calcio, aceitunas en conserva, película de polipropileno y prendas de vestir,

¹Carrere (2006) y Porto et al. (2015), argumentan que en general, las medidas de facilitación del comercio en su conjunto ayudarán a los países a mejorar su desempeño comercial.

²En este estudio se considera la división administrativa del Perú en departamentos y el de Brasil en estados.

Cuadro 3: Estados del Brasil localizados cerca de la carretera: principales productos de exportación

Estados	Principales productos de exportación
Acre	a) Agricultura: arroz, maíz, yuca, plátano y frijol; b) Bovinos y lácteos; c) Caucho, castañas, madera; d) Porcinos y aves.
Mato Grosso	a) Agricultura: soja y maíz; b) El ganado vacuno y pollo; c) Mineral: hierro; d) Celulosa, alcohol, azúcar, aceites vegetales.
Rondônia	a) Agricultura: soya, maíz, arroz y yuca; b) Bovinos y lácteos; c) Mineral: tungsteno y oro; d) Castaña, madera y carbón vegetal; e) Aves, frutas y horticultura.

Fuente: SUNAT (2016).

principalmente (MDIC 2016). Por lo que se entiende, que el intercambio comercial entre los estados localizados cerca de la carretera se va fortaleciendo cada vez más, algo que refuerza la primera hipótesis.

Asimismo, se observan cambios significativos en el escenario económico y social de los estados localizados cerca de la carretera, más específicamente en Acre, como se ve en la Tabla 4. En Acre entre 2000 y 2010 la tasa de crecimiento poblacional fue 31 % mayor en comparación con los otros dos estados, sin embargo, en lo que se refiere a creación de nuevas empresas se nota un descenso.

En el caso de Rondônia, se observa un mayor crecimiento de la tasa poblacional entre 2010 y 2014 con un 12%, a expensas de los otros dos estados, sin embargo se nota una disminución en la creación de nuevas empresas. En Mato Grosso, el crecimiento de la tasa poblacional sigue un ritmo menor en comparación con los otros dos estados entre 2010 y 2014 y en cambio se nota un crecimiento en relación con la creación de nuevas empresas. Por el lado de los ingresos, hay un aumento en los tres estados de 2010 para 2014, lo cual se explica por aumentos del salario mínimo, a pesar de que la moneda nacional se tenga devaluado (por razones de comparación se utiliza el valor en US\$ para el salario mínimo).

La idea inicial con el proyecto de la interoceánica, como se señaló anteriormente, era la de ser un corredor para las exportaciones, principalmente de cereales, de Brasil al mercado asiático. En ese tramo gana fuerza el debate en lo que se refiere a de servir como impulsor para fortalecer el flujo del comercio. Situaciones habituales de debate eran casos como el reclamo de autoridades, tanto brasileñas como peruanas, acerca de la burocracia (retraso en el servicio y un menor número de servidores), siendo que en el lado brasileño el problema se considera mayor. Por otra parte, el alto precio que se cobra por las compañías brasileñas de transporte hace que algunas compañías brasileras de comercio alquilen transportadores en el propio Perú, que cobran mucho menos por el servicio.

Considerando lo antes expuesto, sigue la siguiente hipótesis de investigación de dos: La integración física entre los dos países es más beneficioso para Perú con respecto al comercio, teniendo en cuenta la importancia del mercado brasileño para los productos exportados desde el Perú. A saber, la exportación

Cuadro 4: Estados del Brasil localizados cerca de la carretera: Población, Ingresos y Empresas

Estados	2010			2014		
	Var. Pop.1	Ingreso	Empresas	Var. Pop.2	Ingreso	Empresas
Acre	31 %	898.3	10,082	8 %	928.5	9,297
Rondonia	13 %	869.3	34,374	12 %	886.7	34,307
Mato Grosso	21 %	811.4	86,476	6 %	894.9	92,489

Fuente: Preparado a partir de IBGE (2016).

Var. Pop.1 = variación porcentual de la tasa poblacional entre 2000-2010,

Var. Pop.2 = variación porcentual de la tasa poblacional entre 2010-2014,

Ingreso = renta mensual promedio de personas ocupadas en 2010 y 2014. Valores corrientes en dólar calculado usando el tipo de cambio anual disponible por el USDA (1.76 en 2010 y 2.35 en 2014).

Empresas = número de empresas formales en 2010 y 2014

de productos del Perú a Brasil tiene mayor ganancia de competitividad³.

En adición a lo ya mencionado, si bien la comunidad local ha seguido el desarrollo de la carretera, la cual visa fomentar el comercio, y teniendo en cuenta las diferencias que existen en el entorno empresarial brasileño, se espera que tal proyecto sea más beneficioso para el Perú; y específicamente a los estados situados cerca de la carretera para los países.

3 Metodología

3.1 Modelo de gravedad a ser estimado

El enfoque econométrico para análisis de estudios que implican la estimación de modelos gravitacionales puede tomar muchas formas. Ante lo cual, se tiene el método de los Mínimos Cuadrados Ordinarios – “*pooled*” (datos combinados), el método de efectos fijos y aleatorios, que se calcula a partir de la adopción de un modelo de datos de panel, y el método “Poisson” o “*Pseudo-Maximum-Likelihood*” - PPML⁴. Por lo general, esos tres enfoques son los más comunes en este tipo de análisis.

El método de datos combinados (MCO) es el más simple y frágil (frente a la crítica), ya que en ese no se considera los efectos individuales (políticas económicas adoptadas) de los países, lo que resulta en problemas de sesgo en los datos colectados. También, la estimación de este método no es tan precisa en comparación con los otros mencionados.

Un segundo enfoque sería el uso de la metodología en datos de panel. En este caso, también los modelos estimados son propensos a las críticas por no tomar en cuenta los efectos fijos y aleatorios a través de una serie de tiempo histórico. La estimación en este caso muestra las características individuales de cada país (método de efectos fijos). Esa metodología es ampliamente utilizada en los estudios relacionados al comercio internacional, ya que permite

³Argumento provado pelo autor em estudo anterior, Arevalo & Merlo (2017)

⁴Detalles ver Weeks (2014), Mier (2008) y Egger (2005), el último autor además de destacar la importancia de los efectos fijos, también destaca la estimación por medio del modelo Hausman-Taylor, la cual según el autor merece atención en la estimación de los modelos de gravedad

controlar la heterogeneidad entre países, como resultado de las diferencias, considerando casos no observables debido a naturalezas diversas⁵.

Sin embargo, Silva & Tenreyro (2006) propusieron el uso del “*Pseudo-Maximum-Likelihood*” - PPML, con el fin de hacer frente a los problemas de falta de observaciones en la muestra y los valores nulos, lo que representa una mejora sobre el método de efectos fijos. PPML, por lo tanto, se utilizará este estudio, ya que puede ser considerado superior a los efectos fijos, para la introducción de estimaciones no sesgadas en sus simulaciones de Monte Carlo. Ante tal, en este estudio fue utilizado el PPML ya que puede ser considerado superior a los efectos fijos, porque presenta estimativas no sesgadas en simulaciones de Monte Carlo.

En retrospectiva, el uso del método de la gravedad se puede decir que el modelo fue utilizado por primera vez por Tinbergen & Hekscher (1962) y más tarde por Linnemann (1966), que tiene su origen racional en la teoría de la gravedad de la física. En general, el modelo de gravedad indica que el flujo comercial está determinado por fuerzas de atracción (tamaño de la economía en el modelo económico y la masa corporal en la teoría de la física) y las fuerzas de repulsión (en la economía, distancias entre los países y en física distancia entre los cuerpos). A fin de proporcionar una base teórica para este tipo de análisis, Anderson (1979) desarrolló un contexto teórico basado en las preferencias Cobb-Douglas y la elasticidad de sustitución constante (Función CES), siendo ese enfoque, en ambos casos, la diferenciación de productos por país de origen.

Anderson & Van Wincoop (2003) actualizan el método de gravedad, de lo cual se puede considerar como un enfoque estándar para el comercio internacional al utilizar esta herramienta de análisis. Los autores, con base en la teoría existente, desarrollaron un modelo derivado de las preferencias de tipo CES (elasticidad de sustitución constante) sujetas a limitación presupuestaria y adecuando a las condiciones de equilibrio de mercado. Así pues, según los autores, los flujos comerciales no sólo dependen de los costes entre los países socios, sino también del costo de comercio en otros países asociados. En el caso de este estudio, se consideró el flujo de comercio entre los dos países a la luz de la integración física y los factores externos que afectan el comercio.

Por lo tanto, como se ha mencionado anteriormente, se analiza el comercio entre ambos países por origen y destino. Es decir, el flujo de comercio entre los estados brasileños que exportan al Perú y viceversa. En vista de esto, el objetivo es comprobar el flujo del comercio vía transporte de carretera, visando a que las regiones fronterizas por medio de la variable “front” tengan coeficientes con signos positivos y significativos. En esa misma línea, se visa analizar el “efecto distancia”, lo que indica que cuanto más cerca están los estados de la carretera, mayor será el comercio, de lo contrario, el mismo tiende a disminuir. Con respecto a la variable PBI de ambos países, se espera que la incidencia de esa variable sea positiva en relación con el comercio.

Para la estimación de las siguientes ecuaciones mencionadas a seguir fue utilizado un tratamiento por varios métodos, con el objetivo de superar susceptibles críticas al método Pooled. Para varios métodos, además del *Pooled*, se tiene el método de efectos fijos, efectos aleatorios y PPML. En concreto, los mé-

⁵Mencionam-se os estudos de Kapuya et al. (2014); Otor (2017), Cheng et al. (2005) y Magee (2008)

todos fijos y aleatorios y PPML tienen resultados más precisos, los cuales son corroborados por las pruebas estadísticas que se muestran en los resultados.

Ecuaciones estimadas por varios métodos:

Brasil:

$$Y_{ijt} = Lgdp1_{it} + Ld1_{ij} + Ltc1_{it} + Front1_{ij} + \mu_{ijt1} \quad (1)$$

Perú:

$$Y_{ijt} = Lgdp2_{it} + Ld2_{ij} + Ltc2_{it} + Front2_{ij} + \mu_{ijt2} \quad (2)$$

Donde:

Y_{ijt} = Corresponde al flujo de comercio entre los estados del Brasil y del Perú y viceversa.

$Lgdp1_{it}$ = corresponde al PBI de los estados de origen, país de exportación, Brasil en este caso;

$Lgdp2_{it}$ = Corresponde al PBI de los estados de origen, país de exportación, Perú en este caso;

$Ld1_{ij}$ = Corresponde a las distancias entre los estados del Brasil al Perú. Se consideran las distancias bilaterales hasta la mayor concentración de los ingresos del país. Esa metodología fue establecida por el CEPII, la cual es ampliamente utilizada en investigaciones de esta naturaleza;

$Ld2_{ij}$ = Se corresponde con la distancia entre los estados de Perú a Brasil.

$Ltc1_{it}$ = Tipo de cambio real brasileño/nuevo sol;

$Ltc2_{it}$ = Tipo de cambio nuevo sol/real brasileño;

$Front1_{ij}$ = Se considera la dummy =1 para los estados del Brasil por donde pasa la carretera, de lo contrario = 0;

$Front2_{ij}$ = Se considera la dummy =1 para los Departamentos del Perú por donde pasa la carretera, de lo contrario = 0.

En general, las dos ecuaciones tienen variables comunes, que sólo se diferencian por el número (1) para Brasil y el numeral (2) para el Perú.

3.2 Fuente de los datos

Los datos de exportación para la estimación del modelo de gravedad se obtuvieron de las siguientes instituciones: del Brasil se obtuvieron de la página Alice Web, disponible por el MDIC (2016). Los datos de exportación de Perú se obtuvo de la página del SIICEX (2016) disponible por el de Comercio Exterior y Turismo (2016) y por la SUNAT (2016).

El Producto Bruto Interno (PBI) fue utilizado como proxy del ingreso. Los valores corrientes del PBI se obtuvieron de la información divulgada por el IBGE (2016) del Brasil y el INEI (2016) del Perú.

La metodología de la distancia geográfica entre los países y sus regiones/estados sigue el modelo establecido por el Centre d'Études Prospectives et d'Informations Internationales (2016). Ese instituto en sus base de datos "distancias" presenta la información de varias variables geográficas que por lo general se consideran en los modelos de gravedad, entre ellos se incluye la "distancia bilateral" entre los países. En el cálculo de la "distancia" se consideran las latitudes y longitudes de las ciudades más importantes. En el caso de Brasil, San Pablo y Río de Janeiro, y en el caso del Perú, Lima.

Los datos del tipo de cambio se obtuvieron de la información publicada por United Nations (2016).

4 Resultados

4.1 Resultados referente a los modelos estimados

Con respecto al método *pooled* es importante tener en cuenta algunas críticas en algunos casos este método puede tener estimaciones sesgadas, que se explica por el hecho de no tener en cuenta los efectos específicos de cada estado de los países de análisis. Para comparar los resultados del Pooled con el método de efectos aleatorios, se utiliza la prueba del multiplicador de Lagrange (LM) propuesto por Breusch & Pagan (1980). En las Tablas 5 y 6 se observa que por medio de la prueba LM la hipótesis nula de que no hay efectos aleatorios es rechazada, que sirve como prueba de que el método *pooled* no es idóneo. En la visión de Cheng et al. (2005) y Weeks (2014) los resultados estimados por el modelo *pooled* deben ser desconsiderados.

Con respecto al “efecto fijo”, al comparar los resultados de ese modelo con el del “efecto aleatorio” se usa la prueba de Hausman. La hipótesis nula es que la diferencia de los coeficientes estimados no es sistemática, es decir, exogeneidad entre $\alpha_i y x_i$ (la cuestión es si los efectos individuales α_i están o no correlacionados con los regresores x_i). Como se rechaza esa hipótesis (véase las Tablas 5 y 6), se verifica que el método de los efectos fijos es más adecuado. Intuitivamente, se puede decir que este resultado tiene sentido, cada vez que se considera que hay efectos individuales no observables en cada uno de los estados, lo cuales son determinantes para el flujo comercial. Es decir, cada estado y/o departamento en particular, de cada país en análisis tienen un comportamiento propio y diferente de los demás.

Por último, con el fin de determinar si el PPML es preferible en comparación a los otros métodos estimados (Tablas 5 y 6), se utiliza la prueba RESET formulado por Ramsey (1969). La hipótesis nula es que el modelo no muestra variables omitidas. En vista de esto, a partir de los métodos estimados, el PPML es el único al que no se puede rechazar esa hipótesis, de esa manera, es posible concluir que es el método más apropiado para la estimación del modelo de gravedad, tal como sustentado por Silva & Tenreyro (2006); Silva & Tenreyro (2010); Silva & Tenreyro (2011) en sus análisis acerca del comercio internacional.

La utilización del modelo en datos de panel parte de la premisa de que existían puntos coherentes en la literatura que permitieron seleccionar un método de estudio riguroso que relacionara los fenómenos económicos en el ámbito del intercambio comercial entre países, siendo el modelo gravitacional adecuado para tal finalidad.

4.2 Resultados encontrados

En la Tabla 5 se observa los resultados de la ecuación (1), donde se considera todos los estados de Brasil que exportan al Perú a través de diferentes medios de transporte. Se observa que, en todos los métodos, el coeficiente de la variable “Lgdp1” muestra estadísticas significativas y signos esperados. Sin embargo, el coeficiente de las variables “Ld1” y “Ltc1” a pesar de que el signo es esperado, las mismas no muestran significación estadística.

El coeficiente de la variable “Lgdp1” indica que la oferta de exportación de Brasil a Perú se comporta positivamente en relación con el aumento de los ingresos de Brasil. Se esperaba ese resultado toda vez que se justifica teóricamente, ya que el aumento de las exportaciones causa aumento en el ingreso del país exportador. En el caso específico del método de PPML, por ejemplo, un aumento del 10% en los ingresos, aumenta el comercio en 2.42% aproximadamente.

El coeficiente negativo de la variable “Ld1” era esperado, lo que indica que cuanto mayor son las distancias, el intercambio comercial tiende a disminuir. Ese resultado se corrobora con estudios anteriores tales como Anderson & Van Wincoop (2004), Brun et al. (2005), Blum & Goldfarb (2006).

El coeficiente negativo de la variable “Ltc1” indica que dado el aumento de la tasa de cambio (real/nuevo sol), el efecto es una disminución de la oferta de exportación de Brasil a Perú, dado que mayor dinero en moneda extranjera (Nuevo Sol) sería recibido. Ese comportamiento denota no ser atractivo al Brasil, de esa forma se verifica que la moneda de Perú no es atractiva en el mercado brasileño. En vista de esto, se valida la segunda hipótesis, que el mercado brasileño es atractivo para Perú, y lo contrario no es cierto. Históricamente el real brasileño se mantuvo apreciado frente al nuevo sol, y este comportamiento ha cambiado ligeramente en 2015 específicamente el nuevo sol se ha apreciado frente al real.

El resultado esperado del coeficiente de la variable “Front1” indica que el comercio es crucial para los estados ubicados en la zona fronteriza (por donde pasa la carretera Interocéánica). Este resultado explica el relativo crecimiento del comercio que los estados de Acre, Rondonia y Mato Grosso tienen con Perú, la misma que poder ser comparado (en relación) con el promedio de exportación de todos los estados que mantienen relaciones comerciales con Perú.

Aún en la Tabla 5, llaman la atención la magnitud de los coeficientes de cada variable en el método de PPML en comparación con las otras estimaciones. Se observa que la elasticidad de cada una de las variables, incluyendo la variable *Dummy* (Front1), del método PPML está por debajo de la media de los coeficientes de las otras estimaciones. En general, por el método PPML se verifica hay un efecto menor con relación al propuesto por el promedio de los otros métodos estimados.

Teniendo en cuenta la estimación por el método PPML, los resultados de los coeficientes para las variables “Lgdp1”, “Ld1”, “Ltc1” y “Front1” eran esperados, por lo tanto, apoya la evidencia empírica descritas en estudios anteriores, que se justifican por la naturaleza teórica de la determinación de los flujos comerciales.

Por el principio de la parsimonia, se considera que la estimación de la ecuación por diversos métodos y específicamente el método PPML es el más adecuado para este tipo de análisis considerando que ese método permite la eliminación de posible existencia de heterocedasticidad en el modelo, además, la adecuación del método de PPML se ve reforzada por el valor de la prueba Reset.

Considerando los resultados de la ecuación (2), en la que tiene en cuenta todos los estados del Perú que exportan al Brasil a través de diferentes medios de transporte. Se observa una similitud con respecto al valor significativo de los coeficientes y divergencia en la elasticidad de cada uno de los coeficientes estimados en todos los métodos. Por lo tanto, en este punto de la discusión se

Cuadro 5: Resultados de la estimación de la ecuación (1) por varios métodos - caso general para todos los estados de Brasil que exportan al Perú

Variables	Pooled	Efecto Fijo	Efecto Aleatorio	PPML
LGDP1	1.908*** (0.081)	1.168*** (0.119)	1.359*** (0.109)	0.242*** (0.018)
Ld1	-0.132 (0.466)	-	-0.866* (1.193)	-0.148* (0.103)
Ltc1	-0.727 (0.574)	-0.053 (0.821)	-0.219* (0.471)	-0.197* (0.125)
Front1	0.748* (0.425)	-	-0.565 (0.565)	0.191** (0.191)
Constante	-24.828*** (4.634)	-14.911* (11.281)	-8.269 (10.729)	-3.468*** (1.075)
Observações	320	320	320	320
Grupos (Estados)	20	20	20	20
R ²	0.677	0.347	0.356	0.138
Teste F	165.38***			
Prueba Chow		12.92***		
Teste de Hausman		16.04***		
Prueba LM			267.78***	
Log Likelihood	-619.978	-592.231		-714.191
Teste Reset	53.75***	20.73***	19.92***	0.94

Fuente: Elaboración propia.

Nota: Los errores estándar aparecen entre paréntesis. Para los métodos de EF y EA, se informa de la R-cuadrado "within groups"

*** Significancia a 1%; ** Significancia a 5%; * Significancia a 10%.

foca solamente en los resultados obtenidos por el método PPML, que a su vez es visto como el método más preciso para explicar el problema en cuestión, la cual se apoya en el valor de prueba Reset.

Mediante el método PPML se observa que todos los coeficientes de las variables del modelo tienen resultados esperados y la significación estadística, a excepción de la variable "Front2", que aunque mostrando la significación estadística en el signo del coeficiente es negativo y por lo tanto no esperado. Por lo tanto, se determina que la integración física plasmada en una mejorada de la infraestructura para el transporte por carretera no ha traído el resultado esperado para las regiones situadas en las zonas fronterizas de Perú. Este resultado se explica por el bajo rendimiento de las exportaciones que los departamentos próximos a la frontera con el Brasil, siendo que esas regiones no siguen (en promedio) el crecimiento real del comercio de los otros departamentos del Perú. Aun así, aunque las exportaciones de Madre de Dios y Puno no sean significativas, existe un aumento desde 2011, algo que no sucedió años anteriores.

Teniendo en cuenta el resultado de "Lgdp2" se comprueba que el aumento de la oferta exportable del Perú a Brasil se explica positivamente por el aumento de los ingresos del país exportador. En concreto, usando el método de PPML, se verifica que un aumento del 10% en los ingresos, tiende a aumentar el comercio en 0.92% aproximadamente.

El resultado positivo del coeficiente de la variable "Ld2" indica que las

distancias de los estados de Perú a Brasil no son condiciones para que el intercambio comercial se lleve a cabo. Este resultado contradice la literatura, cada vez que se espera que el comercio se fortalece cuando hay una proximidad o cuando se favorecen las condiciones del comercio, tales como: infraestructura adecuada para el transporte, el coste y el tiempo de transporte, entre otros. En este caso, se verifica que los departamentos con los resultados de exportación más altos del Perú se encuentran en la región costera y por lo tanto más lejos en comparación con otros departamentos que exportan a Brasil, resaltando que los departamentos situados en la región costera de Perú son el más desarrollado en ese país. Por lo tanto, este argumento justifica el valor positivo del coeficiente de la variable "Ld2"⁶.

El resultado positivo del coeficiente de la variable "Ltc2" indica que dado el aumento de la tasa de cambio (Nuevo Sol/Real) el efecto es un aumento de la oferta de exportación de Perú a Brasil. Este comportamiento muestra que es preferible al Perú mantener su moneda depreciada frente al real brasileño. Históricamente el real brasileño se mantuvo apreciado frente al nuevo sol, sólo en el 2015 ese comportamiento ha cambiado, el tipo de cambio comenzó a fluctuar en un promedio de 0.95 centavos, es decir 1 real brasileño equivalente a 0.95 centavos de nuevo sol, aproximadamente.

En suma, el presente estudio apoya el enfoque de la adecuación del método PPML dada la consistencia de los resultados (para las dos ecuaciones estimadas), la cual cuenta con el aporte estudios anteriores como los de Silva & Tenreyro (2006, 2010, 2011); Shepherd & Wilson (2008). A su vez, los coeficientes estimados por el método PPML son relativamente mejores en términos de signos esperados y la significación estadística.

5 Conclusiones

El principal objetivo del estudio fue evaluar los efectos de la integración física, lo que refleja entre otras consecuencias en el aumento en los flujos comerciales y por consiguiente también en la competitividad de los productos ofertados. La idea central es que la integración física promueva un creciente aumento del flujo de comercio entre ambos países, y especialmente en las regiones por donde pasa la carretera Interoceánica.

En particular, las regiones situadas en la zona fronteriza, por donde pasa la carretera por mucho tiempo enfrentan problemas que afectan el comercio, por ejemplo, el caso de la infraestructura deficiente. Estas regiones por estar localizadas lejos de los principales mercados (ya sea Lima en Perú, o San Pablo en el Brasil) enfrentan sistemas logísticos poco desarrollados. En consecuencia, eso afecta los resultados de exportación por medio de los costos, ya que las exportaciones en general, especialmente de alimentos tienden a ser al por mayor. Desde un punto de vista económico, es deseable que recursos sean dirigidos a la mejora de las condiciones de infraestructura (considerados un cuello de botella para el desarrollo agrícola), por lo que el retorno a la sociedad se logrará mediante los beneficios que la misma pueda implicar en el flujo del comercio.

⁶Resultados similares para la variable distancia fueron encontrados por Zeynalov (2017) al analizar el comercio de Azerbaiyán con sus principales socios y; Bergstrand et al. (2015) al analizar las fronteras y distancias y su efecto en el flujo del comercio, así como en los acuerdos de integración económica.

Cuadro 6: Resultados de la estimación de la ecuación 1 por varios métodos - caso general para todos los estados del Perú que exportan al Brasil

VARIABLES	Pooled	Efecto Fijo	Efecto Aleatorio	PPML
LGDP2	0.851*** (0.171)	1.618** (0.327)	1.359** (0.279)	0.092*** (0.021)
Ld2	1.749** (0.998)	-	1.124* (2.787)	0.309** (0.154)
Ltc2	0.144 (1.187)	0.114 (0.995)	0.306 (0.997)	0.021* (0.158)
Front2	-4.591*** (0.547)	-	-3.696 (1.385)	-0.792** (0.089)
Constante	-18.172** (8.234)	-16.736*** (5.051)	-21.037*** (23.171)	-1.756* (1.263)
Observações	160	160	160	160
Grupos Estados		10	10	10
R ²	0.572	0.217	0.236	0.203
Prueba F	51.75***			
Prueba Chow		19.70***		
Prueba de Hausman		12.15***		
Prueba LM			85.75***	
Log Likelihood	-380.354	-367.342		-395.962
Prueba Reset	9.84***	7.52***	8.75***	1.21

Fuente: Elaboración propia.

Nota: Los errores estándar aparecen entre paréntesis. Para los métodos de EF y EA, se informa de la R-cuadrado "within groups"

*** Significancia a 1%; ** Significancia a 5%; * Significancia a 10%.

En general, este estudio contribuye a la teoría del comercio internacional, en concreto el nuevo regionalismo, la misma que se hace relevante en las presentes condiciones, donde la búsqueda por nuevas formas de fortalecer las relaciones bilaterales y el comercio puede servir como impulsores (y servir de debate) para el crecimiento de las regiones menos desarrolladas de ambos países. Al mismo tiempo, se evalúa los efectos "distancia", "frontera" y "carretera", siendo esos factores determinantes para la mejora de los flujos comerciales. Además, por medio de este trabajo, se puede asignar un valor tangible a los beneficios de la integración física en el flujo comercial, especialmente para los estados y/o Departamentos por donde pasa la carretera, dada la mejora observada de los flujos comerciales.

Por medio del resultado del "efecto frontera" se evidenció un efecto positivo para Brasil y negativo para Perú. Ante tal, se sostiene que la integración física no mostró ser relevante para las regiones de frontera del Perú, o sea, no existe un beneficio homogéneo en términos de comercio. Es cierto que el comercio en las regiones fronterizas (en el caso del Perú) se ha intensificado, pero no es relevante al comparar con la media de exportación de otros estados. De esa forma, el objetivo de probar que el flujo de comercio en las regiones fronterizas se ha intensificado, fue probado parcialmente.

Considerando el resultado de la variable Ltc2, se determina la importancia del mercado brasileño en términos de atractividad para el mercado peruano, siendo que el contrario no es cierto. En concreto, el comportamiento del tipo

de cambio siguió el patrón de comportamiento del flujo de comercio, la cual se intensificó en los últimos años.

Finalmente, el resultado empírico a través de la aplicación del modelo econométrico gravitacional reveló que las estimaciones se mostraron adecuadas para evaluar el flujo de comercio en función de las variables dichas en el estudio. Se destaca en este contexto que el método PPML fue el más adecuado para el tipo de muestra utilizado en el estudio (con ceros y valores nulos). Además, considerando la magnitud de los coeficientes obtenidos por el método PPML (los cuales son menores con relación a los métodos alternativos), se argumenta que la no adopción del método PPML puede acarrear en conclusiones erróneas con relación al flujo de comercio, cada vez que se considera el método en cuestión superior a los demás.

En vista de los resultados encontrados, y reforzando lo descrito en párrafos anteriores (sobre la contribución del estudio), se sugiere para los países que tengan como misión el fortalecimiento bilateral y el fomento de comercio en regiones próximas de frontera y menos desarrolladas, dar mayor consideración a las condiciones de infraestructura y aspectos logísticos, siendo estos determinantes y que al mismo tiempo inciden directamente en el flujo de comercio.

Bibliografía

- Anderson, J. E. (1979), 'A theoretical foundation for the gravity equation', *The American Economic Review* **69**(1), 106–116.
- Anderson, J. E. & Van Wincoop, E. (2003), 'Gravity with gravitas: a solution to the border puzzle', *American Economic Review* **93**(1), 170–192.
- Anderson, J. E. & Van Wincoop, E. (2004), 'Trade costs', *Journal of Economic Literature* **42**(3), 691–751.
- Arevalo, J. L. S. & Merlo, E. M. (2017), 'Análise da competitividade no comércio entre Brasil e Peru: uma abordagem considerando o efeito da integração física', *Journal of Globalization, Competitiveness & Governability/Revista de Globalización, Competitividad y Governabilidad/Revista de Globalização, Competitividade e Governabilidade* **11**(2), 80–97.
- Bergstrand, J. H., Larch, M. & Yotov, Y. V. (2015), 'Economic integration agreements, border effects, and distance elasticities in the gravity equation', *European Economic Review* **78**, 307–327.
- Blum, B. S. & Goldfarb, A. (2006), 'Does the internet defy the law of gravity?', *Journal of International Economics* **70**(2), 384–405.
- Breusch, T. S. & Pagan, A. R. (1980), 'The Lagrange Multiplier test and its applications to model specification in econometrics', *The Review of Economic Studies* **47**(1), 239–253.
- Brun, J.-F., Carrère, C., Guillaumont, P. & De Melo, J. (2005), 'Has distance died? Evidence from a panel gravity model', *The World Bank Economic Review* **19**(1), 99–120.

Carrere, C. (2006), 'Revisiting the effects of regional trade agreements on trade flows with proper specification of the gravity model', *European Economic Review* 50(2), 223–247.

Centre d'Études Prospectives et d'Informations Internationales (2016). Metodologia de distância. Disponível em: <<http://www.cepii.fr/CEPII/fr/publications/publicat.asp>>. Acesso em: 14 ago.

Cheng, I.-H., Wall, H. J. et al. (2005), 'Controlling for heterogeneity in gravity models of trade and integration', *Federal Reserve Bank of St. Louis Review* 87(1), 49–63.

Cipoletta Tomassian, G. (2009), 'Infraestructura física e integración regional'.

de Comercio Exterior y Turismo, M. M. (2016). Base de datos de exportacion. Disponível em: <<https://www.mincetur.gob.pe>>. Acesso em: 05 ago.

Egger, P. (2005), 'Alternative techniques for estimation of cross-section gravity models', *Review of International Economics* 13(5), 881–891.

Ethier, W. J. (1998), 'The new regionalism', *The Economic Journal* 108(449), 1149–1161.

Felipa, P. B. (2012), 'Efecto de la carretera interoceánica en el comercio internacional de Perú y Brasil', *Revista Finanzas y Política Económica* 4(2), 25–50.

IBGE (2016), 'Banco de dados.', Acesso em 6. Disponível a través de: "<<http://www.ibge.gov.br/home/estatistica/economia/contasnacionais/2013/default.shtm>>" "<<http://www.ibge.gov.br/home/estatistica/economia/contasnacionais/2013/default.shtm>>".

INEI (2016). Base de datos. Disponível em: <<https://www.inei.gob.pe>>. Acesso em: 15 Jul. 2016.

Kapuya, T., Chinembiri, E. K. & Kalaba, M. W. (2014), 'Identifying strategic markets for South Africa's citrus exports', *Agrekon* 53(1), 124–158.

Linnemann, H. (1966), 'An econometric study of world trade flows', *Amsterdam, North Holland*.

Magee, C. S. (2008), 'New measures of trade creation and trade diversion', *Journal of International Economics* 75(2), 349–362.

MDIC (2016). Base de datos. Disponível em: <<http://www.mdic.gov.br>>. Acesso em: 15 Jul. 2016.

Mier, M. Á. D. (2008), 'Las Distorsiones al comercio de productos agrícolas causadas por las exportaciones subvencionadas: el caso de la Unión Europea, los Estados Unidos de América y sus repercusiones en México y Brasil'.

Oliveira, A. C. (2014), '*Do velho ao novo regionalismo: evolução das políticas conjuntas para o desenvolvimento planejado da América Latina*'.

Otor, S. A. (2017), 'Japan's official development assistance and exports to Asian countries: the donor's perspective', *Institutions and Economies* pp. 60–91.

Porto, P. C. S., Canuto, O. & Morini, C. (2015), *The impacts of trade facilitation measures on international trade flows*, The World Bank.

Ramsey, J. B. (1969), 'Tests for specification errors in classical linear least-squares regression analysis', *Journal of the Royal Statistical Society, Series B (Methodological)* pp. 350–371.

Reis, M., Azevedo, A. F. Z. & Lélis, M. T. C. (2014), 'Os efeitos do novo regionalismo sobre o comércio', *Estudos Econômicos (São Paulo)* **44**(2), 351–381.

Shepherd, B. & Wilson, J. S. (2008), *Trade facilitation in ASEAN member countries: measuring progress and assessing priorities*, The World Bank.

Sierralta, A. (2014), 'Teoría evolutiva del comercio internacional', *Universidad ESAN, Lima-Peru*.

SIICEX (2016). Base de datos de exportacion. Disponível em: <<http://www.siicex.gob.pe>>. Acesso em: 30 Jul. 2016.

Silva, J. S. & Tenreyro, S. (2006), 'The log of gravity', *The Review of Economics and Statistics* **88**(4), 641–658.

Silva, J. S. & Tenreyro, S. (2010), 'On the existence of the maximum likelihood estimates in Poisson regression', *Economics Letters* **107**(2), 310–312.

Silva, J. S. & Tenreyro, S. (2011), 'Further simulation evidence on the performance of the Poisson pseudo-maximum likelihood estimator', *Economics Letters* **112**(2), 220–222.

SUNAT (2016). Base de datos de exportacion. Disponível em: <<http://www.sunat.gob.pe>>. Acesso em: 30 Jul. 2016.

Tinbergen, J. & Heckscher, A. (1962), *Shaping the world economy. Suggestions for an international economic policy*, Twentieth Century Fund.

United Nations (2016). Base de dados de exportação. Disponível em: <<http://comtrade.un.org/data/>>. Acesso em: 12 ago.

Weeks, D. V. (2014), *Determinantes do investimento estrangeiro direto bilateral: uma abordagem do ambiente de negócios*, PhD thesis, Universidade de São Paulo.

Zeynalov, A. (2017), 'The gravity of institutions in a resource-rich country: the case of Azerbaijan', *International Economics and Economic Policy* **14**(2), 239–261.

RETORNO DE AÇÕES, INFLAÇÃO E ATIVIDADE ECONÔMICA

NELSON DA SILVA *
SIDNEY MARTINS CAETANO †

Resumo

O trabalho investiga empiricamente as relações entre retorno de ações, inflação e atividade econômica para dados mensais brasileiros (1996-2017). Analisamos a variância e correlação *wavelet* e estimamos regressões em níveis de escala. Os resultados não corroboram a hipótese principal de que a relação negativa entre retorno real de ações e inflação seria induzida por uma relação negativa entre a inflação e a atividade econômica. Além disso, a relação entre retorno real de ações e a atividade econômica não é independente da inflação. Em termos de escala, na inflação e hiato do produto predominam ciclos de médio e longo prazos, enquanto na composição da taxa de crescimento da produção industrial e do retorno real do índice acionário, o componente de curto prazo é o determinante.

Palavras-chave: Retorno de Ativos-Inflação; Hipótese *Proxy*; Ondaletas.

Abstract

The paper empirically investigates the relations between stock return, inflation and economic activity for Brazilian monthly data (1996-2017). We analyzed the wavelet variance and correlation and estimated regressions at levels of scale. The results do not corroborate the main hypothesis that a negative relation between inflation and economic activity would induce the negative relation between real stock return and inflation. Furthermore, the relation between real stock return and economic activity is not independent of inflation. In terms of scale, cycles of medium and long terms predominate on the inflation and output gap, while in the composition of the industrial production growth rate and the real return of the stock index, the short-term component is the determinant.

Keywords: Stock Return-Inflation; Proxy Hypothesis; Wavelets.

JEL classification: C10, E31, E44.

DOI: <http://dx.doi.org/10.11606/1980-5330/ea137954>

* Departamento de Estudos e Pesquisas, Banco Central do Brasil. E-mail: nelson.silva@bcb.gov.br

† Departamento de Economia, Universidade Federal de Juiz de Fora - UFJF. Bolsista de Produtividade em Pesquisa do CNPq. E-mail: sidney.caetano@ufjf.edu.br

1 Introdução

A hipótese de Fisher afirma que retornos esperados de ativos nominais devem mover-se um para um com a inflação esperada, o que implicaria que retornos reais das ações seriam determinados por fatores reais e independentes da taxa de inflação. Ao contrário da teoria econômica e do senso comum, os retornos das ações estão negativamente relacionados à inflação esperada e inesperada, pois diversas são as evidências que corroboram essa intrigante relação negativa entre as duas variáveis, especialmente durante o período pós-guerra para os EUA e outras economias (ver Bodie (1976), Jaffe & Mandelker (1976), Nelson (1976), Fama & Schwert (1977), Lee (2010), entre outros). Esses resultados são intrigantes, dada a sabedoria previamente aceita de que as ações ordinárias, que representam a propriedade dos rendimentos gerados por ativos reais, devem ser uma proteção contra a inflação. No entanto, Geske & Roll (1983) argumentam que esse enigmático fenômeno empírico não indica causalidade, apenas sinaliza uma cadeia de eventos que resulta de choques no produto. Ainda, outras explicações para essa relação negativa podem ser encontradas na literatura, por exemplo, por meio da Hipótese *Proxy* (Fama 1981), Hipótese de Efeitos Fiscais (Feldstein 1980), Hipótese de Ilusão Inflacionária (Modigliani & Cohn 1979), Hipótese de Dois Regimes (Lee 2010), entre outras. Todavia, a falta de consenso faz da relação retorno de ações-inflação ainda um tópico importante na economia, gerando fatos empíricos bem estabelecidos para diferentes países.

A hipótese de Fama (1981) é a de que as relações negativas entre os retornos reais das ações e a inflação observadas durante o período pós-1953 são a consequência dos efeitos *proxy*. Os retornos das ações são determinados pelas previsões de variáveis reais mais relevantes, e as relações negativas de inflação e retorno das ações são induzidas por relações negativas entre inflação e atividade econômica real interpretadas no contexto da teoria da demanda por moeda e da teoria quantitativa da moeda. Ainda, os retornos das ações e as taxas de inflação estão mais fortemente relacionados (embora com sinais opostos) às medidas da atividade real futura. Nesse caso, a hipótese *proxy* implica que medidas de atividade real devem dominar medidas de inflação quando ambas são usadas como variáveis explicativas em regressões de retorno real de ativos.¹

Conforme destaca Canova & Nicoló (2000), a relação entre retorno de ações, inflação e atividade real está no centro da agenda de pesquisa dos economistas financeiros e da macroeconomia que tenta conciliar a moderna teoria do ciclo de negócios com as regularidades empíricas do mercado financeiro. É dentro dessa literatura, da enigmática relação retorno-inflação e da hipótese *proxy* dela derivada, que o presente trabalho se motiva a buscar evidências empíricas para a economia brasileira.

Dado que um resultado comum nas análises empíricas sobre a temática supracitada é que o grau de associação entre as variáveis depende da escala de tempo, a contribuição principal deste trabalho é explorar as seguintes relações em uma diversidade grande de frequências: i) a relação entre retorno de ações e inflação; ii) a relação entre retorno de ações e atividade econômica;

¹ Em dados mensais, trimestrais e anuais, as taxas de crescimento da moeda e da atividade real eliminam as relações negativas entre os retornos reais das ações e as taxas de inflação esperadas. Nas regressões de retornos anuais de ações, a surpresa inflacionária também perde seu poder explicativo quando colocada em competição com a atividade real futura (Fama 1981).

e iii) a relação entre inflação e atividade econômica. Para isso, utiliza-se a abordagem *wavelet*. A vantagem dessa técnica em relação aos métodos usualmente empregados nessa literatura (muitas vezes análise de cointegração) é que ela permite tanto estimar o grau de correlação entre as variáveis em uma quantidade maior de frequências como verificar o desenrolar dessas relações ao longo do tempo. Outro ponto favorável ao método *wavelet* é que não há necessidade de se impor sobre os dados qualquer hipótese de estacionariedade.

A transformada *wavelet* representa um refinamento da análise de Fourier. Em particular, sua utilização permite ter em consideração quer o domínio do tempo quer o domínio da frequência de forma unificada, ou seja, é possível avaliar simultaneamente a relação entre variáveis em diferentes frequências e se essa relação tem evoluído ao longo do tempo. Então, a escolha metodológica permite a passagem para o domínio da frequência retendo informações do domínio do tempo, ainda que não completamente devido ao princípio da incerteza de Heizenberg.

Sobre o item (iii) acima, é importante ressaltar que análises do relacionamento do hiato com a inflação têm sido constantes na literatura macroeconômica, muito das vezes apoiada em alguma versão da Curva de Phillips, seja microfundamentada ou não. Isso se deve, principalmente, ao papel central que essa conexão assume na formulação e implementação da política monetária e ao frequente emprego em modelos de previsão da inflação. Muitas vezes, o hiato do produto decorre da aplicação do tradicional filtro HP e comparado a algum outro método. De forma a ser consistente com a metodologia, neste trabalho o hiato do produto também é derivado por meio da metodologia *wavelet*. Essa estimativa auxiliar representa uma contribuição adicional do artigo, juntamente com a investigação do papel do hiato sobre a dinâmica inflacionária brasileira combinando o domínio da frequência e do tempo.

Os estudos da relação entre retorno de ações, inflação e atividade econômica realizados com o método *wavelet*, que serão apresentados na Seção 2, são propensos a analisar pares de variáveis. De acordo com os trabalhos no domínio do tempo citados, essas relações também podem ser estudadas conjuntamente. Além de avaliar as variáveis por pares, outra contribuição deste trabalho é empregar a análise conjunta dessas relações por meio das técnicas de correlação *wavelet* parcial e múltipla desenvolvidas por Aguiar & Soares (2011) e Fernández-Macho (2012), respectivamente.

Como destacado anteriormente, este trabalho utiliza a metodologia *wavelet* na análise integrada da relação entre retorno de ações, inflação e atividade econômica e a aplicação dessa metodologia faz sentido na medida em que essas relações podem variar de acordo com o horizonte de tempo ao qual essas variáveis são medidas. Assim, tanto a hipótese de Fisher na relação entre o retorno de ativos nominais e inflação, como o *link* entre retornos reais de ações e atividade econômica, que pode ser baseado no modelo fluxo de caixa descontado ou na hipótese de Fama (1981), e mesmo a relação entre inflação e atividade econômica, prescrita na curva de Phillips, podem depender da escala de medida dessas variáveis, com resultados distintos no curto, médio e longo prazos. A abordagem *wavelet* permite exatamente a decomposição das séries escala por escala.

A dependência do conceito de escala de tempo na relação entre a atividade econômica e retorno de ações é consequência dos horizontes temporais diferentes a que estão submetidas decisões motivadas por fins especulativos, equilíbrio da carteira, consumo não planejado ou investimentos financeiros

de longo prazo. No caso da relação entre inflação e atividade econômica, o horizonte envolvido nas decisões das empresas e trabalhadores também é variado. No curto prazo, as empresas precisam decidir sobre o número de horas de trabalho, no médio, o redimensionamento da planta e, no longo prazo, a construção de novas unidades ou a produção em um local diferente, por exemplo. Aos trabalhadores, por outro lado, a negociação salarial abrange o nível atual de desemprego, a inflação passada, corrente e futura e ainda o eventual crescimento da produtividade (Gallegati 2008, Gallegati et al. 2011).

Assim, neste trabalho, o método *wavelet* é empregado nas suas versões discreta e contínua de forma a investigar as relações e hipóteses supracitadas nas diferentes escalas associadas com os diferentes horizontes temporais. Por meio dessas duas transformadas *wavelet*, utiliza-se a decomposição da variância relativa a cada escala permitindo derivar as covariâncias e correlações (simples, cruzadas, parciais e múltiplas) entre as séries em horizontes de tempo predefinidos. De forma complementar, faz-se uso de regressão no domínio do tempo usando as séries decompostas da análise de multirresolução da transformada discreta, o que significa a possibilidade de estimar regressões com séries das quais se tem informação exata do período de tempo a que pertencem, ou seja, curto, médio e longo prazo. Outro procedimento é a estimativa do hiato do produto por meio da metodologia *wavelet*, que no presente caso consiste da técnica de suavização bayesiana. Essa série permite um rápido exercício de robustez dos resultados previamente obtidos com a série do hiato do produto derivada do filtro HP.

No que tange às hipóteses assumidas, apesar de que em algumas escalas a intrigante relação negativa entre retorno de ações e inflação se fazer presente, os resultados não corroboram a hipótese *proxy* de Fama (1981) no sentido de que a mesma seria induzida pela relação negativa entre a inflação e atividade econômica. Ainda, a relação entre retorno real de ações e atividade econômica não é independente da inflação, como implica a hipótese de Fisher.

De forma geral, os resultados mostram evidências de que a estrutura das séries não é a mesma em termos de escala. Em particular, na inflação e hiato do produto predominam as escalas de médio e longo prazos, enquanto na composição da taxa de crescimento da produção industrial e retorno real do índice acionário o componente de curto prazo é o determinante. A análise *wavelet* também revela que a relação entre as variáveis é bastante moderada ao longo do tempo e, quando existente, tende a se pronunciar nos momentos em que eventos anormais afetam significativamente a economia, como a última crise financeira internacional e a crise de confiança na economia brasileira no início dos anos 2000. Baseado na transformada *wavelet* contínua, o *link* entre o hiato do produto e a inflação parece ter se enfraquecido após meados de 2005 e a correlação do retorno real do Ibovespa com a atividade econômica mostrou-se concentrada no quadriênio 2008-2012, aproximadamente.

Além desta introdução, o presente trabalho está estruturado da seguinte forma: a seção 2 apresenta uma breve revisão empírica e teórica sobre as relações exploradas; a seção 3 tenta contribuir com maiores detalhes sobre *wavelets*, que se trata de uma técnica ainda pouco empregada no Brasil; a seção 4 mostra os resultados empíricos e suas discussões; e, por fim, a seção 5 destaca as principais considerações finais.

2 Referencial Empírico e Teórico

Diversas são as evidências que corroboram a intrigante relação negativa entre inflação e retorno de ações, especialmente durante o período pós-guerra para os EUA e outras economias (Bodie (1976), Nelson (1976), Fama & Schwert (1977), etc.). Especificamente, ao buscar explicações para tal relação negativa, Fama (1981) encontrou consistência dos dados com a hipótese de que as relações negativas entre as variáveis são *proxies* para relações positivas entre retorno de ações e variáveis reais que são determinantes fundamentais de valores patrimoniais.

As relações retorno de ações-inflação negativas são, portanto, induzidas por relações negativas entre inflação e atividade real que, por sua vez, são explicadas por uma combinação de teoria de demanda por moeda e teoria quantitativa de moeda. Aqui, a relação negativa supracitada refere-se ao fenômeno da estagflação, situação na qual ocorre simultaneamente uma queda no nível de produção e um aumento nos preços, ou seja, a combinação entre estagnação econômica e inflação. Essa relação contraria a existência de uma Curva de Phillips Novo Keynesiana, em que esta afirma que a taxa de inflação corrente é função do hiato do produto corrente e da expectativa corrente para a inflação do próximo período, tal que a inflação, em t , relaciona-se positivamente com as expectativas de inflação e a atividade econômica representada pelo hiato do produto. Em seu Prêmio Nobel, Akerlof (2002) disse que “Probably the single most important macroeconomic relationship is the Phillips curve” (Mankiw & Reis 2010). Ele certamente tem razão em dizer que esse relacionamento tem desempenhado um importante papel em muitas teorias do ciclo de negócios ao longo do último meio século. Não menos importante, entretanto, a curva também tem sido controversa e enigmática.

No que diz respeito à aplicação da metodologia *wavelet* nessas questões, do lado da relação entre o retorno de ações com a inflação ou a atividade econômica encontram-se os trabalhos de Gallegati (2008) e Kim & In (2005). Do lado do estudo da inflação e sua relação com o hiato do produto ou desemprego, pode-se citar Tiwari et al. (2014), Pimentel (2013) - usando dados brasileiros (desemprego) -, e Gallegati et al. (2011).

Gallegati (2008) analisou a relação entre o retorno do mercado acionário e a atividade econômica americana, com dados mensais entre 1961 e 2006. O retorno do índice de ações tende a antecipar movimentos da atividade econômica, medida pelo índice de produção industrial. Contudo, essa conclusão é válida somente no caso de ciclos superiores a 16 meses. Essa evidência estatística corrobora a visão teórica de que os investidores com objetivos de longo prazo levam em conta os fundamentos macroeconômicos nas suas decisões. Kim & In (2005) testam a hipótese de Fisher que estabelece uma relação positiva entre retornos de ações nominais e inflação. Para tanto, utilizam regressão no domínio *wavelet* e a análise de correlação *wavelet* em dados americanos. Segundo os autores, a decomposição em escala de tempo fornece uma visão considerável para se testar a hipótese de Fisher. Seus resultados mostram relação positiva no curto prazo e negativa nas demais escalas. Da análise de correlação ainda é encontrado uma relação positiva no longo prazo. A hipótese de Fisher é verificada em ativos de risco no curto e longo prazo. Os retornos das ações não desempenham um papel de *hedge* com inflação durante o período amostral, exceto para escalas de curtíssimo e longo prazos na análise *wavelet*.

Tiwari et al. (2014) aplicam a análise *wavelets* discreta e contínua de forma

a estudar a relação entre o hiato do produto e a inflação francesa. Os autores observam poder preditivo do hiato do produto em relação à dinâmica inflacionária de curto e médio prazos, tendo importantes implicações para a teoria da curva de Phillips. Ainda, a análise *wavelets* discreta mostra que as flutuações de curto e médio prazos de ambas as variáveis são estreitamente correlacionadas, enquanto que a análise contínua indica movimentos do hiato do produto à frente da inflação em horizontes de curto e médio prazos. De forma geral, concluem que o hiato do produto deve ser considerado um elemento importante na análise da curva de Phillips Novo Keynesiana, em que o hiato tem importantes implicações para a política monetária do BCE.

Gallegati et al. (2011) estão interessados em rever a relação entre inflação salarial e desemprego, cuja base tem a curva de Phillips original (Phillips 1958). A motivação é olhar os dados da economia americana pós-guerra por meio da análise *wavelet* que permite decompor as variáveis em suas componentes escala-tempo para então estimar a curva de Phillips original escala por escala. Isso os levam à questão da estabilidade da relação entre as frequências e ao longo do tempo. As regressões estimadas mostraram heterogeneidade nas escalas temporais, o que seria uma indicação de não linearidade na relação salário-desemprego. Ainda, em escalas de tempo mais longas encontram fortes significâncias estatísticas e relevantes proporções que explicam a variação total das mudanças nos salários nominais. Portanto, resultados indicando relação presente na curva de Phillips restrita aos componentes de menor frequência dos dados. Além da instabilidade presente nas frequências, mostra-se uma estabilidade relevante da relação durante o período 1948-93, levando-os a concluir que os resultados *wavelet* são consistentes com os *insights* originais de Phillips.

Pimentel (2013), por sua vez, emprega a metodologia *wavelet* na investigação da dinâmica inflacionária brasileira considerando como guia a curva de Phillips na sua versão Friedman-Phelps. Especificamente, verifica a hipótese de Friedman-Phelps, segundo a qual se deve esperar uma correlação negativa entre os preços e o desemprego no curto prazo. Os dados desse estudo corresponderam ao índice de preços ao consumidor, a taxa de desemprego e a variação do salário mínimo, abrangendo o período de janeiro de 1980 a fevereiro de 2011. Os resultados, derivados da transformada *wavelets* discreta, revelam que a hipótese da curva de Phillips para a economia brasileira não se verifica no curto prazo, mas sugerem a sua validade no longo prazo. Embora os resultados apresentem novos *insights* sobre a curva de Phillips no Brasil em termos de uma representação tempo-escala, torna-se importante explorar a robustez das propriedades da relação entre inflação e hiato do produto na medida em que seus resultados violam a hipótese da curva de Phillips Novo Keynesiana que implicaria verticalidade no longo prazo.

Para fins de abrangência, ainda que não estejam diretamente relacionados com a técnica empregada neste artigo, destaca-se a seguir alguns trabalhos sobre a temática proposta cuja abordagem consiste de métodos no domínio do tempo.

Gultekin (1983) investiga a relação entre retornos de ações e inflação em vinte e seis países para o período pós-guerra, com o objetivo de testar a hipótese generalizada de Fisher. Seus resultados, baseados em regressões de séries temporais, não corroboram a Hipótese de Fisher de que as taxas reais de retorno de ações e as taxas de inflação esperadas são independentes e que os retornos nominais das ações variam em correspondência de um para um

com a inflação esperada. Ainda, os coeficientes de regressão são predominantemente negativos, a relação retorno-inflação é instável ao longo do tempo e existem diferenças entre os países. O autor destaca que países com taxas de inflação mais elevadas geralmente têm retornos de ações nominais mais altos, enquanto as taxas reais na maioria dos países têm estado em declínio desde meados da década de 1960. Sua conclusão é a de que a relação entre retornos de ações e inflação em outros países é tão enigmática quanto as observadas na economia americana.

Alagidade & Panagiotidis (2012) examinam a relação contemporânea entre retorno de ativos e inflação para os países do G7 por meio de regressões quantílicas após mostrarem relação negativa e significativa para EUA e relações não significativas para as demais economias. Alguns coeficientes positivos na calda superior da distribuição são encontrados para a Itália e o Reino Unido. Ainda, usando um filtro GARCH, encontram evidências de que todos os coeficientes OLS (e GARCH) são significativos e próximos da unidade, com exceção do Canadá, onde este último ainda é positivo e significativo. Esses resultados são confirmados com a regressão quantílica da qual são obtidos coeficientes de unidade significativos em todos os países, exceto no Canadá.

Canova & Nicoló (2000) analisam as interdependências empíricas entre retornos de ações, atividade real e inflação de vários países e buscam construir um conjunto de fatos estilizados diante de importantes assimetrias internacionais na dinâmica dos dados. Os autores constataam que as inovações nos retornos nominais das ações não estão significativamente relacionadas à inflação ou à atividade real em todos os países. Ainda, a estrutura de taxas de juros dos EUA prediz tanto as taxas de inflação doméstica e externa quanto a atividade real futura doméstica e que as inovações na inflação não afetam significativamente a atividade real.

Nunes et al. (2005) propõem analisar a relação entre variáveis macroeconômicas e retornos do Ibovespa no período pós-Plano Real. Seus resultados não corroboram a relação negativa entre inflação e atividade econômica. Ainda, variações do Ibovespa e PIB real não apresentaram relação significativa. Portanto, a hipótese *proxy* não se mantém diante de seus dados e procedimentos tradicionais empíricos. Entretanto, os resultados tendem a confirmar a suposição inerente à curva de Phillips (relação positiva entre inflação e a atividade econômica em termos reais).

Terra (2006) desenvolve uma análise de autorregressão vetorial (VAR) de forma a investigar as relações entre retornos reais das ações, taxas de juros reais, atividade real e inflação. Sua análise é aplicada aos dados da Alemanha, Canadá, França, Itália, Japão, Reino Unido e Estados Unidos. Os resultados principais não confirmam as ações como *hedge* para inflação e mostram que as diferenças entre países industrializados e países em desenvolvimento não são marcantes como presumido inicialmente. Ainda, os resultados, em geral, sugerem que a evidência norte-americana não pode ser generalizada mundialmente.

Segundo Lee (2010), dentre as diversas hipóteses que têm sido propostas para explicar a relação retorno de ações-inflação, a hipótese de ilusão inflacionária de Modigliani e Cohn é a que tem recebido atenção renovada. Outra hipótese que ele propõe é a hipótese de dois regimes. Ao analisar tais hipóteses usando dados dos EUA e de outras economias internacionais, o autor chega a resultados que mostram que a hipótese de ilusão inflacionária pode explicar a relação negativa retorno de ações-inflação pós-guerra, mas não é compatível

com a relação positiva pré-guerra. Contudo, usando o método de identificação VAR estrutural, ele mostra a existência de dois regimes com relações positivas e negativas entre inflação e retorno de ações, não apenas em cada período dos EUA, mas também em todos os países desenvolvidos que considera. Isso parece inconsistente com a hipótese de ilusão inflacionária que prevê apenas a relação negativa.

Diante dessa literatura e dado que um resultado comum nas análises empíricas sobre a temática supracitada é que o grau de associação entre as variáveis depende da escala de tempo, o presente trabalho contribui explorando as relações levantadas em uma diversidade de frequências. A vantagem da técnica aqui proposta em relação aos métodos usualmente empregados é que ela permite tanto estimar o grau de correlação entre as variáveis em uma quantidade maior de frequências como verificar o desenrolar dessas relações ao longo do tempo. Outro ponto favorável ao método *wavelet* é que não há problema em se trabalhar com dados não estacionários. Em particular, sua utilização permite ter em consideração quer o domínio do tempo quer o domínio da frequência de forma unificada, ou seja, é possível avaliar simultaneamente a relação entre variáveis em diferentes frequências e se essa relação tem evoluído ao longo do tempo. Então, a escolha metodológica permite a passagem para o domínio da frequência retendo informações do domínio do tempo, ainda que não completamente devido ao princípio da incerteza de Heisenberg. Portanto, a aplicação da metodologia faz sentido na medida em que as relações podem variar de acordo com o horizonte de tempo ao qual as variáveis são medidas. Assim, tanto a hipótese de Fisher na relação entre o retorno de ativos nominais e inflação, como o *link* entre retornos reais de ações e atividade econômica, que pode ser baseado no modelo fluxo de caixa descontado ou na hipótese de Fama (1981), e mesmo a relação entre inflação e atividade econômica, prescrita na curva de Phillips, podem depender da escala de medida dessas variáveis, com resultados distintos no curto, médio e longo prazos. A abordagem *wavelet* permite exatamente a decomposição das séries escala por escala.

3 Metodologia e os Dados

3.1 Transformada *Wavelet*

A análise *wavelet* é uma ferramenta estatística que, a um certo *tradeoff*, permite traduzir a informação contida em uma série simultaneamente para os domínios do tempo e da frequência. A aproximação de uma função pela combinação recursiva de duas funções base, denominadas *wavelet* e de escala, é o meio de representar a série no chamado domínio tempo-escala. Os componentes de baixa e alta frequência da série são identificados e localizados no tempo por meio de dilatações e compressões das funções base. Portanto, essa técnica favorece o estudo de fenômenos periódicos em que as frequências se alteram no decorrer do tempo. Um dos fatores que despertam o interesse da aplicação desse método em economia é a constatação de que diversas séries econômicas são caracterizadas por essa dinâmica.²

²A análise de séries temporais via o método *wavelet*, como observam Gallegati et al. (2011) em um estudo da curva de Phillips para os Estados Unidos, é relativamente recente e de aplicação usual em diferentes áreas do conhecimento científico, mas seu uso em economia ainda é um pouco restrito. Como destacam esses autores, porém, um método novo é uma oportunidade de observar fatos antigos sob uma nova ótica. Ainda segundo esses autores, dado que o procedimento de

Há duas versões de transformada *wavelet*: contínua e discreta. As duas são utilizadas isoladamente ou de forma complementar nos trabalhos em economia. De certa forma, existe a predominância da versão discreta e a descrição a seguir começa por ela, embora historicamente a transformada contínua tenha surgido primeiro. O enfoque desta seção é mais descritivo, voltado a estabelecer um vocabulário básico do método. Os Apêndices A e B ao final do trabalho contêm um tratamento mais formal do assunto e referências, as quais serviram de base para esta seção.

A transformada *wavelet* discreta decompõe a série em grupos de coeficientes. Cada grupo é associado a uma escala e cada coeficiente dentro desse conjunto tem uma localização própria no tempo. A parte suave, associada à tendência (baixa frequência), é obtida por meio da projeção do sinal sobre formas modificadas de uma função de escalonamento (função escala). As modificações da função escala são decorrentes das operações de compressão e dilatação, bem como do deslocamento no tempo. Os detalhes (alta frequência), os coeficientes *wavelet*, são obtidos por projeção similar em uma função *wavelet*. Em cada escala, é possível identificar na coleção de coeficientes *wavelet* variações significativas nos dados e, em termos espectrais, associá-los a ciclos de duração específica.

Um aspecto interessante da transformada *wavelet* é a possibilidade de decompor a variância da série em partes designadas a cada escala. A interpretação pode se basear no mesmo que acontece na decomposição da densidade espectral na análise de Fourier clássica. Adicionalmente, intervalos de confiança também podem ser determinados. Uma vez que a variância tenha sido estabelecida, a covariância entre duas séries temporais pode ser derivada e decomposta por escala. Dadas a variância e a covariância *wavelet*, a combinação dessas levam ao cálculo da correlação para cada escala.

A transformada *wavelet* discreta pode ser calculada por diversos algoritmos. Um método que tem se tornado popular é denominado *Maximal Overlap Discrete Wavelet Transform* (MODWT), apresentado em Percival & Walden (2000). Uma das vantagens desse algoritmo é a possibilidade de ser usado para qualquer tamanho de amostra, ao passo que o método tradicional se restringe às amostras divisíveis por 2^J , onde J é o nível máximo de decomposição. Outro ponto a favor da MODWT é que o procedimento não é variável aos deslocamentos cíclicos da série. Ainda, ele contempla as funções usuais de decomposição e análise de variância, sendo assintoticamente mais eficiente nesse último caso.

Não é possível um único filtro *wavelet* cobrir todos os tipos de série. Há uma família de filtros disponíveis e a escolha do mais adequado é uma questão importante. Do ponto de vista prático, o filtro *Daubechies least asymmetric* (LA), com extensão igual a 8, denotado por LA(8), tem sido bastante aplicado nos trabalhos empíricos em economia. Interessante observar dois pontos: i) o comprimento do filtro implica um *tradeoff* entre aproximar o filtro a um passa baixa ideal e ter coeficientes não afetados pelas condições de borda e; ii) os filtros Daubechies são convenientes na análise de séries temporais porque produzem um alinhamento mais preciso entre os coeficientes *wavelets*, nas

Phillips nas estimações incorreu na substituição de dados brutos por médias, o que se assemelha a um filtro *wavelet* básico, incidentalmente (a teoria *wavelet* foi desenvolvida nos anos 1980) pode-se dizer que o próprio Phillips foi um dos primeiros a utilizar a técnica *wavelet*. Gençay & Fan (2007) citam um trabalho de 1997 como um dos primeiros a reconhecer a importância dos filtros *wavelets* em econometria.

variadas escalas, e a série temporal original, (Gallegati & Gallegati 2007) e (Gallegati 2008).

Por sua vez, a transformada contínua detecta a correlação entre a série e uma função *wavelet* qualquer em uma determinada escala (frequência) e localização no tempo. A série é multiplicada por essa função que depende dos parâmetros de escalonamento (s) e translação (τ), que controlam a extensão e a localização da função base e assumem valores contínuos. O processo ocorre da seguinte forma: primeiro, escolhe-se uma função base e uma escala, $s = 1$, por exemplo. A função base, então, é posicionada no início do horizonte temporal ($\tau = 0$), multiplicada pela série e integrada em todos os períodos. O valor resultante é proporcional à transformada no ponto $(s, \tau) = (1, 0)$. Na mesma escala, a função base é deslocada para a direita para a localização $\tau = t$, gerando o ponto da transformada em $(s, \tau) = (1, t)$. O processo é repetido até que se alcance o ponto final da série. Esse procedimento determina todos valores da transformada na escala $s = 1$. Em seguida, os valores de s são acrescidos de um pequeno montante até se mapear todas possibilidades de s , encerrando o cálculo da transformada *wavelet* contínua.

A primeira etapa do cômputo da transformada é a escolha da função *wavelet* analisadora (também chamada de função *wavelet*-mãe) que servirá de protótipo para as diversas versões comprimidas e dilatadas pelo parâmetro de escala. Existem variados tipos de funções *wavelets* e a escolha depende do propósito da análise. A função *wavelet* de Morlet é uma escolha tradicional quando o objetivo recai no estudo de mudanças de amplitude e fase, o que é essencial para analisar o sincronismo entre variáveis. Essa função tem valor complexo e a transformada pode ser dividida nas partes real e imaginária. Essa propriedade é desejável quando se busca calcular a fase da transformada de cada série, o que leva ao conhecimento dos avanços e atrasos das oscilações de uma em relação à outra nas diversas frequências e localização temporal.

Uma medida importante da transformada contínua é o espectro de potência. Ele pode ser interpretado como um indicador da distribuição da variância da série temporal no plano tempo-frequência. Outro conceito relevante é o espectro cruzado *wavelet*. Por meio dele, pode-se conhecer a covariância entre duas variáveis no espaço tempo-frequência. Um terceiro componente de interesse é a transformada coerência. Ela pode ser interpretada como um coeficiente de correlação local entre as séries, explicando quanto da variabilidade de uma pode ser explicada pela da outra em tempo-frequência.

3.2 Os dados

As séries usadas neste trabalho foram extraídas da base de dados do IPEA-DATA e do Banco Central do Brasil e compreendem a inflação (medida pela variação percentual do IPCA), o índice Bovespa e o índice de *quantum* da produção industrial da indústria geral. Os dados são mensais, cobrindo o período de jan./1996 a jan./2017. O retorno nominal do Ibovespa é obtido pela variação percentual mensal do índice, enquanto o retorno real é a série nominal deflacionada pelo IPCA. O hiato do produto foi calculado pela diferença entre a produção industrial e a tendência obtida pelo filtro HP.³

³De 1996 a 2001, os dados da produção industrial correspondem à série calculada pela metodologia antiga do IBGE, tendo a mesma sido descontinuada em fev./2014. A unificação das duas séries foi feita com base na variação mensal da antiga. A tendência da produção industrial foi obtida do filtro HP da série dessazonalizada pela metodologia TRAMO-SEATS. Para esse pro-

Em razão da disponibilidade de dados mensais, o emprego da produção industrial como uma *proxy* para o PIB é uma alternativa encontrada em alguns estudos que demandam uma quantidade maior de observações e que utilizam a metodologia *wavelets*, ver Gallegati & Gallegati (2007), Mitra et al. (2011) e Tiwari et al. (2014). Destaca-se a alegação empírica de Gallegati & Gallegati (2007) para o uso da produção industrial. Segundo esses autores, embora o peso do setor de serviços nas economias industrializadas possa comprometer o papel da produção industrial como um bom indicador da atividade econômica, existem evidências de que os resultados obtidos com a produção industrial são qualitativamente similares aos obtidos usando o PIB. Além disso, como argumenta Mitra et al. (2011), a produção industrial reflete, de alguma forma, o nível de utilização efetiva dos recursos produtivos, como tecnologia, matéria-prima e trabalho e, em uma perspectiva global, ocorre a difusão do desempenho do setor industrial sobre a economia como um todo. Todavia, limitações sempre devem ser consideradas.

4 Resultados Empíricos

4.1 Abordagem discreta: transformada MODWT e variância

As séries da inflação, hiato do produto, taxa de crescimento da produção industrial e retorno real do Ibovespa foram decompostas com base na metodologia MODWT usando o filtro LA(8), que tem o potencial de tornar estacionária uma série integrada até a quarta ordem.⁴ Os resultados podem ser vistos nos gráficos da Figura 1, nos quais são apresentados os 7 conjuntos de coeficientes *wavelets* ($d_j, j = 1, \dots, 7$) e os coeficientes de escala (s_7), calculados segundo as equações (5) e (6) exibidas no Apêndice.

Os coeficientes *wavelets* de um determinado nível j podem ser vistos como diferenças entre duas médias (ponderadas) observadas na escala $\lambda_j = 2^{j-1}$. Por exemplo, os coeficientes *wavelets* d_1 da Figura 1 representam mudanças entre dois meses consecutivos, d_2 variações entre médias bimestrais ($\lambda_2 = 2^{2-1}$) e assim sucessivamente. A banda de frequência do filtro MODWT, em ciclos por unidade de tempo, compreende os intervalos $[2^{-(j+1)}, 2^{-j}]$, $j = 1, \dots, J$, em que J é o nível máximo de decomposição, dado pelo maior número inteiro que não é maior ou igual a $\log_2(N)$, em que N é o número de observações. No presente caso, $J = 7$. A região correspondente em unidades de tempo (período) é dada pelo inverso da região de frequência, $(2^j, 2^{j+1}]$. Gallegati & Gallegati (2007), Polanco-Martínez & Abadie (2016)

Seguindo a definição usual de ciclos de negócios, no qual a flutuação cíclica se concentra no intervalo entre 1,5 a 8 anos, pode-se classificar os coeficientes da Figura 1 da seguinte forma. Os níveis 1 a 3 (d_1 a d_3), abrigando os componentes de frequência alta e muito elevada, representam a dinâmica de curto

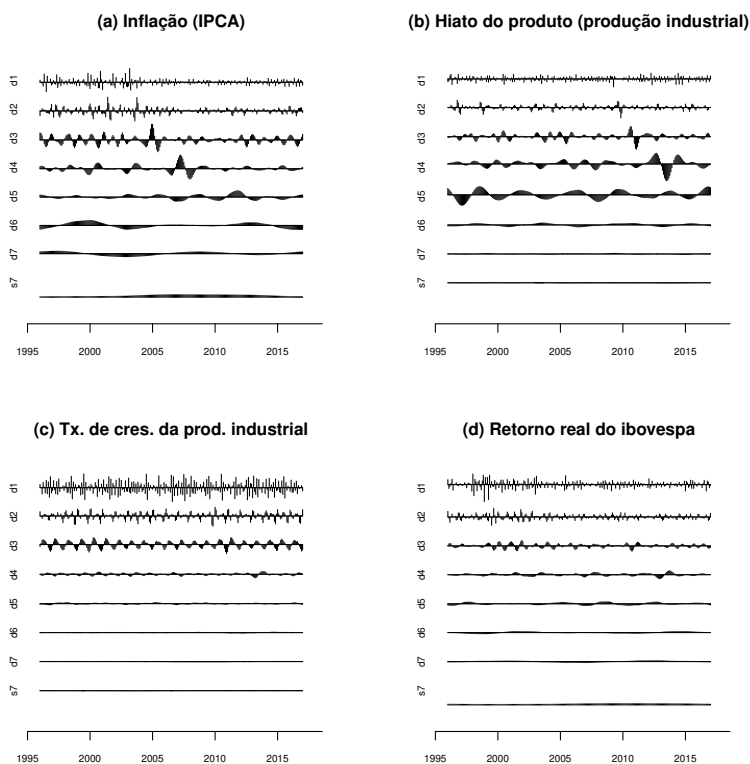
cedimento, utilizou-se uma série maior iniciada em janeiro de 1975, sendo a variação mensal o procedimento para unificar os dados provenientes de diferentes metodologias do IBGE. O hiato corresponde à diferença logarítmica entre série dessazonalizada e a tendência. Os resultados descritos adiante são qualitativamente similares quando se aplica a dessazonalização e o filtro HP nos dados da produção industrial a partir de jan./1996.

⁴Como pode ser visto em Percival & Walden (2000, p. 368–369), o filtro *wavelet* Daubechies de comprimento L corresponde a uma operação implícita de diferenciação cuja ordem é $L/2$, com a propriedade de reduzir a zero uma tendência polinomial de ordem r se $\frac{L}{2} \geq r + 1$. Os exercícios foram realizados com outros filtros, como o Haar e o filtro Daubechies de tamanho 4 (D4), sem alterações significativas dos resultados apresentados adiante.

prazo. Os níveis 4 a 6 abrangem o período padrão dos ciclos de negócios. A tendência, componente de baixa frequência, é capturada pelos coeficientes do nível 7 (d7 e s7) Gallegati & Gallegati (2007).

O que os gráficos da Figura 1 mostram é que até meados de 2003 havia maior volatilidade nos ciclos de curto prazo no caso da inflação, gráfico (a). Entre jan./2006 a jun./2008, a predominância dos movimentos da inflação concentrou-se na região dos ciclos de negócios, voltando a apresentar ciclos de curto prazo a partir de 2012, aproximadamente. Consistente com as propriedades do filtro HP, no hiato do produto há um formato cíclico bem evidente nos níveis d3 a d5, compreendendo períodos na região padrão do ciclo de negócios, (b). Entre ago./12 até meados de 2015, o hiato de produto apresentou um ciclo relevante no nível d4, ou seja, período entre 1 ano e 4 meses a 2 anos e 8 meses. Como se observa no item (c), a taxa de crescimento da produção industrial concentra as maiores variações nos coeficientes *wavelets* de alta frequência. A volatilidade do retorno real do Ibovespa recai predominantemente nos níveis de alta frequência; os ciclos de 2 a 4 meses (d1) foram de magnitude maior entre 1998 e 2003, painel (d).

Figura 1: Decomposição MODWT da inflação, hiato, produção industrial e retorno real do Ibovespa.



Avançando no estudo das propriedades de escala das variáveis e no intuito de estabelecer quanto cada escala contribuiu na formação da variância total

das séries, apresenta-se a seguir a análise *wavelet* da variância, que indica a importância relativa dos ciclos de curto, médio e longos prazos. Dessa forma, a Tabela 1 mostra a proporção da variância de cada escala em relação ao total. Para obter um estimador sem viés, no cálculo da variância os coeficientes afetados pela condição de borda são excluídos, como pode ser notado na equação (7) do Apêndice.

Com base na Tabela 1, cerca de 60% da variância da inflação pode ser atribuída aos movimentos observados nas escalas 4 e 8 (níveis d3 e d4 na tabela), o que pode ser entendido como a variância dos ciclos de período entre 8 meses e 2 anos e 8 meses. Esse padrão sugere a influência maior de choques de oferta na dinâmica inflacionária.⁵

No caso do hiato do produto, o percentual maior da variância pode ser atribuído aos movimentos observados na escala 8. A flutuação nessa escala pode ser pensada como refletindo a diferença entre duas médias ponderadas de 8 meses ou, alternativamente, a variância dos ciclos de período entre 16 a 32 meses. Da mesma forma, quando se compara médias de 1 ano e 4 meses (escala 16, nível d5), a volatilidade do hiato do produto também é relevante. Em resumo, 70% da flutuação da atividade econômica estaria sendo explicada pelos movimentos nas escalas 8 e 16.

Já a variância da taxa de crescimento da produção industrial e do retorno real do Ibovespa apresenta, nos dois casos, relação inversa com o tamanho da escala *wavelet*, onde a variabilidade está associada a ciclos de curto prazo. Gallegati (2008) encontrou relação semelhante para o produto industrial americano. Esse resultado é esperado dado que no curto prazo o produto é afetado tanto por choques na demanda como na oferta.

No caso do Ibovespa, a frequência mais alta desse ciclo, nível d1, explica 50% da volatilidade. Outros 23% da variância são creditados aos movimentos na escala 2, ou seja, às diferenças entre as médias de 2 meses. Entretanto, os ciclos de médio e longo prazos são irrelevantes na explicação desses movimentos. Tal resultado é consistente com Pimentel & Silva (2011), onde os autores mostraram que a volatilidade dos índices acionários decresce conforme a escala *wavelet* aumenta. Levando em conta as razões especulativas, ajuste de carteira, aumento inesperado no consumo e aplicações de longo prazo, esse padrão é desfavorável à eventual hipótese de o mercado ser expressivamente composto por agentes movidos por objetivos de longo prazo, guiados em suas decisões pelos fundamentos econômicos.

Em resumo, o estudo preliminar das propriedades de escala das séries mostra evidências de que na composição da inflação e do hiato do produto predominam as escalas de médio e longo prazos, ao passo que os termos de curto prazo são os mais relevantes para o retorno real de ações e o crescimento da produção industrial.

4.2 Abordagem discreta: correlação *wavelet* - simples e múltipla, contemporânea e cruzada

Uma possibilidade interessante da análise *wavelet* é avaliar o grau de associação entre duas séries por escalas de tempo e bandas de frequência. Os resultados estão plotados na Figura 2, ilustrando a correlação *wavelet* entre as

⁵Com base na inspeção visual dos coeficientes MODWT, resultado semelhante é encontrado em Pimentel (2013) para o período 1980-2011.

Tabela 1: Decomposição da variância para a inflação, hiato do produto, retorno real do Ibovespa e crescimento da produção industrial.

Coeficientes <i>wavelets</i> (d_j)	Escala $\lambda_j = 2^{j-1}$	Ciclos (meses)	Inflação (IPCA)	Hiato do produto	$\Delta\%$ prod. industrial	$\Delta\%$ Ibovespa
d1	1	2 a 4	17,2	3,5	59,8	50,9
d2	2	4 a 8	19,2	8,0	20,3	23,8
d3	4	8 a 16	33,8	16,9	17,8	16,3
d4	8	16 a 32	25,4	41,4	1,9	7,8
d5	16	32 a 64	4,4	30,6	0,3	1,3

variáveis ao longo das escalas com o respectivo limite inferior (L) e superior (U) do intervalo de confiança (95%), vide equações (8) e (9) do Apêndice.

Da Figura 2, percebe-se que a inflação e o hiato do produto não se relacionam no curto, médio e longo prazos, diferente do resultado de Nunes et al. (2005) usando técnicas no domínio do tempo. Já o coeficiente de correlação entre a inflação e o retorno real do Ibovespa é mais elevado na escala 4, um pouco abaixo de 0,5, contudo, o limite inferior do intervalo de confiança se aproxima de zero. De qualquer forma, isso contraria a evidência empírica de correlação negativa. A correlação entre o retorno real do Ibovespa e o hiato do produto torna-se mais negativa com o aumento da escala, porém, não é estatisticamente significativa. Ao contrário, quando a variável é a taxa de crescimento do produto industrial, a correlação com o retorno real do Ibovespa tende a ser positiva e aumenta com a escala, chegando ao valor máximo próximo de 0,8. Outro ponto a notar é o aumento significativo do intervalo de confiança ao longo da escala, o que implica na imprecisão das estimativas obtidas.

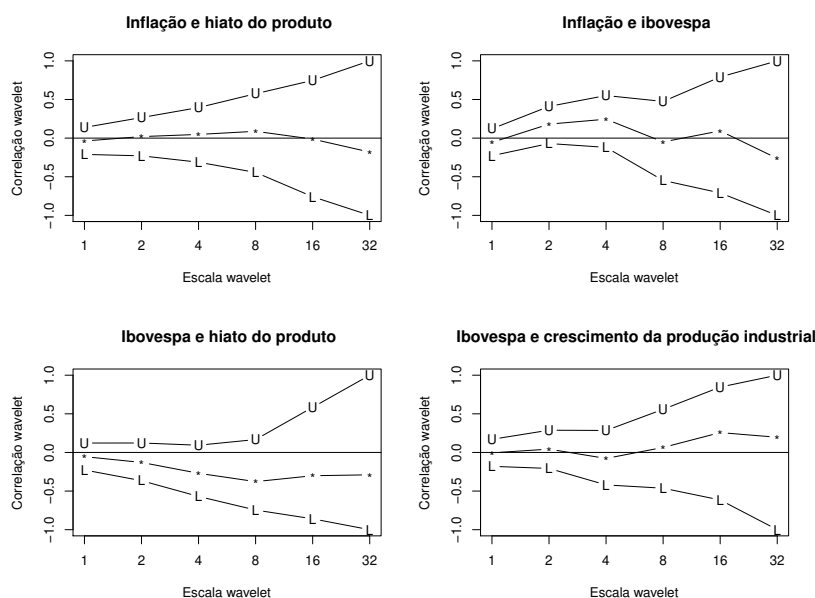
Em resumo, do ponto de vista da simples relação contemporânea entre os diversos pares de variáveis, os resultados acima chamam atenção para uma análise mais robusta referente à relação inflação-hiato do produto (positiva e de curto prazo) presente na curva de Phillips, pois torna-se relevante para a política monetária se essa relação mais fraca é uma tendência de longo prazo ou um resultado casual. Todavia, este não é o objetivo do presente trabalho. Da mesma forma, supondo uma relação pró-cíclica entre o nível de atividade e o lucro das empresas, não se confirma a relação entre esse último e o retorno real das ações qualquer que seja a escala de comparação, mensal, bimestral, semestral, etc. Certamente, a análise precisa evoluir para verificar o comportamento das variáveis nas defasagens. Antes, porém, analisa-se a relação contemporânea entre grupos de variáveis.

De forma a aprofundar a análise, calcula-se a correlação múltipla *wavelet*, proposta por Fernández-Macho (2012). Para tanto, suponha que $\tilde{a}_{j,t}^{ipca}$, $\tilde{a}_{j,t}^{yh}$ e $\tilde{a}_{j,t}^{ibov}$ sejam os coeficientes *wavelet* da inflação, hiato do produto e retorno real do Ibovespa na escala λ_j , respectivamente. Assim, a correlação múltipla *wavelet* para a inflação, por exemplo, pode ser estimada por:

$$\tilde{\varphi}_{ipca} = \text{Corr}(\widehat{\tilde{a}_{j,t}^{ipca}}, \widehat{\tilde{a}_{j,t}^{ipca}}), \quad (1)$$

onde $\widehat{\tilde{a}_{j,t}^{ipca}}$ é o valor ajustado do coeficiente *wavelet* da inflação em uma re-

Figura 2: Correlação wavelet: inflação, hiato, crescimento da produção industrial e retorno real do Ibovespa.



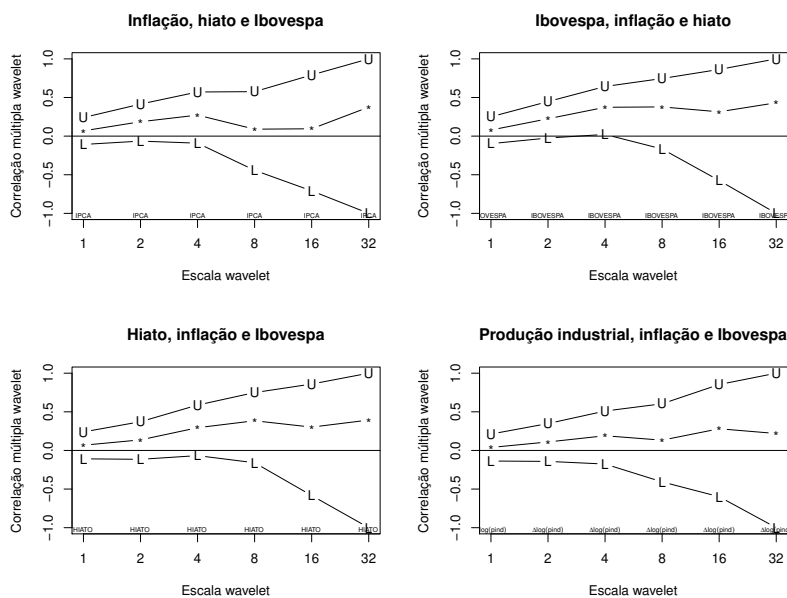
gressão tendo como variáveis explicativas os coeficientes do hiato do produto e do retorno real do Ibovespa. A variável explicada é devidamente identificada ao longo do eixo das abscissas nos gráficos da Figura 3. Nos 3 primeiros, as variáveis envolvidas são $\tilde{a}_{j,t}^{ipca}$, $\tilde{a}_{j,t}^h$ e $\tilde{a}_{j,t}^{ibov}$ e no último, identificado como $\Delta \log(\text{pind})$ no eixo da abscissa, os coeficientes do hiato são trocados pelos da taxa de crescimento da produção industrial.

Em geral, levando em conta os intervalos de confiança, as correlações múltiplas obtidas não são estatisticamente significativas. A única exceção ocorre na regressão dos coeficientes *wavelets* do retorno do Ibovespa sobre os coeficientes da inflação e do hiato do produto. Na escala 4, o coeficiente de correlação múltipla *wavelet* é próximo de 0,5. Isso significa que nos ciclos entre 8 e 16 meses as flutuações da inflação e do hiato do produto ajudam a explicar a variabilidade do retorno real do Ibovespa. Como visto na Figura 2, isoladamente essas variáveis não apresentam correlações significativas com o Ibovespa.

Além de rejeitar a hipótese *proxy*, esses resultados iniciais mostram que a dinâmica do retorno de ações pode ser explicada, em uma determinada escala, pela combinação de inflação e atividade econômica. Nesse sentido, a implicação da hipótese de Fisher de que fatores reais explicariam os retornos reais independentemente da inflação não se sustenta de forma consistente.

Voltando à possibilidade de relações defasadas, nas Figuras 4, 5, 6 e 7 observa-se, respectivamente, a correlação cruzada *wavelets* (e os correspondentes intervalos de confiança, 95%) entre a inflação no período t e o hiato do produto no período $(t - v)$; a inflação e retorno real do Ibovespa; e deste último com o hiato do produto e a taxa de crescimento da produção industrial, respectivamente. A base de cálculo é a equação (11) do Apêndice, sendo todos com atrasos e adiantamentos de 36 meses, desagregada em seis níveis

Figura 3: Correlação múltipla wavelet: inflação, retorno real do Ibovespa, hiato e crescimento da produção industrial.



de decomposição. O intuito é capturar as relações nos ciclos de curto, médio e longo prazos entre pares de variáveis levando em conta as defasagens.

De modo geral, em todas as escalas, a magnitude da relação entre as variáveis é próxima de zero. Na Figura 6, porém, é possível identificar correlações cruzadas estatisticamente significativas nos níveis 3, 4 e 5. A correlação na defasagem em torno de 3 meses, nível 3, pode ser interpretada como a situação em que a componente cíclica do retorno do Ibovespa entre 8 e 16 meses responde às flutuações passadas do hiato do produto nesse mesmo ciclo. No nível 4 (1,3 a 2,7 anos) não é possível identificar se uma variável atua como um indicador antecedente em relação à outra. Nesse componente cíclico, o hiato do produto responde às flutuações do retorno real do Ibovespa com 9 meses de defasagem e as variações do hiato antecedem em 3 meses o movimento do retorno do Ibovespa. No nível 5, entre 3 e 5 anos, há uma resposta defasada e positiva de 1 ano, porém, o limite do intervalo de confiança é próximo de zero. Vale destacar da Figura 7 a correlação elevada da taxa de crescimento da produção industrial com os valores passados do retorno real do Ibovespa no nível 5, ou seja, nos ciclos entre 3 a 5 anos, aproximadamente. Contudo, a exemplo da Figura 2, essa medida é bastante imprecisa e chega a zero no limite do intervalo de confiança.

Portanto, a hipótese *proxy* não pode ser corroborada, ainda que haja um fraco *link* entre retorno real e atividade econômica.

Como complemento à Figura 3, essa subseção ainda apresenta a Figura 8, que também é baseada na equação (1). Entretanto, em cada escala λ_j a variável dependente é aquela que maximiza a correlação múltipla *wavelet*, tal como definido em Fernández-Macho (2012). O nome dessa variável é devidamente identificado em cada escala da Figura 8. Nas escalas 1, 2 e 4 da Figura 8 (a),

Figura 4: Correlação cruzada wavelet entre inflação e hiato do produto.

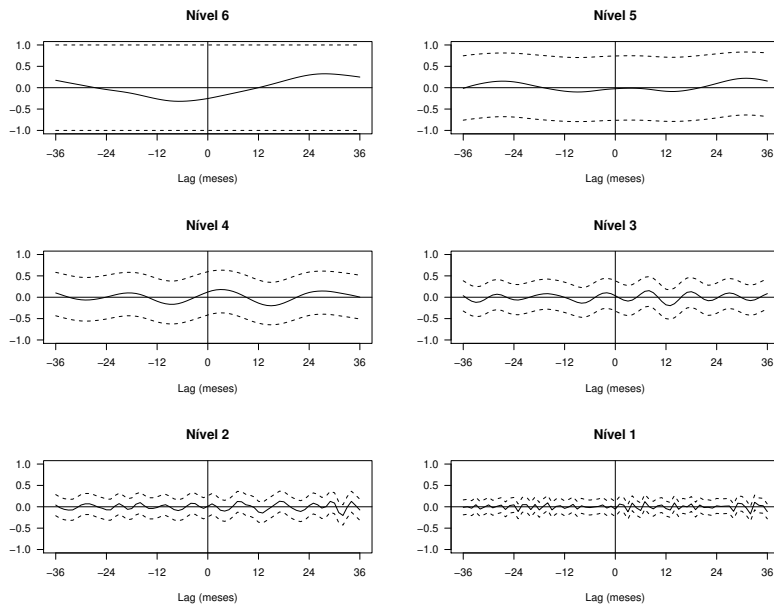


Figura 5: Correlação cruzada wavelet entre inflação e retorno real do Ibovespa.

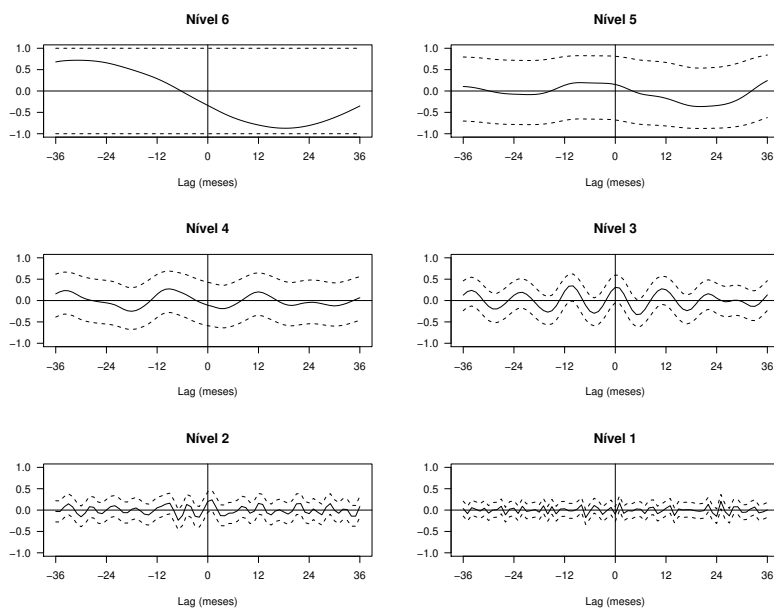


Figura 6: Correlação cruzada wavelet entre o retorno real do Ibovespa e hiato.

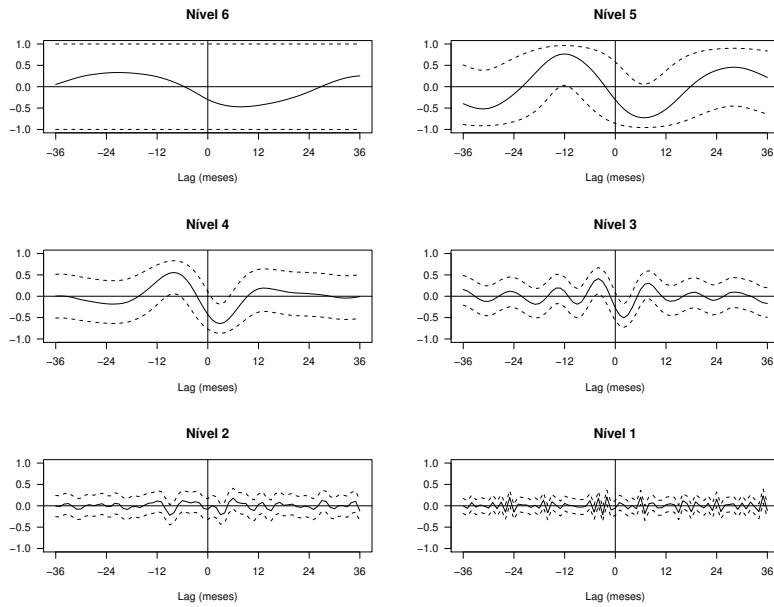
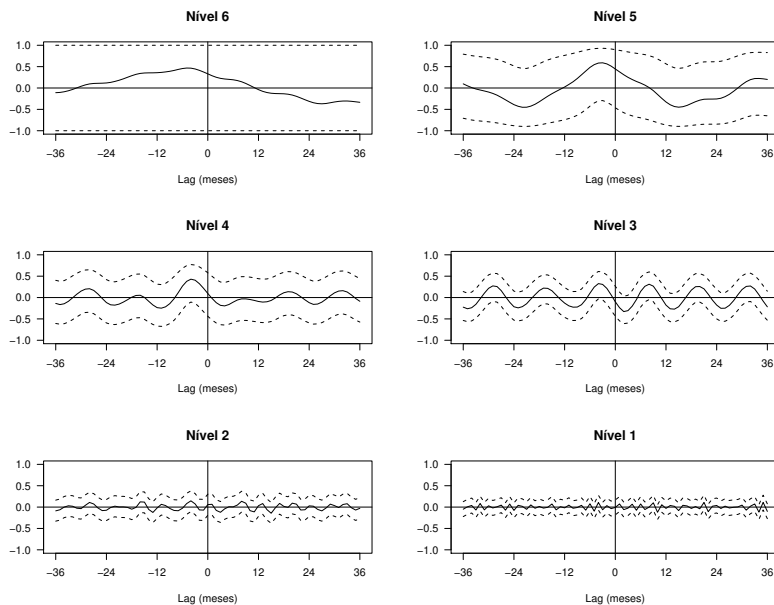


Figura 7: Correlação cruzada wavelet entre o retorno real do Ibovespa e taxa de crescimento da produção industrial.



os coeficientes *wavelets* do retorno real do Ibovespa são regredidos contra os do hiato do produto e da inflação (ipca) em diversas defasagens. Na escala 8, o hiato do produto é a variável que maximiza a correlação múltipla. A correlação na escala 8 é a mais alta, havendo relações defasadas e adiantadas entre o hiato do produto e a combinação linear da inflação com o retorno real do Ibovespa. Quando o hiato é substituído pela taxa de crescimento da produção industrial, Figura 8 (b), há uma mudança geral nas variáveis maximizadoras da correlação em todas as escalas: a inflação (ipca) nas escalas 1, 2 e 4 e o Ibovespa na 8.

Fica aparente dessa análise que, ao contrário do caso contemporâneo, a inclusão da inflação não altera a correlação cruzada entre o retorno de ações e a atividade econômica, conforme se espera.

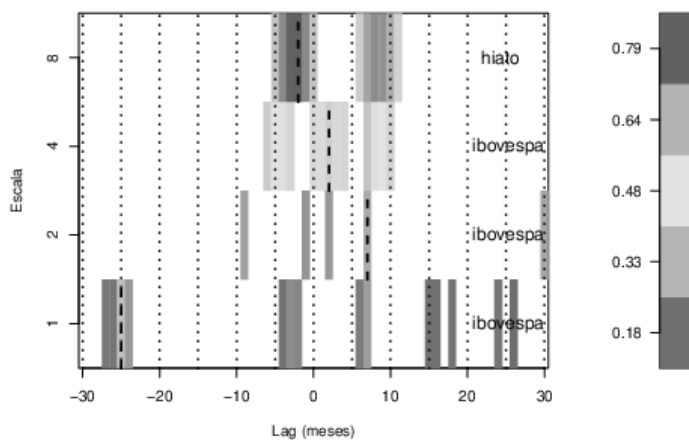
4.3 Abordagem discreta: análise de multirresolução

A chamada análise de multirresolução (MRA – *Multi-Resolution Analysis*) permite a decomposição aditiva da série, descrevendo suas variações em cada escala específica bem como seu componente de tendência. Isso é conseguido pela inversão da transformada *wavelet* (MODWT, por exemplo) em cada nível separadamente. Seguindo Constantine & Percival (2016), a MRA implica que a série original X possa ser escrita por $X = S_J + \sum_{j=1}^J D_j$, onde D_1, \dots, D_J expressa os detalhes e S_J a parte suave. Cada D_j é uma série temporal que descreve as variações de X no intervalo de frequências $\left[\frac{1}{2^{j+1}}, \frac{1}{2^j}\right]$. S_J , por sua vez, é o componente suave mostrando as mudanças de X na baixa frequência, $\left[0, \frac{1}{2^{J+1}}\right]$.

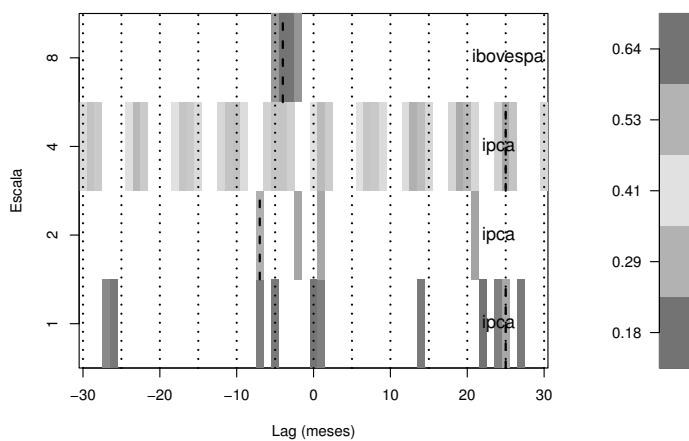
A Tabela 2 apresenta as regressões estimadas com as séries derivadas da análise MRA, onde encontram-se os coeficientes angulares (β), as estatísticas t e os coeficiente de determinação (R^2). Os valores R^2 estão quase sempre aumentando à medida que a escala de tempo aumenta dentro dos intervalos de curto, médio e longo prazos. Em D1 (ciclo de 2 a 4 meses), a relação entre o retorno nominal das ações e a inflação é significativamente negativa, o que implica que as ações nominais não estariam acompanhando a inflação de forma a se proteger desta última, mas em linha com a intrigante relação negativa apresentada na literatura. De forma a corroborar, em seguida, testa-se a relação entre retorno real e inflação de forma a verificar a habilidade do primeiro servir de *hedge* contra a inflação. O retorno real das ações também apresenta valor negativo do coeficiente angular. À medida que a escala de tempo aumenta, o coeficiente β mostra um valor positivo em D2, D3, D5 e S7; e um valor negativo nos restantes (D4, D6 e D7). Tal comportamento é semelhante tanto em termos nominais quanto real, ou seja, contraditório. Quando agrega-se, os resultados nominais e reais novamente se parecem, revelando uma relação positiva e significativa no curto e longo prazos, enquanto a relação de médio prazo se mostra negativa mas não é estatisticamente significativa. De forma complementar, apresentam-se regressões do retorno real Ibovespa relativo à variação da produção industrial. Os resultados mostram que no curto prazo os coeficientes não são estatisticamente significativos, mas no médio e longo prazos são positivos e significativos, conforme esperado. De forma geral, a relação entre o retorno nominal de ações e inflação não difere muito da relação entre o retorno real de ações e inflação, dando destaque para a relação positiva observada tanto no curto quanto no longo prazos. Já o retorno real mostra

Figura 8: Correlação cruzada wavelet: (a) inflação, retorno real do Ibovespa e hiato; e (b) inflação, retorno real do Ibovespa e taxa de crescimento da produção industrial.

(a)



(b)



também se relacionar positivamente com a variação da produção no médio e longo prazos.

Tabela 2: Regressão no domínio *wavelet*

Retorno real Ibovespa - Inflação								
	D1	D2	D3	D4	D5	D6	D7	S7
β	-0,070*	0,058*	0,066*	-0,037*	0,057*	-0,027*	-0,022**	0,095*
	(-2,589)	(2,674)	(4,626)	(-3,188)	(2,505)	(-3,219)	(-2,087)	(14,98)
R ²	0,03	0,05	0,19	0,08	0,12	0,12	0,05	0,68
Curto Prazo			Médio Prazo			Longo Prazo		
	D1+D2+D3		D4+D5+D6			D7+S7		
β	0,032**		-0,011			0,023**		
	(2,280)		(-0,699)			(2,266)		
R ²	0,01		0,01			0,05		
Retorno nominal Ibovespa - Inflação								
	D1	D2	D3	D4	D5	D6	D7	S7
β	-0,061**	0,069*	0,076*	-0,027**	0,068*	-0,018**	-0,012	0,106*
	(-2,231)	(3,140)	(5,325)	(-2,321)	(2,941)	(-2,067)	(-1,148)	(16,74)
R ²	0,02	0,07	0,23	0,04	0,15	0,05	0,01	0,73
Curto Prazo			Médio Prazo			Longo Prazo		
	D1+D2+D3		D4+D5+D6			D7+S7		
β	0,042**		-0,001			0,034*		
	(2,998)		(-0,078)			(3,271)		
R ²	0,02		0,00			0,09		
Retorno real Ibovespa - Δ Produto industrial								
	D1	D2	D3	D4	D5	D6	D7	S7
β	-0,026	0,104	-0,151	1,293*	3,779*	4,270*	2,208*	2,264*
	(-0,312)	(0,794)	(-1,581)	(2,620)	(13,08)	(6,489)	(3,145)	(9,307)
R ²	0,00	0,01	0,02	0,11	0,68	0,40	0,14	0,45
Curto Prazo			Médio Prazo			Longo Prazo		
	D1+D2+D3		D4+D5+D6			D7+S7		
β	-0,012		2,359*			2,248*		
	(-0,162)		(6,284)			(5,146)		
R ²	0,00		0,29			0,28		

Nota: * e ** significativos aos níveis de 1% e 5%, respectivamente. () Estatística t.

A Tabela 3 replica o exercício da Tabela 2 considerando a relação entre a inflação com o hiato do produto e, posteriormente, com a variação da produção. Na primeira relação, os valores R^2 estão aumentando à medida que a escala de tempo aumenta, mas apenas o longo prazo se mostra positivamente significativo. Esse resultado parece mostrar uma importante contradição com as correlações obtidas anteriormente. Contudo, deve-se lembrar que na transformada *wavelet* calculam-se implicitamente diferenças entre médias ponderadas. Portanto, nos níveis mais altos da transformada, as séries obtidas do procedimento de multirresolução são mais suaves, reduzindo a variabilidade amostral da variável explicativa e dependente.⁶ Adicionalmente, os níveis que contemplam os ciclos de longo prazo carregam mais coeficientes com problemas de borda. No caso do cálculo das correlações *wavelets* precedentes, o estimador da variância (covariância) é não enviesado, ou seja, controlam-se os coeficientes de borda e ajustam-se os graus de liberdade na determinação do intervalo de confiança. No que tange ao caso da relação entre a inflação e a taxa de variação da produção industrial, apenas em D3 e D6 obtém-se

⁶Os exercícios desta subseção têm como inspiração os trabalhos de Kim & In (2005) e Galle-gati et al. (2011). Uma análise mais rigorosa sobre a significância dos coeficientes e a possibilidade de inferência espúria, principalmente no longo prazo, requer um exame mais aprofundado, o que está além do escopo deste trabalho e poderia ser indicado como um tópico interessante para pesquisa futura (ver Lundberg (2015)). De todo modo, os resultados de curto e médio prazos aqui obtidos corroboram os achados anteriores e a contradição no longo prazo fortalece a recomendação de análises mais robustas referentes à relação inflação-hiato do produto.

significância negativa, mas em nenhum dos prazos agregados tal resultado se mantém.

Logo, apesar de surgir alguns resultados conforme esperado, o mesmo não se mostram consistentes. Entretanto, pode-se observar a relevância de um comportamento heterogêneo ao longo do tempo e entre as escalas.

Tabela 3: Regressão no domínio *wavelet*

Inflação - Hiato do produto									
	D1	D2	D3	D4	D5	D6	D7	S7	
β	-1,230 (-1,146)	-0,101 (-0,078)	-0,172 (-0,071)	1,758 (1,798)	-0,525 (-0,732)	-14,93* (-5,667)	82,08* (7,348)	-129,7* (-10,99)	
R ²	0,01	0,00	0,00	0,03	0,01	0,21	0,42	0,56	
Curto Prazo D1+D2+D3			Médio Prazo D4+D5+D6			Longo Prazo D7+S7			
β	-0,250 (-0,187)			0,223 (0,318)			28,16** (2,180)		
R ²	0,00			0,00			0,04		
Inflação - Δ Produto industrial									
	D1	D2	D3	D4	D5	D6	D7	S7	
β	0,225 (1,193)	-0,521 (-1,191)	-1,824* (-3,008)	-3,950 (-1,021)	1,933 (0,573)	-26,72* (-3,810)	-10,49 (-1,574)	4,161 (1,436)	
R ²	0,01	0,01	0,07	0,02	0,00	0,10	0,03	0,02	
Curto Prazo D1+D2+D3			Médio Prazo D4+D5+D6			Longo Prazo D7+S7			
β	-0,282 (-1,149)			-2,745 (-0,602)			-0,145 (-0,031)		
R ²	0,00			0,01			0,00		

Nota: * e ** significativos aos níveis de 1% e 5%, respectivamente. () Estatística t.

4.4 Abordagem discreta: digressão sobre o hiato

Uma questão importante é a sensibilidade dos resultados em relação às medidas do hiato. Existem várias formas de se obtê-lo, como pode ser visto em, por exemplo, Gentil & Messenberg (2009). Neste artigo, consistente com a metodologia empregada, o hiato é derivado através da metodologia *wavelet*.

Os coeficientes *wavelets* permitem a reconstrução perfeita da série por meio do processo da transformada inversa. No entanto, assumindo a hipótese de que a série observada é composta por um sinal mais ruído, a transformada *wavelet* pode requerer uma quantidade bem menor de coeficientes para isolar as propriedades do sinal (determinista ou estocástico). Essa suposição leva à ideia de aplicar à transformada diferentes funções e níveis de limiares (*threshold*) tal que a regra reduza a zero alguns coeficientes. Outro procedimento é determinar a própria regra de encolhimento (*shrinkage*) por diversos métodos, como a formulação bayesiana, que consiste na estimação simultânea do nível e da função de encolhimento através da regra de Bayes. Esse é o esquema de referência adotado neste trabalho.

A estimação do sinal através da abordagem *threshold* ou *shrinkage* percorre as seguintes etapas: a) cálculo dos coeficientes *wavelets*; b) aplicação da regra de limiar ou encolhimento nos coeficientes e; c) estimação do sinal através da transformada inversa usando os coeficientes obtidos no passo anterior.

Na formulação bayesiana de Johnstone & Silverman (2005a), cada coeficiente *wavelet* (d) assume valor zero com probabilidade $(1-\omega)$ e a parte não nula da *prior* é proveniente de uma densidade simétrica de cauda pesada (*heavy-tailed*) γ com probabilidade ω . Essa mistura significa que a *prior* pode ser escrita como:

$$f_{prior}(d) = \omega\gamma(d) + (1 - \omega)\delta_0(d), \quad (2)$$

onde δ_0 representa uma função de probabilidade com massa concentrada no ponto zero. Essa especificação captura a característica esparsa dos coeficientes *wavelets*: a maioria sendo zero, como pode ser notado na Figura 1.

A densidade marginal do coeficiente observado (d^*) é dada por:

$$\omega g(d^*) + (1 - \omega)\phi(d^*), \quad (3)$$

onde g é a densidade obtida da convolução de γ com a densidade normal padrão ϕ , sendo a distribuição condicional de d^* dada por $[d^*|d \sim \mathcal{N}(d, \sigma^2)]$.

O parâmetro ω é escolhido automaticamente através da estimativa de máxima verossimilhança marginal dos coeficientes observados (d^*) e substituído de volta no modelo bayesiano. O estimador $\hat{\omega}$ de ω , é obtido pela maximização de:

$$l(\omega_j) = \sum_t \log \left\{ \omega_j g(d_{j,t}^*) + (1 - \omega_j) \phi(d_{j,t}^*) \right\}, \quad (4)$$

sendo possível estimar o parâmetro $\hat{\omega}_j$ para cada escala.

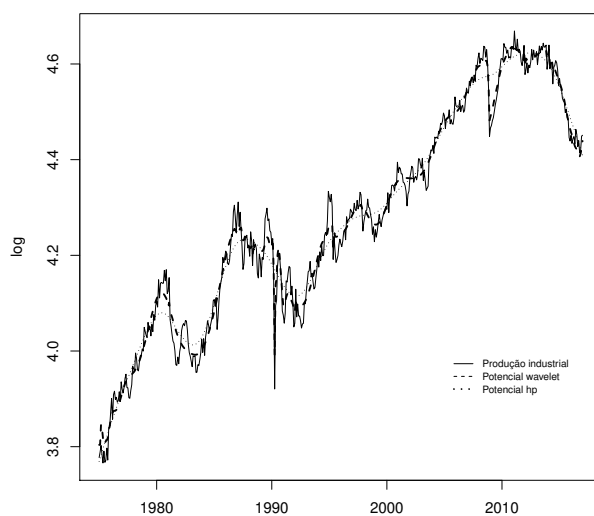
A implementação do método foi feita pelo pacote *EbayesThresh* (Silverman (2012)) da plataforma R, explicado em Johnstone & Silverman (2005b). A rotina aplicada foi a básica, o que significa usar como *prior* para a densidade $\gamma(d)$ a distribuição de Laplace (exponencial dupla) dada por $\frac{1}{2}ae^{-a|\gamma(d)|}$, com $a = 0,5$. Alternativamente, o modelo foi especificado de forma que o parâmetro a também seja uma estimativa obtida dos dados, ver Johnstone & Silverman (2005a). O valor do desvio padrão σ_j é a mediana dos desvios absolutos dos coeficientes em relação a zero em cada escala, sendo esses coeficientes estimados por MODWT usando o filtro LA(8) e $J = 4$. A Tabela 4 contém as estimativas dos parâmetros do modelo.

No modelo 1 da Tabela 4 o valor de a é determinado como sendo igual a 0,5, enquanto no modelo 2 é estimado de acordo com os dados. A estimação de a , em vez do valor predeterminado, implica a redução de ω , a proporção dos coeficientes não nulos, e o aumento do limiar (*threshold*), o que resulta em uma série mais suave quando reconstruída. Nos dois modelos, o número de coeficientes não nulos aumenta de acordo com a escala (nível), o que era esperado uma vez que o ruído tende a se concentrar nas escalas mais finas.

Como se observa na Figura 9, o hiato estimado através do método de limiarização de Johnstone & Silverman (2005a) é um pouco mais atenuado que o computado pelo filtro HP, como em 1990 e 2008, por exemplo. Entretanto, a Figura 10 (a) mostra que isso não causa impacto em termos da forma como essa variável se correlaciona com a inflação, tal como visto na Figura 4. Por outro lado, a correlação do hiato com o retorno real do Ibovespa se altera. As relações observadas nos níveis 4 e 5 na Figura 6 perdem significância na Figura 10 (b). Somente a associação nos ciclos de 8 a 16 meses (nível 3) é estatisticamente significativa. Isso faz sentido na medida em que o filtro *wavelet* atribuiu maior peso aos ciclos de curto prazo na construção do hiato, reduzindo a importância do longo prazo. A mensagem é que o modo como o retorno real e

Figura 9: Estimativa wavelet da produção industrial e hiato: (a) produção industrial dessazonalizada observada, wavelet e hp; e (b) estimativa do hiato wavelet e hp.

(a)



(b)

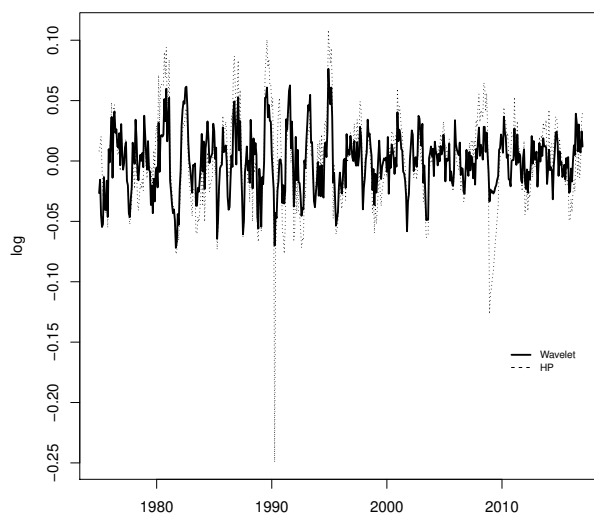


Tabela 4: Estimativas dos parâmetros do modelo bayesiano

Parâmetros	Nível			
	1	2	3	4
Modelo 1				
a	0,500	0,500	0,500	0,500
ω	0,109	0,146	0,158	0,180
σ	0,704	0,657	1,039	1,444
Limiar (múltiplo de σ_j)	2,776	2,628	2,585	2,512
Modelo 2				
a	0,338	0,291	0,377	0,396
ω	0,073	0,09	0,124	0,146
σ (igual ao modelo 1)	0,704	0,657	1,039	1,444
Limiar (múltiplo de σ_j)	2,949	2,874	2,711	2,629

a atividade econômica se relacionam nas diferentes escalas depende da forma de medida do hiato.

4.5 Abordagem Contínua

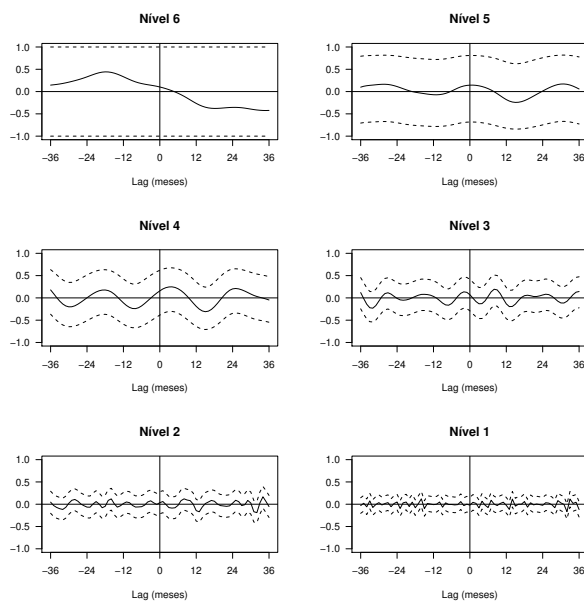
A versão contínua da análise *wavelet* possibilita uma visualização melhor e complementar dos resultados em relação à evolução da variância da inflação, hiato do produto, retorno real do Ibovespa e taxa de crescimento da produção industrial nas diferentes escalas de tempo. Além disso, serve como um meio de testar a robustez dos resultados obtidos na versão discreta, pois os filtros aplicados são diferentes.

Na Figura 11, mostram-se os respectivos espectros de potência *wavelets* para o período 1996m01 a 2017m01, calculados com base na equação (14) do Apêndice. Esse espectro permite inferir o quanto uma determinada frequência contribui para a variância da série em cada ponto do tempo. O eixo da ordenada representa o período do ciclo. Quanto mais acima nesse eixo, maior o período e menor a frequência. Por outro lado, em períodos menores a frequência é mais alta, indicando ciclos mais frenéticos. As áreas mais escuras do gráfico representam as regiões de maior volatilidade na série, e as mais claras o caso contrário. As linhas brancas de contorno limitam as regiões de significância ao nível de 5%. A região externa ao desenho de um cone é a área sujeita a efeitos de borda e, portanto, onde as estatísticas devem ser interpretadas com cautela.

A Figura 11 (a) sugere que de 1996 a 2004, período pós-Plano Real até segundo ano do governo Lula, a variabilidade da inflação foi determinada por ciclos estatisticamente significativos quando comparados ao espectro de um processo AR(1) de alta frequência (inferiores a 1 ano). Entre 2002 e 2004, os ciclos de período de 1 a 2 anos também se tornaram estatisticamente importantes. De 2005 a 2010, a volatilidade em todas as frequências diminuiu, caracterizando um período de moderação na variabilidade da inflação. A partir de então, a variância da série aumentou novamente, se concentrando em ciclos de frequência anual, principalmente em 2014 e 2015. Explicações possí-

Figura 10: Correlação cruzada do hiato calculado através da metodologia wavelet com: (a) inflação; e (b) retorno real do Ibovespa.

(a)



(b)

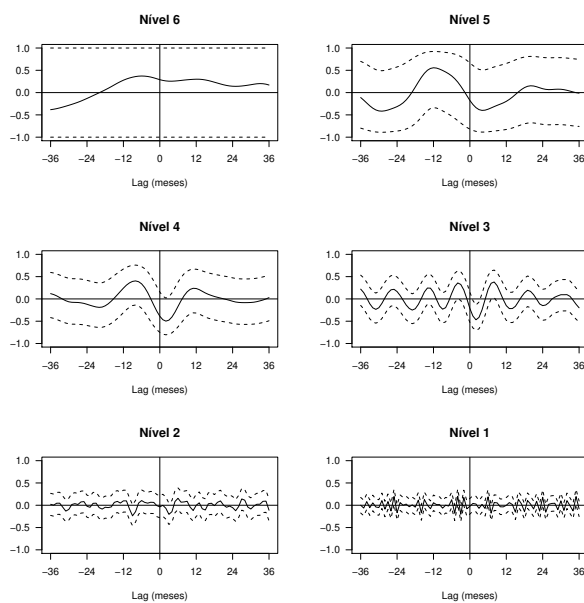
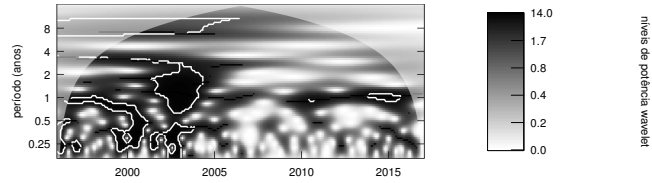
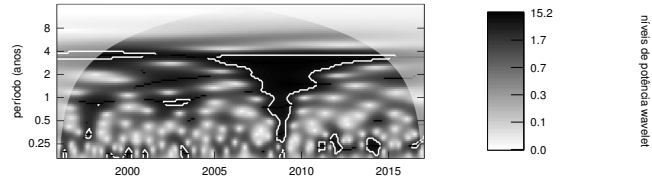


Figura 11: Espectro wavelet: (a) inflação; (b) hiato; (c) taxa de crescimento da produção industrial; e (d) retorno do Ibovespa.

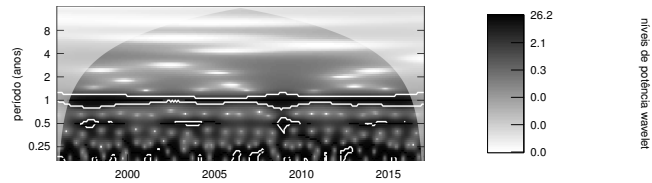
(a)



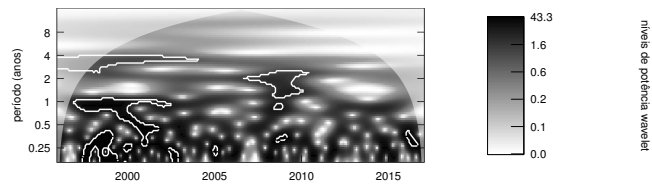
(b)



(c)



(d)



veis para esses resultados podem estar relacionadas à manutenção da política macroeconômica na transição de governo no início dos anos 2000 e ao comportamento dos preços administrados.⁷

Durante todo o período considerado, o espectro *wavelet* do hiato do produto da Figura 11 (b) contém alta potência no ciclo de negócios, tal como definido anteriormente. De 2008 a 2012, coincidentemente com o início da crise financeira internacional, os ciclos de curto prazo também se manifestaram importantes na variabilidade da série. Essa volatilidade de curto prazo também esteve presente em 1998 e 2003, onde observa-se a crise cambial de 1998 e os efeitos da crise de confiança na economia brasileira de 2002.

Na Figura 11 (c), é notável a presença de ciclos de altíssima frequência, inferiores a 4 meses, e o ciclo anual da taxa de variação da produção industrial. Eventualmente, ocorrem flutuações semestrais significativas, espaçadas com certa regularidade, como em 1997, 2003, 2008 e 2014-2015. O formato relativamente padronizado do espectro sugere que, do ponto de vista da análise *wavelet*, a volatilidade da produção industrial não apresenta picos ao longo do tempo, o que poderia se supor diante da maior exposição aos choques a que o produto poderia estar submetido em decorrência do processo de abertura comercial que se iniciou nos anos 1990.

Em consonância com a evidência encontrada na análise discreta, o espectro do retorno real do Ibovespa desenhado na Figura 11 (d) é bastante caracterizado por ciclos de curto prazo, destacando-se o horizonte 1998-2003. É possível identificar ciclos na frequência acima de 1 ano entre 2008 e 2010. Entre 2010 e 2014 há certa moderação na variabilidade cíclica de curto prazo.

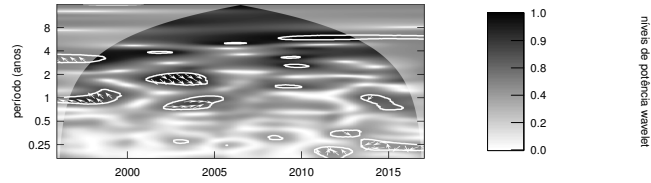
Na Figura 12 se observa a coerência e a diferença de fase entre pares de variáveis (vide equações (16) e (18) do Apêndice), o que permite estudar o sincronismo entre elas. Pode-se perceber a evolução temporal entre as escalas ou períodos de tempo medidos em meses. As regiões estatisticamente significativas são delimitadas por linhas brancas e preenchidas com setas, que indicam a diferença de fase entre as variáveis. A direção e a rotação das setas determinam, respectivamente, o sinal e a antecedência da relação, como pode ser consultado em Aguiar & Soares (2011). Por exemplo, as setas voltadas para a direita e para baixo na Figura 12 (a) informam que a inflação e o hiato do produto são positivamente correlacionados, com o ciclo do hiato antecedendo ao da inflação. Valores baixos de coerência são indicados pelas áreas mais claras do gráfico e os mais altos pelas mais escuras. O cone de influência separa o plano em regiões onde as estatísticas são mais confiáveis.

Antes de 2000, a inflação e o hiato do produto flutuavam em fases opostas, com o hiato sendo a variável a se mover primeiro. Essa observação é estatisticamente válida para o período associado ao ciclo anual. Houve mudança na frequência do ciclo e no sincronismo da relação entre as duas séries no intervalo próximo a 2002-2005, no qual o ciclo do hiato antecedia ao da inflação, agora na frequência próxima a dois anos. A partir de então, regiões de alta coerência, estatisticamente significativas, são escassas, levando a uma fraca ligação entre inflação e hiato do produto. Portanto, a análise contínua revela um detalhe adicional em relação à discreta: ainda que essa relação não seja expressiva na amostra como um todo, ela varia ao longo do tempo e já foi mais

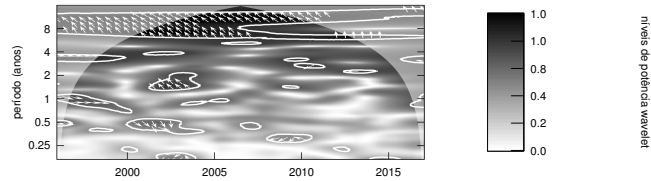
⁷A transformada MODWT dos preços monitorados, não reportada, indica que até 2007 havia a presença de ciclos nas escalas 1, 2, 4 e 8. A partir de então, esses preços tornam-se estáveis, voltando em 2015, aproximadamente, a conter flutuações nas escalas de curto prazo.

Figura 12: Coerência wavelet: (a) inflação e hiato; (b) inflação e retorno do Ibovespa; (c) retorno do Ibovespa e hiato; e (d) retorno do Ibovespa e taxa de crescimento da produção industrial.

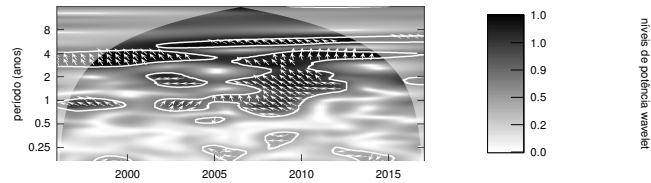
(a)



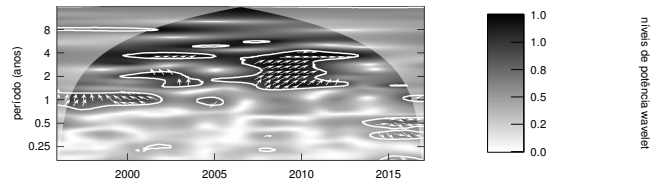
(b)



(c)



(d)



forte no passado, o que está de acordo com a observação de Blanchard et al. (2016) apresentada ao final desta subseção.

Já a coerência entre o retorno do Ibovespa e a inflação, Figura 12 (b), é relativamente baixa, com alguma relevância entre 2002 e 2004.

Por outro lado, a coerência entre o retorno do Ibovespa e o hiato, Figura 12 (c), é mais bem estabelecida. Há uma associação entre os ciclos de período superior a quatro anos durante praticamente todo o período de análise. O impacto da crise financeira internacional também pode ser percebido. Entre 2008 e 2010, há um espalhamento das regiões de alta coerência no ciclo de 4 anos em direção aos de até 1 ano, com menor magnitude entre 2 e 3 anos, aproximadamente. Ainda analisando esse período, as flechas da figura levam a concluir que as duas variáveis flutuavam em fase opostas nos ciclos de até 2 anos, movendo-se primeiro o hiato. Ao nível de atividade acima do potencial em um determinado período advinha à redução no retorno do Ibovespa. Nos ciclos vizinhos a 4 anos a fase muda, com alternância na variável antecedente. A Figura 12 (c) permite concluir que as correlações observadas na Figura 6 são influenciadas pelos eventos entre 2008 e 2012.

O cálculo da coerência no caso retorno do Ibovespa versus a taxa de crescimento da produção industrial é marcado por valores altos em torno do quadriênio 2008-2012 nos ciclos entre 2 a 4 anos, Figura 12 (d). As variáveis são positivamente correlacionadas. Isso sugere que nesse período e nesse horizonte cíclico o aumento (redução) do retorno real do Ibovespa precede ao acréscimo (decréscimo) da produção industrial. Nota-se que a região de alta coerência é um pouco distinta da observada no caso do hiato. Note que essa análise confirma e complementa o observado na Figura 7. Ratifica que os ciclos relevantes são superiores a 2 anos (nível 5 da Figura 7) e suplementa no sentido de estabelecer onde exatamente essa relação se torna mais forte, 2008-2012.

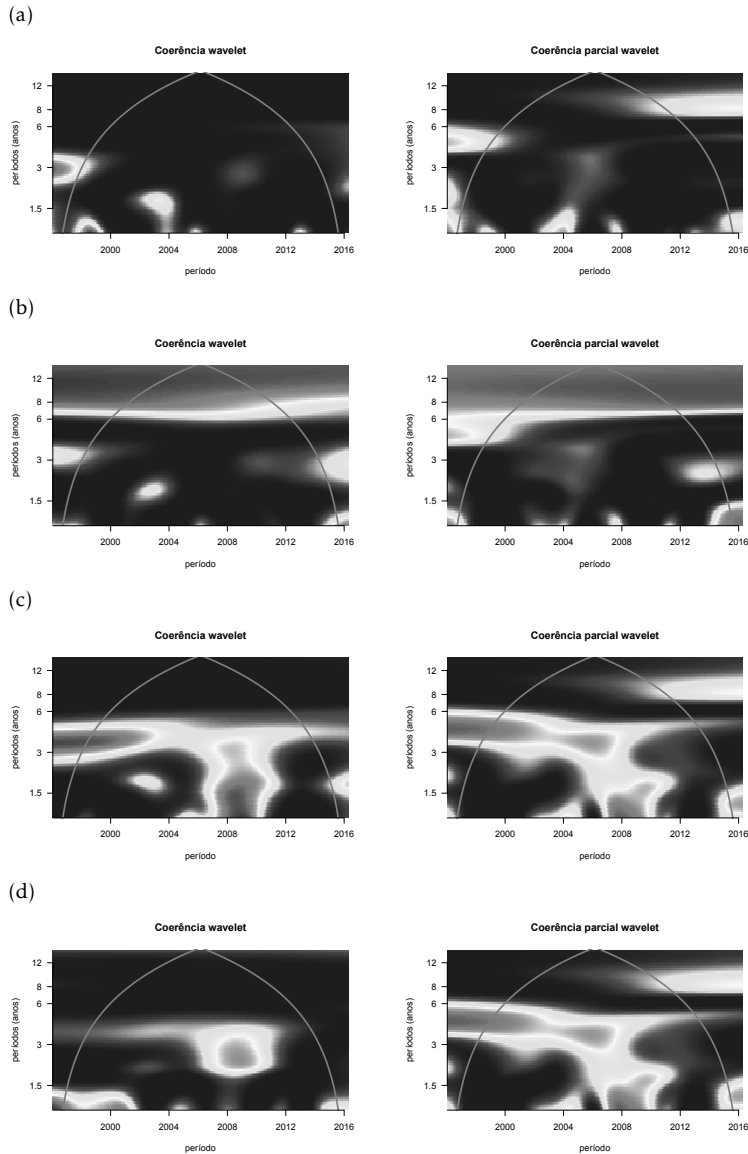
Na Figura 13, coloca-se lado a lado a coerência total e parcial *wavelet* entre as variáveis, seguindo Aguiar & Soares (2011). Essa abordagem é uma extensão ao conceito de coerência, análoga à diferença entre a noção de correlação simples e parcial no domínio do tempo. A ideia é verificar a relação entre duas variáveis controlando o efeito de uma terceira, que eventualmente compartilha de um mesmo ciclo com as outras duas. Na Figura 13 (a), à esquerda, calcula-se a coerência entre a inflação e o hiato e, à direita, a coerência parcial entre essas mesmas variáveis após controlar os ciclos comuns do retorno real do Ibovespa. O painel (b) destaca a relação entre a inflação e o retorno real do Ibovespa, sendo o hiato a variável a ser controlado no painel à direita. Em (c) avalia-se o retorno real do Ibovespa e o hiato, controlando a inflação; e em (d) o hiato é substituído pela taxa de crescimento do produto industrial.⁸

Os resultados mostrados na Figura 13 (a) e (b) não mudam a percepção da forma como a inflação se relaciona com o hiato e o retorno real do Ibovespa, respectivamente. Por outro lado, o cálculo da coerência parcial altera a interpretação da ligação cíclica do retorno do Ibovespa com o hiato e a taxa de variação da produção industrial, (c) e (d). A relação de curto prazo, observada em torno de 2008, entre o retorno do Ibovespa e o hiato do produto, lado esquerdo de (c), fica mais restrita ao curtíssimo prazo ao se calcular a coerência parcial, ao passo que o ciclo acima de 3 anos se estende de 1996 até

⁸Ao contrário das figuras anteriores desta Seção, nesse caso particular da Figura 13, as áreas mais escuras do gráfico representam as regiões de menor volatilidade na série e as mais claras o caso contrário. Igualmente, valores baixos de coerência são indicados pelas áreas mais escuras do gráfico e os mais altos pelas mais claras.

2008. No caso da taxa de crescimento da produção industrial e o retorno do Ibovespa, o cálculo da coerência parcial faz surgir alguma relação nos ciclos de alta frequência e torna mais ampla a relação entre essas variáveis no ciclo de 3 anos.

Figura 13: Coerência e coerência parcial wavelet: (a) inflação e hiato; (b) inflação e retorno real do Ibovespa; (c) retorno real do Ibovespa e hiato; e (d) retorno real do Ibovespa e taxa de crescimento da produção industrial.



De forma geral e diante dos diversos resultados empíricos, observa-se, às vezes, resultados em direção ao esperado, seja a favor da relação positiva entre inflação e hiato do produto presente em uma curva de Phillips ou da hi-

pótese de Fisher. Ainda, apesar de em algumas escalas a intrigante relação negativa entre retorno de ações e inflação se fazer presente, os resultados não corroboram a hipótese *proxy* de Fama (1981) no sentido de que a mesma seria induzida pela relação negativa entre a inflação e atividade econômica (estagnação). Contudo, os mesmos não são consistentes ao longo das frequências e tempo, pois significativa heterogeneidade é observada. Todavia, cabe destacar que, desde o início da crise de 2008, a relação entre inflação e produto nas economias mais avançadas tem sido substancialmente diferente da observada anteriormente, o que se pode esperar também da relação retorno de ações e inflação. Conforme Blanchard et al. (2016), existem evidências convincentes de que a relação entre hiato do produto e inflação já não é a mesma de antes, pois tem-se observado uma relação fraca (tanto em magnitude quanto em significância estatística) entre hiato do produto e inflação dada uma taxa de inflação esperada. Assim, torna-se relevante para a política monetária se essa relação mais fraca é uma tendência de longo prazo ou um resultado da crise em si, seja nas economias avançadas ou mesmo nas emergentes como a do Brasil.

5 Considerações Finais

A principal inovação deste trabalho foi utilizar a metodologia *wavelet* na análise da relação entre retorno de ações, inflação e atividade econômica brasileira. A aplicação desse método faz sentido pois a hipótese de Fisher (relação entre o retorno de ativos nominais e inflação), a ligação entre retorno real de ações e atividade econômica por meio do modelo do fluxo de caixa descontado, a hipótese *proxy* de Fama (1981) e a relação entre inflação e atividade econômica prescrita na curva de Phillips podem depender da escala de medida dessas variáveis decompostas e agregadas no curto, médio e longo prazos. A abordagem *wavelet* permite exatamente a decomposição das séries escala por escala.

Dessa forma, observa-se a relação temporal entre inflação, hiato do produto, taxa de crescimento da produção industrial e retorno do Ibovespa em diferentes escalas de tempo. Empregou-se a transformada *wavelet* discreta na versão MODWT. Como procedimento complementar, as séries também foram decompostas e analisadas na versão contínua. A investigação englobou a decomposição da variância das séries; o cálculo da correlação simples, parcial, múltipla e cruzada; a estimação de regressões em várias escalas; e a obtenção do hiato através da suavização bayesiana no método *wavelet*.

Em uma perspectiva geral, apesar de em algumas escalas a intrigante relação negativa entre retorno de ações e inflação se fazer presente, os resultados não corroboram a hipótese *proxy* de Fama (1981) no sentido de que a mesma seria induzida pela relação negativa entre a inflação e atividade econômica. Ainda, a relação entre retorno real de ações e atividade econômica não é independente da inflação, como implica a hipótese de Fisher.

Do ponto de vista mais descritivo, os resultados mostram evidências de que a estrutura das séries não é a mesma em termos de escala. Na inflação e hiato predominam as escalas de médio e longo prazos, enquanto na composição da taxa de crescimento da produção industrial e retorno real do índice acionário o componente de curto prazo é o determinante. A análise *wavelet* também revela que a relação entre as variáveis é bastante moderada ao longo do tempo e, quando existente, predomina nas escalas de médio e longo pra-

zos e tende a se pronunciar nos momentos em que eventos anormais afetam significativamente a economia, como a crise financeira internacional do final da década de 2000 e a crise de confiança na economia brasileira no início dos anos 2000.

Em particular, os resultados empíricos levaram às seguintes conclusões, a saber: i) da análise de variância, os ciclos relevantes da inflação e do hiato do produto são superiores a 1 ano, ao passo que é de curto prazo o do retorno real do Ibovespa e do crescimento da produção industrial; ii) a análise da correlação mostrou muito pouca evidência de relação contemporânea, cruzada, parcial ou múltipla; iii) a regressão das séries em cada escala, obtidas da análise de multirresolução, confirmou os resultados anteriores no tocante ao curto e médio prazos; iv) a relação entre a inflação e o hiato do produto não é sensível ao modo como o hiato foi determinado, ou seja, tanto o hiato HP como o *wavelet* levam às mesmas conclusões, embora essas duas séries tenham estruturas diferentes. Por outro lado, a correlação com o retorno real do Ibovespa fica mais restrita ao curto prazo devido ao fato de o método de suavização utilizado na construção do hiato atribuir maior peso aos ruídos na escala mais fina.

A análise contínua complementou a abordagem discreta e, em um certo sentido, visto que os filtros aplicados são diferentes, serviu como um instrumento para testar a robustez dos resultados. De fato, as conclusões são similares. Porém, dos resultados dessa metodologia vale destacar os seguintes pontos que ficaram mais evidentes: i) após passar por um período onde estiveram presentes ciclos de alta frequência, a partir de 2004 a inflação entrou em uma fase de moderação, até 2010; ii) como esperado, o hiato do produto foi a variável mais afetada pela crise financeira internacional, manifestando-se ciclos de diversas ordens; iii) o espectro da taxa de crescimento da produção industrial é bastante concentrado na alta frequência, com formato relativamente uniforme durante o período estudado, o que pode sugerir que o processo de abertura comercial não influenciou a geração de picos nessa variável; e iv) a volatilidade de curto prazo do retorno real do índice acionário no período 1998 a 2003 foi bastante expressiva e o impacto da crise financeira internacional não foi drástico; v) ainda que a relação entre inflação e hiato do produto seja reduzida na amostra como um todo, corroborando a análise discreta, ela varia ao longo do tempo e já foi mais forte no passado.

Agradecimentos

Os autores agradecem ao parecerista anônimo pelos valiosos comentários e reforçam os agradecimentos presentes na Série de Trabalhos para Discussão do Banco Central, n. 471. O segundo autor é grato pelo suporte financeiro que tem recebido do CNPq, CAPES e FAPEMIG. Os eventuais erros remanescentes são de nossa inteira responsabilidade. As opiniões expressas neste trabalho são exclusivamente dos autores e não refletem, necessariamente, a visão do Banco Central do Brasil.

Referências Bibliográficas

Aguiar, L. F. & Soares, M. J. (2011), *The Continuous Wavelet Transform: A Primer*, NIPE Working Papers 16/2011, NIPE - Universidade do Minho.

URL: <http://EconPapers.repec.org/RePEc:nip:nipewp:16/2011>

Akerlof, G. A. (2002), 'Behavioral macroeconomics and macroeconomic behavior', *American Economic Review* **92**(3), 411–433.

Alagidede, P. & Panagiotidis, T. (2012), 'Stock returns and inflation: Evidence from quantile regressions', *Economics Letters* **117**(1), 283–286.

Blanchard, O., Dell'Ariccia, G. & Mauro, P. (2016), Introdução: repensando a política macroeconômica II, in G. Akerlof, J. Stiglitz, D. Romer & O. Blanchard, eds, 'O que nós aprendemos: a política macroeconômica no pós-crise', 1 edn, Rio de Janeiro: Alta Books, p. 352.

Bodie, Z. (1976), 'Common stocks as a hedge against inflation', *Journal of Finance* **31**(2), 459–70.

Canova, F. & Nicoló, G. D. (2000), 'Stock returns, term structure, inflation, and real activity: An international perspective', *Macroeconomic Dynamics* **4**(03), 343–372.

Constantine, W. & Percival, D. (2016), *wmtsa: Wavelet Methods for Time Series Analysis*. R package version 2.0-2.

URL: <https://CRAN.R-project.org/package=wmtsa>

Fama, E. (1981), 'Stock returns, real activity, inflation, and money', *American Economic Review* **71**(4), 545–65.

URL: <http://EconPapers.repec.org/RePEc:aea:aecrev:v:71:y:1981:i:4:p:545-65>

Fama, E. F. & Schwert, G. (1977), 'Asset returns and inflation', *Journal of Financial Economics* **5**(2), 115–146.

URL: <http://EconPapers.repec.org/RePEc:eee:jfinec:v:5:y:1977:i:2:p:115-146>

Feldstein, M. (1980), 'Inflation and the stock market', *American Economic Review* **70**(5), 839–47.

Fernández-Macho, J. (2012), 'Wavelet multiple correlation and cross-correlation: A multiscale analysis of eurozone stock markets', *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications* **391**(4), 1097 – 1104.

Gallegati, M. (2008), 'Wavelet analysis of stock returns and aggregate economic activity', *Computational Statistics & Data Analysis* **52**(6), 3061 – 3074.

Gallegati, M. & Gallegati, M. (2007), 'Wavelet Variance Analysis of Output in G-7 Countries', *Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics* **11**(3), 1–25.

Gallegati, M., Gallegati, M., Ramsey, J. B. & Semmler, W. (2011), 'The US wage phillips curve across frequencies and over time', *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* **73**(4), 489–508.

Gençay, R. & Fan, Y. (2007), *Unit Root Tests with Wavelets*, MPRA Paper 9832, University Library of Munich, Germany.

URL: <https://ideas.repec.org/p/pramprapa/9832.html>

Gençay, R., Selçuk, F. & Whitcher, B. (2002), *An introduction to wavelets and other filtering methods in finance and economics*, Academic Press, San Diego.

- Gentil, D. L. & Messenberg, R. P. (2009), *Crescimento econômico: produto potencial e investimento*, Rio de Janeiro: IPEA.
- Geske, R. & Roll, R. (1983), 'The fiscal and monetary linkage between stock returns and inflation', *Journal of Finance* **38**(1), 1-33.
- Gultekin, N. B. (1983), 'Stock market returns and inflation: Evidence from other countries', *Journal of Finance* **38**(1), 49-65.
- Jaffe, J. F. & Mandelker, G. (1976), 'The fisher effect for risky assets: an empirical investigation', *Journal of Finance* **31**, 447-458.
- Johnstone, I. M. & Silverman, B. W. (2005a), 'Empirical bayes selection of wavelet thresholds', *The Annals of Statistics* **33**(4), 1700-1752.
- Johnstone, I. & Silverman, B. (2005b), 'Ebayesthresh: R programs for empirical bayes thresholding', *Journal of Statistical Software* **12**(1), 1-38.
- Kim, S. & In, F. (2005), 'The relationship between stock returns and inflation: new evidence from wavelet analysis', *Journal of Empirical Finance* **12**(3), 435-444.
- Lee, B. S. (2010), 'Stock returns and inflation revisited: An evaluation of the inflation illusion hypothesis', *Journal of Banking & Finance* **34**(6), 1257-1273.
- Lundberg, C. (2015), *Multiresolution Regression*, Documentos de trabalho / working papers, Department of Economics, San Diego State University.
URL: https://editorialexpress.com/cgi-bin/conference/download.cgi?db_name=EEAESEM2016&paper_id=192
- Mankiw, N. G. & Reis, R. (2010), Imperfect Information and Aggregate Supply, *Handbook of Monetary Economics*, Elsevier, chapter 5, pp. 183-229.
- Mitra, S., Maheswari, V. & Mitra, A. (2011), 'A wavelet filtering based estimation of output gap', *Applied Mathematics and Computation* **218**(7), 3710 - 3722.
- Modigliani & Cohn, R. A. (1979), 'Inflation, rational valuation, and the market', *Financial Analysts Journal* **35**(2), 24-44.
- Nason, G. (2008), *Wavelet Methods in Statistics with R*, 1 edn, Springer.
- Nelson, C. (1976), 'Inflation and rates of return on common stocks', *Journal of Finance* **31**(2), 471-83.
- Nunes, M. S., Costa Jr, N. C. A. d. & Meurer, R. (2005), 'A relação entre o mercado de ações e as variáveis macroeconômicas: uma análise econômica para o Brasil', *Revista Brasileira de Economia* **59**, 585 - 607.
- Percival, D. B. & Walden, A. T. (2000), *Wavelet methods for time series analysis*, Cambridge Univ. Press.
- Phillips, A. W. (1958), 'The relation between unemployment and the rate of change of money wage rates in the united kingdom', *Economica* **25**(100), 283-299.

Pimentel, E. A. (2013), 'A wavelets-based analysis of the phillips curve hypothesis for the Brazilian economy, 1980-2011', *Economia Aplicada* **17**, 90 – 114.

Pimentel, E. & Silva, J. (2011), 'Decomposição de ondaletas, análise de volatilidade e correlação para índices financeiros', *Estudos Econômicos (São Paulo)* **41**(2), 441–462.

Polanco-Martínez, J. M. & Abadie, L. M. (2016), 'Analyzing crude oil spot price dynamics versus long term future prices: A wavelet analysis approach', *Energies* **9**(12).

Roesch, A. & Schmidbauer, H. (2014), *WaveletComp: Computational Wavelet Analysis*. R package version 1.0.

URL: <https://CRAN.R-project.org/package=WaveletComp>

Silverman, B. W. (2012), *EbayesThresh: Empirical Bayes Thresholding and Related Methods*. R package version 1.3.2.

URL: <https://CRAN.R-project.org/package=EbayesThresh>

Terra, P. R. S. (2006), 'Inflação e retorno do mercado acionário em países desenvolvidos e emergentes', *Revista de Administração Contemporânea* **10**, 133 – 158.

Tiwari, A. K., Oros, C. & Albulescu, C. T. (2014), 'Revisiting the inflation–output gap relationship for France using a wavelet transform approach', *Economic Modelling* **37**, 464 – 475.

Torrence, C. & Compo, G. P. (1998), 'A practical guide to wavelet analysis', *Bulletin of the American Meteorological Society* **79**(1), 61–78.

Whitcher, B. (2015), *waveslim: Basic wavelet routines for one-, two- and three-dimensional signal processing*. R package version 1.7.5.

URL: <https://CRAN.R-project.org/package=waveslim>

A Transformada Discreta

O tratamento formal da transformada *wavelets* discreta pode ser visto em Percival & Walden (2000), Gençay et al. (2002) e Nason (2008), que são referências comumente citadas em trabalhos nessa área. A implementação do método ocorreu por meio dos pacotes *wmtsa* e *waveslim* pela plataforma R, desenvolvidos, respectivamente, por Constantine & Percival (2016) e Whitcher (2015).

Os coeficientes *wavelets* $\tilde{d}_{j,t}$ e de escala $\tilde{s}_{j,t}$ da MODWT no nível j e no índice t são, respectivamente, definidos por:

$$\tilde{d}_{j,t} = \sum_{l=0}^{L-1} \tilde{h}_l \tilde{s}_{j-1,t-2^{j-1}l \bmod N}, \quad (5)$$

$$\tilde{s}_{j,t} = \sum_{l=0}^{L-1} \tilde{g}_l \tilde{s}_{j-1,t-2^{j-1}l \bmod N}. \quad (6)$$

Para uma série qualquer $X_0, X_1 \dots X_{N-1}$, a operação $X_{l \bmod N}$ aumenta a dimensão da série de modo circular, por exemplo, $X_{-1} = X_{N-1}, X_{-2} = X_{N-2}, X_N = X_0, X_{N+1} = X_1$, etc. Por definição, $\tilde{s}_{0,t} = X_0, X_1 \dots X_{N-1}$, com $t = 0, 1 \dots N - 1$. A variável L corresponde à dimensão dos filtros g e h . No caso do filtro *wavelet* LA(8), $L = 8$.

A variância não enviesada é calculada da seguinte forma:

$$\widehat{v}_X^2(\lambda_j) = \frac{1}{M_j} \sum_{t=L_j-1}^{N-1} \tilde{d}_{j,t}^2, \quad (7)$$

onde $\lambda_j = 2^{j-1}$, $L_j = (2^j - 1)(L - 1) + 1$ e $M_j = N - L_j + 1$. A variável M_j controla os coeficientes de borda gerados no processo de extensão circular da série.

Considerando $Q_n(p)$ como o p X100 ponto percentual de uma distribuição qui-quadrado com n graus de liberdade, o intervalo de confiança da variância, aproximado de $100(1 - 2p)\%$, é dado por:

$$\left[\frac{n\widehat{v}_X^2(\lambda_j)}{Q_n(1-p)}, \frac{n\widehat{v}_X^2(\lambda_j)}{Q_n(p)} \right]. \quad (8)$$

Supondo duas séries temporais X e Y , um estimador não enviesado da correlação *wavelet* na escala λ_j , obtido via MODWT, é calculado como:

$$\widehat{\rho}_{XY}(\lambda_j) = \frac{cov(\tilde{d}_{j,t}^X, \tilde{d}_{j,t}^Y)}{\sqrt{(\widehat{v}_X^2(\lambda_j))(\widehat{v}_Y^2(\lambda_j))}}, \quad (9)$$

onde,

$$cov(\tilde{d}_{j,t}^X, \tilde{d}_{j,t}^Y) = \widehat{\gamma}_{XY}(\lambda_j) = \frac{1}{M_j} \sum_{t=L_j-1}^{N-1} \tilde{d}_{j,t}^X \tilde{d}_{j,t}^Y. \quad (10)$$

Finalmente, a correlação cruzada entre X e Y na escala λ_j e defasagem v é dada por:

$$\widehat{\rho}_{XY,v}(\lambda_j) = \frac{\widehat{\gamma}_{XY,v}(\lambda_j)}{\sqrt{(\widehat{v}_X^2(\lambda_j))(\widehat{v}_Y^2(\lambda_j))}}. \quad (11)$$

B Transformada Contínua

O tratamento formal da transformada *wavelet* contínua pode ser visto em, por exemplo, Percival & Walden (2000). A implementação do método ocorreu por meio do pacote WaveletComp pela plataforma R, desenvolvido por Roesch & Schmidbauer (2014). A apresentação a seguir é baseada em Torrence & Compo (1998), Aguiar & Soares (2011) e Roesch & Schmidbauer (2014).

Nesse artigo empregou-se a função *wavelet*-mãe de Morlet, com frequência angular igual a 6, o que permite interpretar a escala como o inverso da frequência, definida por:

$$\psi(t) = \pi^{-1/4} e^{6it} e^{-t^2/2}. \quad (12)$$

Dado ψ , a transformada contínua de uma série temporal $x(t)$ é definida como a convolução da série com um conjunto de funções *wavelets* filhas, geradas a partir da função *wavelet* mãe pela translação no tempo (τ) e mudança na escala (s):

$$W_x(\tau, s) = \frac{1}{\sqrt{|s|}} \int_{-\infty}^{\infty} x(t) \bar{\psi}\left(\frac{t-\tau}{s}\right) dt, \quad (13)$$

com $\bar{\psi}$ denotando o conjugado complexo e $\frac{1}{\sqrt{|s|}}$ correspondendo a uma constante de normalização, que iguala a energia das ondaletas filhas e mãe, garantindo que tenham variância unitária.

A transformada *wavelet* da função base de Morlet decompõe e descreve a série no domínio da frequência, possibilitando a análise em diversas escalas de frequência e de tempo.

Uma medida da distribuição da variância no plano tempo-frequência pode ser obtida do quadrado da amplitude de um componente periódico da série temporal, interpretado como o espectro de energia *wavelet* em um local específico, cuja definição é:

$$WPS_x(\tau, s) = \frac{1}{s} |W_x(\tau, s)|^2. \quad (14)$$

Como a base Morlet tem valor complexo, a transformada da série também é complexa, o que permite escrever $W_x(\tau, s)$ na forma polar, cuja fase é função da parte imaginária (Im) e real (Re):

$$\phi_x(\tau, s) = \tan^{-1} \left(\frac{\text{Im}(W_x(\tau, s))}{\text{Re}(W_x(\tau, s))} \right). \quad (15)$$

A transformada coerência em ondaletas entre duas séries temporais é definida como a razão entre o espectro cruzado e o produto dos espectros individuais:

$$R_{xy}^2 = \frac{|S(W_{xy}(\tau, s))|^2}{S(WPS_x(\tau, s)) S(WPS_y(\tau, s))}, \quad (16)$$

onde a transformada cruzada *wavelet* (W_{xy}) é dada por:

$$W_{xy}(\tau, s) = \frac{1}{s} W_x(\tau, s) \overline{W_y(\tau, s)}, \quad (17)$$

e S é um operador de suavização no tempo (τ) e escala (s).

A diferença de fase é definida como:

$$\phi_{x,y}(\tau, s) = \tan^{-1} \left(\frac{\text{Im}(W_{xy}(\tau, s))}{\text{Re}(W_{xy}(\tau, s))} \right). \quad (18)$$

SISTEMA INTERESTADUAL DE INSUMO-PRODUTO DO BRASIL: UMA APLICAÇÃO DO MÉTODO SUIT

JOAQUIM JOSÉ MARTINS GUILHOTO *
CARLOS ALBERTO GONÇALVES JUNIOR †
JAQUELINE COELHO VISENTIN ‡
DENISE IMORI §
KEYI ANDO USSAMI ¶

Resumo

Este artigo propõe um método para a estimação de Tabelas de Produção e Uso Inter-regionais em condições de informação limitada denominado Supply and Use Interregional Tables – SUIT. O SUIT é aplicado na construção de um sistema para as 27 Unidades da Federação (UF) brasileiras para o ano de 2011. As principais características do SUIT são de: (i) poder ser diretamente aplicado a sistemas compostos por diferentes hierarquias regionais, (ii) ser consistente com as matrizes de insumo-produto nacionais e (iii) ser consistente com o sistema de contas regionais do IBGE. O artigo faz uma análise da estrutura produtiva, das relações interestaduais e dos fluxos de comércio entre as UFs.

Palavras-chave: insumo-produto; modelo inter-regional; Brasil.

Abstract

This paper proposes a method for the estimation of interregional supply and use tables in conditions of limited information called Supply and Use Interregional Tables - SUIT. The SUIT is applied in the estimation of a system for the 27 Brazilian Federation Units (FU) for the year 2011. The main characteristics of SUIT are: (i) it can be directly applied to systems composed of different regional hierarchies, (ii) it is consistent with national input-output matrices and (iii) it is consistent with the regional accounts system of Brazilian Statistical Office (IBGE). The paper makes analysis of the productive structure, the interstate relations and the trade flows among the FUs.

Keywords: input-output; interregional model; Brazil.

JEL classification: C67, D57, R15

DOI: <http://dx.doi.org/10.11606/1980-5330/ea139552>

* Organização para Cooperação e Desenvolvimento Econômico (OCDE) e Universidade de São Paulo. E-mail: joaquim.guilhoto@oecd.org. O conteúdo desta publicação expressa a visão deste autor e não necessariamente representa a visão da OCDE ou dos seus países membros.

† Professor Adjunto no Departamento de Economia da Universidade Estadual do Oeste do Paraná (UNIOESTE). E-mail: carlosalbertojr@hotmail.com

‡ Universidade de São Paulo. E-mail: coelhovisentin@gmail.com

§ DERSA – Desenvolvimento Rodoviário S/A. E-mail: denise.imori@dorsa.sp.gov.br

¶ Universidade de São Paulo. E-mail: keyi.ussami@usp.br

1 Introdução

O progresso econômico não ocorre ao mesmo tempo e em todas as partes de uma região. Existem forças que provocam a concentração espacial do crescimento em torno dos pontos onde ele se inicia. Isso faz com que regiões de um mesmo país apresentem disparidades econômicas bastante significativas (Hirschman 1977).

No caso do Brasil, a disparidade econômica entre as Unidades da Federação (UFs) é patente. Existem estados como o de São Paulo, que ocupa menos que 3% da extensão territorial brasileira e é responsável por 32% da produção do país, e estados como o do Pará, com 15% do território nacional e que responde por pouco mais de 2% da produção¹.

Além disso, de acordo com Hirschman (1977), o crescimento econômico pode ser transmitido entre as regiões. Isto é, uma vez que o crescimento se fortaleça em uma região, coloca em movimento forças que atuam nas partes restantes. Para o autor, o crescimento econômico de uma região causa uma série de repercussões, positivas ou negativas, nas demais regiões, a depender das relações de interdependência econômica estabelecidas entre elas.

Nesse cenário, dada a disparidade econômica entre os estados brasileiros e as suas diferentes estruturas produtivas, identificar como se estabelecem as relações econômicas interestaduais e como o crescimento de um estado pode afetar a economia das demais UFs é de suma importância. Essas informações podem auxiliar os gestores públicos a reduzir a desigualdade econômica regional, por exemplo.

A matriz insumo-produto nacional, por tratar todo o país como uma única região, não é capaz de captar como se dão as relações econômicas entre as UFs, principalmente no que diz respeito aos fluxos de comércio associados à estrutura produtiva e à Demanda Final entre os estados brasileiros.

Outrossim, é importante considerar que a construção de um sistema inter-regional de insumo-produto permite acessar as informações sobre as economias regionais, bem como torna possível a realização de análises de impactos e simulações de cenários em um recorte regional detalhado, tais como os empregados pelos estudos de Carvalho & Perobelli (2009) e Perobelli et al. (2007).

Diante do exposto, o presente trabalho tem como objetivo apresentar o processo de construção de um sistema inter-regional de insumo-produto utilizando o método *Supply and Use Interregional Tables* – SUIT. Posteriormente, é realizada uma análise preliminar das relações interestaduais e da estrutura produtiva interestadual utilizando o sistema inter-regional estimado.

Não é objetivo do artigo discutir os vários conceitos de método. Para os fins aqui propostos, considera-se “método” como o conjunto de atividades sistemáticas e racionais que, com maior segurança e economia, permite alcançar o objetivo (Lakatos & Marconi 2011). Além disso, para Kaplan (1969) o método deve permitir a compreensão do caminho seguido no processo de investigação, o que torna possível a outros cientistas retrair os procedimentos daquele que alcança um resultado válido.

Desta forma, o SUIT combina, de forma sistemática, técnicas amplamente aplicadas na construção de sistemas inter-regionais de insumo-produto² como:

¹Dados do Instituto Nacional de Geografia e Estatística (IBGE) para o ano de 2012. Disponíveis em <http://www.ibge.gov.br/estadosat/>.

²Ver Miller & Blair (2009).

(i) Quocientes Locacionais; (ii) Quocientes Locacionais Interindústrias; e (iii) o método iterativo RAS. Isso permite que outros pesquisadores compreendam caminho percorrido e reproduzam, passo a passo, os procedimentos utilizados. Por isso, é denominado método SUIIT.

Diferente de outros métodos, como o *Interregional Input-Output Adjustment System* – IIOAS apresentado em Haddad et al. (2017), o SUIIT não utiliza matrizes de comércio construídas a partir da impedância comercial entre os pares origem-destino; isso dá maior flexibilidade ao SUIIT na construção de sistemas compostos por diferentes hierarquias regionais (município – estado – país)³.

Além disso, o SUIIT é construído combinando as abordagens *bottom-up* e *top-down*⁴. Dessa forma, ao mesmo tempo em que o método garante a consistência com as Matrizes Usos e Produção nacionais e com as Contas Regionais, também preserva as peculiaridades econômicas de cada região.

A partir da abordagem proposta, espera-se construir um sistema inter-regional que consiga captar as peculiaridades regionais da economia brasileira, de forma a auxiliar os gestores públicos na alocação eficiente de recursos escassos, com vistas à promoção do desenvolvimento das regiões. Além disso, procura-se contribuir para a discussão metodológica acerca da estimação de sistemas inter-regionais de insumo-produto em condições de informação limitada.

Para isso, o artigo está dividido em cinco seções. A primeira é dedicada a esta introdução. A segunda apresenta uma revisão bibliográfica sobre os métodos de estimação de sistemas inter-regionais de insumo-produto e destaca algumas das principais experiências nacionais e internacionais na estimação desses sistemas. A seção 3 apresenta a descrição do processo de estimação da matriz inter-regional de insumo-produto para os 27 estados brasileiros utilizando o método SUIIT. A quarta seção é dedicada à demonstração de uma das possíveis aplicações da matriz inter-regional de insumo-produto estimada, e é seguida da seção 5, correspondente à conclusão.

2 Análise insumo-produto regional

Desde a década de 1950, diferentes modelos regionais de insumo-produto foram desenvolvidos, principalmente no intuito de capturar as peculiaridades e os padrões de interdependência regionais. Esses modelos podem ser classificados de acordo com os seguintes critérios: (i) número de regiões consideradas; (ii) reconhecimento (ou não) das ligações inter-regionais; (iii) grau de detalhamento implícito nos fluxos inter-regionais de comércio; e (iv) as hipóteses assumidas para estimar os coeficientes de comércio (Sergento 2009).

Os sistemas regionais de insumo-produto podem ser construídos com apenas uma região ou com duas ou mais regiões e suas interconexões. Para Isard et al. (1998), a vantagem dos modelos inter-regionais é considerar os transbordamentos (*spillover effects*), através dos quais podem se verificar as consequências do aumento na demanda de uma dada região sobre as demais regiões consideradas, bem como o *feedback* na própria região onde houve o incremento

³Os detalhes acerca dessa vantagem serão tratados na sessão em que são estimados os fluxos inter-regionais.

⁴Maiores informações sobre as abordagens *top-down* e *bottom-up* em Sanén & Gamboa (2016) e Haddad (2009).

inicial. A magnitude desses efeitos caracteriza o grau de interdependência econômica regional.

Para Leontief (1986), a interdependência econômica entre duas regiões ou entre dois setores da economia pode ser direta ou indireta. A interdependência é direta na medida em que os bens e serviços produzidos em uma região são absorvidos por setores produtivos ou pela demanda final (DF) de outra região. A interdependência indireta ocorre quando a ligação entre tais regiões ou indústrias é estabelecida por meio de setores produtivos de outras regiões, formando os chamados padrões triangulares ou multilaterais de comércio.

Para Isard et al. (1998), o maior foco geográfico dado à análise insumo-produto permite a incorporação de peculiaridades regionais e a concepção de estratégias ligadas ao planejamento urbano. Entretanto, a principal dificuldade para construção de sistemas regionais de insumo-produto é a insuficiência de informações, principalmente acerca dos fluxos comerciais intermediários entre os setores e as regiões.

O problema fundamental em um sistema insumo-produto de várias regiões é a estimação das transações entre as regiões. As matrizes de comércio inter-regional dificilmente estão disponíveis no nível de detalhamento necessário. Além disso, a necessidade de dados cresce exponencialmente com o número de regiões. Por exemplo, um sistema com 3 regiões possui 6 matrizes inter-regionais, já um sistema com 4 regiões possui 12 matrizes inter-regionais (Miller & Blair 2009).

Para Round (1983), muito se avançou desde as primeiras incursões de Isard (1951) e Leontief et al. (1953) em extensões regionais de modelos insumo-produto. Porém, desde o início, a escassez de dados, bem como o alto custo para obtê-los através da coleta específica de dados primários, principalmente no que tange aos fluxos inter-regionais, têm sido os principais obstáculos para pesquisadores dessa área.

Diante da dificuldade de se obterem os dados necessários para construção dos sistemas insumo-produto com várias regiões a partir de dados censitários, os chamados “métodos não censitários” ganharam popularidade acadêmica (Round 1983).

Quando o sistema inter-regional é construído totalmente a partir de informações censitárias diretas, o método é classificado como “método com informação censitária”. Por outro lado, quando as informações utilizadas para construir o sistema inter-regional são estimativas das informações diretas requeridas, o método é classificado como “método não censitário”⁵.

Para Round (1983), a utilização dos termos censitário e não censitário sugerem a existência de duas exclusivas e bem definidas técnicas de pesquisa. No entanto, na prática, as matrizes inter-regionais de insumo-produto são construídas de forma híbrida, combinando várias técnicas, de acordo com a quantidade de dados primários disponíveis.

No que tange aos métodos não censitários, a estimação das informações que não são diretamente conhecidas pode utilizar, entre outros instrumentos: (i) estimações baseadas em Quocientes Locacionais e suas variações; (ii) Modelos Gravitacionais; e (iii) Modelos Iterativos (RAS e suas variações). Contudo, de acordo com Montoya (1999), na prática, quando se desenvolve um sistema

⁵Essa classificação é baseada em Montoya (1999).

inter-regional de insumo-produto, é comum a utilização combinada dessas e de outras formas de estimação⁶.

A construção de sistemas regionais e inter-regionais de insumo-produto é objeto de pesquisas nacionais e internacionais. Flegg et al. (2016) utilizam uma variação da técnica de Quociente Locacional para estimar uma matriz regional para a província de Córdoba na Argentina e comparam essa estimação com outros métodos disponíveis.

Riddington et al. (2006) fazem uma comparação entre os resultados obtidos pelo Método Gravitacional, o Quociente Locacional e os dados obtidos a partir de uma pesquisa realizada em uma região empresarial da Escócia. Por sua vez, Haddad et al. (2016) construíram um sistema insumo-produto inter-regional para a Colômbia com 33 regiões e sete setores, utilizando o Interregional Input-Output Adjustment System - IIOAS também sob condições de informação limitada.

No que diz respeito ao Brasil, vários esforços têm sido feitos nesse sentido. Entre eles podem-se destacar: (i) Guilhoto et al. (2010) construíram um sistema inter-regional de insumo-produto para os estados do Nordeste brasileiro; (ii) Domingues & Haddad (2002) desenvolveram um sistema inter-regional para Minas Gerais e o restante do Brasil; (iii) Porsse et al. (2003) estimaram uma matriz inter-regional para o Rio Grande do Sul e o restante do Brasil; (iv) Ichihara et al. (2008) estimaram um sistema intermunicipal de insumo-produto para os municípios do estado de São Paulo; e (v) Guilhoto & Sessofilho (2005a) construíram um sistema inter-regional para os nove estados de atuação do Banco da Amazônia e o restante do Brasil para o ano de 1999.

Os trabalhos anteriormente mencionados são estimações de sistemas inter-regionais municipais ou apenas para uma parte dos estados brasileiros. No que se refere à construção de um sistema inter-regional para todos os estados do Brasil, como é o caso do presente estudo, as iniciativas são escassas. Podem-se mencionar Haddad et al. (2017) que utilizaram o método IIOAS para estimar um sistema inter-regional de insumo-produto para as 27 UFs brasileiras, com 68 setores e 128 produtos.

Barros & Guilhoto (2014) também estimaram um sistema inter-regional de insumo-produto para 25 UFs para o ano de 1959 com 33 setores. Além disso, houve uma tentativa do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA), que foi interrompida em 2013 sem a construção do sistema inter-regional⁷.

Após essa breve abordagem acerca das principais considerações no processo de construção de sistemas insumo-produto com mais de uma região, faz-se necessária a descrição detalhada do método proposto para a estimação do sistema interestadual brasileiro.

3 Estimação da matriz inter-regional de insumo-produto para as 27 UFs do Brasil

No Brasil, como em outros países do mundo, a restrição de informações para a construção de um sistema interestadual de insumo-produto é patente. Por

⁶Não é objetivo do presente trabalho descrever todas as técnicas não censitárias para a construção de sistemas inter-regionais. Veja, por exemplo: Roy & Thill (2004), Riddington et al. (2006), além de Sargento (2009).

⁷Mais informações em: http://www.ipea.gov.br/redeipea/index.php?option=com_content&view=article&id=98:matriz-insumo-produto-regional&catid=89:projetos-de-pesquisa&Itemid=206

isso, há necessidade da combinação de dados oficiais, provenientes das contas regionais e das pesquisas realizadas por órgãos como o Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística – IBGE –, às técnicas não censitárias de estimação de sistemas inter-regionais de insumo-produto. Nesse contexto, o SUIT propõe uma técnica de estimação híbrida para a construção do modelo inter-regional para as 27 UFs do Brasil.

O ponto de partida é o sistema de insumo-produto nacional para o ano de 2011, desagregado em 68 setores e 128 produtos⁸, obtido utilizando o método apresentado por Guilhoto & Sesso-Filho (2005b) e Guilhoto & Sesso-Filho (2010). Tal sistema tem como base as Matrizes de Usos e Produção e de Importação nacionais.

A Figura 1 apresenta o processo de construção do sistema inter-regional utilizando o SUIT, que será detalhado nas próximas seções.

3.1 As Matrizes de Produção estaduais

A Matriz de Produção Nacional informa o que cada indústria (setor) da economia produz de cada produto no país. O primeiro passo para a construção das Matrizes de Produção Regionais é a estimação dos Valores Brutos da Produção (VBPs) estaduais para os 68 setores e 128 produtos.

Para o atendimento desse objetivo, parte-se inicialmente das contas regionais para o ano de 2011 divulgadas pelo IBGE. Com base nas suas informações, obtém-se o total produzido por cada estado, o qual está desagregado em 18 setores econômicos. Em seguida, para desagregar as informações disponíveis para os 18 setores das economias regionais em 68 setores, conforme os dados disponíveis na Matriz de Produção Nacional estimada, utiliza-se a participação que cada estado tem na produção nacional de cada setor, proveniente das pesquisas oficiais realizadas pelo IBGE, tais como: (i) Pesquisa Industrial Anual 2011 (PIA); (ii) Pesquisa Pecuária Municipal 2011 (PPM); (iii) Pesquisa Agrícola Municipal 2011 (PAM); (iv) Pesquisa Anual de Serviços 2011 (PAS); (v) Pesquisa de Extração Vegetal e Silvicultura 2011 (IBGE-PEVS); (vi) Pesquisa Anual do Comércio 2011 (IBGE-PAC); (vii) Relação Anual de Informações Sociais 2011 (MTE-RAIS); (viii) Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios 2011 (PNAD); além de pesquisas setoriais tais como: (ix) Sumário Mineral 2011 do Departamento Nacional de Produção Mineral (DNPM); (x) Anuário Estatístico Brasileiro do Petróleo, Gás Natural e Biocombustíveis 2012⁹ da Agência Nacional de Petróleo (ANP); (xi) Sistema de Informações sobre Orçamentos Públicos em Saúde (SIOPS)¹⁰; (xii) ANS TabNet – Informações em Saúde Suplementar da Agência Nacional de Saúde Suplementar¹¹; (xiii) Sistema de Informações sobre Orçamentos Públicos em Educação (SI-OPE) do Fundo Nacional de Desenvolvimento da Educação (FNDE)¹²; e (xiv) InepData do Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais Anísio Teixeira¹³.

⁸ 68 setores e 128 produtos correspondem ao maior nível de detalhamento dos dados das contas nacionais de 2011.

⁹ O Anuário 2012 consolida dados referentes ao período de 2002 a 2011.

¹⁰ No momento em que o artigo foi escrito, encontravam-se disponíveis dados de 2002 a 2017.

¹¹ No momento em que o artigo foi escrito, encontravam-se disponíveis dados de 2000 a 2017.

¹² No momento em que o artigo foi escrito, encontravam-se disponíveis dados de 2005 a 2018.

¹³ No momento em que o artigo foi escrito, encontravam-se disponíveis dados de 2007 a 2014.

O VBP nacional por setor, obtido da Matriz de Produção Nacional, é então distribuído para as 27 UFs, utilizando-se as contas regionais e as pesquisas anteriormente citadas.

Inicialmente, as Matrizes de Produção das UFs mantêm a mesma estrutura da Matriz de Produção Nacional. Isto é, a produção de cada produto por cada setor nos estados segue a mesma proporção nacional. Para isso, são construídos os Coeficientes Nacionais de Produção (CP_{sxp}^N), conforme a equação:

$$CP_{sxp}^N = MP_{sxp}^N * inv(diag(\sum_{s=1}^{68} mp_{sp})) \quad \forall s = 1, \dots, 68 \text{ e } p = 1, \dots, 128 \quad (1)$$

Em que:

- s são os setores e p os produtos;
- MP_{sxp}^N é a Matriz de Produção Nacional;
- mp_{sp} é cada elemento sp da Matriz de Produção Nacional.

Em seguida, os VBPs de cada setor em cada UF são multiplicados pelos CP_{sxp}^N para a primeira estimativa das Matrizes de Produção Regionais (MP_{sxp}^{UF}), conforme a equação:

$$MP_{sxp}^{UF} = diag(VBP_s^{UF}) * CP_{sxp}^N \quad \forall s = 1, \dots, 68 \text{ e } p = 1, \dots, 128 \quad (2)$$

em que:

- VBP_s^{UF} são os VBPs setoriais de cada UF.

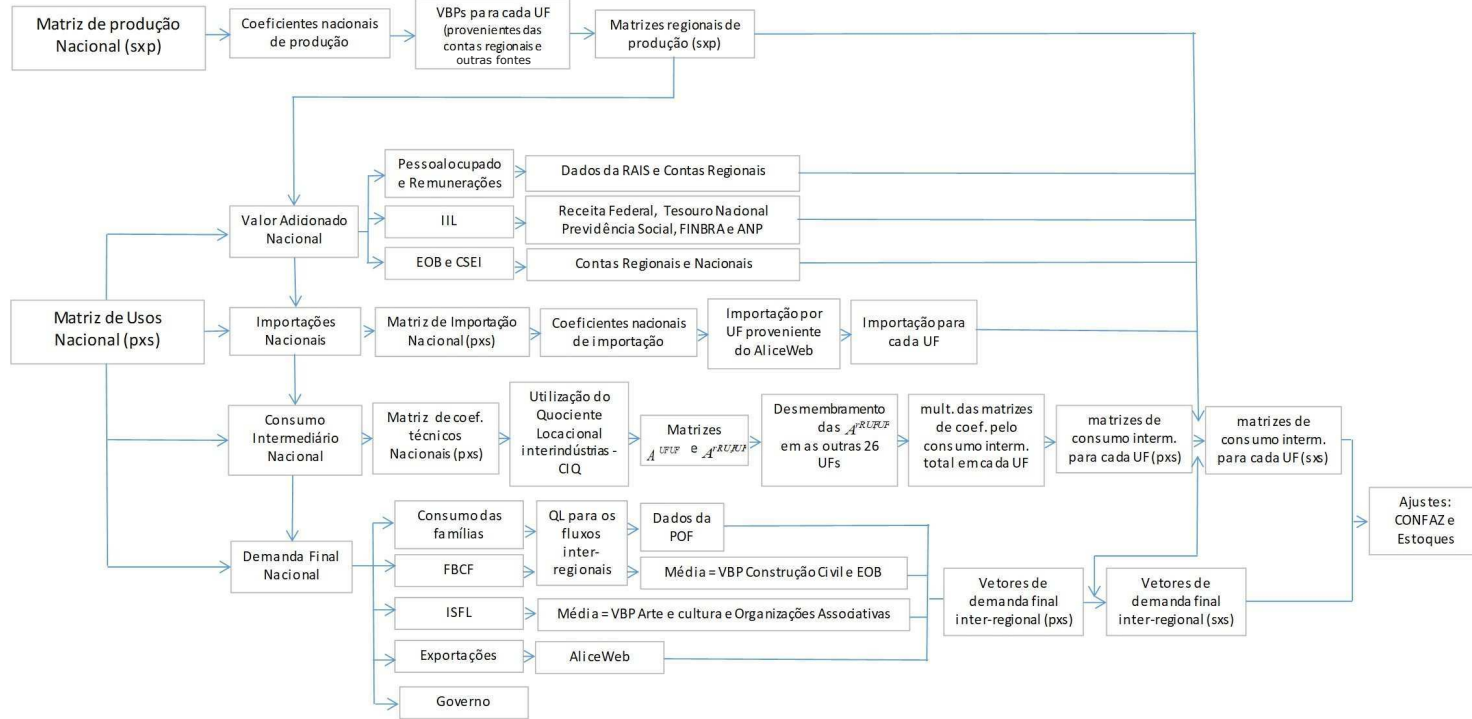
Posteriormente, utiliza-se o procedimento iterativo RAS¹⁴ para garantir a consistência entre as Matrizes de Produção Regionais, as contas regionais e a Matriz de Produção Nacional em quatro quesitos: (i) a soma da produção dos setores das matrizes regionais é a mesma da nacional; (ii) a soma da produção dos produtos das matrizes regionais é a mesma da nacional; (iii) a participação na produção nacional por setores de cada UF é consistente com a produção setorial de cada UF nas contas regionais, isto é, se o VBP setorial por UF for agregado em 18 setores, o resultado é equivalente ao das contas regionais¹⁵; (iv) a quantidade produzida de cada produto por cada setor nacionalmente (mp_{ij}^N) é igual à soma da produção das 27 UFs do referido produto (mp_{ij}^{UF}) por cada setor, isto é:

$$mp_{sp}^N = \sum_{UF=1}^{27} mp_{sp}^{UF} \quad \forall s = 1, \dots, 68 \text{ e } p = 1, \dots, 128 \quad (3)$$

¹⁴Para maiores informações sobre o método RAS, ver Miller & Blair (2009), Mínguez et al. (2009) e McDougall (1999).

¹⁵Como as contas regionais apresentam apenas a produção de cada UF por setor e não por produto, na construção das matrizes de produção regionais, garante-se a consistência com as contas regionais apenas por setor, dando mais liberdade à produção por produto entre as UFs.

Figura 1: Descrição do processo de construção do sistema inter-regional para as 27 UFs brasileiras utilizando o método SUIT



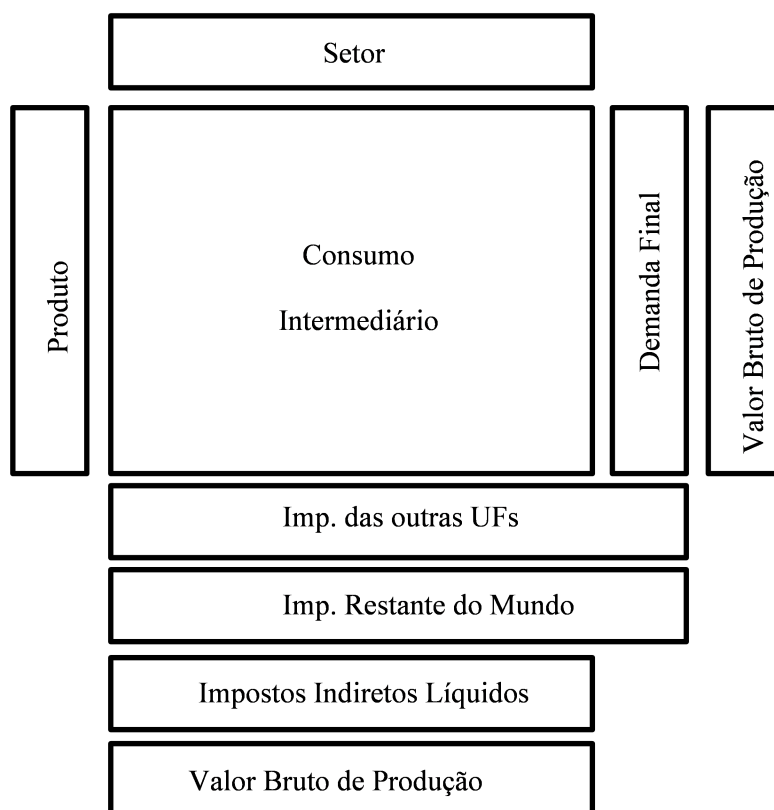
Fonte: elaborado pelos autores.

Desse modo, obtém-se a Matriz de Produção (setor x produto) para cada UF nas dimensões 68 setores e 128 produtos. Além disso, esse procedimento altera a hipótese inicial segundo a qual as estruturas de produção regionais são as mesmas da estrutura nacional.

3.2 As Matrizes de Usos para as 27 UFs

O próximo passo é a construção das Matrizes de Usos (produto x setor) para as 27 UFs. As Matrizes de Usos são responsáveis por fornecer a quantidade de produtos que cada setor utiliza como insumo para realizar a sua produção. Para a descrição do processo de estimação de cada elemento dessas matrizes, utiliza-se como referência a Figura 2.

Figura 2: Elementos da Matriz de Usos (produto x setor) a ser construída para cada Unidade da Federação



Fonte: elaborado pelos autores.

Os VBPs, por produto e por setor, já são conhecidos das Matrizes de Produção Regionais, anteriormente estimadas. As importações do restante do mundo compõem as Matrizes de Usos Regionais em um vetor linha, abaixo do consumo nacional. A participação de cada estado nas importações nacionais é obtida através do Sistema de Análise das Informações de Comércio Exterior (*AliceWeb*)¹⁶. Assim, com base nas participações de cada estado nas importa-

¹⁶O referido sistema divulga as estatísticas brasileiras de exportação e importação e tem como

ções nacionais, obtidas pelo AliceWeb, distribui-se o valor das importações, presente na Matriz de Usos Nacional, para cada UF. Para os produtos para os quais não existem informações disponíveis no AliceWeb, como é o caso de alguns serviços, utiliza-se a seguinte relação:

$$m_p^{UF} = m_p^N \frac{z_p^{UF} + d_p^{UF}}{z_p^N + d_p^N} \quad (4)$$

em que:

- m_p^{UF} é a importação do produto p na UF;
- m_p^N é a importação nacional do produto p ;
- z_p^{UF} é a demanda intermediária do produto p na UF;
- z_p^N é a demanda intermediária do produto p nacionalmente;
- d_p^{UF} é a demanda final (DF) do produto p na UF; e
- d_p^N é a DF do produto p nacionalmente (descontadas as exportações).

Essa relação, também utilizada por Többen & Kronenberg (2015), considera que as importações regionais seguem a mesma proporção, em relação às importações nacionais, que a produção doméstica regional tem na produção doméstica nacional. A principal limitação é que essa equação não considera o fato de alguma UF ter aptidão maior/menor a importar um determinado produto que sua proporção (da UF) na produção nacional. No entanto, não se considera que isso seja um problema relevante, uma vez que, para os produtos com maior potencial de importação, os dados estão disponíveis no *AliceWeb*.

Pelo sistema *AliceWeb*, sabem-se quais produtos estão sendo importados por cada UF, porém, não se sabe quais setores das respectivas UFs estão importando, nem se essa importação é para Consumo Intermediário (CI) ou Demanda Final (DF).

Para solucionar esse problema, assume-se inicialmente que a utilização de produtos importados pelos setores de todas as UFs segue a mesma estrutura nacional, tanto para o CI quanto para a DF. Para isso, são construídos os Coeficientes Nacionais de Importação ($Cimp_{ixj}^N$) utilizando-se a Matriz Nacional de Importações (produto x setor), construída pelo método Guilhoto & Sesso-Filho (2005b) e Guilhoto & Sesso-Filho (2010), conforme descrito a seguir.

$$Cimp_{p \times s}^N = inv(diag(\sum_{s=1}^{68} mimp_{ps})) * Mimp_{p \times s}^N \quad (5)$$

em que:

- $Mimp_{p \times s}^N$ é a Matriz Nacional de Importações;

base de dados o Sistema Integrado de Comércio Exterior (SISCOMEX), vinculado ao Ministério da Indústria, Comércio Exterior e Serviços (MDIC). É responsável ainda pela administração do comércio exterior brasileiro. Essa base de dados é gratuita e pode ser acessada pelo site <http://alicedeb.desenvolvimento.gov.br/>.

- $mimp_{ps}$ é cada elemento da referida matriz.

Em seguida, os coeficientes nacionais de importação são multiplicados pelas importações setoriais de cada UF ($imp_{p \times 1}^{UF}$), as quais são obtidas no *AliceWeb* ou pela Equação (4).

$$Mimp_{p \times s}^{UF} = diag(imp_{p \times 1}^{UF}) * Cimp_{p \times s}^N \quad (6)$$

Dessa forma, obtém-se 27 matrizes de importações estaduais, as quais adotam a mesma estrutura nacional.

Em seguida, ajustam-se as Matrizes de Importações Regionais pelo método RAS garantindo que: (i) a participação de cada estado na importação de cada produto, obtida junto ao *AliceWeb* e à Equação (4), seja mantida; e (ii) a soma das importações de cada setor em cada UF seja a mesma da importação de cada setor nacionalmente.

Posteriormente, o vetor de importações setoriais que compõe a Matriz de Usos de cada UF é obtido de acordo com a seguinte multiplicação.

$$Vimp_{1 \times s}^{UF} = e'_{1 \times p} * Mimp_{1 \times s}^{UF} \quad (7)$$

em que:

- $Vimp_{1 \times s}^{UF}$ é o vetor de importações setoriais para cada UF;
- $e'_{1 \times p}$ é um vetor linha de elementos unitários.

Na matriz nacional, o Valor Adicionado (VA) é composto de: (i) Salários; (ii) Contribuições sociais efetivas e imputadas (CSEI); (iii) Impostos, líquidos de subsídios, sobre produtos; (iv) Outros impostos, líquidos de subsídios, sobre a produção; (v) Excedente Operacional Bruto (EOB); e (vi) Rendimento Misto Bruto (RMB).

Estima-se cada um dos componentes do VA por UF, de modo que posteriormente é realizada uma compatibilização dos resultados obtidos por meio do método RAS. Para isso, utilizam-se os dados do novo sistema de contas regionais do IBGE, o qual disponibiliza informações sobre o VA total por UF para 18 setores.

A referida estimação segue a seguinte estratégia: para o componente “Salários”, utiliza-se a participação de cada UF na massa salarial do setor, disponível na RAIS/MTE, além de se empregarem adicionalmente os dados da PNAD; para o componente RMB, também são utilizados os dados da PNAD.

Para os demais componentes do VA, isto é, CSEI e EOB, assume-se a mesma estrutura da Matriz de Usos Nacional e ajusta-se pelo método RAS. Desse modo, procura-se garantir que: (i) a soma dos elementos (CSEI e EOB) setoriais na Matriz de Usos estimada para cada UF seja o mesmo das contas regionais; (ii) a proporção desses elementos no VA total do estado seja mantida a mesma das contas regionais; e (iii) a soma dos totais do CSEI e do EOB em cada UF seja igual ao total nacional. Desse modo, garante-se a consistência entre os componentes do VA na Matriz de Usos estimada para as UFs e as contas regionais.

Os Impostos Indiretos Líquidos (IIL), tais como o Imposto de Importação, Imposto sobre Produtos Industrializados (IPI), Imposto sobre Circulação de Mercadorias e Serviços (ICMS) e outros impostos menos subsídios, também apresentados em um vetor linha, são obtidos para cada UF a partir de dados da Receita Federal, Tesouro Nacional, Previdência Social, Caixa Econômica Federal, Finanças do Brasil (FINBRA), Dados Contábeis dos Municípios (FINBRA) e Agência Nacional do Petróleo (ANP) (*Royalties*).

Todavia, como tais informações não são disponibilizadas para os 68 setores, utiliza-se a Matriz de Usos Nacional para proceder à desagregação desses dados. Assim, como a referida matriz apresenta o valor dos impostos por setor e também a produção total do referido setor para o Brasil, calcula-se a proporção entre o total de impostos arrecadados (por setor) e a produção total (por setor). Desse modo, a regionalização é feita aplicando essa proporção no IIL total arrecadado em cada estado, obtendo-se, assim, o IIL para cada um dos 68 setores.

Dessa forma, diante dos procedimentos descritos, é possível estimar: (i) os VBPs regionais; (ii) os elementos do VA; (iii) as importações do restante do mundo; e (iv) os IILs para cada UF, de modo que as seguintes condições devem ser respeitadas: o VBP nacional deve ser igual à soma dos VBPs das UFs; Importações + IIL + VA = Produto Interno Bruto (PIB) pela ótica da renda; e VBP – Importações – IIL – VA = somatório do CI, o qual se refere ao vetor linha correspondente à soma ao longo das colunas do CI de todos os setores.

Desse modo, todos os dados mencionados estabelecem uma correspondência entre o sistema inter-regional a ser estimado e o sistema de contas regionais. Os próximos passos são a estimação dos elementos da DF e do CI.

Estimação dos elementos da Demanda Final

A DF é composta por cinco elementos, além da Variação de Estoques, a saber: (i) exportações; (ii) consumo das famílias; (iii) consumo das Instituições sem Fins Lucrativos (ISFL); (iv) Formação Bruta de Capital Fixo (FBCF); e (v) gastos do Governo. Apresenta-se a seguir a metodologia empregada para a desagregação dos elementos da DF presentes na Matriz de Usos Nacional em informações regionais.

As informações sobre as Exportações são obtidas através do *AliceWeb*. No caso das exportações, não é necessário identificar o setor que adquiriu o produto no exterior. Dessa forma, a regionalização é feita pela aplicação das proporções da exportação de cada produto, obtidas junto ao *AliceWeb*, para cada UF, aos valores de exportações presentes na Matriz de Usos Nacional. Para os produtos cujos dados não estão disponíveis no *AliceWeb*, como é o caso de alguns serviços, utiliza-se a seguinte relação, também utilizada por Többen & Kronenberg (2015):

$$e_p^{UF} = e_p^N \frac{x_p^{UF}}{x_p^N} \quad (8)$$

em que:

- e_p^{UF} são as exportações regionais do produto p ;
- e_p^N são as exportações nacionais do produto p ;

- x_p^{UF} e x_p^N são, respectivamente, a produção bruta total regional e nacional.

O Consumo das Famílias, por UF e por produto, é auferido a partir da desagregação do Consumo das Famílias presente na Matriz de Usos Nacional. Para isso, utiliza-se a participação de cada UF no Consumo das Famílias de cada produto, de acordo com a Pesquisa de Orçamento Familiar (POF) 2008-2009¹⁷.

A desagregação do consumo das ISFL da Matriz de Usos Nacional em dados estaduais é feita por meio de uma média simples entre a participação de cada UF no VBP dos seguintes setores: (i) Arte, cultura, esporte e recreação e outras atividades de serviços (proveniente das contas regionais); e (ii) Organizações associativas e outros serviços pessoais (proveniente das Matrizes de Produção de cada UF, já estimadas).

A obtenção dos dados referentes à FBCF, por UF, tem o procedimento descrito: (i) faz-se a média simples entre a participação das UFs no VBP nacional da construção civil e no EOB nacional no intuito de obter, a partir da FBCF nacional, o total de FBCF para cada UF; (ii) em seguida, distribui-se o total de FBCF entres os setores das UFs utilizando a estrutura do vetor de EOB da respectiva UF anteriormente estimado; e (iii) torna-se necessário abrir o valor de FBCF de cada setor em cada UF nos 128 produtos, isto é, cada vetor linha de FBCF setorial das UFs precisa se tornar uma matriz (produto x setor). Para isso, utiliza-se a matriz de investimentos desenvolvida por Freitas (2016), conforme descrito a seguir.

$$CMinv_{p \times s}^N = Minv_{p \times s}^N * inv(diag(\sum_{p=1}^{128} invest_{ps})) \quad (9)$$

$$FBCF_{p \times s}^{UF} = CMinv_{p \times s}^N * diag(fbck_{1 \times s}^{UF}) \quad (10)$$

$$fbcf_{1 \times p}^{UF} = FBCF_{p \times s}^{UF} * e'_{s \times 1} \quad (11)$$

Em que:

- $Minv_{p \times s}^N$ é a matriz de investimentos elaborada por Freitas (2016);
- $invest_{ps}$ é cada elemento da matriz de investimentos;
- $fbck_{1 \times s}^{UF}$ é o vetor de FBCF setorial para cada UF;
- $fbcf_{1 \times p}^{UF}$ é o vetor de FBCF por produto que será inserido na Matriz de Usos de cada UF.

Em seguida, é preciso utilizar o RAS para garantir que: (i) a soma da FBCF de cada produto em todas as UFs seja igual ao total nacional da FBCF daquele produto; (ii) a soma da FBCF nas UFs seja o total da FBCF nacional; e (iii) a soma da FBCF dos produtos em cada UF seja o total de FBCF da UF.

¹⁷Esses são os anos de referência da POF mais recente disponível no momento em que este artigo foi escrito.

Os Gastos do Governo das UFs são estimados com base na participação de cada UF no PIB da administração pública, divulgados pelo IBGE nas contas regionais. Por sua vez, essa participação é aplicada ao valor nacional dos Gastos do Governo, disponível na Matriz de Usos Nacional¹⁸.

Estimação dos elementos do Consumo Intermediário

O próximo elemento da Matriz de Usos a ser abordado é o CI (produto x setor). A hipótese inicial é de que a matriz de coeficientes técnicos diretos das UFs (A^{UF} para $UF = 1, \dots, 27$) é igual à matriz de coeficientes técnicos diretos nacional (A^N). A partir dessa suposição, são utilizados os procedimentos descritos a seguir.

Primeiramente, calculam-se os fluxos intrarregionais, utilizando-se o método do Quociente Locacional Interindústrias ou *Cross Industries Locational Quotient* (CIQ).

O CIQ é uma variação do Quociente Locacional Simples. Essa variação permite diferentes modificações em uma dada linha da matriz nacional de coeficientes técnicos. Com essa técnica, é possível fazer ajustes célula por célula em A^N , em vez de empregar ajustes uniformes por toda a linha (como é o caso do Quociente Locacional Simples), conforme descrito a seguir.

$$CIQ_{ps}^{UF,UF} = \frac{x_p^{UF}/x_p^N}{x_s^{UF}/x_s^N} \quad (12)$$

em que:

- x_p^{UF} e x_p^N são os produtos totais regionais e nacionais do produto p , respectivamente;
- x_s^{UF} e x_s^N são os produtos regionais e nacionais do setor s , respectivamente.

A ideia básica é que, se a produção regional do produto p relativo à produção nacional do produto p é maior que a produção regional do setor s relativo à produção nacional do setor s , isto é, $CIQ_{ps}^{UF} > 1$, então todos os s setores que precisam do insumo p podem ser supridos dentro da região, caso contrário, o insumo precisa ser importado (Miller & Blair 2009).

No entanto, o critério de ajuste do coeficiente nacional para o regional não é o mesmo para todos os produtos, pois é preciso considerar as características regionais e o potencial de comércio de cada produto, conforme a equação:

$$a_{ps}^{UF,UF} = \left\{ \begin{array}{ll} (CIQ_{ps}^{UF}) \cdot (a_{ps}^N) & \text{se } (CIQ_{ps}^{UF} < X) \\ (a_{ps}^N) \cdot X & \text{se } (CIQ_{ps}^{UF} \geq X) \end{array} \right\} \quad (13)$$

Para os setores referentes a: (i) Agricultura; (ii) Extração Mineral; e (iii) Manufaturas, assume-se $X = 0,95$. Para os setores de: (i) Administração Pública; (ii) Organizações Associativas e Serviços Pessoais; e (iii) Serviços Domésticos, assume-se que $X = 1$. Para os demais setores, $X = 0,9$.

¹⁸Além dos componentes anteriormente citados, a DF ainda apresenta a Variação de Estoques, mas esse componente será tratado posteriormente.

Coefficientes intrarregionais menores permitirão maior comércio inter-regional. Por isso, a diferenciação no X é feita de modo a gerar maiores fluxos inter-regionais para os produtos que possuem maior potencial de comércio.

Após a estimação dos coeficientes intrarregionais para as 27 UFs ($A^{UF,UF}$), calculam-se os fluxos inter-regionais. Primeiramente, estimam-se as matrizes de coeficientes técnicos correspondentes aos fluxos de cada UF com o restante das UFs (RUFs), ou restante do país, de acordo com a equação apresentada.

$$A^N - A^{UF,UF} = A^{RUF,UF} \quad (14)$$

em que:

- A^N é a matriz nacional de coeficientes técnicos;
- $A^{UF,UF}$ é a matriz de coeficientes técnicos intrarregional para cada UF, já estimada;
- $A^{RUF,UF}$ é a matriz inter-regional que apresenta os coeficientes derivados do comércio do restante das UFs com cada UF.

Dessa forma, até agora, tem-se: (i) 27 matrizes intrarregionais, uma para cada UF; e (ii) 27 matrizes inter-regionais, relacionando o restante das UFs com cada UF. A próxima etapa é identificar a origem dos fluxos de compra de cada UF que compõem o agregado aqui chamado de “restante das UFs”. Isto é, cada uma das 27 matrizes inter-regionais $A^{RUF,UF}$ será desagregada para cada uma das outras 26 UFs. Para isso, utiliza-se a equação:

$$Partic_p^{UFO \rightarrow UFD} = \frac{X_p^{UFO}}{X_p^N - X_p^{UFD}} \quad (15)$$

Em que:

- $Partic_p^{UFO \rightarrow UFD}$ é a participação da UF de origem nas compras da UF de destino;
- X_p^{UFO} é a produção total do produto p na UF de Origem;
- X_p^{UFD} é a produção total do produto p na UF de Destino;
- X_p^N é a produção total nacional do produto p .

Exemplificando, se o estado de São Paulo compra soja do estado do Paraná e sabe-se que o Brasil, sem considerar São Paulo, produz 100 milhões de reais em soja e, destes 100 milhões, o Paraná responde por 30 milhões, então São Paulo irá comprar 30% da soja que utiliza do estado do Paraná. Obtida a matriz a inter-regional para cada uma das UFs, normalizam-se as mesmas pela coluna, de modo que a soma de cada uma das colunas seja igual a um.

Essa técnica é interessante pelo fato de considerar que a capacidade de produção de cada UF é essencial na determinação origem do fluxo, mesmo estando distante da UF de destino. A lógica está no fato de que, mesmo estando distante, um grande produtor pode oferecer um produto com maior qualidade, além disso, pode ter ganhos de escala que lhe permitam oferecer o

produto a um melhor preço e compensar os custos de transporte e, com isso, manter sua proporção de vendas, mesmo nas UFs mais distantes.

Em trabalhos como Faria & Haddad (2014) e Haddad et al. (2017), os fluxos de comércio são construídos baseados em modelos gravitacionais, que utilizam como referência a impedância comercial entre os pares origem-destino¹⁹ (por exemplo: a distância ou o tempo de viagem). No SUIIT, os fluxos de comércio utilizam apenas as proporções da produção de cada produto em cada região na produção nacional do referido produto, conforme descrito na Equação (15).

Isso faz com que a aplicação SUIIT seja facilitada, principalmente quando se deseja construir sistemas compostos por diferentes hierarquias regionais. Por exemplo, a construção de um sistema composto por um município, o restante dos municípios do estado e o restante do país. Quando se utiliza a impedância (distância ou tempo de viagem) entre os pares O-D, torna-se necessária a construção de matrizes de comércio para cada um dos municípios do estado, já que não existiria uma distância única entre o município isolado e uma região formada pelo restante dos municípios daquele estado, bem como do estado em relação ao restante do país.

Apesar da referida facilidade, quando comparados os resultados do SUIIT e de sistemas que utilizam a impedância comercial, como o IIOAS, na construção de sistemas inter-regionais para as 27 UFs brasileiras, os resultados são bastante similares, conforme demonstrado em Gonçalves Jr & Guilhoto (2018).

Os fluxos em valores monetários são obtidos pela multiplicação dessas matrizes pelo CI setorial de cada UF, conforme a seguinte apresentação.

$$CII_{p \times s}^{UF} = CICI_{p \times s}^{UF} * diag(CIT_{1 \times s}^{UF}) \quad (16)$$

em que:

- $CII_{p \times s}^{UF}$ é o CI inter-regional em valores monetários para cada UF;
- $CICI_{p \times s}^{UF}$ é o coeficiente inter-regional de CI para cada UF;
- $CIT_{1 \times s}^{UF}$ é o CI total de cada setor em cada UF, que por sua vez é calculado de acordo com o procedimento descrito.

$$CIT_{1 \times s}^{UF} = VBP_{1 \times s}^{UF} - VA_{1 \times s}^{UF} - ILL_{1 \times s}^{UF} - import_{1 \times s}^{UF} \quad (17)$$

em que:

- $VBP_{1 \times s}^{UF}$ é o VBP para cada setor s em cada UF;
- $VA_{1 \times s}^{UF}$ é o VA para cada setor s em cada UF;
- $ILL_{1 \times s}^{UF}$ são os ILL;
- $import_{1 \times s}^{UF}$ são as importações de cada setor em cada estado, ambos já estimados anteriormente.

¹⁹Essa técnica foi anteriormente aplicada por Dixon & Rimmer (2004).

Estimação dos fluxos inter-regionais da Demanda Final

No que diz respeito aos fluxos inter-regionais da DF, no método SUIT, assume-se como hipótese a existência de fluxos apenas para o Consumo das Famílias e para a FBCF. O método não permite fluxos de comércio entre as UFs no que se refere: (i) às Exportações; (ii) ao Consumo do Governo; e (iii) ao consumo das ISFL.

De posse das estimativas anteriormente calculadas para o Consumo das Famílias e para a FBCF em cada estado e no país, utiliza-se o método do Quociente Locacional Simples para a estimação dos fluxos intrarregionais e inter-regionais desses elementos da DF.

Para isso, considere: (i) x_p^{UF} podendo ser o valor do Consumo das Famílias ou a FBCF para cada produto p na UF; (ii) x^{UF} o total do Consumo das Famílias ou FBCF na UF; (3) x_p^N o valor do Consumo das Famílias ou da FBCF para cada produto p no país; e (4) x^N o total do Consumo das Famílias ou FBCF no país. Assim, com base nessas considerações, o Quociente Locacional Simples (QL_p^{UF}) para o Consumo das Famílias ou para a FBCF na UF pode ser definido:

$$QL_p^{UF} = \frac{x_p^{UF}/x_p^N}{x^{UF}/x^N} \quad (18)$$

O numerador reflete a proporção do Consumo das Famílias ou da FBCF para cada produto p de uma determinada UF no Consumo das Famílias (ou FBCF) para cada produto p nacional. Já o denominador expressa o quanto o total desses elementos da DF de cada UF representa em relação ao total dos referidos elementos na DF nacional. Logo, se $QL_p^{UF} > 1$, a concentração do consumo de p na UF é maior do que no país.

O critério de decisão para a estimação do fluxo intrarregional, utilizando o Consumo das Famílias como exemplo, é:

$$CF_{ps}^{UF,UF} = \begin{cases} (QL_{ps}^{UF}) \cdot (CF_{ps}^{UF}) & \text{se } (QL_{ps}^{UF} < X) \\ (CF_{ps}^{UF}) \cdot X & \text{se } (QL_{ps}^{UF} \geq X) \end{cases} \quad (19)$$

em que o valor de X pode variar de acordo com o setor, seguindo os mesmos critérios do CI. No que diz respeito aos fluxos inter-regionais, repete-se exatamente o mesmo procedimento utilizado no CI, utilizando a Equação (15). Desse modo, obtém-se, então, todos os elementos necessários para a construção do sistema inter-regional.

Adicionalmente, é importante destacar que outro ajuste é feito no intuito de haver consistência entre a matriz estimada e os dados de comércio entre os estados, mensurados pelo Conselho Nacional de Política Fazendária (CONFAZ).

Para isso, ajustam-se os fluxos inter-regionais totais estimados aos divulgados pelo CONFAZ. Nas UFs onde o fluxo estimado pelo SUIT é maior do que o divulgado pelo CONFAZ, reduz-se a estimação realizada pelo SUIT. Por outro lado, nos casos onde o fluxo estimado pelo SUIT for menor do que o do CONFAZ, aumenta-se o respectivo valor em outras UFs.

No entanto, esse ajuste pode apresentar um limite. Em alguns casos, onde os valores estimados pelo SUIT se apresentaram muito maiores do que aqueles divulgados pelo CONFAZ para uma determinada UF, tal diferença não

poderá ser totalmente compensada pela redução do referido fluxo em outras UFs quando isso gerar valores negativos para esses fluxos.

Os dados do CONFAZ não são ideais, já que não possuem a mesma desagregação setorial do sistema estimado, nem consideram os fluxos de serviços. No entanto, é a única publicação de fluxos de comércio entre as UFs disponibilizada por fontes oficiais.

Por fim, a Variação de Estoques é obtida por resíduo. Contudo, podem ser necessários alguns ajustes nessa diferença, pois alguns valores podem ser muito altos, tanto positivos como negativos. Alguns dos critérios de ajuste são:

- (i) se na matriz nacional a variação de estoques é zero para um dado setor, então, na matriz inter-regional estimada esse mesmo elemento deve ser zero para todos os estados. Nesse caso, se houver algum saldo nessa conta, ele deve ser redistribuído ao longo da linha do CI e da DF;
- (ii) é tolerada uma diferença entre a Variação de Estoque da matriz nacional e a de cada UF de 20%. Os valores que excederem essa margem de tolerância são distribuídos ao longo da linha do CI. Para manter a matriz balanceada, o valor aumentado (reduzido) ao longo da linha é aumentado (reduzido) no mesmo setor para outro estado onde a tolerância também foi excedida, mas com sinal contrário.

Os procedimentos anteriormente descritos preservam a consistência do sistema inter-regional estimado pelo SUIT com as matrizes nacionais e as contas regionais. Os ajustes feitos garantem a não existência de estoques para setores em que isso não é comum, como os de serviço. Ao mesmo tempo, garantem que os estoques regionais não divirjam em grandes proporções dos estoques nacionais.

Assim, após a estimação das 27 Matrizes de Produção (setor x produto) para cada UF e da Matriz de Usos Regionais e Inter-regionais (produto x setor), finalmente a Matriz Inter-regional de Insumo-produto (setor x setor) poderá ser calculada.

Para isso, é necessária a construção, para cada uma das UFs (com $UF = 1, \dots, 27$), das matrizes de coeficientes de produção ($CP_{s \times p}^{UF}$), as quais indicam a participação percentual de cada produto na produção de cada setor. Para isso, divide-se cada elemento das referidas matrizes regionais de produção pelo total de sua respectiva coluna, conforme a equação:

$$CP_{s \times p}^{UF} = MP_{s \times p}^{UF} * inv(diag(\sum_{p=1}^{128} mp_{sp}^{UF})) \quad (20)$$

em que:

- $CP_{s \times p}^{UF}$ são os coeficientes de produção para as UFs;
- $MP_{s \times p}^{UF}$ são as Matrizes de Produção de cada UF;
- mp_{sp}^{UF} refere-se à cada elemento sp da Matriz de Produção em cada UF.

Posteriormente, cria-se uma matriz bloco-diagonal composta de todas as 27 matrizes $CP_{s \times p}^{UF}$ construídas (setor x produto), com o número de colunas igual ao número de linhas da Matriz Inter-regional de Usos (U) de cada UF (produto x setor) já estimadas, de modo que isso permite a seguinte pré-multiplicação.

$$\begin{bmatrix} CP_{s \times p}^{UF1} & 0 & 0 \\ 0 & \ddots & 0 \\ 0 & 0 & CP_{s \times p}^{UF27} \end{bmatrix} * \begin{bmatrix} U_{p \times s}^{UF1,UF1} & \dots & U_{p \times s}^{UF1,UF27} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ U_{p \times s}^{UF27,UF1} & \dots & U_{p \times s}^{UF27,UF27} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} Z_{s \times s}^{UF1,UF1} & \dots & Z_{s \times s}^{UF1,UF27} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ Z_{s \times s}^{UF27,UF1} & \dots & Z_{s \times s}^{UF27,UF27} \end{bmatrix} \quad (21)$$

A matriz Z resultante é a Matriz de CI (setor x setor). Os elementos da DF também podem ser multiplicados pela Matriz de coeficientes $CP_{s \times p}^{UF}$ para obter-se a DF (setor x setor).

Assim, utilizando o Consumo das Famílias como exemplo, segue-se:

$$CF_{s \times 1}^{UF} = CP_{s \times p}^{UF} * CF_{p \times 1}^{UF} \quad (22)$$

em que:

- $CF_{s \times 1}^{UF}$ é o Consumo das Famílias para uma determinada UF por setor s ;
- $CF_{p \times 1}^{UF}$ é o Consumo das Famílias para a respectiva UF por produto p .

A mesma operação é feita para todos os outros elementos da DF já estimados por produto p .

4 Análise sobre a estrutura produtiva do sistema estimado

Para uma análise preliminar das relações interestaduais e da estrutura produtiva do sistema inter-regional estimado, a partir do método SUIT, inicialmente, serão comparados os fluxos de comércio estimados pelo SUIT para o ano de 2011 com os divulgados pelo CONFAZ. Em seguida, serão calculados os multiplicadores de produção totais e líquidos médios para cada UF. Posteriormente, será feita uma decomposição da produção por origem da DF.

Os dados do CONFAZ registram as transações comerciais entre os estados brasileiros e estão baseados na arrecadação do ICMS, de modo que tais informações estão desagregadas em 16 setores. No entanto, os dados estimados pelo método SUIT estão desagregados em 68 setores.

Diante desse impasse, foram comparados apenas os setores compatíveis às duas bases de dados, ficando excluídos, portanto, os dados dos setores da agricultura, indústria extrativa e serviços, que não estão disponíveis na base do CONFAZ. Isso implicou no fato de que os setores para os quais a referida comparação foi possível representaram 82% dos fluxos interestaduais do CONFAZ e 44,5% dos fluxos de comércio entre as UFs da matriz de insumo-produto estimada.

Para a construção dos dados referentes aos fluxos, somou-se cada valor de origem e destino, bem como de destino e origem. Por exemplo, no caso do fluxo de comércio entre o estado do Paraná e o estado de São Paulo, somou-se o fluxo do Paraná para São Paulo com o de São Paulo para o Paraná.

A Tabela 1 apresenta a correspondência entre os setores da matriz de insumo-produto (estimados pelo método SUIT) e do CONFAZ.

Também calcularam-se os coeficientes de correlação de Pearson entre os fluxos de comércio interestaduais estimados pelo método SUIT e os divulgados pelo CONFAZ. De acordo com a Tabela 2, pode-se perceber que a correlação foi bastante elevada para todos os setores compatíveis, bem como para o total dos fluxos.

Tabela 1: Correspondência entre os setores da matriz de insumo-produto e do CONFAZ

Setores CONFAZ	Setores da Matriz de Insumo-produto
Materiais elétricos, som e imagem	Fabricação de equipamentos de informática, produtos eletrônicos e ópticos Fabricação de máquinas e equipamentos elétricos Fabricação de máquinas e equipamentos mecânicos
Material de transporte	Fabricação de automóveis, caminhões e ônibus, exceto peças Fabricação de peças e acessórios para veículos automotores Fabricação de outros equipamentos de transporte, exceto veículos automotores
Indústria química	Fabricação de químicos orgânicos e inorgânicos, resinas e elastômeros Fabricação de defensivos, desinfetantes, tintas e químicos diversos Fabricação de produtos de limpeza, cosméticos/perfumaria e higiene pessoal Fabricação de produtos farmoquímicos e farmacêuticos
Produtos minerais	Refino de petróleo e coquerias Fabricação de biocombustíveis
Metais comuns	Produção de ferro-gusa/ ferro ligas, siderurgia e tubos de aço sem costura Metalurgia de metais não ferrosos e a fundição de metais Fabricação de produtos de metal, exceto máquinas e equipamentos
Alimentos, bebidas e tabaco	Fabricação e refino de açúcar Outros produtos alimentares Fabricação de bebidas Fabricação de produtos do fumo
Materiais plásticos e borracha	Fabricação de produtos de borracha e de material plástico
Produtos têxteis	Fabricação de produtos têxteis Confecção de artefatos do vestuário e acessórios
Peles, Couros, Bolsas, Calçados e Chapéus	Fabricação de calçados e de artefatos de couro

Fonte: elaborado pelos autores.

Tabela 2: Correlação entre as participações (Origem/Destino): dados estimados pelo SUIT *versus* dados divulgados pelo CONFAZ

Setor	Correlação
Máquinas e Materiais Elétricos	95,26%
Material de Transporte	86,81%
Indústria Química	90,34%
Produtos Minerais	82,21%
Metais Comuns	89,81%
Alimentos, Bebidas e Tabaco	90,27%
Plásticos, Borrachas e suas obras	91,44%
Produtos Têxteis e suas obras	76,22%
Peles, Couros, Bolsas e Chapéus	86,19%
TOTAL	98,55%

Fonte: elaborado pelos autores.

A alta correlação entre os fluxos de comércio estimados pelo SUIT e os divulgados pelo CONFAZ, de forma agregada como aqui proposto, não garante a eficiência do método, já que os setores compatíveis entre o CONFAZ e o SUIT representam pouco mais de 40% dos fluxos que compõem o sistema inter-regional estimado.

No entanto, informações oficiais acerca dos fluxos de comércio interestadual são raras no Brasil, sendo o CONFAZ a única disponível, por isso, a alta correlação entre as duas bases de dados, apesar de não validar os resultados do modelo, sugere que, os fluxos estimados pelo SUIT e os dados divulgados pelo CONFAZ têm um comportamento bastante similar nos setores compatíveis.

4.1 Multiplicadores de produção

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

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

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

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

$$Z = \begin{bmatrix} Z^{LL} & Z^{LM} \\ Z^{ML} & Z^{MM} \end{bmatrix} \quad (23)$$

em que:

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

Considerando as definições da Equação (23), o modelo inter-regional de insumo-produto pode ser escrito como:

$$X_i^L = z_{ii}^{LL} + z_{ij}^{LL} + z_{ii}^{LM} + z_{ij}^{LM} + Y_i^L \quad (24)$$

em que:

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

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

$$A^{LL} = Z^{LL}(\hat{X}^L)^{-1} \quad (25)$$

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

$$(I - A)X = Y \quad (26)$$

$$X = (I - A)^{-1}Y = BY \quad (27)$$

em que:

- Y refere-se à DF;
- B diz respeito à inversa de Leontief.

Diante do exposto, o modelo convencional de insumo-produto, descrito pelas Equações (26) e (27), pode ser utilizado em um sistema inter-regional conforme apresentado a seguir.

$$X = \begin{bmatrix} X^L \\ \vdots \\ X^M \end{bmatrix}; A = \begin{bmatrix} A^{LL} & A^{LM} \\ A^{ML} & A^{MM} \end{bmatrix}; Y = \begin{bmatrix} Y^L \\ \vdots \\ Y^M \end{bmatrix} \quad (28)$$

O efeito multiplicador da produção é, então, obtido pelas colunas da matriz inversa de Leontief. A Tabela 3 apresenta, para as 27 UFs, a média percentual da produção necessária para atender uma variação na DF, identificando a parte da produção que permanece na região (efeito intrarregional) e a parcela que transborda para as demais regiões do sistema (efeito inter-regional). Além disso, essa análise dos multiplicadores pode ajudar a compreender o grau de autossuficiência de cada UF.

Tabela 3: Multiplicador de Produção Total e Líquido, média percentual por Unidade da Federação para as 27 UFs no ano de 2011

UF	TOTAL		LÍQUIDO	
	INTRA	INTER	INTRA	INTER
RO	71%	29%	31%	69%
AC	74%	26%	30%	70%
AM	75%	25%	37%	63%
RR	75%	25%	27%	73%
PA	73%	27%	36%	64%
AP	71%	29%	26%	74%
TO	70%	30%	29%	71%
MA	77%	23%	36%	64%
PI	72%	28%	31%	69%
CE	79%	21%	48%	52%
RN	75%	25%	41%	59%
PB	73%	27%	32%	68%
PE	81%	19%	48%	52%
AL	76%	24%	38%	62%
SE	74%	26%	39%	61%
BA	78%	22%	50%	50%
MG	78%	22%	50%	50%
ES	81%	19%	42%	58%
RJ	85%	15%	63%	37%
SP	88%	12%	72%	28%
PR	78%	22%	49%	51%
SC	80%	20%	45%	55%
RS	79%	21%	53%	47%
MS	75%	25%	39%	61%
MT	72%	28%	38%	62%
GO	75%	25%	39%	61%
DF	77%	23%	41%	59%

Fonte: elaborado pelos autores.

O multiplicador de produção total considera o impacto na produção provocado pela variação na DF, considerando a injeção inicial de uma unidade monetária. Já o multiplicador de produção líquido diz respeito ao efeito multiplicador descontado da injeção inicial.

De acordo com a Tabela 3, pode-se identificar que São Paulo e Rio de Janeiro foram os estados mais autossuficientes do Brasil em 2011, com respectivamente 88% e 85% do efeito multiplicador da produção total e 72% e 63% do efeito líquido, permanecendo dentro dos respectivos estados. Já os estados de Tocantins e Roraima são os que apresentam os níveis de autossuficiência mais baixos.

Por sua vez, os estados de São Paulo e Rio de Janeiro, juntos, representaram para o ano de 2012 mais de 42% do PIB brasileiro²⁰. Além disso, os respectivos estados possuem grande diversidade industrial e de serviços. Essas características fazem com que grande parte do efeito multiplicador se man-

²⁰Dados do IBGE disponíveis em <http://www.ibge.gov.br/estadosat/>

tenha dentro dessas regiões, já que a diversidade e a grande quantidade de insumos à disposição dos agentes internamente permitem que eles adquiram suas matérias-primas de indústrias locais.

No que diz respeito aos estados de Roraima e Tocantins, juntos eles são responsáveis por menos de 1% do PIB nacional. Sua base econômica concentrada em produtos primários, tais como bens agrícolas e minério, faz com que o efeito multiplicador da produção transborde para as outras regiões do país.

Com relação às grandes regiões brasileiras, chama-se a atenção para o fato de que a região Sudeste mostrou-se relativamente mais autossuficiente quando comparada às regiões Norte e Nordeste, do ponto de vista do multiplicador de produção, mostrando que as duas últimas apresentaram uma estrutura produtiva mais voltada para atender a demanda das demais regiões.

Diante disso, é importante destacar que as informações apresentadas corroboram com as disponíveis na literatura (Sesso Filho et al. 2006), indicando, portanto, consistência dos resultados.

4.2 Decomposição da produção de acordo com a origem da Demanda Final

A análise da decomposição regional da produção doméstica no que diz respeito à origem da DF complementa a análise dos multiplicadores de produção. De acordo com Haddad et al. (2016), a decomposição regional da produção, considerando a origem regional da demanda, leva em conta não apenas a estrutura dos multiplicadores, mas também a estrutura da DF do sistema estimado.

Dada a seguinte estrutura do sistema inter-regional de insumo-produto:

$$\begin{aligned} X^1 &= B^{11}Y^1 + \dots + B^{1R}Y^R \\ &\vdots \\ X^R &= B^{R1}Y^1 + \dots + B^{RR}Y^R \end{aligned} \quad (29)$$

Considerando que a DF (Y) inclui demandas domésticas (v) e do exterior (e), pode-se reescrever a Equação 29 da seguinte maneira:

$$\begin{aligned} X^1 &= B^{11}(v^{11} + \dots + v^{UF1} + e^1) + \dots + B^{1UF}(v^{1UF} + \dots + v^{UFUF} + e^{UF}) \\ &\vdots \\ X^{UF} &= B^{UF1}(v^{11} + \dots + v^{UF1} + e^1) + \dots + B^{UFUF}(v^{1UF} + \dots + v^{UFUF} + e^{UF}) \end{aligned} \quad (30)$$

Dessa forma, pode-se calcular a proporção da produção de cada UF que está vinculada à demanda gerada por ela mesma, por cada uma das outras UFs e pelo exterior.

A Tabela 4 apresenta a decomposição da produção de cada estado de acordo com a demanda das 27 UFs brasileiras e do Restante do Mundo (RM). Essa análise permite identificar o quanto da produção de cada UF é gerada para atender a DF interna e o quanto é gerada para atender a demanda das outras UFs e do RM.

Conforme a Tabela 4, os estados brasileiros que possuem a maior parte de sua produção vinculada à DF interna são Roraima e Acre, com respectivamente 82,3% e 73,9% de sua produção vinculada à sua própria DF. Isso ocorre, em parte, pelo fato dos referidos estados estarem distantes dos grandes centros produtivos do país na Região Sudeste, o que dificulta o comércio de bens

Tabela 4: Decomposição da produção regional baseada na origem da Demanda Final para as 27 UFs no ano de 2011 (em %)

UF	ORIGEM DA DEMANDA FINAL																												
	RO	AC	AM	RR	PA	AP	TO	MA	PI	CE	RN	PB	PE	AL	SE	BA	MG	ES	RJ	SP	PR	SC	RS	MS	MT	GO	DF	RM	
PRODUÇÃO TOTAL	RO	55,6	0,9	1,8	0,2	0,5	0,2	0,1	0,6	0,6	1,2	0,7	0,9	1,5	0,3	0,7	2,0	2,8	0,5	3,2	9,3	1,7	2,5	2,2	0,3	0,6	0,8	2,0	6,1
	AC	0,4	73,9	1,1	0,0	0,6	0,0	0,1	0,4	0,3	0,4	0,3	0,3	0,7	0,2	0,3	1,9	1,9	0,4	4,4	4,1	1,0	1,4	1,3	0,2	0,2	0,5	0,6	3,2
	AM	0,7	0,2	32,9	0,2	1,9	0,2	0,4	1,0	0,7	1,7	0,7	0,9	2,7	0,4	0,4	3,1	5,1	1,3	6,7	15,2	2,9	2,0	2,8	0,7	0,9	1,9	1,8	10,6
	RR	0,1	0,0	0,5	82,3	0,5	0,0	0,1	0,2	0,1	0,2	0,2	0,3	0,1	0,1	1,1	1,7	0,4	2,9	3,1	0,8	0,8	0,9	0,1	0,2	0,3	0,4	2,3	
	PA	0,1	0,0	0,3	0,1	54,0	0,2	0,1	0,7	0,3	0,6	0,3	0,3	0,8	0,2	0,2	0,9	1,3	0,3	2,2	4,7	1,0	0,7	1,1	0,2	0,2	0,4	0,7	28,2
	AP	0,1	0,0	0,2	0,0	0,7	74,3	0,1	0,2	0,1	0,3	0,1	0,1	0,4	0,1	0,1	1,0	1,4	0,2	2,4	2,9	0,8	0,9	1,0	0,2	0,2	0,4	0,5	11,0
	TO	0,2	0,1	0,5	0,1	2,9	0,2	61,5	2,3	0,7	1,0	0,7	0,5	1,0	0,2	0,3	1,5	1,9	0,6	4,0	6,7	1,2	1,1	1,1	0,3	0,4	0,9	1,3	7,1
	MA	0,2	0,1	0,3	0,0	2,2	0,1	1,2	62,6	1,0	0,6	0,3	0,2	0,6	0,2	0,2	1,2	1,9	0,3	2,4	4,6	1,0	0,8	1,4	0,2	0,3	0,5	0,8	14,9
	PI	0,3	0,0	0,3	0,0	0,9	0,1	0,2	3,1	70,5	1,0	0,3	0,4	1,1	0,2	0,2	1,1	1,8	0,4	3,8	4,3	1,0	1,0	1,3	0,2	0,2	0,5	0,8	5,1
	CE	0,3	0,1	0,6	0,1	1,3	0,1	0,2	1,1	0,9	67,8	1,0	0,8	1,9	0,3	0,2	1,7	2,0	0,4	3,5	4,7	1,2	1,1	1,4	0,3	0,4	0,6	1,1	5,0
	RN	0,4	0,1	0,5	0,1	1,1	0,1	0,2	0,5	0,3	1,3	65,5	0,8	1,4	0,3	0,2	1,4	2,8	0,5	3,7	5,6	1,5	1,7	1,9	0,4	0,4	1,0	1,2	5,0
	PB	0,3	0,1	0,4	0,0	0,9	0,1	0,1	0,6	0,4	1,4	1,2	70,9	2,3	0,4	0,5	1,8	2,3	0,4	2,8	4,4	1,0	1,1	1,1	0,2	0,3	0,5	0,8	3,7
	PE	0,2	0,1	0,5	0,1	0,9	0,1	0,1	0,8	0,6	1,9	1,4	1,3	66,5	0,8	0,6	3,6	1,7	0,4	2,7	4,7	1,0	0,9	1,2	0,3	0,3	0,5	0,8	5,8
	AL	0,3	0,1	0,4	0,0	1,0	0,1	0,1	0,7	0,4	0,8	0,6	0,7	2,0	58,9	0,6	2,5	2,2	0,5	4,0	4,3	1,2	1,3	1,7	0,2	0,3	0,6	0,9	13,6
	SE	0,3	0,1	0,4	0,1	1,1	0,1	0,2	0,6	0,4	0,7	0,3	0,5	1,5	0,4	63,5	3,4	2,5	0,4	3,7	6,2	1,5	1,2	1,8	0,3	0,4	1,0	1,1	6,5
	BA	0,3	0,1	0,3	0,1	0,8	0,1	0,2	0,5	0,3	0,8	0,3	0,4	1,3	0,3	0,5	63,2	2,2	0,6	3,0	5,8	1,0	1,1	1,3	0,4	0,4	0,7	0,9	13,2
	MG	0,3	0,1	0,4	0,1	0,9	0,1	0,2	0,6	0,3	0,7	0,4	0,4	0,9	0,3	0,3	1,8	57,0	0,9	4,0	7,3	1,2	1,0	1,1	0,4	0,5	0,9	1,1	17,0
	ES	0,4	0,1	0,5	0,1	1,2	0,1	0,2	0,7	0,4	0,8	0,4	0,5	1,2	0,3	0,5	2,0	3,4	39,6	4,2	8,7	1,8	1,4	2,2	0,4	0,5	1,0	1,1	26,4
	RJ	0,4	0,1	0,5	0,1	1,1	0,1	0,2	0,7	0,4	0,8	0,3	0,6	1,0	0,3	0,3	1,8	3,1	0,9	56,9	6,8	1,7	1,6	2,3	0,5	0,6	1,1	1,1	14,6
	SP	0,5	0,2	0,6	0,1	1,3	0,2	0,3	0,8	0,5	1,0	0,5	0,5	1,3	0,4	0,3	2,0	4,7	1,0	4,8	56,4	2,7	1,9	2,4	0,6	0,7	1,5	1,4	11,5
	PR	0,5	0,1	0,7	0,1	1,6	0,1	0,3	0,9	0,5	0,9	0,5	0,6	1,1	0,4	0,4	2,4	3,4	0,8	3,9	10,5	49,1	2,5	3,0	0,6	0,7	1,0	1,2	12,3
	SC	0,4	0,1	0,5	0,1	1,3	0,1	0,2	0,7	0,5	0,9	0,4	0,5	1,2	0,4	0,3	2,1	3,4	0,9	4,3	11,3	3,9	49,1	3,4	0,4	0,5	1,0	1,1	10,7
	RS	0,3	0,1	0,6	0,1	1,2	0,1	0,2	0,7	0,4	0,9	0,4	0,5	1,0	0,3	0,3	1,7	2,5	0,7	3,3	7,9	2,2	2,0	57,2	0,5	0,6	0,9	1,0	12,2
	MS	0,2	0,1	0,5	0,1	0,9	0,1	0,1	0,7	0,5	0,9	0,4	0,5	1,0	0,3	0,3	2,0	2,3	0,5	3,8	11,8	3,6	2,2	2,8	48,4	0,4	0,7	0,9	14,2
	MT	0,7	0,3	0,8	0,1	1,0	0,1	0,2	0,8	0,6	1,2	0,5	0,6	1,3	0,4	0,5	3,1	3,0	0,6	5,7	7,7	2,7	1,9	2,0	0,5	38,0	1,1	1,0	23,8
	GO	0,5	0,2	0,7	0,1	2,0	0,2	0,5	1,2	0,6	1,0	0,5	0,6	1,1	0,4	0,4	3,0	3,9	0,7	3,6	8,2	1,6	1,1	1,5	0,5	0,8	52,2	2,8	10,2
	DF	0,2	0,1	0,3	0,0	0,8	0,1	0,3	0,5	0,3	0,3	0,3	0,3	0,4	0,2	0,1	1,6	1,4	0,4	1,7	2,0	0,8	0,8	1,0	0,2	0,3	2,2	81,0	2,1

Fonte: elaborado pelos autores.

com menor valor agregado. Isso ocorre também pelos referidos estados apresentarem um parque industrial ainda em formação, voltado principalmente ao abastecimento interno.

Já os estados com menor percentual da produção vinculado à própria DF são Amazonas (32,9%), Mato Grosso (38%) e Espírito Santo (39,6%). No que tange ao estado do Amazonas, pode-se inferir que o alto percentual de produção vinculado à DF de outros estados ocorre principalmente devido à Zona Franca de Manaus e à indústria petroquímica. Com relação ao Mato Grosso, a produção agropecuária para exportação é o principal responsável por esse resultado.

No Espírito Santo, o alto percentual da produção vinculado à DF de outros estados ocorre, em grande parte, devido à indústria de petróleo, minérios e celulose. Além disso, o estado também possui uma intensa atividade portuária, que também o faz apresentar o segundo maior percentual da produção ligada à exportação para o restante do mundo, entre todos os estados brasileiros.

5 Conclusão

O presente artigo teve como objetivo apresentar de forma detalhada o método SUIIT, utilizado na construção de um sistema inter-regional de insumo-produto para as 27 UFs brasileiras. Também foi feita uma análise preliminar das relações interestaduais e da estrutura produtiva brasileira de acordo com as informações estimadas por esse método.

Constatou-se que o SUIIT pode ser aplicado na construção de sistemas inter-regionais de insumo-produto para qualquer país que publique as suas Tabelas de Usos e Recursos nacionais e que disponha de algumas informações subnacionais para serem utilizadas no processo de regionalização. Além disso, suas principais características são a consistência do sistema inter-regional estimado com a matriz de insumo-produto nacional e com as contas regionais.

O SUIIT pode ser aplicado para qualquer nível de regionalização, seja para um sistema inter-regional entre UFs, como exemplificado no texto, entre municípios de uma UF ou entre municípios de um país. Também apresenta a vantagem de poder ser diretamente aplicado na construção sistemas compostos por diferentes hierarquias regionais, por exemplo, que contenham um município, o restante da UF em que ele está contido e o restante do país onde a UF está contida.

As altas correlações obtidas entre os fluxos de comércio estimados pelo SUIIT e os divulgados pelo CONFAZ, bem como a corroboração dos resultados obtidos na análise acerca da estrutura produtiva do sistema estimado com as informações disponíveis na literatura permitem concluir que o método SUIIT capta de forma consistente as peculiaridades regionais presentes no comércio interestadual do país. Desse modo, a metodologia proposta mostra-se adequada ao estudo da interdependência econômica regional, ainda que desenvolvida em um ambiente com informação limitada.

Algumas possíveis sugestões para o aprimoramento do SUIIT seriam: (i) o valor inicial na estimação dos fluxos intrarregionais é baseado no CIQ. Este coeficiente, segundo Flegg et al. (2016) e Lamonica & Chelli (2018), não apresenta um bom desempenho quando comparado a outras variações de coeficientes locais. Por isso, a utilização do Coeficiente Local Simples ou o Coeficiente Local de Flegg, poderia dar resultados iniciais melho-

res; (ii) no que diz respeito aos fluxos intrarregionais, a regra de decisão dos coeficientes técnicos que utiliza um X diferente para cada setor, baseada em seu potencial de comércio, não tem uma fórmula de cálculo, sendo apenas determinada de maneira *ad hoc*. A determinação do valor do X através de um cálculo estatístico daria mais legitimidade a ele.

6 Agradecimentos

Os autores gostariam de agradecer os comentários recebidos dos pareceristas anônimos e dos editores de *Economia Aplicada*, que contribuíram para uma melhoria na qualidade do artigo, tornando-o mais claro e consistente.

Referências Bibliográficas

Barros, G. & Guilhoto, J. J. M. (2014), 'The Regional Economic Structure of Brazil in 1959: An Overview Based on an Interstate Input-Output Matrix', *Revista Brasileira de Economia* 68(3), 317–335.

Carvalho, T. S. & Perobelli, F. S. (2009), 'Avaliação da intensidade de emissões de CO₂ setoriais e na estrutura de exportações: um modelo inter-regional de insumo-produto São Paulo/restante do Brasil', *Economia Aplicada* 13(1), 99–124.

Dixon, P. B. & Rimmer, M. T. (2004), *Disaggregation of results from a detailed general equilibrium model of the US to the State level*.
URL: <https://www.copsmodels.com/regional/dixpap.pdf>

Domingues, E. P. & Haddad, E. A. (2002), Matriz Inter-regional de Insumo-produto Minas Gerais/Resto do Brasil: Estimção e Extensão para Exportações, in 'Anais do X Seminário sobre a Economia Mineira', Diamantina.

Faria, W. R. & Haddad, E. A. (2014), 'Estimção das elasticidades de substituição do comércio regional do Brasil', *Nova Economia* 24(1), 141–168.

Flegg, A. T., Mastronardi, L. J. & Romero, C. A. (2016), 'Evaluating the FLQ and AFLQ formulae for estimating regional input coefficients: empirical evidence for the province of Córdoba, Argentina', *Economic Systems Research* 28(1), 21–37.

Freitas, F. (2016), 'Matriz de Capital'.
URL: <http://www.projetopib.org/?p=documentos>

Gonçalves Jr, C. A. & Guilhoto, J. J. M. (2018), Estimation of Interregional Systems, is the Method Important? Comparing Brazil's SUIT and IIOAS Approaches, in '26th International Input-Output Conference', Juiz de Fora, Brazil.

Guilhoto, J. J. M., Azzoni, C. R., Ichihara, S. M., Kadota, D. & Haddad, E. A. (2010), *Matriz de Insumo-Produto do Nordeste e Estados: Metodologia e Resultados*, Fortaleza: Banco do Nordeste do Brasil.

Guilhoto, J. J. M. & Sesse-Filho, U. A. (2005a), 'Análise da estrutura produtiva da Amazônia brasileira', *Amazônia Ciência e Desenvolvimento* 1(1), 7–33.

Guilhoto, J. J. M. & Sesso-Filho, U. A. (2005b), 'Estimação da Matriz Insumo-Produto a Partir de Dados Preliminares das Contas Nacionais', *Economia Aplicada* **9**(2), 277–299.

Guilhoto, J. J. M. & Sesso-Filho, U. A. (2010), 'Estimação da matriz insumo-produto utilizando dados preliminares das contas nacionais : aplicação e análise de indicadores econômicos para o Brasil em 2005', *Economia & Tecnologia* **23**, 53–62.

Haddad, E. A. (2009), Interregional Computable General Equilibrium Models, in M. Sonis & G. J. D. Hewings, eds, 'Tool Kits in Regional Science: Theory, Models and Estimation', Berlin: Springer.

Haddad, E. A., Faria, W. R., Galvis-Aponte, L. A. & Hahn-De-Castro, L. W. (2016), *Interregional Input-Output Matrix for Colombia, 2012*.

Haddad, E. A., Gonçalves Jr, C. A. & Nascimento, T. O. (2017), 'Matriz interestadual de insumo-produto para o Brasil: uma aplicação do método IIOAS', *Revista Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos* **11**(4), 424–446.

Hirschman, A. (1977), Transmissão inter-regional e internacional do crescimento econômico, in J. Schwartzman, ed., 'Economia regional: textos escolhidos', CEDEPLAR, Belo Horizonte, pp. 35–52.

Ichihara, S. M., Guilhoto, J. & Imori, D. (2008), Geoprocessing and Estimation of Interregional Input-Output Systems an Application to the State of Sao Paulo in Brazil, in 'Proceedings of the 48th Congress of the European Regional Science Association', Liverpool, pp. 1–45.

URL: https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=2407573

Isard, W. (1951), 'Interregional and Regional Input-Output Analysis : A Model of a Space-Economy', *The Review of Economics and Statistics* **33**(4), 318–328.

Isard, W., Azis, I. J., Drennan, M. P., Miller, R. E., Saltzman, S. & Thorbecke, E. (1998), *Methods of Regional and Inter-regional Analysis*, Aldershot: Ashgate, Aldershot.

Kaplan, A. (1969), *A conduta na pesquisa: metodologia para as ciências do comportamento*, São Paulo.

Lakatos, E. M. & Marconi, M. A. (2011), *Metodologia científica*, 6a edn, São Paulo: Atlas.

Lamonica, G. R. & Chelli, F. M. (2018), 'The performance of non-survey techniques for constructing sub-territorial input-output tables', *Papers in Regional Science* **97**(4), 1169–1202.

Leontief, W. (1986), *Input-Output Economics*, 2nd edn, New York: Oxford University Press.

Leontief, W., Hollis, B., Chenery, P., Clark, P., Duesenberry, J., Ferguson, A., Grosse, R., Hlzman, M., Isard, W. & Kistin, H. (1953), *Studies in the Structure of the American Economy*, White Plains, NY: International Arts and Science Press.

McDougall, R. (1999), *Entropy Theory and RAS are Friends*, GTAP Working Paper 06, Global Trade Analysis Project (GTAP), Department of Agricultural Economics, West Lafayette, IN: Purdue University.

URL: www.gtap.agecon.purdue.edu/resources/res_display.asp?RecordID=300

Miller, R. E. & Blair, P. (2009), *Input-output analysis: foundations and extensions*, 2 edn, Cambridge University Press.

Mínguez, R., Oosterhaven, J. & Escobedo, F. (2009), 'Cell-corrected RAS method (CRAS) for updating or regionalizing an input-output matrix', *Journal of Regional Science* 49(2), 329–348.

Montoya, M. A. (1999), *Análise insumo-produto internacional no Mercosul: desenvolvimento econômico regional e interdependência estrutural.*, 1 edn, Passo Fundo: ediupf.

Perobelli, F. S., Mattos, R. S. & Faria, W. R. (2007), 'Interações energéticas entre o estado de Minas Gerais e o restante do Brasil: uma análise inter-regional de insumo-produto', *Economia Aplicada* 11(1), 113–130.

Porsse, A. A., Haddad, E. A. & Pontual, E. (2003), Estimando uma Matriz de Insumo-Produto Inter-regional Rio Grande do Sul-Restante do Brasil, in 'VI Encontro de Economia Região Sul', Curitiba.

Riddington, G., Gibson, H. & Anderson, J. (2006), 'Comparison of gravity model, survey and location quotient-based local area tables and multipliers', *Regional Studies* 40(9), 1069–1081.

Round, J. I. (1983), 'Nonsurvey Techniques: A Critical Review of the Theory and the Evidence', *International Regional Science Review* 8(3), 189–212.

Roy, J. R. & Thill, J. C. (2004), 'Spatial interaction modelling', *Papers in Regional Science* 83(1), 339–361.

Sanén, N. E. A. & Gamboa, J. M. S. (2016), 'Methodological proposal for the construction of a regional input-output matrix using a bottom-up approach and its statistical assessment', *Investigación Económica* LXXV(298), 3–56.

Sargento, A. L. M. (2009), *Regional input-output tables and models: interregional trade estimation and input-output modeling based on total use rectangular tables*, Phd dissertation in economics, University of Coimbra.

Sesso Filho, U. A., Moretto, A. C., Rodrigues, R. L. & Guilhoto, J. J. M. (2006), 'Interações sinérgicas e transbordamento do efeito multiplicador de produção das grandes regiões do Brasil', *Economia Aplicada* 10(2), 225–247.

Többen, J. & Kronenberg, T. H. (2015), 'Construction of multi-regional input-output tables using the charm method', *Economic Systems Research* 27(4), 487–507.

HETEROGENEIDADE DAS EXPECTATIVAS DE INFLAÇÃO MENSAL NO BRASIL: EVIDÊNCIAS A PARTIR DE DADOS AGREGADOS DA PESQUISA FOCUS

ROBERTO MEURER *
GILBERTO TADEU LIMA †

Resumo

Neste artigo é analisada a heterogeneidade das expectativas de inflação coletadas pelo Banco Central do Brasil, por meio de estatísticas descritivas e estimações econométricas para o comportamento da mediana, dispersão, amplitude e recorrência da presença de instituições no grupo Top 5, de maior acerto das previsões. São utilizadas expectativas agregadas do IPCA de janeiro de 2003 a agosto de 2016. Os resultados mostram correlação quase perfeita entre as previsões do conjunto de respondentes e os Top 5, ajuste gradual das expectativas, importância da data de referência para apuração do Top 5 e relação positiva entre variações da mediana e sua dispersão. O sistema de premiação das instituições Top 5 parece induzir uma parcela relevante dos respondentes a manter atualizadas as suas expectativas.

Palavras-chave: expectativas de inflação; heterogeneidade; Banco Central do Brasil.

Abstract

In this paper the heterogeneity of inflation expectations gathered by the Central Bank of Brazil is analyzed through descriptive statistics and econometric estimations for the median, dispersion, amplitude and recurrence of the presence of institutions in the Top 5 forecasters group. Aggregate expectations for the IPCA consumer price index from January 2003 to August 2016 are employed. Our results include an almost perfect correlation between the forecasts of all survey participants and the Top 5 forecasts, gradual adjustment of expectations, the significance of the reference day for the selection of the Top 5, and a positive relation between changes in the median and its dispersion. Rewarding the Top 5 seems to induce a relevant proportion of the survey participants to keep their forecasts updated.

Keywords: inflation expectations; heterogeneity; Brazilian Central Bank.

JEL classification: E31, E37, E58

DOI: <http://dx.doi.org/10.11606/1980-5330/ea140932>

* Universidade Federal de Santa Catarina, Departamento de Economia e Relações Internacionais.
E-mail: roberto.meurer@ufsc.br

† Universidade de São Paulo, Departamento de Economia/FEA

1 Introdução

Quando a política monetária é conduzida em um sistema de metas para a inflação, a expectativa do mercado para a taxa de inflação e outras variáveis que influenciam a inflação é especialmente relevante (Svensson 1994). Em termos teóricos, há necessidade de se ter expectativas de inflação para caracterizar adequadamente a curva de Phillips, parte fundamental dos modelos macroeconômicos. No caso brasileiro, a implantação do sistema de metas para a inflação em 1999 levou à necessidade de coleta institucional sistemática das expectativas, o que passou a ser efetuado por meio da realização de pesquisa regular junto a participantes do mercado sobre o comportamento de diversas variáveis macroeconômicas.

As expectativas de inflação, tema deste artigo, são objeto de ampla literatura empírica (Coibion et al. 2017, Zarnowitz & Braun 1993, Silveira & Lima 2013, Guillén & Garcia 2014). De outro lado, existe uma relação empírica e teórica estabelecida entre as expectativas de inflação e a credibilidade da política monetária (Bordo & Siklos 2014, 2017, Lima et al. 2014).

Como as expectativas são um insumo importante para a condução da política monetária, o Banco Central do Brasil (BCB) criou uma competição entre os respondentes da sua pesquisa de expectativas que divulga mensalmente e premia anualmente os cinco respondentes com menor erro em suas previsões para taxa de juros Selic, taxa de câmbio e inflação. As previsões desse grupo, chamado de Top 5, para curto, médio e longo prazos, também são divulgadas separadamente.

Neste artigo são analisadas empiricamente relações entre as previsões referentes ao curto prazo, um mês, para a inflação medida pelo IPCA, considerando o agregado dos respondentes e o grupo Top 5. Com isso se enfatiza a formação das expectativas de inflação sem que estas sejam influenciadas por hipóteses específicas sobre a forma de condução da política monetária. Para tanto, são analisados, inclusive com estimativas econométricas, a mediana das previsões, seu desvio-padrão, sua amplitude e a recorrência da presença de instituições no grupo Top 5. O período de análise é de janeiro de 2003 a agosto de 2016, utilizando-se dados diários e mensais.¹

O artigo apresenta uma breve revisão da metodologia da pesquisa de expectativas do BCB e da literatura sobre a pesquisa na seção 2, a análise empírica na seção 3 e as principais conclusões na última seção. Na abordagem empírica, é efetuada análise descritiva (subseção 3.1), das variações na mediana das expectativas (subseção 3.2), da frequência de alterações na mediana (subseção 3.3) e da recorrência na participação das instituições no grupo Top 5 (subseção 3.4). Os resultados obtidos mostram que a mediana das expectativas do grupo Top 5 tem correlação muito forte com a mediana do conjunto de respondentes. Dos resultados, vale destacar também o ajuste gradual da mediana das expectativas e a relação positiva da variação da mediana com a dispersão das expectativas. Pelo menos uma parte importante dos respondentes da pesquisa do BCB ajusta as suas expectativas no mesmo dia ou no dia anterior à data de referência para apuração do grupo Top 5, o que foi evidenciado pela significância estatística das alterações de mediana das expectativas nesses dias.

¹São utilizados os dados agregados divulgados pelo Banco Central do Brasil.

Evidentemente não é possível, a partir dos dados utilizados, avaliar a efetividade ou eficácia da condução da política monetária no Brasil. Por outro lado, a detecção, mapeamento e quantificação de padrões de heterogeneidade na pesquisa de expectativas do BCB podem mostrar características de um importante insumo utilizado pelo BCB na condução da política monetária e pelos agentes da economia na construção e avaliação de cenários para a economia. Um melhor entendimento desses padrões, por sua vez, é um ingrediente importante para uma melhor compreensão e avaliação do comportamento da política monetária ao longo do período em questão.

2 O sistema de expectativas do Banco Central do Brasil

Existe uma longa tradição de coleta e divulgação de expectativas a partir de levantamentos com especialistas. O *Livingstone Survey*, para os Estados Unidos, é o mais antigo levantamento sistemático, iniciado em 1946 e atualmente sob responsabilidade do Philadelphia Federal Reserve. Dois dos principais são o *Survey of Professional Forecasters* (SPF) do Federal Reserve (Fed) e o levantamento do Banco Central Europeu (ECB). O *Survey of Professional Forecasters*, atualmente realizado trimestralmente pelo Federal Reserve of Philadelphia, remonta a 1968 e cobre um amplo conjunto de variáveis macroeconômicas (Federal Reserve of Philadelphia 2016). O Banco Central Europeu também realiza trimestralmente um levantamento com previsores profissionais para inflação, PIB e desemprego na área do euro desde 1999 (European Central Bank 2016). Tanto o Fed quanto o ECB publicam as previsões individuais, não identificando o respondente.

No caso do Banco Central do Brasil (BCB), primeiramente foi criado um sistema de coleta direta de expectativas com participantes do mercado financeiro e consultorias, que evoluiu rapidamente para um sistema automatizado baseado na internet, a partir de 2001 (Federal Reserve of Philadelphia 2016).

A pesquisa de expectativas sobre variáveis macroeconômicas é efetuada pelo Banco Central do Brasil por meio do seu Departamento de Relacionamento com Investidores e Estudos Especiais (GERIN) e é conhecida como Pesquisa Focus. Os seus resultados são divulgados semanalmente no Focus - Relatório de Mercado e suas séries temporais estão disponíveis na internet por meio do Sistema de Expectativas de Mercado. São efetuados levantamentos para variáveis relacionadas a atividade econômica (PIB geral e setorial e produção industrial), meta da taxa de juros Selic, taxa de câmbio, preços (IPCA, IPCA-15, INPC, IPC-Fipe, IGP-DI, IGP-M, IPA-DI, IPA-M e preços administrados), balanço de pagamentos (balança comercial, conta corrente e investimento direto externo) e situação fiscal (resultado primário, resultado nominal e relação dívida/PIB). Para essas expectativas são divulgadas média, mediana, desvio-padrão, valores máximo e mínimo e coeficiente de variação. De acordo com o Banco Central do Brasil (2016), há cerca de 130 respondentes habilitados no sistema e boa parte altera suas previsões semanalmente.

As expectativas informadas são consolidadas diariamente pela GERIN do BCB. As informações postadas no sistema têm validade de 30 dias e, caso não sejam atualizadas ou confirmadas, deixam de ser consideradas nas estatísticas das expectativas.

Como forma de incentivo para que as instituições respondentes gerem boas previsões o BCB divulga um *ranking* com as instituições com a maior

acuidade das previsões, as Top 5. A classificação, com base no erro de previsão, é divulgada para IPCA, IGP-DI, IGP-M, taxa de câmbio e meta da taxa Selic. O *ranking* é divulgado para curto e médio prazos e para a previsão anual. Para a classificação de curto prazo é efetuado o cálculo do erro considerando a defasagem de um mês entre a previsão e o valor observado. O cálculo da média de erro é efetuado para um período de seis meses consecutivos. Para a classificação de médio prazo são considerados três períodos consecutivos de quatro meses, com as previsões sendo feitas ao longo desses quatro meses para o quarto mês. As previsões efetuadas com maior antecedência, ou seja, com menor disponibilidade de informações, têm maior peso no cálculo. Para o longo prazo é considerada a previsão ao longo dos 12 meses do ano para a variável observada ao final do ano, com pesos maiores para as previsões efetuadas no início do ano.

A metodologia de elaboração da classificação das instituições Top 5 pelo BCB define uma ou mais datas que são consideradas para a verificação do nível de acerto da previsão. A data de referência para o IPCA, objeto deste artigo, é o último dia útil anterior à data da divulgação do IPCA-15, em geral entre os dias 20 e 25.

Carvalho & Minella (2012), usando dados desagregados, mostram que os melhores previsores influenciam as previsões dos demais respondentes na pesquisa do BCB. Os respondentes reagem adaptativamente aos próprios erros e aos níveis passados das previsões. Um resultado importante é que as previsões são alinhadas entre os respondentes, sendo a maioria dos erros comuns, e não idiossincráticos. Para o caso específico da inflação, as previsões são similares ou melhores do que previsões baseadas em modelos autorregressivos. As previsões de inflação são influenciadas pela meta de inflação, inflação passada, taxa de câmbio e preço das *commodities*. Como esperado para um sistema de metas de inflação, o estudo mostra que as previsões para a taxa de juros da política econômica estão relacionadas com as expectativas de inflação. A similaridade das projeções de diferentes instituições também é encontrada em Caetano & Silva Júnior (2012), também com dados desagregados, embora haja diferenças nas capacidades preditivas entre elas.

A forma como o *ranking* Top 5 é calculado faz com que haja inércia em sua composição. Os erros de previsão de um período são “carregados” para os períodos seguintes (Prada 2007). No caso do *ranking* de curto prazo, o erro em um período faz parte da média de erros por seis meses. No *ranking* de médio prazo o erro de um período terá impacto no máximo até o *ranking* de seis meses posteriores, com o peso atribuído à previsão mais longa. Para o *ranking* de longo prazo o erro da previsão de cada mês influencia o resultado com peso caindo a cada mês ao longo do ano.

Prada (2007) mostra, utilizando dados agregados de 2003 a 2006, que o nível de acerto da inflação medida pelo IPCA das instituições Top 5 é superior ao conjunto da pesquisa no período seguinte à entrada no grupo Top 5, o que é indicativo de que as instituições que fazem parte desse grupo realmente são superiores em termos preditivos. O erro encontrado para os Top 5 é menor que para o total, e em 56% dos meses analisados a mediana das instituições Top 5 é mais próxima da inflação observada do que o conjunto de todas as previsões.

As projeções das instituições Top 5 não são sempre superiores às do conjunto de respondentes, o que mostra que a acurácia nas previsões passadas não assegura a continuidade da presença entre as instituições com as melho-

res projeções (Marques 2012). Prada (2007) encontra, ao analisar a diferença entre as projeções de todos os respondentes da pesquisa e os Top 5 utilizando a teoria dos torneios, uma relação positiva entre o diferencial de desempenho e o desvio-padrão do total da população, indicando que quanto maior a dificuldade da previsão ou o risco corrido pelos previsores, maior a vantagem dos previsores mais hábeis. Uma maior dispersão das previsões significa uma maior dificuldade para efetuar as previsões ou a adoção de estratégias mais arriscadas por uma parcela dos previsores, o que aumenta a vantagem das instituições mais hábeis, que fazem previsões melhores e utilizam estratégias menos arriscadas (Prada 2007). Isso é evidenciado pela relação positiva entre o desvio-padrão das expectativas do conjunto das previsões e o diferencial de desempenho das instituições Top 5 e o conjunto. Outro resultado de Prada (2007) é a associação entre o diferencial de desempenho entre as instituições Top 5 e o esforço realizado para as previsões. Existindo heterogeneidade entre as instituições, as mais hábeis tenderão a aparecer mais vezes entre as Top 5. Entretanto, mesmo existindo heterogeneidade, o esforço dedicado às previsões pode variar. A medida de esforço utilizada é a permanência no grupo Top 5 por intervalos de dois a cinco meses e o número médio de permanências dessas instituições. O resultado estatisticamente significativo encontrado é o coeficiente negativo para a permanência por cinco meses no *ranking* Top 5 sobre o diferencial de desempenho.

Rocha (2010) analisa as expectativas 12 meses à frente para IPCA, IPA-M, IGP-M e IGP-DI coletadas entre novembro de 2001 e fevereiro de 2009, utilizando os dados agregados divulgados pelo BCB. A conclusão é que não há erro sistemático de previsão se excluído o período de 2002 a 2003 da amostra.

Um dos produtos do sistema de expectativas do BCB que é acompanhado com interesse no noticiário econômico e no mercado financeiro é o Boletim Focus divulgado às segundas feiras, mostrando as expectativas informadas na sexta feira anterior. Isso levanta o interessante ponto de que essas expectativas podem sofrer alterações relevantes, mesmo que não coincidam ou estejam próximas às datas de referência para a apuração do grupo Top 5. Existiriam, portanto, incentivos para que pelo menos parte importante das instituições respondentes da pesquisa respondessem fora da data de referência. Uma possível explicação seria a existência de demandas internas que tornam relevante ter uma expectativa atualizada, sendo o custo de atualização da expectativa no sistema do BCB baixo. Existe uma discussão na literatura sobre comportamento estratégico de respondentes de *surveys*, que poderiam ter incentivos para não informarem a sua real expectativa.

O modelo de Laster et al. (1999), por exemplo, associa a remuneração do previsor com a acurácia da previsão e com a publicidade gerada por ela. A publicidade é conseguida com previsões diferentes do consenso, o que induziria a informação de previsões enviesadas, mas com razoável probabilidade de ocorrência. Em sua aplicação a PIB e PNB dos Estados Unidos, a conclusão é de que as previsões informadas nos setores que dão muita importância à acurácia, como bancos e grandes corporações industriais, é mais próxima do consenso, enquanto setores que ganham mais com a publicidade gerada pela previsão tendem a produzir valores extremos. No caso do Top 5 do BCB, ao contrário do modelo de Laster et al. (1999), a publicidade é gerada pela acurácia, o que pode induzir à informação de expectativas que minimizem o erro esperado. Por outro lado, a maioria dos respondentes da pesquisa do BCB é do setor financeiro, corporações e consultorias, que tendem a ter interesse na

publicidade gerada pela acurácia.

Lamont (2002) analisa a possibilidade de serem fornecidas previsões subótimas (*automanipulation*) quando a função de perda a ser minimizada pelo respondente não necessariamente é associada ao erro quadrático médio da previsão. A conclusão é que idade e reputação influenciam as previsões, com os previsores mais velhos e mais estabelecidos tendo previsões mais radicais. Essa intuição, entretanto, embora procedente, não é diretamente aplicável à pesquisa do BCB porque se refere a previsões fornecidas com identificação.

3 Análise empírica

3.1 Análise descritiva

A amostra das previsões é de 02/01/2003 a 31/08/2016, o que totaliza 164 meses e 3.429 dados diários. São utilizados os dados das medianas das previsões para o IPCA do mês efetuadas ao longo do mês, o seu desvio-padrão, a sua amplitude e a mediana e desvio-padrão das previsões do grupo Top 5. Para o grupo Top 5 o desvio-padrão está disponível a partir de 01/04/2010. Os dados são obtidos na página do Banco Central do Brasil. Como a expectativa utilizada é a do IPCA para o próprio mês, utiliza-se o Top 5 de curto prazo.

A divulgação do IPCA de um mês ocorre no início do mês seguinte. O horizonte da previsão, portanto, vai diminuindo ao longo do mês. A previsão utilizada pelo Banco Central do Brasil para a elaboração do *ranking* Top 5 é o dia anterior à divulgação do IPCA-15, o que em geral ocorre entre os dias 20 e 25. Esse dia é chamado de data de referência. O IPCA-15 é obtido com a mesma cesta de produtos do IPCA, mas em vez de refletir o comportamento dos preços no mês calendário, é calculado considerando os preços da segunda quinzena do mês anterior e a primeira do próprio mês.

Com essa amostra é possível calcular a variação da mediana das previsões para 3.265 dias, dado que não é possível comparar as previsões de inflação para meses distintos com o horizonte da previsão sendo de um mês. A alteração na mediana da expectativa ocorrerá se alterações nas previsões sensibilizarem a segunda casa decimal da previsão, ou seja, um centésimo de ponto percentual ou um ponto base. Para o conjunto dos respondentes ocorre alteração na mediana das previsões em 1.113 dias, o que corresponde a 34,1% dos dias. Para o grupo Top 5 a mediana é alterada em 773 dias, o que equivale a 23,7% dos dias. Carvalho & Minella (2012) informam que o conjunto de informantes regulares do sistema de expectativas do BCB é aproximadamente 70.

Para o conjunto dos respondentes a mediana é alterada em 119 das 164 datas de referência que ocorrem na amostra. As alterações de mediana das previsões na data de referência correspondem a 10,7% do total de alterações, consideravelmente superior à proporção de datas de referência em relação ao número total de dias, que é de 5%. A data de referência, portanto, está associada a uma maior atividade de alterações de previsão. Para o grupo Top 5 esse número é levemente superior, 123 alterações, que representa uma proporção de 15,9% das alterações na mediana.

A divulgação do IPCA-15 representa novas informações sobre o comportamento do IPCA do mês, sendo conhecido no noticiário como uma prévia do IPCA. Essas novas informações sobre a inflação podem ser incorporadas

às previsões sobre o IPCA. Espera-se, por isso, que no dia da divulgação do IPCA-15 ocorra um maior ajuste nas previsões, embora em grau menor que na data de referência por essa previsão não ter impacto na elaboração do *ranking* Top 5. Ocorrem 62 alterações de mediana para o total de respondentes nesse dia, o que equivale a 5,6% do total de alterações, a 1,9% do total de dias e 37,8% do total de meses. Para o grupo Top 5 ocorrem 42 alterações nesse dia, o que significa 5,4% do total de dias com alterações, 1,3% do total de dias e alteração em 25,6% dos meses. Esses números indicam que as novas informações que eventualmente a divulgação traz enseja um ajuste muito menor de previsões do que a data de referência. Esse resultado é indicativo de que o sistema de premiação Top 5 está induzindo a atualização das expectativas por parte dos respondentes, uma vez que as novas informações, que permitiriam uma expectativa mais apurada, são incorporadas com menor intensidade. Isso é confirmado pela não rejeição da hipótese nula de igualdade de média, mediana e variância dos erros de previsão para o IPCA na data de referência e na data de divulgação do IPCA-15, tanto para o conjunto de respondentes quanto para o grupo Top 5 (resultados não mostrados, mas disponibilizáveis aos leitores interessados).

Uma possibilidade adicional de ajuste informacional seria a que ocorre no dia seguinte à divulgação do IPCA-15. Poderia ocorrer um ajuste das previsões nesse dia se uma parcela dos respondentes tivesse como característica ser seguidor das previsões agregadas ou do grupo Top 5. As previsões efetuadas a cada dia da semana, entretanto, somente são disponibilizadas na segunda-feira da semana-seguinte, tanto para o público quanto para os respondentes, o que não permite efetuar essa análise, a não ser que ocorresse uma troca de informações sobre as previsões fora do sistema do BCB. Ocorrem alterações em 42 desses dias no conjunto de todos os respondentes e em 18 do grupo Top 5. Por essas quantidades não há evidência de que esse mecanismo esteja operando de maneira expressiva o suficiente a ponto de ser detectado.

A Tabela 1 mostra os coeficientes de correlação entre a mediana agregada (MD), mediana Top 5 (MD5) e o desvio-padrão das previsões do conjunto de respondentes (DP). A Tabela 2 mostra os coeficientes de correlação incluindo o desvio-padrão para o grupo Top 5 (DP5), para um período mais restrito por causa da disponibilidade desse dado.

Tabela 1: Coeficientes de correlação entre mediana das expectativas de todos os respondentes e do grupo Top 5 – janeiro de 2003 a agosto de 2016

	MD	DP	MD5
MD	1,000		
DP	0,616	1,000	
MD5	0,985	0,610	1,000

Fonte: Calculado a partir de dados do BCB.

Percebe-se uma correlação quase perfeita entre a mediana das previsões do agregado de respondentes e do grupo Top 5 para todo o período analisado e para o período mais recente, o que indica que esse grupo é uma boa aproximação do conjunto de respondentes. Há uma correlação positiva entre a dispersão das previsões do conjunto de respondentes e a mediana das previsões,

Tabela 2: Coeficientes de correlação entre mediana das expectativas de todos os respondentes e do grupo Top 5 – abril de 2010 a agosto de 2016

	MD	DP	MD5	DP5
MD	1,000			
DP	0,532	1,000		
MD5	0,985	0,516	1,000	
DP5	0,208	0,622	0,206	1,000

Fonte: Calculado a partir de dados do BCB.

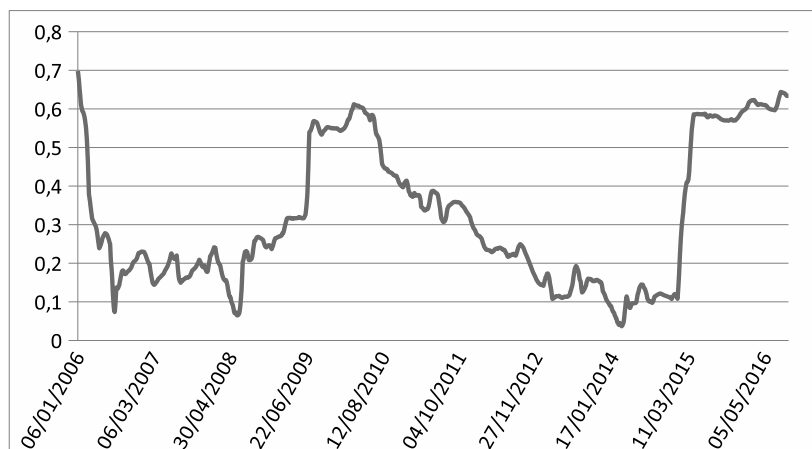
ou seja, para uma mediana de previsão do IPCA mais elevada, a dispersão das previsões é maior. Considerando a hipótese de maior incerteza nas previsões estar associada com maior taxa de inflação (Ball 1992, Fountas 2001), esse resultado dá indicação de que a relação entre a incerteza nas previsões existe também para a própria taxa prevista de inflação. A influência do grupo Top 5 sobre as previsões de outros respondentes, encontrada por Carvalho & Minella (2012) é apenas parcial, dado que a dispersão aumenta com o nível de inflação, o que não ocorreria se houvesse a simples imitação do grupo Top 5. Isso pode significar que a tendência à imitação cai à medida que sobe a taxa de inflação e/ou que a imitação é mais difícil e/ou menos bem sucedida com expectativas de taxas de inflação mais elevada.

Considerando o período mais recente, para o qual também existe a informação do desvio-padrão das expectativas do grupo Top 5, percebe-se uma redução da correlação entre a mediana das previsões e a sua dispersão. Por outro lado, a correlação entre a dispersão do grupo Top 5 e a mediana das suas previsões é baixa, o que mostra a proximidade das previsões dentro do grupo que mais acerta as previsões. Isso é interessante porque a previsão utilizada para a apuração do grupo Top 5 considera as previsões do período anterior, ou seja, o grupo que mais acertou no passado permanece tendo baixa divergência nas previsões para o período seguinte.

A existência de diferenças não desprezíveis na correlação entre a dispersão e o nível da inflação prevista quando calculado utilizando diferentes amostras sugere a necessidade de verificar em mais detalhe o comportamento dessa correlação. Para isso foi calculada a correlação entre a expectativa de inflação e a dispersão dessas expectativas utilizando janelas móveis de três anos. A Figura 1 mostra a correlação ao longo do tempo, considerando a data da informação mais recente presente no cálculo.

Esse comportamento das correlações é específico da previsão um mês à frente, em que a taxa de inflação já não é mais influenciada pela política monetária, e deve ser diferente para horizontes mais longos, em que a expectativa de inflação será influenciada pelas expectativas em relação à taxa de juros e outras variáveis que influenciam preços. Como se está utilizando previsões para a inflação mensal, o comportamento da correlação pode mudar rapidamente, com o comportamento específico de um determinado mês. No início da série de correlações, que contempla os dados de 2003 a 2005, por exemplo, a correlação é de 0,7, que cai rapidamente quando incluídos os dados do primeiro semestre de 2006 e excluídos os do primeiro semestre de 2004. A correlação cai consideravelmente porque nesse período mais recente quase não ocorrem alterações na dispersão das previsões, ao contrário do primeiro

Figura 1: Correlação entre expectativa para o IPCA do mês e desvio-padrão da expectativa – janelas móveis de três anos – janeiro de 2003 a agosto de 2016



Fonte: Calculado a partir de dados do Banco Central do Brasil.

semestre de 2003, em que tanto a dispersão quanto a expectativa de inflação oscilaram fortemente.

O aumento da correlação que aparece em junho de 2009 deve-se à exclusão do mês de junho de 2006, em que a inflação esperada teve uma queda muito forte, saindo de 0,23 no início do mês para -0,1 no final do mês, com alterações muito menores na dispersão. A partir de julho de 2010 há um período de queda da correlação, caracterizado por poucas alterações no desvio-padrão das expectativas. A marcante elevação da correlação entre janeiro e março de 2015 ocorre em um cenário de elevação rápida da expectativa de inflação e na sua dispersão, refletindo o cenário econômico conturbado do período.

Esses resultados do comportamento das previsões para todos os respondentes e os Top 5 dão indicação de que estar no grupo Top 5 é relevante para pelo menos uma parcela importante dos respondentes. Isso pode ser ilustrado pelo comportamento da dispersão das previsões na data de referência para a previsão do IPCA. Considerando o conjunto de todos os respondentes, na data de referência ocorrem 75 reduções do desvio-padrão das expectativas, 15 elevações e em 74 dias não há alteração. Considerando todos os dias, ocorre redução do desvio-padrão em 492 dias, aumento em 312 e permanece inalterado em 2.461. Percebe-se, portanto, que a data de referência é caracterizada por um maior alinhamento de expectativas, com mais reduções de dispersão do que no conjunto da amostra. Para as previsões do grupo Top 5 o padrão é similar, com 14 elevações de dispersão, 48 reduções e 15 dias sem alteração, considerando os 77 meses para os quais existe a informação do desvio-padrão. Para todos os 1.539 dias para os quais existe o dado do desvio-padrão das previsões do grupo Top 5, existem 173 aumentos de dispersão, 208 reduções e 1.158 dias sem alteração.

Para o período em que também é divulgada a dispersão para o grupo Top 5, a partir de abril de 2010, a dispersão é consistentemente maior para o conjunto dos respondentes. Para os 1.616 dias desse período o desvio-padrão das previsões é maior no conjunto dos respondentes em 1.307 dias, maior para o grupo Top 5 em 175 e igual ao nível de centésimo de ponto percentual em

134. Essa característica é compatível com um comportamento de menor risco e, por isso, de maior semelhança com o conjunto, por parte dos integrantes do grupo Top 5 ou os que competem mais proximamente para integrar esse grupo. Isso pode acontecer para previsores de instituições com departamentos econômicos grandes e qualificados, dos quais se espera que estejam entre os Top 5. Essa constatação é compatível com os resultados de Prada (2007), que associam esforço e habilidade a comportamentos menos arriscados e, com isso, a previsões mais próximas ao conjunto. Inversamente, previsores menos habilidosos teriam tendência a comportamentos mais arriscados. O resultado também está de acordo com o modelo de Laster et al. (1999), dados os incentivos que o sistema do BCB propicia para a informação de expectativas sem viés.

A amplitude das previsões, a diferença entre o maior e o menor valor informado ao sistema do BCB, permite ampliar a análise. O resultado das correlações para a amplitude, valor máximo e valor mínimo com as outras variáveis de interesse são mostradas na Tabela 3. Os valores máximo e mínimo para a expectativa de inflação têm correlação positiva e elevada com a mediana das expectativas, de 0,91 e 0,83, respectivamente. A correlação entre o valor máximo e o mínimo é um pouco menor, de 0,69. Interessante nesses resultados é que a correlação da amplitude das previsões é elevada com a expectativa máxima (0,85) e baixa com o valor mínimo (0,21). Isso pode indicar que os previsores pessimistas com a inflação ajustam mais as suas previsões, elevando o valor máximo em maior intensidade e reduzindo-o em menor intensidade que os agentes otimistas. De modo coerente, o desvio-padrão das expectativas tem uma elevada correlação de 0,93 com a amplitude das previsões. Novamente, a origem dessa correlação elevada é mais influenciada pelo comportamento do valor máximo, pois a correlação entre dispersão e valor máximo é elevada, 0,8, enquanto entre dispersão e valor mínimo é baixa. Esses resultados confirmam as indicações de que elevação da inflação prevista é acompanhada de aumento da dispersão, tanto medida pelo desvio-padrão quanto pela amplitude das previsões.

Tabela 3: Coeficientes de correlação – expectativas para o IPCA do mês – janeiro de 2003 a agosto de 2016 – dados diários

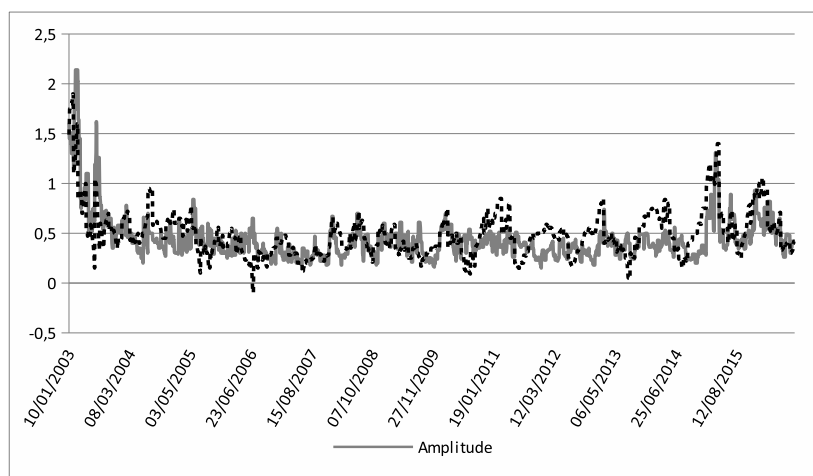
	Amplitude	Máximo	Mínimo	Mediana	Desvio Padrão
Amplitude	1,000				
Máximo	0,847	1,000			
Mínimo	0,205	0,693	1,000		
Mediana	0,624	0,912	0,835	1,000	
Desvio Padrão	0,928	0,797	0,209	0,616	1,000

Fonte: Calculado a partir de dados do BCB.

A importância da obtenção de expectativas confiáveis, como as incentivadas pela divulgação das instituições Top 5, pode ser ilustrada pela elevada amplitude das expectativas de inflação quando comparadas à sua mediana, como mostra a Figura 2. O valor absoluto da amplitude das expectativas é elevado comparativamente à mediana, o que torna relevante que esta reflita as melhores previsões. Por outro lado, as medidas de dispersão como o desvio-padrão e a própria amplitude podem conter informação sobre a coordenação das expectativas entre os participantes da pesquisa. Isso é sugestivamente dis-

cutido em Mankiw, Mankiw et al. (2003), que mostram que a discordância sobre as expectativas em relação à inflação está relacionada com discordância em relação a outras variáveis macroeconômicas importantes. Como as decisões individuais são baseadas em expectativas, se houver discordância entre as expectativas, isso poderá afetar o resultado agregado e, por isso, a condução da política monetária.

Figura 2: Mediana e amplitude das previsões de inflação – janeiro de 2003 a agosto de 2016



Fonte: Mediana – BCB; Amplitude – calculada a partir de dados do BCB

3.2 Variações na mediana das expectativas

Para quantificar o comportamento das previsões, foram estimadas regressões tendo como variável dependente a variação absoluta da mediana das expectativas de inflação para todos os respondentes (VMDABS) e para o grupo Top 5 (VMD5ABS). Foi utilizada a variação da expectativa e não o seu nível por não ser possível comparar os níveis da inflação para meses diferentes, dadas as características específicas de cada mês. Com as variações, os aspectos comuns a alterações de expectativas informadas em todo o período podem ser detectados. Utilizaram-se as variações absolutas das expectativas porque as variações para cima ou para baixo também estão sujeitas a condicionantes econômicas específicas de cada período, de modo que ajustes para cima ou para baixo nas expectativas poderiam se compensar ao longo do tempo ou simplesmente seguir a tendência da inflação. As estimativas foram efetuadas partindo de um modelo geral contendo duas defasagens para a variação das expectativas, a mediana da expectativa, o desvio-padrão das expectativas de todos os respondentes (DP) e variáveis *dummy* que assumem valor 1 na data de referência e zero nos demais dias (DATAREF), bem como a mesma variável *dummy* para um e dois dias antes da data de referência e um e dois dias após a data de referência (DATAREF(-1), DATAREF(-2) DATAREF(1) DATAREF(2), respectivamente). As possibilidades de assimetria de comportamento da mediana das expectativas para situações de elevação ou queda da inflação também foram testadas. Uma *dummy* assumiu valor 1 se a variação da mediana fosse positiva e zero caso contrário, a outra assumiu valor 1 se a variação da mediana fosse

negativa e zero caso contrário. Essas *dummies*, entretanto, não apresentaram significância estatística.

Seguindo o procedimento geral-específico e eliminando as variáveis não estatisticamente significantes, chegou-se ao modelo parcimonioso mostrado na Tabela 4. Foram utilizados os erros-padrão robustos à heteroscedasticidade de Newey-West.

Tabela 4: Resultados da regressão – variável dependente: VMDABS – 01/06/2003 a 30/08/2016

Variável	Coefficiente	Desvio-Padrão	Estatística t	Prob.
VMDABS(-1)	0,087772	0,026162	3,354932	0,0008
DATAREF	0,017918	0,001694	10,577880	0,0000
DATAREF(1)	0,003347	0,000945	3,543205	0,0004
MD	-0,009333	0,001412	-6,611256	0,0000
DP	0,117827	0,011018	10,693870	0,0000

R^2 : 0,257; R^2 ajustado: 0,2563.

A segunda defasagem da variação da mediana e as *dummies* para os dois dias anteriores e o segundo dia após a data de referência não foram estatisticamente significativos. O termo autorregressivo de primeira ordem é positivo, o que é plausível considerando que a mediana é resultante das previsões de muitos agentes que não atualizam as suas previsões exatamente ao mesmo tempo, ou seja, há um ajuste gradual e escalonado das expectativas para o conjunto dos respondentes. As previsões podem ter esse comportamento autorregressivo por estarem reagindo a um mesmo conjunto de informações, mesmo que não concomitantemente, ou seguindo um comportamento imitativo entre os próprios respondentes, ou uma combinação entre elas. Se utilizada a variação da mediana defasada do grupo Top 5 em vez da do conjunto de respondentes os resultados são muito parecidos, com poder explicativo marginalmente inferior (R^2 de 0,2543 contra 0,2563). Como esperado, há um ajuste estatisticamente significativo nas expectativas na data de referência, o que novamente indica que participar do grupo Top 5 é importante para um número relevante de respondentes da pesquisa. A hipótese de que a divulgação do IPCA-15 traz informações para o comportamento do IPCA do mês e é incorporada às expectativas é confirmada pela significância da *dummy* para o dia da divulgação do IPCA-15. O valor do coeficiente é menor do que o da data de referência. A *dummy* para o dia seguinte à divulgação do IPCA-15 não foi estatisticamente significativa, o que não dá suporte à hipótese de que pelo menos parte dos respondentes da pesquisa ajusta as expectativas por imitação de expectativas, o que é esperado dado que as expectativas diárias somente são disponibilizadas às segundas feiras no sistema do BCB, ou de incorporação lenta das informações trazidas pelo IPCA-15.

O desvio-padrão das expectativas tem relação positiva com as variações absolutas da mediana, ou seja, quanto maior a dispersão das expectativas, maiores os ajustes nas expectativas. O mais plausível parece ser que os ajustes das expectativas não são feitos na mesma intensidade e sincronização por todos os respondentes, levando a uma maior dispersão das expectativas. Isso poderia ocorrer por causa da estrutura de incentivos inerente à pesquisa e sua premiação por acurácia nas datas de referência. Do ponto de vista teórico, esse comportamento é compatível, por exemplo, com a explicação presente em Branch

(2004), de que a heterogeneidade das previsões decorre da existência de alternativas para a realização das previsões, as quais têm custos diferentes para sua utilização.

O resultado negativo para a relação entre o nível da mediana e a variação da mediana das expectativas pode indicar a necessidade de ajustes mais frequentes nas expectativas quando a inflação é mais elevada, mas em valor absoluto menor. O impacto de erros de previsão da inflação sobre as decisões econômicas é maior quando o nível da inflação é mais elevado, exigindo dessa forma atenção mais cuidadosa e alterações de previsões mais frequentes quando a inflação é elevada em comparação com inflações esperadas menores. Esse resultado é compatível com a persistência nas variações da mediana detectada por meio do valor positivo da sua autocorrelação.

As Tabelas 5 e 6 mostram os resultados da regressão que tem a variação da mediana da expectativa de inflação do grupo Top 5 como variável dependente. A diferença entre as duas é a utilização da dispersão do conjunto de respondentes na regressão da Tabela 5 e da dispersão das previsões do grupo Top 5 na Tabela 6. A amostra utilizada para a estimativa mostrada na Tabela 6 é menor, dada a disponibilidade da informação sobre o desvio-padrão das expectativas do grupo Top 5 para um período mais restrito, a partir de abril de 2010.

Tabela 5: Resultados da regressão – variável dependente: VMD5ABS – 01/06/2003 a 30/08/2016

Variável	Coefficiente	Desvio-Padrão	Estatística t	Prob.
VMD5ABS(-2)	-0,076778	0,021625	-3,550390	0,0004
DATAREF	0,025682	0,002731	9,403055	0,0000
DATAREF(1)	0,012934	0,003009	4,298613	0,0000
MD5	-0,007331	0,002978	-2,462033	0,0139
DP	0,136847	0,022571	6,063079	0,0000

R^2 : 0,119; R^2 ajustado: 0,118.

Tabela 6: Resultados da regressão – variável dependente: VMD5ABS – 05/04/2010 a 30/08/2016

Variável	Coefficiente	Desvio-Padrão	Estatística t	Prob.
DATAREF(-2)	-0,002219	0,000884	-2,509791	0,0122
DATAREF	0,032191	0,004166	7,727280	0,0000
DATAREF(1)	0,012430	0,003571	3,480695	0,0005
DP5	0,104455	0,009712	10,755040	0,0000

R^2 : 0,171; R^2 ajustado: 0,170.

Os resultados obtidos para o período mais longo apresentam semelhanças importantes em comparação ao conjunto de respondentes. A data de referência e a divulgação do IPCA-15 também têm efeitos positivos sobre a variação da mediana das expectativas, em magnitudes maiores do que para o conjunto dos respondentes. Como o grupo Top 5 é numericamente mais restrito e já demonstrou sua capacidade preditiva, é razoável esperar que na data de referência para a elaboração do *ranking* haja uma maior variação nas suas expectativas, bem como um maior ajuste das expectativas em reação à divulgação de

novas informações sobre o comportamento dos preços. Por outro lado, isso demonstra que não é somente a inclusão no *ranking* Top 5 que estimula a revisão das expectativas, uma vez que ocorrem ajustes relevantes no dia da divulgação das informações, embora essas previsões não tenham influência no *ranking*. A mediana das previsões, ou seja, o nível das expectativas de inflação, tal como para o conjunto dos respondentes, tem relação negativa com a variação das expectativas, assim como relação positiva com a dispersão das expectativas. Tal como no resultado para o conjunto dos respondentes, esse resultado pode refletir a necessidade de maior quantidade de ajustes quando a expectativa de inflação é mais elevada, mas a magnitude da alteração de expectativa ser menor. O comportamento dos respondentes que gera esses resultados pode refletir, por exemplo, os custos e necessidades de atualização de previsões para a demanda da própria instituição e a sua atualização no sistema de expectativas do BCB, e não caracteriza um comportamento que considera somente o desempenho na data crítica para o levantamento Top 5.

Uma característica consideravelmente distinta no comportamento da variação das expectativas se dá no efeito das variações dos dias anteriores. Enquanto para o conjunto o coeficiente autorregressivo é positivo, para o grupo Top 5 o coeficiente é negativo para duas defasagens. Isso poderia indicar que existe algum custo para a atualização ou o registro das expectativas para esse grupo de respondentes da pesquisa, a ponto de ajustes maiores em dias anteriores estarem associados a menores ajustes correntes. Outra possibilidade é que a diferença de comportamento reflita um padrão distinto para esse grupo de respondentes, mesmo que a sua composição não seja sempre a mesma, possivelmente refletindo a sua capacidade preditiva.

O resultado para o período mais recente das variações absolutas da mediana da expectativa de inflação do grupo Top 5, utilizando a dispersão das expectativas do próprio grupo Top 5 entre as variáveis explicativas é similar ao do período integral. As *dummies* para a data de referência e a divulgação do IPCA-15 permanecem significativas. A relação entre a dispersão das expectativas e a variação da mediana também permanece positiva. Por outro lado, o nível da mediana de inflação esperada deixa de ser significativa. Isso pode estar relacionado a uma mudança de comportamento dos previsores ao longo do tempo ou à diferença entre o modelo utilizando a dispersão do conjunto de respondentes e do grupo Top 5. Essa mudança de comportamento pode refletir, por exemplo, alterações na maneira como é feita a previsão ou mudanças na própria inflação. Isso poderia ocorrer, por exemplo, com a observação das previsões do grupo Top 5 e adaptação ao desempenho que se mostrou bem sucedido. Também ocorre uma mudança na estrutura temporal das variações, com as variações na mediana de períodos anteriores não tendo significância estatística e a *dummy* para dois dias antes da data de referência passando a ser estatisticamente significativa e o coeficiente negativo indicando que as variações nessa data são menores que nos demais dias. Isso significa que dois dias antes da data de referência o ajuste que é efetuado nas previsões registradas no sistema do Banco Central é significativamente menor. Isso pode indicar que dois dias antes da data de referência os participantes do grupo Top 5 deixam de fazer ajustes ou o fazem de maneira muito marginal, aguardando para incorporar o máximo de informação possível para a previsão na data de referência. Alternativamente, pode-se conjecturar que, como esse grupo é o dos melhores preditores, necessita de ajustes menores na data de referência. Como as maiores variações de expectativas são registradas na data de referência, os

modelos das Tabelas 5 e 6 detectam comportamentos similares, embora a interpretação da *dummy* para o dia específico seja mais restrita do que a defasagem da variação.

3.3 Frequência de alterações na mediana

Para confirmar as diferenças de comportamento entre as instituições Top 5 e o conjunto de respondentes foi efetuado o levantamento do número de alterações na mediana das previsões que ocorre em cada mês da amostra e buscou-se verificar as variáveis que influenciam a quantidade de alterações. Uma alteração na mediana das previsões ocorre se um número suficiente de instituições alterar a sua projeção em magnitude suficiente para sensibilizar a segunda casa decimal da taxa de inflação prevista. Isso significa que tem de haver alguma predominância no sentido da alteração das previsões, porque alterações individuais em sentidos contrários sem grandes diferenças de magnitude poderiam se anular. A Tabela 7 sintetiza o número de alterações na mediana ocorridas no período. Como esperado, tendo um número reduzido de respondentes, as alterações no grupo Top 5 ocorrem em número inferior, bem como a moda do número de alterações, mas é importante lembrar que a importância relativa de um respondente no grupo Top 5 é maior do que no conjunto de respondentes para que ocorra mudança na mediana das previsões.

A ocorrência mais comum no conjunto de respondentes é de cinco e seis alterações na mediana ao longo do mês, que ocorre em 22 e 23 meses, respectivamente. Esses números correspondem a 13,5 e 14,1 do total de 163 meses que compõem a amostra. Em somente 31 meses ocorrem 10 ou mais alterações na mediana, menos de 20% do total de meses da amostra. Para o grupo top 5 o número de alterações na mediana que mais ocorre é 3, em 33 meses, e o segundo mais frequente é cinco alterações, em 31 meses, o que corresponde a 20% e 19% do total de 163 meses da amostra. A ocorrência de sete ou mais alterações na mediana para esse grupo ocorre em menos de 10% dos meses.

Para a análise econométrica da frequência de alterações na mediana (NALT) é necessário considerar que esta é uma variável discreta, assumindo necessariamente valores inteiros iguais ou maiores que zero. Por isso é necessário utilizar modelos de contagem para a análise desses dados. O ponto de partida natural para essa abordagem é a estimação de modelos Poisson que, entretanto, são restritivos quanto aos pressupostos em relação ao comportamento de média e variância, que são considerados iguais. É necessário, portanto, primeiramente testar a hipótese de igualdade entre média e variância condicional às variáveis explicativas que, se rejeitada, implica a necessidade de estimar modelos alternativos. Para isso será utilizado o teste baseado em regressão proposto por Cameron & Trivedi (1990).

Utilizou-se a metodologia geral-específico mantendo as variáveis significativas a no mínimo 10%. O modelo mais amplo incluiu como variáveis explicativas a inflação acumulada nos 12 meses anteriores, o IPCA do mês anterior (IPCA(-1)), o erro da previsão ocorrido no mês anterior (ERROABS(-1)) e a volatilidade das expectativas ao longo do mês (DPTODOS) e do mês anterior (DPTODOS(-1)). Também foi considerada a hipótese de utilizar os desvios da inflação em relação à meta, mas a correlação quase perfeita entre os desvios da meta e da inflação acumulada não permitem a inclusão das duas variáveis simultaneamente nos modelos estimados. A elevada correlação entre inflação e desvio da inflação em relação à meta decorre de as alterações na meta, no pe-

Tabela 7: Número de alterações na mediana das expectativas ao longo de cada mês – janeiro de 2003 a agosto de 2016

CONJUNTO DE RESPONDENTES				
Número de alterações na mediana no mês	Quantidade de meses em que ocorreu esse número de alterações no período	Percentual do total de meses	Número de meses acumulado	Percentual acumulado
0	4	2,5	4	2,5
1	4	2,5	8	4,9
2	4	2,5	12	7,4
3	14	8,6	26	16,0
4	11	6,7	37	22,7
5	22	13,5	59	36,2
6	23	14,1	82	50,3
7	16	9,8	98	60,1
8	17	10,4	115	70,6
9	17	10,4	132	81,0
10	10	6,1	142	87,1
11	9	5,5	151	92,6
12	4	2,5	155	95,1
13	3	1,8	158	96,9
14	4	2,5	162	99,4
15	1	0,6	163	100,0
TOP 5				
0	1	0,6	1	0,6
1	5	3,1	6	3,7
2	15	9,2	21	12,9
3	33	20,2	54	33,1
4	24	14,7	78	47,9
5	31	19,0	109	66,9
6	25	15,3	134	82,2
7	14	8,6	148	90,8
8	8	4,9	156	95,7
9	4	2,5	160	98,2
10	1	0,6	161	98,8
11	1	0,6	162	99,4
12	1	0,6	163	100,0

ríodo analisado, terem sido pequenas, passando de 4% para 2003, 5,5% para 2004 e permanecendo em 4,5% a partir de 2005. A inflação passada foi testada utilizando o índice cheio e diferentes medidas de núcleo da inflação. O erro da expectativa de inflação no mês anterior considerou a previsão registrada no primeiro dia do mês para o qual foi feita a previsão. A volatilidade das expectativas é o desvio-padrão da mediana das expectativas ao longo do mês. As variáveis de inflação acumulada em 12 meses e erro de previsão no período anterior não foram estatisticamente significantes.

O resultado da estimação é mostrado na Tabela 8. Em se tratando de um modelo de contagem que é uma série temporal, foi verificada a ausência de autocorrelação dos resíduos. A dispersão das previsões do conjunto de respondentes no primeiro dia do próprio mês tem uma forte relação positiva com o número de alterações da mediana. Esse resultado é intuitivo porque a maior dispersão das expectativas se reflete em um maior número de ajustes, uma vez que a informação a ser incorporada nas previsões é incremental ao longo do mês. O nível da inflação no mês anterior tem relação negativa com o número de alterações da mediana da previsão no mês. Uma tentativa de utilizar as medidas de núcleo da inflação divulgadas pelo BCB em lugar da inflação observada piorou o ajuste do modelo. O intercepto da estimativa ($EXP(1,652166)=5,218$) não tem uma interpretação direta, porque significaria o número de alterações na mediana caso o IPCA do período anterior e o desvio-padrão das expectativas fosse zero, o que não é realista. A magnitude do coeficiente, entretanto, mostra que as variáveis explicativas têm influência considerável na determinação do número de alterações na mediana, cujo valor médio é de 6,78 no período considerado.

Tabela 8: Resultado da regressão – variável dependente: NALT – fevereiro de 2003 a agosto de 2016 – modelo de contagem – Poisson

Variável	Coefficiente	Desvio-Padrão	Estatística z	Prob.
Constante	1,652166	0,070353	23,483910	0,0000
IPCA(-1)	-0,189654	0,102056	-1,858329	0,0631
DPTODOS	4,113006	0,779216	5,278388	0,0000

R^2 : 0,107; R^2 ajustado: 0,095; Erro-padrão da regressão: 3,038.

O coeficiente estimado no modelo de contagem pode ser interpretado como a mudança relativa esperada na variável dependente induzida por uma alteração de uma unidade na variável explicativa. A mudança na variável dependente, portanto, depende do seu nível. Para o resultado apresentado na Tabela 8, um aumento de um ponto percentual na inflação de um período estaria associado a uma redução de 19% no número de alterações na mediana das previsões no período seguinte. Uma possível explicação para esse resultado está no custo mais elevado associado a erros de previsão com inflação mais alta, o que levaria a um maior esforço e diligência na elaboração das previsões no período seguinte, algo que possivelmente demandaria, por consequência, menor número de revisões dessas mesmas expectativas. De modo similar, uma elevação de 0,1 ponto percentual no desvio-padrão das expectativas em um mês estaria associado a um número 41% maior de alterações na mediana no próprio mês.

Foi estimado um modelo alternativo utilizando o erro de previsão do grupo Top 5 (ERROABS5(-1)) em lugar do erro de previsão do conjunto dos respondentes, cujo resultado final é apresentado na Tabela 9. Os resultados são de um modelo binomial negativo, uma vez que a adequação do modelo Poisson foi rejeitada. A principal diferença nos resultados é a relação positiva entre o erro de previsão no mês anterior com o número de alterações na mediana no mês corrente. Esse resultado indica que há algum efeito das projeções e erros do grupo Top 5 sobre o conjunto de respondentes.

Tabela 9: Resultado da regressão – variável dependente: NALT – fevereiro de 2003 a agosto de 2016 – modelo de contagem – binomial negativa

Variável	Coefficiente	Desvio-Padrão	Estatística z	Prob.
Constante	1,597316	0,082589	19,340530	0,0000
DPTODOS	2,669740	0,942232	2,833421	0,0046
ERROABS5(-1)	0,534691	0,303942	1,759186	0,0785

R^2 : 0,112; R^2 ajustado: 0,101; Erro-padrão da regressão: 3,028.

A Tabela 10 mostra os resultados da regressão do número de alterações que ocorre na mediana das previsões no grupo Top 5 (NALT5). Há diferenças relevantes em relação aos resultados para o conjunto de todos os respondentes. O teste para correlação serial dos resíduos mostrou a existência de correlação, motivo pelo qual foi incluído um termo autorregressivo na estimação. O teste de Cameron e Trivedi para a regressão incluindo todas as variáveis explicativas mostrou a adequação do modelo Poisson, assim como para suas sucessivas reduções. O resultado final, mantendo somente as variáveis estatisticamente significantes, apresenta somente a constante e o termo autorregressivo. A interpretação desse resultado é que o número de alterações que ocorre na mediana das previsões do grupo Top 5 tem uma inércia, dada pelo termo autorregressivo, mas não reage sistematicamente ao conjunto de variáveis utilizado. Isso pode ser indicativo de que as alterações na mediana ocorrem concomitantemente à geração de novas informações que podem influenciar a inflação, sem que haja tempo de serem captadas por medidas cuja mensuração ocorre em intervalos mensais. Em outras palavras, parece haver eficiência na geração das previsões do grupo Top 5, que altera as previsões rapidamente com a percepção dessa mudança.

Tabela 10: Resultado da regressão – variável dependente: NALT5 – Fevereiro de 2003 a agosto de 2016

Variável	Coefficiente	Desvio-Padrão	Estatística z	Prob.
C	1,274926	0,090641	14,065600	0,0000
NALT5(-1)	0,056332	0,016739	3,365218	0,0008

R^2 : 0,077; R^2 ajustado: 0,071; Erro-padrão da regressão: 2,015430.

3.4 Recorrência

A análise de recorrência visa avaliar quais são as variáveis associadas a um índice de recorrência (INDREC), que mede a permanência das instituições que

estão no grupo Top 5 nesse grupo no período seguinte. Para isso foi montado um índice de recorrência, calculando a proporção do número de instituições do grupo Top 5 em um período que também estavam nesse grupo no período imediatamente anterior. Por construção, essa proporção estará entre zero e um. Para verificar a existência de explicações para a permanência maior ou menor das instituições no grupo Top 5, foi estimada a regressão tendo como variável dependente o índice de recorrência e como variáveis explicativas os valores do mês e do mês anterior da taxa do IPCA, IPCA acumulado em 12 meses, erro de previsão do conjunto de respondentes e do grupo Top 5, média do desvio-padrão das expectativas ao longo do mês para o conjunto de respondentes e o grupo Top 5, desvio-padrão das expectativas no primeiro dia do mês do conjunto de respondentes e do grupo Top 5. Somente o erro absoluto da previsão e a média do desvio-padrão das previsões do grupo Top 5 ao longo do mês foram estatisticamente significantes, como pode ser observado na Tabela 11.

Tabela 11: Resultado da regressão – variável dependente: INDREC – abril de 2003 a agosto de 2016 – N = 161

Variável	Coefficiente	Desvio-Padrão	Estatística t	Prob.
Constante	0,610513	0,025361	24,073370	0,0000
ERROABS	-0,504530	0,200398	-2,517645	0,0128
DP5MES	1,421984	0,640460	2,220254	0,0278
R^2	0,039391			
R^2 ajustado	0,027232			
F-statistic	3,239533	Prob.	0,0418	
Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test	0,734797	Prob.	0,4813	
Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey	1,077524	Prob.	0,3429	
Ramsey RESET Test:	0,137959	Prob. F(1,157)	0,7108	

A constante estimada é de valor praticamente idêntico à média da amostra, que é de 0,6. O erro absoluto da previsão, medida pela diferença entre a inflação observada e a mediana da previsão realizada no primeiro dia do mês, tem efeito negativo sobre o índice de recorrência. Isso é plausível, considerando que um erro maior está relacionado com maior dificuldade de acertar a previsão em função de alterações de cenário ao longo do mês, indicando que mesmo para as instituições com maior habilidade parece haver maior dificuldade em permanecer no grupo Top 5 quando há maiores mudanças no cenário para a inflação do mês. Essa maior dificuldade afeta a maior parte das instituições, inclusive aquelas que estavam no grupo Top 5. Isso poderia indicar, também, que o acerto ocorreu de maneira aleatória, possivelmente refletindo uma estratégia mais arriscada, mesmo que sejam as instituições mais hábeis as que tendam a estar no grupo Top 5 (Prada 2007). Outra maneira de ver esse resultado seria que um maior erro pode tornar o acerto mais aleatório e, por isso, quais instituições mais se aproximam do dado observado também poderia se tornar uma ocorrência mais aleatória. Dada a proximidade da mediana da expectativa do grupo Top 5 e do conjunto de respondentes, a regressão estimada com o erro do grupo Top 5 gera praticamente o mesmo resultado, com

coeficiente de $-0,519$ e erro-padrão de $0,2$.

O resultado para a dispersão da mediana das expectativas do próprio grupo Top 5 mostra que uma maior dispersão das expectativas ao longo do mês está associada a uma maior recorrência no grupo Top 5. Uma possível interpretação para esse resultado é que, quando a dispersão é maior, as instituições Top 5 se destacam mais em sua capacidade preditiva. Isso significa uma habilidade por parte dessas instituições em permanecerem no grupo Top 5 quando há uma maior dispersão das expectativas. É interessante que, quando estimada a regressão com a dispersão para o conjunto dos respondentes, esta não foi estatisticamente significativa. Isso indica que a maior dispersão nas previsões efetuadas entre as instituições que estão no grupo Top 5 é que está associada à maior possibilidade de permanência no grupo.

Outro aspecto importante desses resultados é o fato de as variáveis defasadas não serem estatisticamente significantes. Isso mostra que a estabilidade das instituições que estão no grupo Top 5 é influenciada pelas variáveis correntes e não por ocorrências passadas, o que indica um ajuste rápido e de característica prospectiva nas previsões em adequação à realidade, e não um comportamento de inércia nas previsões em relação a ocorrências anteriores. Isso não elimina a inércia na composição do grupo Top 5, cuja metodologia considera o erro em um conjunto móvel de períodos, de seis meses no caso do curto prazo, para diminuir o efeito de acerto aleatório na lista Top 5.

Uma estimação alternativa, utilizando o índice para a presença de uma instituição respondente em três meses consecutivos no grupo Top 5 não apresentou variáveis que fossem estatisticamente significativas na regressão, o que pode indicar que a presença em períodos mais longos no grupo com os menores erros é mais influenciada por características dessas instituições do que do cenário macroeconômico.

Apesar da proximidade da análise de recorrência com a análise do diferencial de desempenho de Prada (2007), os resultados não são diretamente comparáveis. A permanência no grupo Top 5 é associada por Prada (2007) ao esforço despendido nas previsões, com reflexo no resultado, enquanto a recorrência é associada ao erro de previsão e dispersão das previsões. Isso acaba por gerar a inclusão no grupo Top 5 de instituições mais hábeis com maior frequência. No período de 161 meses aqui considerado, 10 instituições aparecem no Top 5 entre 16 e 35 vezes, o que pode ser considerado um número superior ao que ocorreria se a presença fosse predominantemente aleatória entre os participantes. Por outro lado, 69 instituições aparecem em até quatro dos 161 meses, confirmando a heterogeneidade entre os respondentes.

4 Considerações finais

O sistema de expectativas do BCB permite à autoridade monetária acompanhar em tempo real as alterações nas expectativas dos previsores profissionais que respondem ao sistema, permitindo a aferição de movimentos de convergência e divergência das expectativas. A importância do levantamento institucionalizado de expectativas do BCB, entretanto, vai além da obtenção pela autoridade monetária de previsões qualificadas para variáveis macroeconômicas relevantes. Está também na divulgação sistemática dos resultados do levantamento, como ocorre com a distribuição às segundas-feiras do "Focus - Relatório de Mercado", que tem ampla repercussão no noticiário econômico.

Esse relatório divulga as previsões vigentes na sexta-feira da semana anterior. A repercussão das alterações nessas previsões, mesmo que fora da data de referência, ressalta a importância das informações coletadas. Percebe-se, com isso, que a pesquisa de expectativas do BCB é parte efetiva da estratégia de comunicação envolvida no sistema de metas de inflação. Dada essa importância, a estrutura de influência e imitação entre respondentes é uma decorrência esperada, como já detectado em Carvalho & Minella (2012).

O fato de a data de referência ser importante para as previsões gera uma discussão teórica sobre o desenho do sistema de previsões. Como a data de referência é relevante, se o sistema de premiação considerasse um conjunto maior de dias, isso possivelmente geraria previsões potencialmente melhores. Isso decorreria de os respondentes serem induzidos a informarem à pesquisa as suas melhores previsões possíveis com maior frequência, em todos os dias no limite. O *trade off* decorrente, porém, envolve o custo gerado pela necessidade constante de revisão das previsões por parte dos respondentes, mesmo que não detectada essa necessidade pela análise do cenário econômico ou por demandas internas à própria instituição. Uma intuição possível para isso seria que o custo de atualização aumenta mais com o número de dias considerados do que a possível acurácia gerada pela revisão mais frequente, justificando a utilização de datas de referência e não intervalos. Por outro lado, custos marginais declinantes de efetuar revisões das previsões com maior frequência poderiam compensar esse efeito. A questão dos custos gerados aos respondentes pela pesquisa não é trivial, como discutido, por exemplo, em Stark (2013), o qual analisa o *Survey of Professional Forecasters* do Federal Reserve de Philadelphia. Esse artigo relata pesquisa junto aos respondentes sobre o esforço necessário ao fornecimento das previsões, horizonte de previsão e utilização das informações, mesmo sendo o levantamento trimestral. No sistema do BCB o custo do fornecimento das previsões pode ser ajustado até certo ponto pelo respondente, por não ser obrigatório informar todas as variáveis pesquisadas.

A frequência e magnitude dos ajustes nas expectativas, independente da sua informação ao sistema do BCB, é influenciada pelo custo de efetuar a revisão da previsão e o custo do erro da previsão. O custo desses erros pode advir, por exemplo, de sua influência sobre preços no mercado financeiro, em que uma previsão correta pode aumentar a possibilidade de ganhos, além do custo reputacional junto a clientes efetivos e em potencial.

Um aspecto a ser considerado no comportamento dos respondentes do sistema do BCB é o incentivo à acurácia das previsões, que é o objetivo do BCB com a premiação do Top 5. Como não há incentivo monetário direto para os premiados, o incentivo à obtenção da melhor previsão está associado a um ganho de reputação. Este pode ser tanto para o indivíduo responsável pela previsão, quanto para a instituição respondente, sendo frequentemente para ambos. As interações entre indivíduos e instituições que participam do *survey* do BCB podem ajudar a explicar questões como o fato de os participantes alterarem as suas previsões mesmo quando não há incentivo direto via efeito na classificação Top 5.

Para pesquisa futura, uma questão complementar que seria interessante de ser verificada é se os integrantes do grupo Top 5 realizam um maior número de alterações em comparação aos demais respondentes, para verificar diferenças na velocidade de incorporação de informações ou no grau de rigidez informacional entre os dois grupos, para o que será necessário analisar as séries de previsões desagregadas.

Em horizontes mais longos do que os analisados neste artigo, as expectativas para diferentes variáveis interagirão, como no caso de inflação e taxa de juros, levantando a questão da causalidade entre as expectativas e o seu grau de rigidez. Isso envolve tanto o comportamento da economia, em que parece haver várias formas de rigidez nominal e real, quanto das expectativas, que também podem apresentar rigidez não necessariamente relacionada com a rigidez da variável. Nesse sentido, uma extensão deste artigo seria explorar, por exemplo, a chamada hipótese Friedman-Ball de relação entre taxa de inflação e incerteza nas previsões, seguindo a literatura baseada em Okun (1971), Taylor (1981), Ball (1992), Fountas (2001), entre outros.

Agradecimentos

Agradecemos a um parecerista anônimo da Revista pelas excelentes sugestões que permitiram melhorar o trabalho. Os erros remanescentes obviamente são de nossa responsabilidade.

Os autores agradecem o apoio do Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico – CNPq.

Referências Bibliográficas

- Ball, L. (1992), 'Why does high inflation raise inflation uncertainty?', *Journal of Monetary Economics* 29(3), 371–388.
- Banco Central do Brasil (2016), 'Sistema Expectativas de Mercado. (série perguntas mais frequentes)', Disponível em: <http://www4.bcb.gov.br/pec/gci/port/focus/faq.asp>. Consultado em 16/05/2017.
- Bordo, M. D. & Siklos, P. L. (2017), 'Central bank credibility before and after the crisis', *Open Economies Review* 28(1), 19–45.
- Bordo, M. & Siklos, P. (2014), 'Central bank credibility, reputation and inflation targeting in historical perspective', Cambridge, MA: NBER. (NBER Working Paper W20693).
- Branch, W. A. (2004), 'The theory of rationally heterogeneous expectations: evidence from survey data on inflation expectations', *The Economic Journal* 114(497), 592–621.
- Caetano, S. M. & Silva Júnior, G. E. (2012), 'Inflationary expectations: predicting, persistence, and disagreement', *Análise Econômica* 30(58).
- Cameron, A. C. & Trivedi, P. K. (1990), 'Regression-based tests for overdispersion in the poisson model', *Journal of econometrics* 46(3), 347–364.
- Carvalho, F. A. & Minella, A. (2012), 'Survey forecasts in brazil: a prismatic assessment of epidemiology, performance, and determinants', *Journal of International Money and Finance* 31(6), 1371–1391.
- Coibion, O., Gorodnichenko, Y. & Kamdar, R. (2017), 'The Formation of Expectations, Inflation and the Phillips Curve', Cambridge, MA: NBER. (NBER Working Paper W23304).

European Central Bank (2016), 'ECB Survey of Professional Forecasters - Background', Disponível em <http://www.ecb.europa.eu/stats/prices/indic/forecast/html/index.en.html>. Consultado em 28/06/2016.

Federal Reserve of Philadelphia (2016), 'Survey of Professional Forecasters - Documentation', Disponível em <https://www.philadelphiafed.org/-/media/research-and-data/real-time-center/survey-of-professional-forecasters/spf-documentation.pdf?la=en>. Consultado em 27/06/2016.

Fountas, S. (2001), 'The relationship between inflation and inflation uncertainty in the uk: 1885–1998', *Economics Letters* 74(1), 77–83.

Guillén, D. & Garcia, M. (2014), 'Expectativas desagregadas, credibilidade do banco central e cadeias de markov', *Revista Brasileira de Economia* 68(2), 197–223.

Lamont, O. A. (2002), 'Macroeconomic forecasts and microeconomic forecasters', *Journal of economic behavior & organization* 48(3), 265–280.

Laster, D., Bennett, P. & Geoum, I. S. (1999), 'Rational bias in macroeconomic forecasts', *The Quarterly Journal of Economics* 114(1), 293–318.

Lima, G. T., Setterfield, M. & Silveira, J. J. (2014), 'Inflation targeting and macroeconomic stability with heterogeneous inflation expectations', *Journal of Post Keynesian Economics* 37(2), 255–279.

Mankiw, N. G., Reis, R. & Wolfers, J. (2003), 'Disagreement about inflation expectations', *NBER macroeconomics annual* 18, 209–248.

Marques, A. B. C. (2012), 'Central Bank of Brazil's market expectations system: a tool for monetary policy', *Bank for International Settlements* 36, 304–324.

Okun, A. M. (1971), 'The mirage of steady inflation', *Brookings Papers on Economic Activity* 1971(2), 485–498.

Prada, M. (2007), 'Premiação Top 5: estudo de um caso de torneio no Brasil'. Dissertação, Mestrado em Economia, EESP-FGV-SP.

Rocha, M. V. (2010), 'Previsão da inflação no Boletim Focus: uma avaliação'. Dissertação de mestrado, EPGE - FGV/RJ.

Silveira, J. J. & Lima, G. T. (2013), 'Regime monetário de meta de inflação em um ambiente de heterogeneidade de estratégias de formação de expectativas de inflação', *Estudos Econômicos (São Paulo)* 43(2), 213–239.

Stark, T. (2013), 'SPF panelists forecasting methods: a note on the aggregate results of a November 2009 special survey', *Federal Reserve Bank of Philadelphia*.

Svensson, L. E. (1994), 'Estimating and interpreting forward interest rates: Sweden 1992-1994', Cambridge, MA: NBER. (NBER Working Paper W4871).

Taylor, J. B. (1981), 'On the relation between the variability of inflation and the average inflation rate', *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy* 15, 57–85.

Zarnowitz, V. & Braun, P. (1993), Twenty-two years of the nber-asa quarterly economic outlook surveys: aspects and comparisons of forecasting performance, in 'IN: Stock, J. J., Watson, K. W., eds, *Business cycles, indicators and forecasting*', University of Chicago Press, pp. 11-94.

WELFARE COST OF INFLATION IN BRAZIL: AN APPROACH WITH TIME-VARYING COINTEGRATION AND KALMAN FILTER*

EDUARDO LIMA CAMPOS[†]
RUBENS PENHA CYSNE[‡]

Abstract

This paper compares the time-varying cointegration and the Kalman filter techniques to estimate the Brazilian money demand between 1996 and 2015. The estimation using Kalman filtering performs better and is subsequently used to calculate the welfare cost of inflation. Taking into consideration the time variability of the interest-rate elasticity during the period, the average welfare cost amounts to 0.24% of the GDP, for an average annual inflation of 6.63%.

Keywords: welfare cost of inflation, money demand, cointegration, Kalman filter.

Resumo

Este artigo compara as técnicas do filtro de Kalman e de cointegração variante no tempo para estimar a demanda brasileira por moeda entre 1996 e 2015. A estimação com o filtro de Kalman apresenta resultados melhores e é usada para calcular o custo de bem-estar da inflação. Considerando-se a variabilidade no tempo da elasticidade-juros durante o período, o custo médio de bem-estar foi estimado em 0,24% do PIB, para uma inflação anual média de 6,63%.

Palavras-chave: custo de bem-estar da inflação, demanda por moeda, cointegração, filtro de Kalman.

JEL classification: E31, E41, I30

DOI: <http://dx.doi.org/10.11606/1980-5330/ea141132>

* This study was financed in part by the Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior - Brasil (CAPES) - Finance Code 001.

[†] Professor at FGV/EPGE and ENCE/IBGE. E-mail: eduardolimacampos@yahoo.com.br

[‡] Professor at FGV/EPGE. E-mail: rubens.cysne@fgv.br

1 Introduction¹

The welfare or social cost associated with inflation can be defined as the potential loss to society, expressed as a percentage of its income, due to a certain positive inflation rate, taking as a reference a scenario of price stability. In his seminal approach to determine this cost, Bailey (1956) uses the microeconomic concept of consumer surplus, whereby money is the good and the nominal interest rate is the price.

The social impact of inflation is a result of the money demand's sensitivity to interest rates. This is measured by an elasticity, in the case of the logarithmic specification (Meltzer 1963*b*), or by a semi-elasticity, in the case of the semi-logarithmic specification (Cagan 1956). The choice of the best suitable specification and the estimation of the corresponding parameter are necessary to get the welfare cost of inflation.

Though Bailey's analysis uses a partial-equilibrium framework, Penha Cysne (2009) subsequently showed that Bailey's exact formula can be obtained through a Sidrauski (1967) general-equilibrium framework, under the assumption of quasilinear preferences. The advantage of this approach is that it allows for an endogenous determination of money demand, departing from first principles (preferences and technology).

Lucas Jr. (2000) uses empirical criteria to quantify Bailey's approach by applying it to the U.S. economy, using annual data from 1900 to 1994. By adopting the logarithmic specification, he arrives at an estimated cost of approximately 1% of income for inflation of around 10% per year. Ireland (2009), using quarterly data for the U.S. economy (1979-2004), applies unit root tests and cointegration, obtaining a cost of 0.25% of income for the same annual rate of inflation, which is below the value obtained by Lucas. The author also suggests that the semi-logarithmic specification for money demand is more appropriate for this period. Serletis & Yavari (2004) uses other econometric techniques to estimate the cost of inflation, obtaining results close to those of Ireland.

These works, as well as several others involving the welfare cost of inflation, consider the interest rate elasticities or semi-elasticities of the demand for money to be time invariant. Nevertheless, this strong hypothesis may not be supported by the available data.

Regarding time-varying methods, Hall et al. (1997), and Hansen (2003) provide methods that allow for transitions in the cointegration vectors between systems. However, these transitions occur abruptly. Choi & Saikkonen (2004) present a method that allows for a smoother state transition of the cointegration vector. Lütkepohl et al. (1999) and Teräsvirta & Eliasson (2001) consider time-varying money demand functions. These authors use single-equation error correction models.

Park & Hanh (1999) proposed a method that allows for a smooth evolution of the cointegration vector over time, but this method has limited applicability since it considers only a single cointegration relationship between variables. Zuo & Park (2011) apply this method to estimate the demand for money in the Chinese economy.

Bierens & Martins (2010) present a more general and robust method of time-varying cointegration, which admits the possibility of multiple cointe-

¹The authors thank Gabriel Novais for his research assistance.

gration relationships. Miller et al. (2014) apply this method to quarterly data from the U.S. economy between 1959 and 2010. They consider the estimated elasticities to calculate the welfare cost of inflation, reaching a cost of 0.27% of income for an annual inflation rate of 10%, a figure close to that obtained by Ireland (2009). However, they conclude that Lucas' specification (Lucas Jr. 2000) of the money demand function is more appropriate for the whole period, where the elasticity, and not the form of the function, is what should vary over time. This could explain the discrepancy between the results obtained by Lucas and those of Ireland. Barigozzi & Conti (2014) apply this method to estimate the time-varying demand for money of the European economy.

Kumar (2014) specifies a more general money demand function using the Kalman filter to estimate the time-varying interest rate elasticity in the Indian economy for the period of 1996-2013. The author specifies the demand for money using a model employing a lagged dependent variable with the interest rate (or its logarithm) as a regression, and allowing for the elasticity or semi-elasticity to vary according to a random walk. He concludes that the semi-logarithmic specification is best suited to the Indian economy and, from the estimated semi-elasticities, get the welfare cost of inflation for India.

In the case of the Brazilian economy, with regard to the estimation of demand for money, we highlight Canêdo-Pinheiro (2011) for the annual data from 1970 to 1994. Concerning the welfare cost of inflation for the period after "Plano Real" in 1994, Caetano et al. (2014) estimate elasticities for quarterly data for the period from 1995 to 2011 using the methods of static and dynamic least squares. The authors arrive at an average cost between 0.3% and 0.45% of income for an annual inflation rate of 10%; and between 0.15% and 0.2% for an annual inflation rate of 4.5%.

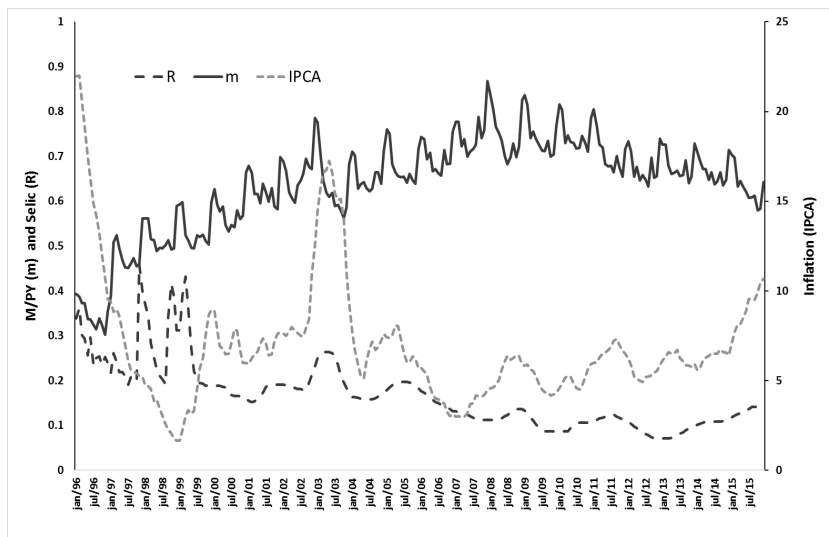
This paper estimates the money demand function and evaluates the welfare cost of inflation, regarding the Brazilian economy, using monthly data between 1996 and 2015. The calculations use the approach proposed by Bailey (1956), implicitly assuming the general-equilibrium framework proposed by Penha Cysne (2009).

We allow for the parameters of the money demand function, and hence the costs of inflation, to vary throughout the period. Two methods are applied and compared to estimate a time-varying money demand function for the Brazilian economy. The first is the time-varying cointegration proposed by Bierens & Martins (2010), which Miller et al. (2014) applied to the U.S. economy and Barigozzi & Conti (2014) applied to the European economy. The second is the Kalman filter (Kalman 1960, Kalman & Bucy 1961), also applied by Kumar (2014) to the Indian economy. Finally, regarding this work's contribution, it is worth mentioning that none of these methods were previously applied to calculate the welfare cost of inflation for Brazil.

2 Overview of the Brazilian monetary experience: 1996-2016

Figure 1 presents the evolution of the Selic interest rate, inflation (12-month cumulated series of the Comprehensive Consumer Price Index (IPCA)) and the money to GDP ratio between 1996 and 2015.

It is possible to verify that the money to GDP ratio tends to decrease as both inflation and interest rate increase. Besides that, as an example of the behavior of the money to GDP ratio, this figure shows important facts. The

Figure 1: Inflation, Interest Rate and Money to GDP time series

first is the constant fall of inflation and interest rates prior the 1998 crisis, due to the economic policy during Fernando Henrique Cardoso's first term. The others are the sudden rise prior to 2003, the U-turn of the Selic rate in the last year of Dilma's first term, and the inflation rate acceleration in 2015.

The interest elasticity represents the sensitivity of interest rate changes in the demand for money. Given the context of Brazilian monetary history, it is interesting to vary this elasticity in time due to intrinsic short-term events throughout the study period. The changes in the money to GDP ratio can't be justified by a constant elasticity of the interest rate, since it fluctuates very differently. The changing pattern of oscillations from January 2005 confirms this. The figure above shows these oddly variations in the interest rate and inflation series. Thus, the model incorporates important information on monetary policy under the varying elasticity hypothesis better than under the usual constant interest rate elasticity form.

3 Methodology

3.1 Economic Models

The welfare cost of inflation involves the money demand function. If M is the money demand, P is the price index, Y is the nominal income/GDP, y is the real income ($= Y/P$), and r is the nominal interest rate, the usual demand for money functions are either semi-logarithmic (Cagan 1956):

$$\frac{M}{P} = ky^\gamma e^{-\xi r} \quad (1)$$

or logarithmic (Meltzer 1963a):

$$\frac{M}{P} = ky^\gamma r^{-\eta} \quad (2)$$

In the approach considered here, the cost of welfare is expressed as a percentage of GDP. Therefore, in its calculation it is necessary for γ in (1) and (2) to equal 1. This hypothesis can be empirically investigated (see, for example, Penha Cysne & Issler (1993)). By imposing such a restriction, (1) and (2) can be re-specified in terms of a new quantity called money-income ratio, $m = M/Y$:

$$m(r) = Be^{-\xi r} \quad (3)$$

$$m(r) = Ar^{-\eta} \quad (4)$$

The parameters η and ξ are, respectively, the absolute values of the elasticity and semi-elasticity of money demand with respect to the interest rate. These parameters can be used to calculate the cost of inflation. The choice between the two specifications follows empirical criteria. For example, Lucas Jr. (2000) presents charts with the data adjusted in accordance with the two functions, concluding that the specification in (4) is superior for the data in his work. He determines the constant A by imposing the estimated curve passes through the geometric mean of the data points. Kumar (2014) concludes that, for the Indian economy, the specification in (3) fits better. The difference between these functional forms is particularly important in the calculation of the welfare cost of inflation for small values of the interest rate.

In this paper, we chose the logarithmic specification because it provided a better fit for the data than the semi-logarithmic, considering both estimation techniques adopted. With $\Psi(m)$ standing for the money demand function and $w(r)$ for the welfare cost of inflation as a fraction of GDP:

$$w(r) = \int_{m(r)}^{m(0)} \Psi(x) dx = \int_0^r m(x) dx - rm(r) \quad (5)$$

where $rm(r)$ is the seigniorage revenue. Substituting (4) in (5) we have²:

$$w(r) = \int_0^r A\tau^{-\eta} d\tau - Ar r^{-\eta} = A \frac{\eta}{1-\eta} r^{1-\eta} \quad (6)$$

In order to get the cost of inflation, an interest rate of r_0 should be considered as a reference, which would correspond to zero inflation. This rate is the neutral interest rate. We use a neutral interest rate of 5%. Thus, the welfare cost of an inflation rate of π should be calculated as $w(\pi + 0.05) - w(0.05)$, where π is the inflation rate.

²For the semi-logarithmic specification in (3), we have $w(r) = \frac{B}{\xi} [1 - (1 + \xi r)e^{-\xi r}]$. See Penha Cysne (2009), page 457, for an alternative way to get the same expression.

3.2 Time-Varying Cointegration

To be able to estimate the parameters of the money demand functions presented in section 3.1, one must first linearize them, taking the logarithm on both sides and then introducing error terms. In this case, equations (1) and (2) lead to:

$$\ln\left(\frac{M_t}{P_t}\right) = \ln B + \gamma \ln\left(\frac{Y_t}{P_t}\right) - \xi r_t \quad (7)$$

$$\ln\left(\frac{M_t}{P_t}\right) = \ln A + \gamma \ln\left(\frac{Y_t}{P_t}\right) - \eta \ln r_t \quad (8)$$

In the case of no rejection of the hypothesis that the income elasticity γ is equal to 1, which is necessary to calculate the welfare cost of inflation, the estimable form of equations (7) and (8) are:

$$\ln(m_t) = \ln B - \xi r_t \quad (9)$$

$$\ln(m_t) = \ln A - \eta \ln r_t \quad (10)$$

where $m_t = \frac{M_t P_t}{P_t Y_t} = \frac{M_t}{Y_t}$. The above variables are non-stationary, and in this case, cointegration tests are necessary to perform econometric modeling. Johansen (1988) suggests a method based on estimating the following vector error correction model:

$$\Delta Z_t = \mu + \Pi' Z_{t-1} + \sum_{j=1}^{p-1} \Gamma_j \Delta Z_{t-j} + \varepsilon_t, t = 1, 2, \dots, T, \quad (11)$$

where $Z_t = (Z_{1t}, Z_{2t}, \dots, Z_{kt})$ is a vector ($k \times 1$) of observations for each series, at instant t , μ is a vector ($k \times 1$) of intercepts, $\Gamma_j, j = 1, \dots, p$, are vectors ($k \times 1$) of coefficients of ΔZ_{t-j} , and ε_t is a vector ($k \times 1$) of errors, so that $\varepsilon_t \sim N(0, \Omega)$. The Johansen test is based on the rank of Π . If the hypothesis that this matrix has a rank r is not rejected, it is concluded that there are r cointegrating vectors, where $r < k$, and in this case one can write $\Pi' = \alpha \beta'$, where β is a matrix ($k \times r$) whose columns are the cointegration vectors and α is the corresponding speed of adjustment coefficients matrix.

In this paper, we consider a cointegration relationship that can vary over time. Park & Hanh (1999) presents a method in which the evolution of the cointegration vector elements is defined from a Fourier series expansion. This procedure applies only to the case in which there is only one cointegration relationship between the variables. Bierens & Martins (2010) suggest a more general procedure that extends Johansen's method, allowing for the incorporation of multiple cointegration relationships, considering the model:

$$\Delta Z_t = \mu + \Pi_t' Z_{t-1} + \sum_{j=1}^{p-1} \Gamma_j \Delta Z_{t-j} + \varepsilon_t, t = 1, 2, \dots, T, \quad (12)$$

where the only difference regarding specification (11) is that the matrix Π

varies over time. Two aspects should be highlighted in (12): the vector of intercepts μ is time-invariant and $\Pi' = \alpha \beta'_t$, so that only β varies over time with α kept constant. The evolution of β over time is represented by Chebyshev polynomials, defined as follows: $P_{0,T}(t) = 1, P_{i,T}(t) = 2^{1/2} \cos(i\pi(t - 0.5)/T), t = 1, 2, \dots, T - 1$. It can be proven that any function $g(t)$ of time can be represented as a linear combination of $T - 1$ Chebyshev polynomials (Hamming 1973).

Nevertheless, in practice one should choose (via statistical criteria) a number m of polynomials that satisfactorily approximates the trajectory of β :

$$\beta_t = \sum_{i=0}^m \xi_{i,T} P_{i,T}(t) \tag{13}$$

For higher values of m , the approach becomes more accurate but less smooth. A low value of m imposes smoother behavior on β_t , approaching the invariant case. Thus, a positive aspect of the method is the great flexibility to adjust to different standards of behavior in the cointegration vector over time, capturing possible nonlinear long-term relationships (see, e.g., Granger (1987)).

By substituting (13) in (12) and rewriting the model conveniently, we have:

$$\Delta Z_t = \mu + \alpha \xi' Z_{t-1}^{(m)} + \Gamma X_t + \varepsilon_t, \tag{14}$$

where $\xi' = [\xi'_0, \xi'_1, \dots, \xi'_m]$ is a matrix $[rx(m + 1)k]$, of rank r , $Z_{t-1}^{(m)} = (Z'_{t-1}, P_{1,T}(t)Z'_{t-1}, P_{2,T}(t)Z'_{t-1}, \dots, P_{m,T}(t)Z'_{t-1})'$ and $X_t = (\Delta Z'_{t-1}, \dots, \Delta Z'_{t-p+1})'$. To check for evidence of time-varying cointegration, one must test the hypothesis $H_0 : \Pi'_t = \alpha \beta'_t$ vs. $H_1 : \Pi'_t = \alpha \beta'_t$. Under H_0 (restricted model), $\xi' = (\beta', O'_{r,km})$, where β is a matrix (kxr) whose columns are invariant cointegration vectors, so that in (14), $\xi_{Z_{t-1}^{(m)}} = \beta' Z_{t-1}^{(0)}$, with $Z_{t-1}^{(0)} = Z'_{t-1}$. Therefore, under H_0 , the coefficients of terms referring to the Chebyshev polynomial in (14) get annulled with the exception of the first one, which corresponds to $m = 0$, a case in which the cointegration is invariant. Moreover, H_1 postulates that at least some of the coefficients (14) are different from zero, and therefore, the series displays time-varying cointegration. To test these hypotheses, we adopted the wild bootstrap and sieve bootstrap methods, which attenuate distortions in the size of the likelihood-ratio test. Wild bootstrap comprises the following steps:

Step 1 – Generate B ($B = 5,000$ was used) to create a replica of pseudo-noise sequences $\{\xi_t^b = \hat{\xi}_t \omega_t\}_{t=1}^T$, for $b = 1, 2, \dots, B$, where $\{\hat{\xi}_t\}_{t=1}^T$ are residuals of the estimation of (14) and $\{\omega_t\}_{t=1}^T$ are independent realizations of random variables $N(0, 1)$.

Step 2 - Use the pseudo-noise from step 1 to reconstruct the series generating bootstrap samples $\{\Delta Z_t^b\}_{t=1}^T$, where:

$$\Delta Z_t^b = \hat{\mu} + \hat{\Pi}' Z_{t-1}^b + \sum_{j=1}^{p-1} \hat{\Gamma}_j \Delta Z_{t-j}^b + \xi_t^b, t = 1, 2, \dots, T, \tag{15}$$

with initial values $Z_t^b = Z_t, t = -(p + 1), \dots, 0$.

Step 3 - Use the bootstrap sample obtained in step 2 to calculate the likelihood-ratio statistic $LR^{CV} = T \sum_{j=1}^r \ln\left(\frac{1-\hat{\lambda}_{0j}^b}{1-\hat{\lambda}_{mj}^b}\right)$, where $\hat{\lambda}_{0j}^b$ are $\hat{\lambda}_{mj}^b$ the largest eigenvalues associated with $\hat{\Pi}'$ under H_0 and H_1 , respectively.

Step 4 - Consider the percentiles of the empirical distribution obtained via bootstrap as critical values for the test, hereinafter denominated empirical critical values. The sieve bootstrap consists of the same procedure, changing only step 1, in which the pseudo-residuals are now generated by a simple random sample with replacement of $\{\hat{\xi}_t - \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \hat{\xi}_t\}_{t=1}^T$. For more details, see Martins (2018).

3.3 Kalman Filtering

The state-space representation (Harvey 1989) is a way of expressing a linear statistical model which allows the estimation of the parameters of this model for each instant of time. This representation consists of two equations. The first is the observation equation, which represents the evolution of y_t over time:

$$y_t = z_t' \alpha_t + \varepsilon_t, \quad (16)$$

where z_t is a vector ($m \times 1$), α_t is a vector ($m \times 1$) called state vector, and ε_t is a white noise term with zero mean and variance σ_ε^2 , for $t = 1, 2, \dots, T$, wherein T is the total number of observations³.

The second equation is the state transition:

$$\alpha_t = T_t \alpha_{t-1} + v_t, \quad (17)$$

where T_t is a matrix ($m \times m$), called state transition matrix and v_t is a vector ($g \times 1$) of uncorrelated white noise terms, with zero mean and covariance matrix Q_t . The error terms ε_t and v_t satisfy $E(\varepsilon_t v_s') = 0$, $\forall t, s = 1, 2, \dots, T$. The state vector at instant $t = 0$, α_0 , has mean a_0 and covariance matrix P_0 , such that $E(\varepsilon_t \alpha_0') = 0$ and $E(v_t \alpha_0') = 0$, $\forall t = 1, 2, \dots, T$.

We investigate four possibilities regarding the money demand. The first formulation is based on the estimable form with logarithmic specification in equation (4):

$$y_t = \mu + \eta_t x_t + \varepsilon_t \quad (18)$$

$$\eta_t = \eta_{t-1} + v_t, \quad (19)$$

where $\mu = \ln(A)$, $y_t = \ln(m_t)$, $x_t = \ln(r_t)$, and the elasticity η_t follows a random walk.

The second formulation, in turn, is based on the semi-logarithmic form in (3):

$$y_t = \mu^* + \xi_t x_t + \varepsilon_t \quad (20)$$

³In order to simplify the exposition, we omitted some terms in state-space representation

$$\xi_t = \xi_{t-1} + v_t, \tag{21}$$

where $\mu^* = \ln(B)$, $x_t = r_t$, and the semi-elasticity ξ_t follows a random walk.

The state-space representation of (18)-(19) in (the case of (20)-(21) is quite similar) is:

$$y_t = \begin{pmatrix} 1 & x_t \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \mu_t \\ \eta_t \end{pmatrix} + \varepsilon_t \tag{22}$$

$$\begin{pmatrix} \mu_t \\ \eta_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1 & 0 \\ 0 & 1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \mu_{t-1} \\ \eta_{t-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} 0 \\ v_t \end{pmatrix} \tag{23}$$

that is, in (16)-(17), make $z'_t = \begin{pmatrix} 1 & x_t \end{pmatrix}$, $\alpha_t = \begin{pmatrix} \mu_t \\ \eta_t \end{pmatrix}$ and $T_t = \begin{pmatrix} 1 & 0 \\ 0 & 1 \end{pmatrix}$.

We show a more flexible specification for the money demand function below. It is possible to incorporate a lag of y_t in equation (18), thus obtaining:

$$y_t = \mu + \phi y_{t-1} + \eta_t x_t + \varepsilon_t \tag{24}$$

$$\eta_t = \eta_{t-1} + v_t, \tag{25}$$

where ε_t and v_t are white noises, $y_t = \ln(m_t)$ and $x_t = \ln(r_t)$. We call that the extended specification. The state-space representation of the system in (24)-(25) is:

$$y_t = \begin{pmatrix} 1 & y_{t-1} & x_t \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \mu_t \\ \phi_t \\ \eta_t \end{pmatrix} + \varepsilon_t \tag{26}$$

$$\begin{pmatrix} \mu_t \\ \phi_t \\ \eta_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \mu_{t-1} \\ \phi_{t-1} \\ \eta_{t-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} 0 \\ 0 \\ v_t \end{pmatrix}, \tag{27}$$

that is, in (16)-(17), make⁴ $z_t = \begin{pmatrix} 1 & y_{t-1} & x_t \end{pmatrix}$, $\alpha_t = \begin{pmatrix} \mu_t \\ \phi_t \\ \eta_t \end{pmatrix}$ and $T_t =$

$$\begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 1 \end{pmatrix}.$$

We estimate these equations by Kalman filter (Kalman 1960, Kalman & Bucy 1961). This method consists of predictive and updating - or filtering - equations. The predictive equations represent the expected value and the variance of the state vector at time t , subject to the available observations up to $t - 1$, denoted by $Y_{t-1} = \{y_1, y_2, \dots, y_{t-1}\}$. Thus:

⁴The initial value of the state vector is $\alpha_t = \begin{pmatrix} \mu \\ \phi \\ 0 \end{pmatrix}$, thus maintaining consistency with equation (24).

$$a_{t|t-1} = E(\alpha_t | Y_{t-1}) = T_t a_{t-1|t-1} \quad (28)$$

$$P_{t|t-1} = V(\alpha_t | Y_{t-1}) = T_t P_{t-1|t-1} T_t' + Q_t' \quad (29)$$

The update - or filtering - equations represent the expected value and the variance of the state vector at t , subject to the available observations up to time t , $Y_t = \{y_1, y_2, \dots, y_t\}$:

$$a_{t|t} = E(\alpha_t | Y_t) = a_{t|t-1} + K_t (y_t - z_t a_{t|t-1}) \quad (30)$$

$$P_{t|t} = V(\alpha_t | Y_t) = P_{t|t-1} - K_t z_t' P_{t|t-1}' \quad (31)$$

where the expression $K_t = P_{t|t-1} z_t' (z_t P_{t|t-1} z_t' - \sigma_\varepsilon^2)^{-1}$ is called Kalman gain.

For the estimation of coefficients of the money demand function, we used smoothing equations, which consider the information of the whole sample to estimate the coefficients at each instant t , thus allowing a more efficient estimation. These equations are shown below:

$$a_{t|T} = E(\alpha_t | Y_T) = a_t + P_t T_t' P_{t+1|t}^{-1} (a_{t+1|T} - T_t a_t) \quad (32)$$

$$P_{t|T} = V(\alpha_t | Y_T) = P_t + P_t T_t' P_{t+1|t}^{-1} (P_{t+1|T} - P_t) [P_t T_t' P_{t+1|t}^{-1}]' \quad (33)$$

The variances of error terms, σ_ε^2 , and the elements of Q_t , are fixed parameters (hyperparameters), estimated by the maximum likelihood method (Harvey 1989).

4 Data

We describe the variables used in this study below. Regarding the money demand, we use a monthly average of the daily values of the monetary aggregate M1. Under the assumption of an economy in which the only currency is the usual means of payment, consisting of paper money held by individuals plus demand deposits at commercial banks, M1 can be considered to represent the demand for money.

For income, we consider the monthly nominal GDP at current values, available at Brazilian Central Bank's Time Series System. Since the nominal GDP is calculated quarterly by IBGE, the Central Bank obtains the monthly values by interpolation. The interest rate used is Selic, the benchmark rate for the Brazilian economy, accrued monthly and annualized. For inflation, we use the 12-month cumulative series of the Comprehensive Consumer Price Index (IPCA)⁵.

⁵Source of IPCA: <http://www.ibge.gov.br>. Source of M1, SELIC and GDP: <http://www.bcb.gov.br>.

5 Results and Comparison of Methods

5.1 Test for Unitary Income-Elasticity and Choice of Money Demand Function

It is necessary to check the hypothesis that the income elasticity of money demand is equal to 1. This hypothesis is essential for calculating the welfare cost of inflation. The procedure adopted here is based on Figure 2, the graph of the coefficient γ_t of $\ln(y_t)$, obtained from the estimation of (7)-(8) by the time-varying cointegration method.

The confidence intervals were generated using the sieve bootstrap method. The null hypothesis that the income coefficient is equal to 1 will not be rejected if the number of times the confidence interval contains the value 1 is compatible with the likelihood of nominal coverage specified for the range.

Note that that most of the data points are situated within this range. Specifically, 222 of the 231 (approximately 96%) generated intervals contain the value 1, leading to the non-rejection of the hypothesis of unitary income-elasticity over time, since the likelihood of nominal coverage for the interval is 95%. The result with the semi-logarithmic specification was different: 24 intervals (more than 10%) did not contain 1. Therefore, based on criteria in Bierens & Martins (2010), we decided to adopt the logarithmic specification for the money demand function.

5.2 Time-Varying Cointegration Results

The estimation by time-varying cointegration was made with the software *EasyReg* - 2015⁶ version. Applying the method described in section 3.2, the hypothesis of time-varying cointegration was accepted at 0.05 significance level (p -value = 0.0392). The specification (p and m values) was selected by minimizing the information criteria available in the software (BIC and HQ), resulting in $p = 11$ and $m = 22$. Notwithstanding the fact that low values of m represent smoother trajectories for the cointegration vector, and vice versa (Bierens & Martins 2010), the elasticity estimates provided by the final model showed some instability, not only over time but also between concurrent specifications, for m and p values close to the ones selected by a sensitivity test.

Henceforth, we will refer to elasticities by their absolute value.

Figure 3 shows the estimate of interest-elasticity of demand for money, considering the logarithmic specification and the method of time-varying cointegration with the respective 95% confidence interval calculated by sieve bootstrap, as in Figure 2.

This method provides estimates with sharp fluctuations, varying between 0.2 and 0.48. In particular, we draw attention to the fact that the oscillations of the elasticities series occur in amplitudes greater than those which characterize the evolution of interest rates and inflation in the period.

5.3 Kalman Filter Results

Figure 4 presents the interest-elasticity of demand for money over time estimated by the extended Kalman filter, thus considering the (24)-(25) specification for the state-space model. The smoothing equations (32)-(33) were

⁶<http://personal.psu.edu/hxb11/ERIDOWNL.HTM>

Figure 2: Income-Elasticity Over Time - Logarithmic Specification

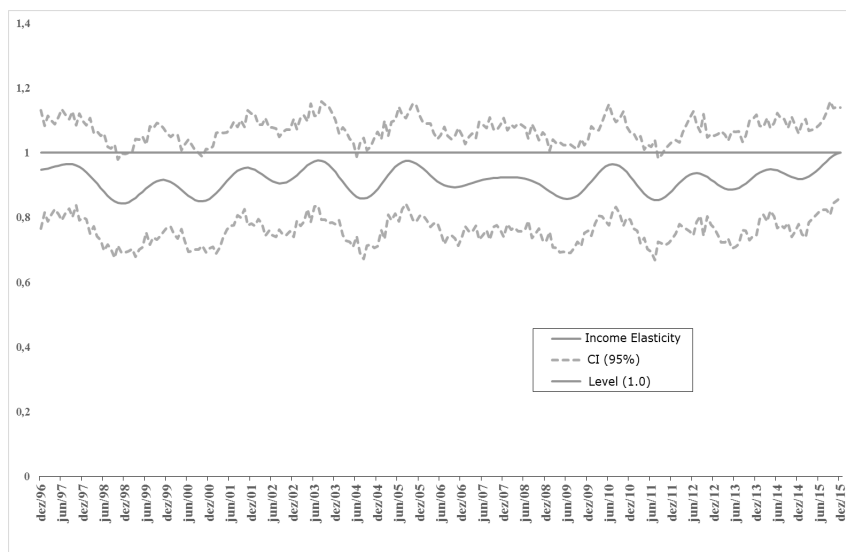
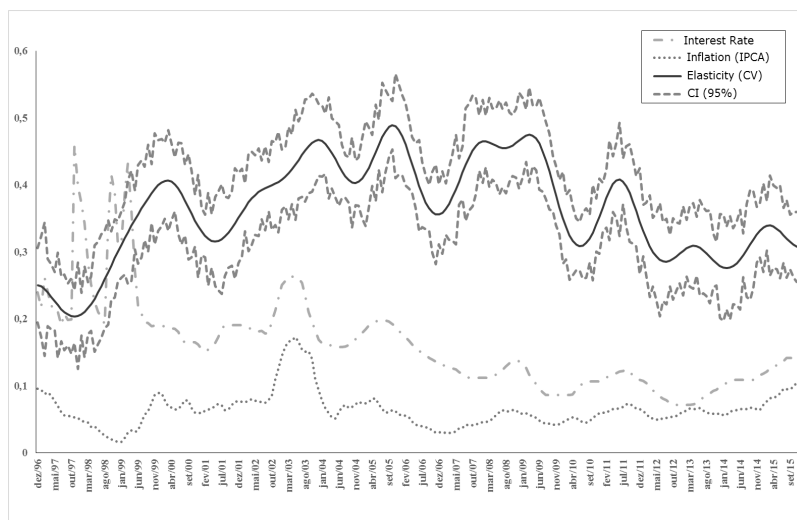
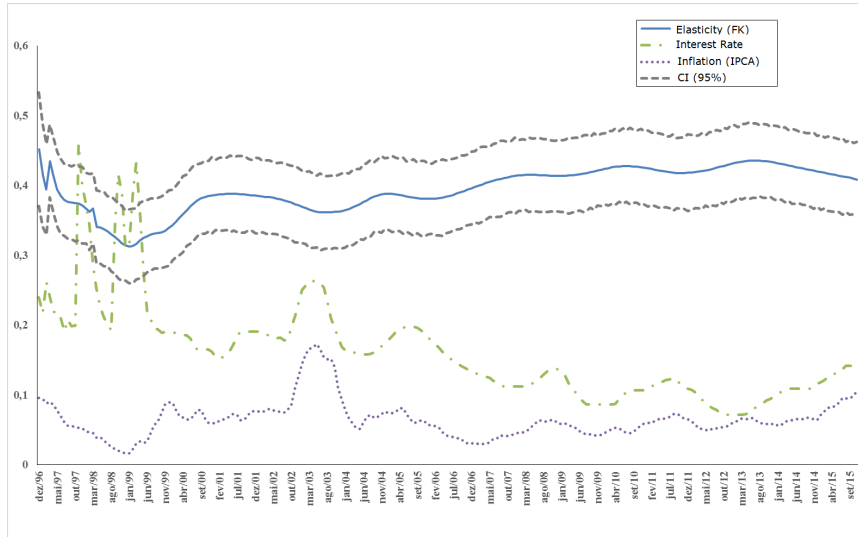


Figure 3: Interest-Elasticity of Demand for Money Estimated - Time-Varying Cointegration



applied, since this enables a more appropriate comparison with the results provided by the time-varying cointegration method.

Figure 4: Interest-Elasticity of Demand for Money Estimated - Kalman Filter



We can see that the Kalman filter provides more stable results than those in Figure 3. However, both of them have enough variability in the study period, showing that one should be cautious when considering this parameter constant over time. On the other hand, estimates provided by the Kalman filter, while oscillating around values close to those in the time-varying cointegration method, show greater stability. The fluctuation of elasticity series in Figure 4 features relatively smooth transitions and a more coherent evolution with the economic scenario, ranging between 0.32 and 0.45. For comparison purposes, Caetano et al. (2014) arrive at an average elasticity between 0.42 and 0.51. However, they use quarterly data, a different period (1994-2011) and different estimation methods.

In particular, Figure 4 tends to show a negative correlation between interest rates and interest elasticity. It consists of an increased elasticity in response to the minimum point reached by the series of interest rates in mid-2013, and then a decreasing tendency - following the path of the gradual rise in interest rates observed thereafter in the Brazilian economy - reaching a level slightly below 0.4 in late 2015. It is also worth noting that there was a drop (lagged) in elasticity for the period of high inflation in the transition period of 2002-2003.

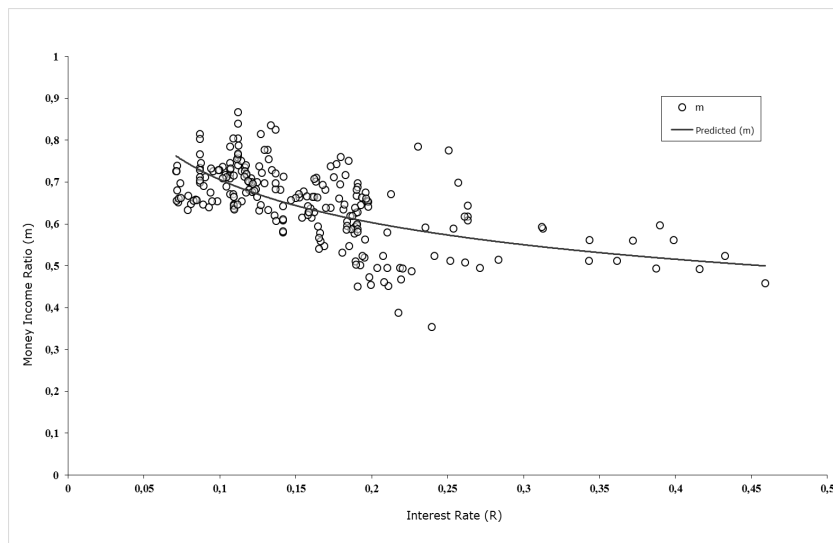
Another advantage of Kalman filtering is that it allows for obtaining variance estimations directly from equation (33). These estimates were used to calculate the confidence intervals shown in Figure 4, which are more stable than those in Figure 3.

5.4 Comparison Between Methods

We compare the methods by creating graphs of the money demand function for three cases: the conventional (Lucas Jr. 2000), in which the constant A is determined so as to pass through the geometric mean of the data points and the elasticity is considered constant over time; time-varying cointegration; and Kalman filtering.

Figures 5 to 7 illustrate the estimated curves superimposed on the scatter plot of data points, allowing for the comparison of adjustments.

Figure 5: Time - Invariant (Conventional) Money Demand Function



Note that both time-varying methods fits the points better than the conventional method, in particular to those distant from the curve in the conventional method. It is also possible to identify, by graphical inspection, a slight superiority of Kalman filtering. Figures 8 to 10 compares estimated and real demand for money for all methods.

It is clear, from Figures 8 to 10, that the time variant methods allows much better fit to the data than the invariant method, over the study period. For a formal comparison, the following table compares the RMSE and the MAPE for estimated demand for money.

6 Welfare Cost of Inflation

In this section, we present the welfare cost of inflation using the estimates of interest-elasticity provided by the estimation via Kalman filtering of the extended specification of the money demand function. A neutral interest rate equal to $r_0 = 0.05$ is considered. The welfare cost is associated with inflation π obtained by $w(\pi + 0.05) - w(0.05)$, in which $w(r)$ is given by (6), where π is the actual yearly inflation, month to month. Figure 11 illustrates the evolution

Figure 6: Money Demand Function - Time-Varying Cointegration

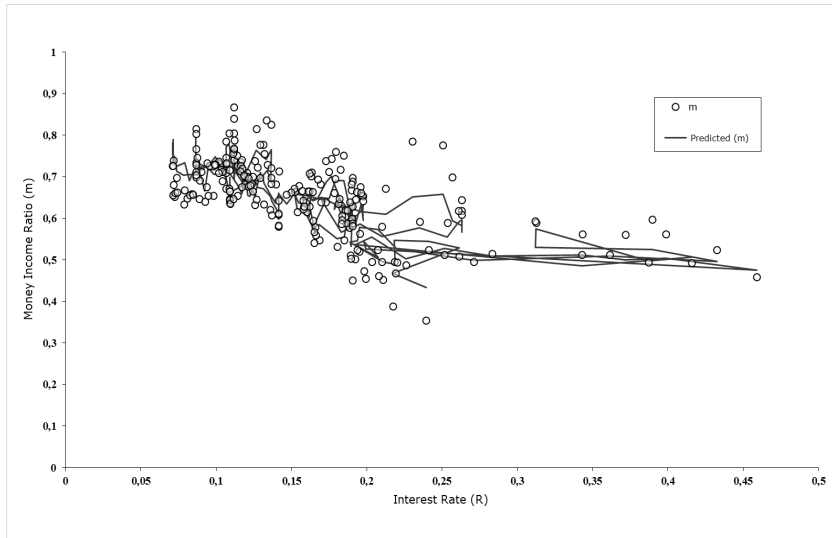


Figure 7: Money Demand Function - Kalman Filter

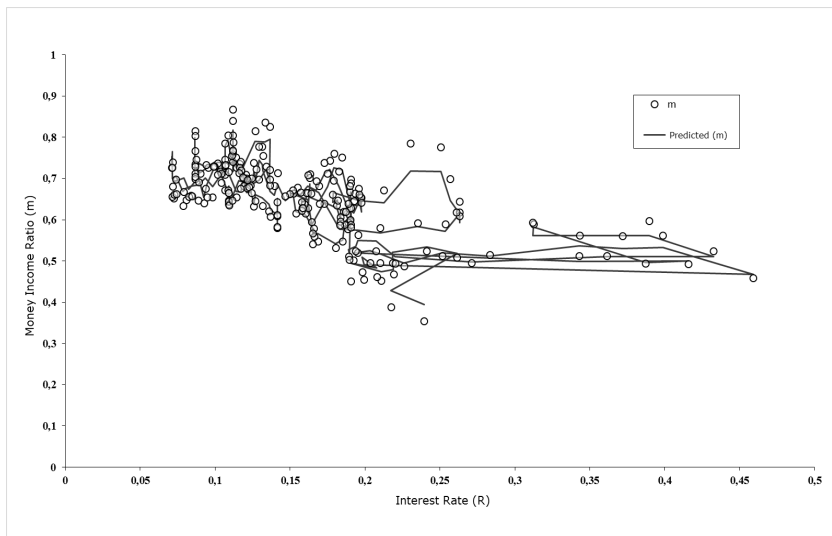


Figure 8: Real vs Expected Demand for Money - Time-Invariant Method

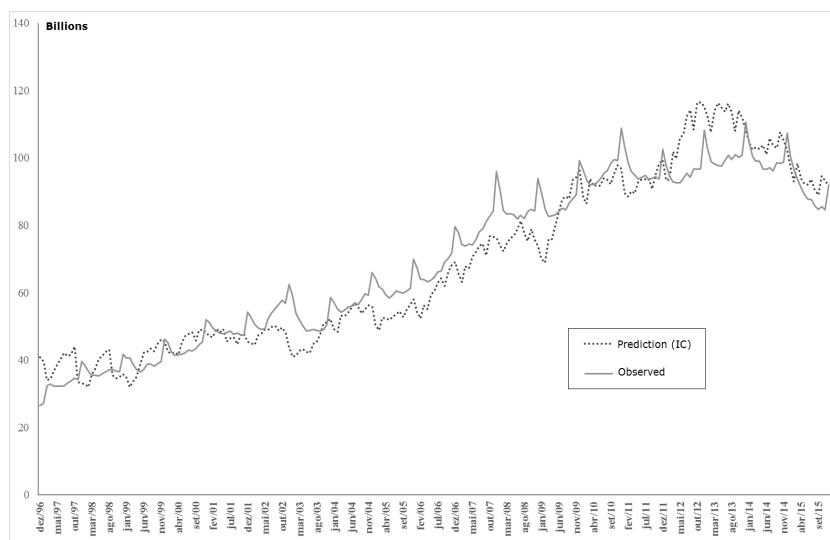


Figure 9: Real vs Expected Demand for Money - Time-Varying Cointegration

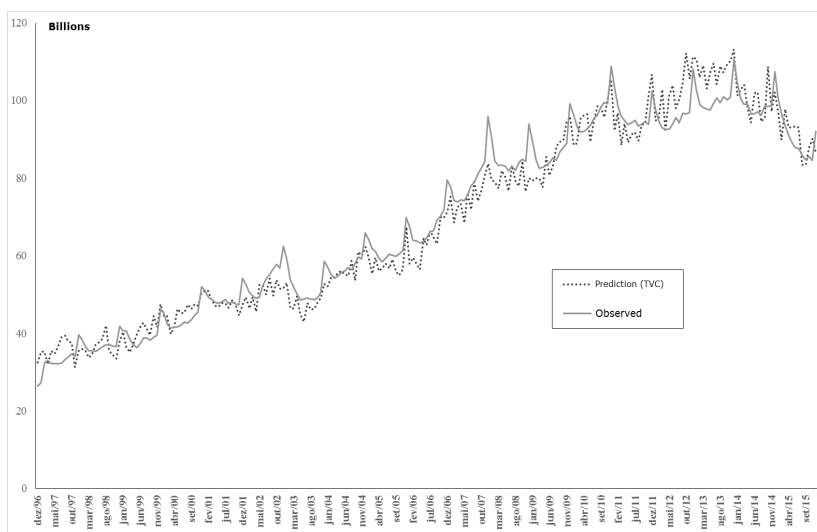
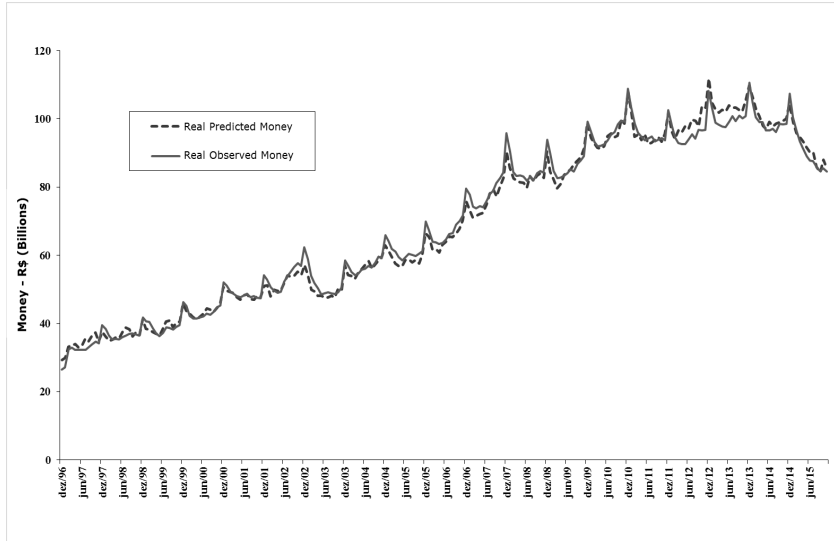


Figure 10: Real vs Expected Demand for Money - Kalman Filter**Table 1:** RMSE and MAPE for Estimated Demand for Money

	Time-Invariant	Time-Varying Cointegration	Kalman Filter*
RMSE	13.07	7.02	2.98
MAPE	11.16%	6.59%	2.57%

* We also tried the simplest version of the Kalman Filter (equations (22-23)), and the resulting RMSE and MAPE were 4,15 and 3,91%, respectively, which shows the importance of the lagged term in the extended form.

of this cost, as well as interest rates and inflation in the period, aiming to contextualize the analysis of the cost in terms of the macroeconomic situation. The average estimated cost for the period was 0.24% of GDP, for an average inflation of 6.63%.

We also calculated cost estimates for constant inflation of 10% (approximate inflation rate in Brazil at the time of writing) and 4.5% (target set by the Central Bank), considering the average elasticity for the period. The evolution of these costs is illustrated in Figure 12.

In the model with fixed coefficients, the welfare cost of inflation usually moves *pari passu* with the interest rate observed. In the model with variable coefficients, as in the case of the Kalman filter, the interest-elasticity of demand for money can also respond to interest rates, in which case an apparent positive correlation between interest and welfare cost is not necessarily observed. In particular, higher interest rates may be associated with lower sensitivity of the demand for money to this variable. In this case, the welfare cost

Figure 11: Evolution of the Welfare Cost in the Period of Jan/1996 to Dec/2015

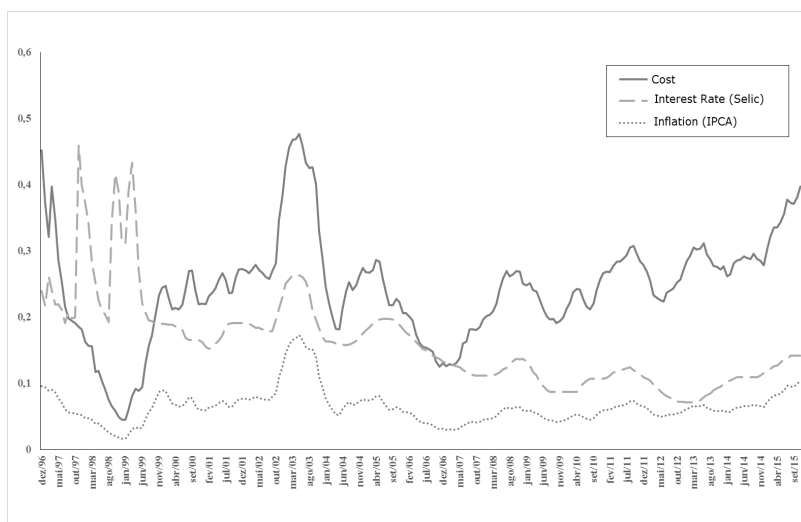
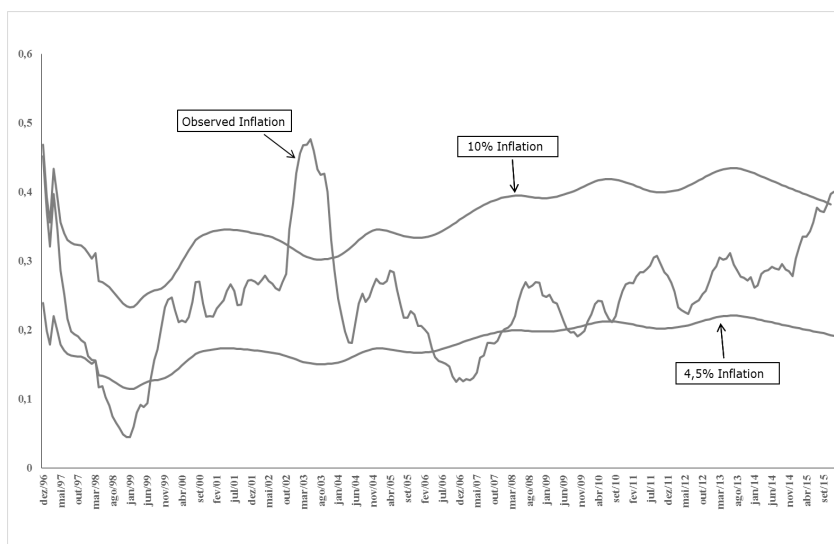


Figure 12: Welfare Costs for Observed, 4.5% and 10% Inflation

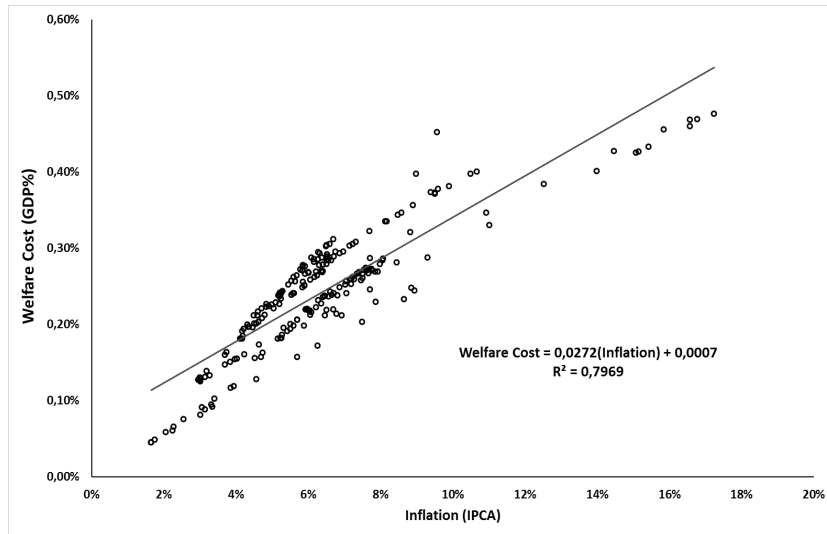


may follow a path less correlated with the interest rate.

Under the hypothesis of constant inflation, using the average elasticity, we come to a cost of 0.35% of GDP for inflation of 10% per year, and 0.18% of GDP for annual inflation of 4.5%.

The welfare cost, in its turn, has a strong and positive correlation with the inflation rate, as we can see in Figure 13.

Figure 13: Correlation Between Welfare Cost and Inflation Rate



7 Discussion

Kumar (2014) concluded that Cagan's model is more adequate to the Indian economy, our results show that Meltzer's model is a better fit for Brazil in the time period under study, as Caetano et al. (2014) also did.

Looking at the latter's results, we can see that our single model captures the same results for the welfare cost of inflation as its multiple econometric specifications. Figure 14 shows that the minimum and maximum costs estimated by the authors correspond roughly to the lowest and highest values, respectively, obtained by this work. Since we let the interest-elasticity vary over time, however, our estimation shows how the cost varies monthly, while Caetano et al. (2014) could only estimate mean values for the entire period. For the inflation rate of 4.5%, the authors estimate welfare costs ranging from 0.15% to 0.20%. Therefore, the mean cost of 0.18% estimated by Kalman Filter, presented previously, is inside this range.

The elasticity estimations, however, differ greatly between the two works. As we can see in Figure 15, most of the values from our model lie below the lowest estimate of 0.423 from Caetano et al. (2014), for both the Kalman filter and the time varying cointegration methods.

Figure 14: Welfare Costs Comparison

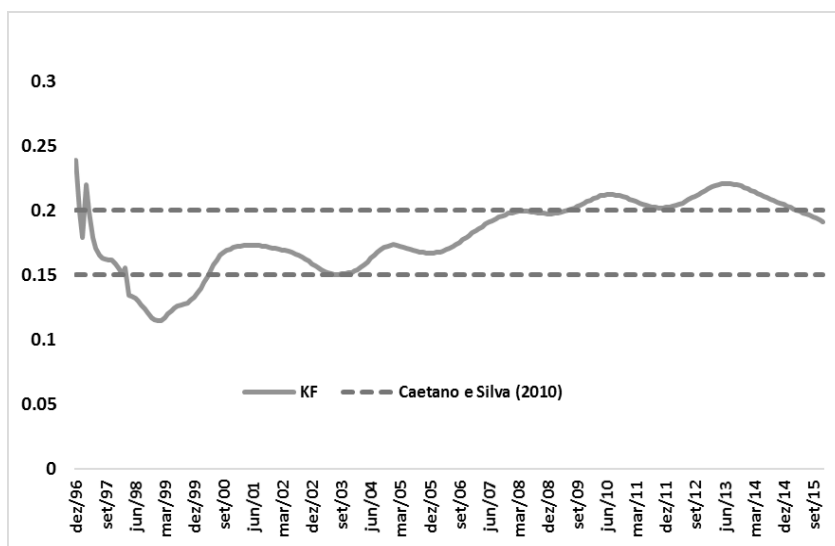
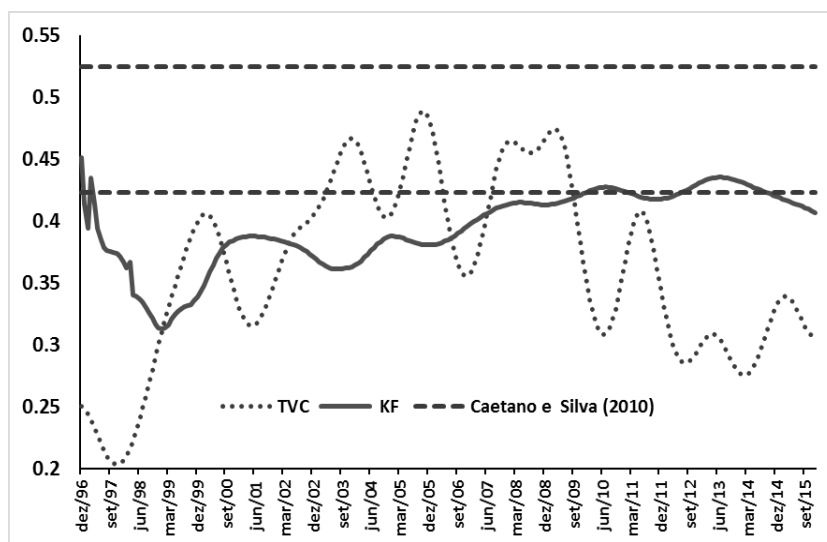


Figure 15: Elasticities Comparison



8 Conclusions

This study applied two methods to estimate the interest-elasticity of demand for money in Brazil between 1996 and 2015, considering that this parameter can vary over time: time-variant cointegration and Kalman filtering. From the results obtained, monthly estimates of the welfare cost of inflation were calculated. Sufficient variability of elasticities and estimated cost over the period illustrate the limitation of methods that consider invariant parameters.

Likelihood-ratio tests based on bootstrap led to evidence of time-varying cointegration between demand for money and interest rates (in logarithm), supporting the application of this method to estimate elasticities. However, the Kalman filtering estimates proved to be more stable and consistent with the behavior of the Brazilian economy in the period, and demonstrated statistically superior performance.

The average welfare cost of inflation estimated for Brazil in the period from 1996 to 2015 was 0.24% of GDP, for an average inflation of 6.63% in this period. Considering constant inflation rates and the average elasticity estimated for the period, we arrived at a cost of 0.35% of GDP for an inflation rate of 10% per year, and 0.18% of GDP for an annual inflation of 4.5%.

References

- Bailey, M. J. (1956), 'The welfare cost of inflationary finance', *Journal of Political Economy* **64**, 93–110.
- Barigozzi, M. & Conti, A. (2014), 'On the Sources of Euro Area Money Demand Stability: A Time Varying Cointegration Analysis', *Working Paper* .
- Bierens, H. J. & Martins, L. F. (2010), 'Time-varying cointegration', *Econometric Theory* **26**(5), 1453–1490.
- Caetano, S. M., Silva Júnior, G. E. & de Castro Souza Júnior, J. R. (2014), 'Custos de bem-estar da inflação no brasil pós-real', *Economia Aplicada* **18**(2), 271–293.
- Cagan, P. (1956), 'The monetary dynamics of hyperinflation', in: M. Friedman, ed., *Studies in the quantity theory of money*. Chicago: University of Chicago Press pp. 25–117.
- Canêdo-Pinheiro, M. (2011), 'Modelo de Cagan e quebras estruturais: evidências para o Crasil (1970-94)', *Economia Aplicada* **15**(2), 151–176.
- Choi, I. & Saikkonen, P. (2004), 'Testing linearity in cointegrating smooth transition regressions', *The Econometrics Journal* **7**(2), 341–365.
- Granger, C. W. (1987), 'Developments in the study of cointegrated economic variables', *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* **48**, 213–218.
- Hall, S. G., Psaradakis, Z. & Sola, M. (1997), 'Cointegration and Changes in Regime: The Japanese Consumption Function', *Journal of Applied Econometrics* **12**, 151–168.

- Hamming, R. W. (1973), 'Numerical Methods for Scientists and Engineers'.
- Hansen, P. R. (2003), 'Structural changes in the cointegrated vector autoregressive model', *Journal of Econometrics* **114**(2), 261–295.
- Harvey, A. C. (1989), 'Forecasting, Structural Time Series Models and the kalman Filter'.
- Ireland, P. N. (2009), 'On the welfare cost of inflation and the recent behavior of money demand', *American Economic Review* **99**(3), 1040–1052.
- Johansen, S. (1988), 'Statistical analysis of cointegration vectors', *Journal of Economic Dynamics and Control* **12**(2-3), 231–254.
- Kalman, R. E. (1960), 'A new approach to linear filtering and prediction problems', *Journal of Basic Engineering* **82**(1), 35–45.
- Kalman, R. E. & Bucy, R. S. (1961), 'New results in linear filtering and prediction theory', *Journal of Basic Engineering* **93**(1), 85–108.
- Kumar, S. (2014), 'The Varying Interest Elasticity and the Cost of Inflation in India', *Applied Economics Letters* **21**(7), 497–500.
- Lucas Jr., R. E. (2000), 'Inflation and welfare', *Econometrica* **68**(2), 247–274.
- Lütkepohl, H., Teräsvirta, T. & Wolters, J. (1999), 'Investigating Stability and Linearity of a German M1 Money Demand Function', *Journal of Applied Econometrics* **14**(5), 511–525.
- Martins, L. F. (2018), 'Bootstrap tests for time varying cointegration', *Econometric Reviews* **37**(5), 466–483.
- Meltzer, A. H. (1963a), 'The demand for money: A cross-section study of business firms', *Quarterly Journal of Economics* **77**(3), 405–422.
- Meltzer, A. H. (1963b), 'The demand for money: The evidence from the time series', *Journal of Political Economy* **71**(3), 219–246.
- Miller, S. M., Martins, L. F. & Gupta, R. (2014), 'A Time-Varying Approach of the US Welfare Cost of Inflation', *Macroeconomic Dynamics* **23**(2), 775–797.
- Park, J. Y. & Hanh, S. B. (1999), 'Cointegrating regressions with time varying coefficients', *Econometric Theory* **15**(5), 664–703.
- Penha Cysne, R. (2009), 'Bailey's measure of welfare cost of inflation as a general equilibrium measure', *Journal of Money, Credit and Banking* **41**(2), 451–459.
- Penha Cysne, R. & Issler, J. V. (1993), 'Previendo demanda por moeda com dados mensais', *Anais do Encontro Brasileiro de Econometria* .
- Serletis, A. & Yavari, K. (2004), 'The welfare cost of inflation in Canada and the United States', *Economics Letters* **84**(2), 199–204.
- Sidrauski, M. (1967), 'Inflation and economic growth', *Journal of Political Economy* **75**(6), 796–810.

Teräsvirta, T. & Eliasson, A. (2001), 'Non-linear error correction and the UK demand for broad money, 1878–1993', *Journal of Applied Econometrics* **16**(3), 277–288.

Zuo, H. & Park, S. Y. (2011), 'Money Demand in China and Time-Varying Cointegration', *China Economic Review* **22**(3), 330–343.

UMA AVALIAÇÃO DE IMPACTO DE UM PROGRAMA DE QUALIFICAÇÃO PROFISSIONAL NA EMPRESA SOBRE A INSERÇÃO DOS JOVENS NO MERCADO DE TRABALHO FORMAL

CARLOS HENRIQUE L. CORSEUIL *

MIGUEL FOGUEL †

LEON FACEIRA TOMELIN ‡

Resumo

Neste artigo, avaliamos o impacto de um programa de treinamento para jovens que ocorre integralmente dentro das empresas participantes. Utilizando métodos baseados em pareamento com escore de propensão e dados da Relação Anual de Informações Sociais (RAIS), investigamos a inserção laboral dos participantes do programa relativamente à dos jovens aprendizes, que formam um grupo de controle pertinente para medir efeitos diferenciados do programa. Os resultados indicam que o programa afeta positivamente a empregabilidade dos participantes, aumentando as chances de obter emprego formal e em empresas grandes. Já o impacto sobre salários foi nulo no curto e negativo no médio prazo.

Palavras-chave: treinamento; jovens; mercado de trabalho.

Abstract

In this paper, we evaluate the impact of a training program for youths that takes place entirely inside the participant firms. Employing methods based on propensity score matching and RAIS data, we investigate the labor market insertion of participants relatively to that of apprentices, who form a pertinent control group for measuring differentiated effects of the program in focus. Our results indicate that the program positively affects the employability of participants, increasing their chances of obtaining formal employment and employment in large firms. Regarding wages, the impacts were null in the short run and negative in the medium run.

Keywords: training; youth; labor market.

JEL classification: JEL: J13; J24; J38

DOI: <http://dx.doi.org/10.11606/1980-5330/ea141238>

* Técnico de Planejamento na Diretoria de Estudos e Políticas Sociais (Disoc) do Ipea. E-mail: carlos.corseuil@ipea.gov.br.

† Técnico de Planejamento na Disoc/Ipea. E-mail: miguel.foguel@ipea.gov.br.

‡ Pesquisador do Programa de Pesquisa para o Desenvolvimento Nacional (PNPD) na Disoc/Ipea. E-mail: leon.tomelin@ipea.gov.br.

1 Introdução

A difícil inserção dos jovens no mercado de trabalho motiva análises em diversos países do mundo. Os volumes editados pela Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Econômico – OECD (2014) e Freeman & Wise (1982) - comprovam que essa preocupação já vem de longa data. Não só os acadêmicos se preocupam com o problema das altas taxas de desemprego dos jovens, mas também os gestores de política pública e diversas entidades da sociedade civil. Ao longo das últimas décadas, uma miríade de políticas ativas de mercado de trabalho especificamente voltada para o grupo de jovens foi criada em diversos países desenvolvidos e em desenvolvimento.

No Brasil, o estudo da inserção dos jovens no mercado de trabalho ganhou escopo nos últimos anos com uma proliferação de análises. Os volumes editados por OECD (2014) e Corseuil & Botelho (2014)), por exemplo, são inteiramente dedicados a esse tema. Da mesma forma, que no contexto internacional, vários programas que pretendem melhorar a situação dos jovens no mercado de trabalho também foram criados no Brasil.

O principal objetivo deste estudo é avaliar o impacto de uma iniciativa pioneira de qualificação profissional para jovens sobre sua futura inserção no mercado de trabalho. Esse programa traz como elemento novo o fato de o treinamento ser ministrado integralmente dentro das dependências e por profissionais das empresas que fazem parte da iniciativa. O programa é concebido por uma instituição privada sem fins lucrativos, que também assessora as empresas no que tange à sua implementação. Devido a um acordo de confidencialidade estabelecido com essa instituição – que chamaremos de “instituição Y” –, no restante do texto faremos referência a essa iniciativa de qualificação como “programa Q”.

Algumas características do programa Q tornam sua avaliação interessante. Primeiro, o desenvolvimento de atividades no interior das empresas permite que estas tenham a oportunidade de conhecer melhor o potencial produtivo do jovem, mitigando assim os problemas típicos de assimetria de informação na contratação de trabalhadores, especialmente de jovens, que não possuem um histórico longo no mercado de trabalho.

O segundo elemento interessante é que o programa utiliza uma metodologia de treinamento que contempla uma customização para cada empresa participante.¹ Ou seja, o treinamento tende a ter um componente com teor mais específico do que a prática em programas similares. Essa possibilidade tende a ser reforçada pelo fato de o treinamento ser conduzido por funcionários da empresa que fornece o treinamento.

O impacto do programa em questão será avaliado em dimensões relacionadas à inserção dos jovens no mercado de trabalho formal em um período de até três anos após a conclusão da qualificação. Diversos estudos sobre inserção de jovens no mercado de trabalho sugerem um quadro no qual o jovem enfrenta dificuldades não apenas de acessar o emprego formal, mas também de se manter nele. Tanto Leighton & Mincer (1982) como Clark & Summers (1982) mostraram que as altas taxas de desemprego para jovens nos Estados Unidos são consequência de uma alta frequência no desemprego e não de uma duração prolongada nesse estado. Flori (2005) constata o mesmo para o Brasil nos anos 90, e Corseuil et al. (2014) mostram que, mesmo no setor formal, a

¹A metodologia é desenvolvida pela instituição Y.

rotatividade é extremamente alta para os jovens. Tanto a inserção do jovem no mundo do trabalho como a sua permanência aparecem explicitamente entre os objetivos do programa Q. Em linha com as evidências e com os objetivos do programa, procuramos incorporar essas duas dimensões neste estudo.

Outra dimensão incorporada na literatura sobre o tema diz respeito à qualidade do emprego em que o jovem eventualmente vem a se inserir. Há evidências (Gregg & Tominey 2005, Eliason & Storrie 2006, Cruces et al. 2012) de que uma inserção marcada por passagens em empregos precários e/ou períodos de desemprego tende a comprometer toda a trajetória profissional futura dos jovens. Dessa forma, aproveitaremos a riqueza das informações de que dispomos para incorporar também aspectos relacionados à qualidade dos empregos eventualmente obtidos pelos jovens após completarem sua qualificação profissional.

A base de dados que construímos para realizar a avaliação de impacto aqui proposta combina dois registros administrativos. A primeira fonte são dados fornecidos pela instituição responsável pelo programa. A segunda fonte é a Relação Anual de Informações Sociais (Rais) do Ministério do Trabalho (Brasil, 2009).

A Rais é um registro administrativo baseado em declarações anuais de todas as empresas do setor formal (com Cadastro Nacional de Pessoas Jurídicas – CNPJ) a respeito de todos os empregados com os quais estabeleceram vínculos trabalhistas. Destaca-se enquanto fonte de informação do mercado de trabalho, tanto em virtude de sua cobertura quanto de seu conteúdo. Em relação à cobertura não há qualquer tipo de restrição, frequente em outras bases, como por exemplo em relação a tamanho ou setor das empresas. Já no que diz respeito ao conteúdo, a Rais contempla em seus dados primários informações referentes: *i*) ao estabelecimento; *ii*) ao trabalhador; e *iii*) ao contrato de trabalho. No primeiro grupo de informações usamos o setor de atividade, a Unidade da Federação (UF) de localização, a natureza jurídica e o número de empregados (vínculos ativos) em 31/12 de cada ano. No segundo grupo utilizamos informações referentes à idade e à escolaridade do trabalhador. As informações referentes ao contrato de trabalho são os meses de admissão e desligamento, o tipo de contrato (prazo determinado ou indeterminado) e a remuneração.

Vale dizer que tanto os trabalhadores como os estabelecimentos (e as firmas) são identificados de forma única e coerente ao longo do tempo. Dessa forma, valemo-nos da informação longitudinal para construir a trajetória dos jovens após a qualificação. Mais detalhes sobre a construção do nosso banco de dados serão fornecidos na próxima seção.

Uma questão fundamental em toda avaliação de impacto é a escolha do contrafactual apropriado. O ideal seria contrastar os resultados dos jovens qualificados nas empresas com os seus resultados, caso não houvessem participado desse programa. Tal comparação não é factível no mundo real. Portanto, é necessário recorrer a resultados observados para outro grupo de trabalhadores que sejam parecidos com o grupo que passou pelo programa, ou seja, é preciso encontrar um grupo de controle.

Neste artigo, usamos as informações disponíveis na Rais para jovens aprendizes para formar o grupo de comparação. Essa escolha se justifica por dois motivos. Em primeiro lugar, a instituição Y não dispunha de dados referentes aos indivíduos não selecionados para o programa Q. Uma alternativa que nos parece apropriada é compará-los com os participantes de um programa que

tenha algum componente de treinamento no emprego, que é o caso do programa de aprendizagem. A escolha dos aprendizes como grupo de controle nos permite homogeneizar os jovens dos dois grupos no que diz respeito a uma dimensão tipicamente não observada por avaliadores, a saber, a motivação por fazer algum curso de treinamento. Em segundo lugar, a aprendizagem é tida como a melhor prática para promover a inserção de jovens no mercado de trabalho com qualidade (Biavaschi et al. 2013).

Admitindo que nossa amostra é suficientemente homogênea em relação à dimensão não observável da motivação para realizar cursos de treinamento, nos sentimos mais confiantes em empregar métodos de avaliação baseados somente em características observáveis. Nossa confiança também é respaldada pela riqueza de características observáveis que podemos utilizar a partir dos dados da Rais. Os métodos que utilizamos foram de dois tipos: *i*) pareamento com escore de propensão; e *ii*) regressão linear. No primeiro caso seguimos as recomendações de Huber et al. (2013) e utilizamos o critério do raio para a definição dos contrafactuais para os indivíduos tratados. No segundo caso, seguimos as recomendações de Kline (2011) e combinamos modelos de regressão lineares com a decomposição de Oaxaca-Blinder para obter uma estimação duplamente robusta. Mais detalhes sobre a metodologia serão apresentados na seção 4. Antes disso provemos um pouco mais de informações sobre o programa Q e o comparamos com outras iniciativas de treinamento para jovens na seção 2. A seção 3 detalha a construção da nossa base de dados, bem como apresenta algumas características básicas dos jovens que compõem nossa amostra. Nossos resultados principais são apresentados na seção 5.

2 Contexto

A dificuldade de inserção do jovem no mercado de trabalho fez proliferarem no mundo diversas iniciativas de qualificação para jovens. Os impactos dessas iniciativas sobre sua inserção laboral têm sido investigados por uma extensa lista de estudos de avaliação para vários países. Baseados em um arcabouço meta-analítico, Card et al. (2010) e Kluve (2010) resumem suas constatações a respeito da avaliação de diversas Políticas Ativas de Mercado de Trabalho (PAMTs) para um conjunto amplo de países. Ambos os estudos concluem que programas de treinamento voltados para jovens são menos bem-sucedidos que outros tipos de PAMTs.

Esse quadro fez com que novas alternativas para além do formato tradicional de treinamento de conteúdo específico em sala de aula fossem consideradas. Novos formatos vieram com diferentes propostas, de certa forma complementares. Em alguns casos optou-se por abrir o leque no conteúdo, de forma a incluir não apenas o conhecimento necessário para desempenhar um único ofício. Exemplos desse formato são programas que alargam o escopo das iniciativas tradicionais para inserir um conteúdo de habilidades socioemocionais. Um programa desse tipo é oferecido pela Organização Não Governamental (ONG) Galpão Aplauso no Rio de Janeiro, e foi objeto de uma avaliação de impacto conduzida por Calero et al. (2017). A proposta é formar uma qualificação mais abrangente, cuja motivação vai além da empregabilidade imediata do jovem.

Em outros casos, optou-se por contemplar o jovem com um contato mais próximo com as empresas durante seu treinamento, combinando parte do pe-

ríodo em sala de aula e parte do período com atividades práticas nas empresas. Talvez o melhor exemplo de iniciativa desse tipo no Brasil seja o contrato de aprendizagem, que foi objeto de avaliação por Corseuil et al. (2015).

2.1 A intervenção a ser avaliada

O programa Q se insere na segunda linha de programas de treinamento exposta acima, que tende a aproximar mais o jovem em treinamento com o mundo corporativo. Na realidade, a proposta do programa é ir ao limite dessa aproximação, fazendo toda a qualificação dos jovens dentro da empresa, inclusive com funcionários da empresa atuando como instrutores tanto na parte teórica como na prática. Especificamente, o programa Q oferece cursos de educação profissional dentro de empresas de médio e grande porte. Além de oferecer as instalações e equipamentos, as empresas disponibilizam o tempo e o talento acumulado pelos seus empregados, que atuam de forma voluntária como educadores dos cursos. Estes são confeccionados em conformidade com as características do negócio de cada empresa, que procura levar em consideração os aspectos da comunidade e do mercado de trabalho da localidade onde estão inseridas. A parte teórica dos cursos devem procurar desenvolver tanto as competências pessoais quanto as habilidades profissionais do público-alvo do programa, que é formado por jovens cursando o ensino médio noturno e provenientes de famílias de baixa renda. Cada curso na empresa forma 20 jovens anualmente, tem carga horária mínima de 800 horas-aula e recebe certificação, avalizada pelo Ministério da Educação, de instituições federais de ensino superior conveniadas com a instituição Y. A carga horária do curso é dividida em 85% para a parte teórica e 15% para a parte prática. Além do curso na empresa, o jovem participante recebe bolsa auxílio de meio salário mínimo, alimentação, transporte, uniforme, assistência médica e seguro de vida.

O programa Q pode ser visto como parte de um conjunto de iniciativas conhecido como “ação voluntária empresarial”. De acordo com levantamento elaborado pela Fundação Itaú Social (2015) não há avaliações de impacto disponíveis para esse tipo de iniciativa. Dessa forma, esse é o primeiro estudo de avaliação de impacto de um programa de treinamento fundamentado nessa prática.

Há na literatura alguns resultados de análises de programas de treinamento baseados puramente em componentes do tipo *on the job training*. Bivaschi et al. (2013) sintetizam uma vasta literatura e apontam que esse tipo de programa pode levar a bons resultados no curto prazo. Porém, os autores alertam que a especificidade do conhecimento acumulado nesse tipo de treinamento tende a levar os jovens a uma posição de maior vulnerabilidade no médio prazo em virtude de uma menor valorização desse conhecimento por outros potenciais empregadores.

2.2 O grupo de comparação

Nesta subseção, analisamos as principais semelhanças e diferenças entre o programa Q e o do jovem aprendiz, cujos participantes formam o grupo de comparação utilizado para a avaliação de impacto do primeiro programa.

Um primeiro aspecto em comum a ressaltar é que ambos os programas são de treinamento profissional, o que implica que, pelo menos potencialmente, a

decisão de participar neles deve estar associada a preferências e características não observáveis (pelo analista) dos jovens tais como motivação, curiosidade e conscienciosidade. A existência desse tipo de semelhança entre os jovens dos dois programas é importante pois os torna mais homogêneos em dimensões de difícil mensuração antes dos programas, reduzindo assim a possibilidade de viés de seleção na identificação dos efeitos de interesse.

Outra semelhança importante a se destacar é que, tal como no programa Q, os aprendizes também têm uma formação dividida em uma parte teórica e outra prática. A carga horária da parte teórica na aprendizagem pode variar entre 400 e 800 horas, ao passo que no programa Q é estipulada em 680 horas (85% de 800 horas). Outra dimensão comum é que na aprendizagem a formação teórica também se inicia pelas competências pessoais antes de contemplar competências voltadas a atividades práticas desenvolvidas no mercado de trabalho. No aspecto remuneratório, grande parte dos aprendizes ganha um salário mínimo, o que deve ser valorado pelo jovem de forma semelhante ao pacote oferecido pelo programa Q (1/2 salário mínimo + benefícios). Por fim, a formação teórica na aprendizagem também é chancelada pelo governo federal.

Em suma, para jovens que anseiam por uma experiência prática no mercado de trabalho – e, portanto, veem como um atrativo não só a remuneração mas também a parte prática da formação – e estão dispostos a dedicar uma carga semelhante do treinamento à parte teórica, as características dos dois programas parecem ser suficientemente próximas para torná-los equivalentemente atrativos.

No entanto, apesar dessas semelhanças, há diferenças em algumas dimensões dos dois programas. Em primeiro lugar, a parte teórica da aprendizagem é fornecida em turmas que agregam jovens contratados por diferentes empresas. Dessa forma, há um limite para o grau de especificidade desse conteúdo, em contraponto ao programa Q, no qual a parte teórica é oferecida em turmas específicas para cada uma das empresas participantes possibilitando o desenho customizado do conteúdo a ser passado para os alunos. Em segundo lugar, a carga total de treinamento tende a ser maior para o aprendiz. As 800 horas que definem a carga máxima do programa Q tendem a ser menores que no programa de aprendizes, cujo total varia entre 800 e 1600 horas. Dada a semelhança na carga horária da parte teórica, deduz-se que a carga horária na parte prática é mais extensa na aprendizagem. Essas diferenças entre os tipos de treinamento providos pelas respectivas intervenções facilitam a interpretação de eventuais resultados que apontem para efeitos diferenciados entre os dois programas.

3 Preliminares Empíricos

3.1 Construção da base de dados

A partir dos dados da Rais e de informações fornecidas pela instituição Y foi possível construir uma base de dados contendo informações a respeito dos indivíduos que foram qualificados pelo programa Q ou pela aprendizagem. Além de características individuais, foi possível reunir informações referentes às respectivas empresas onde o jovem exerceu a dimensão prática do seu treinamento (seja na condição de aprendiz ou de aluno do programa Q), bem como informações referentes a um eventual emprego obtido após esse treina-

mento. Para se chegar em uma base com todas essas informações foi necessário percorrer três etapas.

Tabela 1: Origem da informação para jovens do programa Q

	Cadastro da instituição Y	RAIS
Identificação do indivíduo	X	X
Ano de conclusão do treinamento	X	
Educação	X	
Idade	X	
UF	X	
Indicador de experiência prévia no setor formal		X
ID da empresa onde fez treinamento prático	X	X
Tamanho da empresa onde fez treinamento		X
Setor de atividade dessa empresa		X
Indicador de emprego pós treinamento		X
ID da empresa empregadora pós treinamento		X
Tamanho da empresa pós treinamento		X
Salário médio da empresa pós treinamento		X
Tipo de contrato do jovem nessa empresa		X
Salário do jovem nessa empresa		X

Fonte: Instituição Y e Rais.
Elaboração dos autores.

Em uma primeira etapa, complementamos as informações dos jovens qualificados pelo programa Q provenientes da instituição Y com informações vindas da Rais, tal como descrito na Tabela 1. Nosso ponto de partida corresponde às informações de jovens que concluíram o treinamento do programa Q entre os anos de 2006 e 2012.² Nessa etapa, de um total de 5.657 jovens da base de dados do programa Q, tivemos que descartar 587 por não os encontrar em nenhuma empresa com informação disponível na Rais no respectivo ano de conclusão do treinamento.

Em uma segunda etapa, buscamos essas mesmas informações para jovens que estavam concluindo algum contrato de aprendizagem nos mesmos anos de conclusão dos jovens treinados pelo programa Q. A diferença do ponto de vista operacional é que no caso dos aprendizes todas as informações são provenientes da Rais.

Finalmente, na terceira e última etapa reunimos as informações das duas etapas anteriores em uma única base e aplicamos alguns filtros adicionais com o intuito de aumentar a homogeneidade entre os dois grupos de jovens. Os filtros aplicados consistem em manter na base somente as informações que atendessem as seguintes condições:

²O arquivo que nos foi enviado compreendia informações para jovens que concluíram o programa Q entre 2004 e 2013. Excluímos os anos de 2004 e 2005 por dois motivos: i) por ter havido uma mudança no critério de elegibilidade para a aprendizagem em 2005; e, ii) por ter relativamente poucos jovens concluindo o programa Q nesses anos. Já o ano de 2013 foi excluído porque é também o último ano para o qual dispomos de informações da Rais. Como temos interesse em informações relativas a um eventual emprego ao menos um ano após o treinamento, torna-se necessário limitar a amostra dessa forma.

- a idade do jovem no momento de conclusão do treinamento deve ser inferior a 24 anos;
- a duração do vínculo dos aprendizes deve estar contida no intervalo entre 10 e 12 meses;
- os jovens devem ter pelo menos o ensino fundamental completo;
- a empresa onde foi realizado o treinamento deve ter ao menos 200 empregados;
- a empresa onde foi realizado o treinamento deve estar situada no Rio Grande do Sul, em São Paulo ou em Minas Gerais; e
- a empresa onde foi realizado o treinamento deve ser privada, e não agrícola.

Essas restrições à amostra foram implementadas devido às características dos jovens e das empresas participantes do programa Q.

Ao final da terceira etapa, chegamos a um banco de dados com informações para 7.235 jovens, dos quais 2.463 foram treinados no programa Q, e 4.772, pela aprendizagem. As Tabelas 2 e 3 nos indicam as semelhanças entre esses dois grupos de jovens que compõem a nossa base.

A Tabela 2 reporta as frequências relativas dos jovens de acordo com características dos indivíduos. Pode-se constatar que, apesar dos filtros aplicados, algumas diferenças importantes permanecem em nossa amostra. A diferença mais marcante aparece quando comparamos as frequências relativas por faixa de escolaridade. Enquanto apenas 13,8% dos jovens de nossa amostra final provenientes da aprendizagem possuem o ensino médio completo, 45,2% atendem essa condição entre os jovens provenientes do programa Q.

As diferenças por faixa etária também são nítidas, embora em menor intensidade do que as reportadas para escolaridade: 56,0% dos jovens provenientes do programa Q são menores de idade, ao passo que essa proporção é de 45,8% para os jovens provenientes da aprendizagem. Por fim, vale registrar que, no que diz respeito à experiência prévia de emprego em empresas registradas na Rais, a frequência relativa é bem similar nos dois grupos (7,1% e 6,9%).

Tabela 2: Frequência relativa dos jovens de acordo com características individuais

	Aprendizagem	Programa Q
Escolaridade		
Fundamental completo	85,8	54,6
Médio completo	13,8	45,2
Superior completo	0,4	0,2
Idade		
14 a 17 anos	45,8	56,0
18 a 23 anos	54,2	44,0
Experiência Prévia		
	7,1	6,9

Fonte: Rais.

Elaboração dos autores.

A Tabela 3 traz uma comparação análoga, porém, com frequências relativas a características da empresa onde o jovem se qualificou. As diferenças

entre jovens provenientes da aprendizagem e do programa Q tendem a ser ainda mais acentuadas nas dimensões reportadas nessa tabela. Por exemplo, no que diz respeito ao setor de atividade da empresa onde o jovem se qualificou, a indústria responde por 89,0% entre aqueles provenientes do programa Q, e por apenas 32,2% entre os oriundos da aprendizagem. Outra diferença marcante aparece na análise por porte da empresa, quando medido em número de empregados. O maior porte (mais de 500 empregados) responde por 76,8% dos casos nos jovens vindos do programa Q, e por 51,9% nos oriundos da aprendizagem. A última dimensão avaliada foi relativa à localização geográfica, onde se vê uma concentração de jovens no Estado de São Paulo, especialmente para os jovens provenientes do programa Q (74,7%).

Em resumo, as tabelas demonstram que os filtros aplicados à amostra inicial não são suficientes para eliminar as diferenças entre o grupo de jovens qualificados pela aprendizagem e o grupo de jovens qualificados pelo programa Q. As maiores diferenças estão associadas com uma maior concentração dos jovens do segundo grupo na faixa de educação mais elevada e em empresas de maior porte e da indústria. Note que todas essas características mais presentes entre os jovens qualificados pelo programa Q estão associadas a maiores salários e melhores perspectivas de emprego. Logo, é preciso levar em conta tal diferença ao estimar o efeito desse programa. Como veremos mais adiante, se essas dimensões forem suficientes para captar as diferenças remanescentes entre os dois grupos, o método de seleção em observáveis aqui empregado será capaz de isolar o efeito do programa. Isso, no entanto, não será verdadeiro se existirem fatores não observáveis que influenciam a entrada em cada um dos programas e também afetam a empregabilidade e o salário futuro do jovem.

Tabela 3: Frequência relativa dos jovens de acordo com características das empresas

	Aprendizagem	Programa Q
Setor (treinamento)		
Indústria	32,2	89,0
Construção	3,1	-
Comércio	14,6	-
Serviços	50,0	11,0
Tamanho da Empresa (treinamento)		
De 200 a 500 empregados	48,1	23,2
De 500 ou mais empregados	51,9	76,8
Região/UF		
MG	43,9	16,3
SP	48,1	74,7
RS	8,0	9,0

Fonte: Rais.

Elaboração dos autores.

3.2 Dimensões a serem avaliadas

Em muitos casos, os programas de qualificação de jovens são avaliados em uma única dimensão: a obtenção ou não de qualquer tipo de emprego em um curto espaço de tempo após a qualificação. Essa certamente é uma dimensão importante de ser avaliada, e será considerada neste estudo. No entanto, conforme mencionado na introdução, entendemos ser importante avaliar o im-

pacto do programa de qualificação para além desse resultado mais direto na dimensão de empregabilidade. Assim, ampliamos o escopo da avaliação em duas direções. Primeiro, ampliamos o leque de variáveis a serem avaliadas para que seja possível captar também o impacto sobre outras dimensões do emprego eventualmente obtido. Nesse sentido, analisaremos também a probabilidade de se empregar: com contrato formal por tempo indeterminado, em empresas grandes (com mais de 200 empregados) e em empresas que pagam salários relativamente altos. A justificativa para essas variáveis é que tanto o contrato por tempo indeterminado como o emprego em empresas maiores, e que pagam mais, são indicadores da qualidade e da produtividade do posto de trabalho a que o participante do programa Q teve acesso.

Além disso, consideramos dois horizontes distintos para avaliar tanto a empregabilidade como a dimensão qualitativa do emprego. Um horizonte compreende o ano de conclusão do treinamento e o ano seguinte (que denominaremos curto prazo); o outro compreende os dois anos subsequentes, ou seja, do segundo ano após a conclusão do treinamento até o terceiro (médio prazo).

A Tabela 4 apresenta médias de algumas variáveis de resultado para os dois grupos utilizados na análise: os participantes do programa Q e os aprendizes. No primeiro par de colunas, reportamos indicadores de empregabilidade e salário para o curto prazo, e no segundo reportamos os mesmos indicadores para o médio prazo. A primeira linha indica que, embora a chance de obter emprego formal seja distinta entre os dois horizontes temporais, ela é parecida entre os dois grupos de análise. As diferenças entre os grupos deixam de ser desprezíveis nos indicadores reportados nas demais linhas da tabela. No curto prazo, a proporção de jovens qualificados pelo programa Q que permanecem na mesma empresa onde realizaram o treinamento é de 25,5% , ao passo que essa proporção é de somente 16,2% entre aprendizes. A diferença nesse indicador aumenta quando analisamos os resultados para o médio prazo, com 28,0% e 13,0 % dos participantes do programa Q e dos aprendizes permanecendo na mesma empresa, respectivamente.

Há diferenças também no curto prazo entre percentuais de jovens dos dois grupos que conseguem um emprego formal regido por contrato por tempo indeterminado, com vantagem para os aprendizes (68,9%) em relação aos jovens do programa Q (60,8%). É interessante notar que no médio prazo essa diferença torna-se pequena e até se inverte, já que os participantes do programa Q experimentam um aumento da probabilidade de estarem empregados por prazo indeterminado maior que os aprendizes entre o curto e o médio prazos.

A Tabela 4 também reporta a remuneração média entre os jovens que se empregam no setor formal após o treinamento.³ A quarta linha indica que a média salarial é maior para os jovens provenientes do programa Q em qualquer um dos dois horizontes analisados. Observa-se uma média de R\$ 647,48 para os jovens do programa Q empregados no horizonte mais próximo à conclusão da qualificação, e de R\$ 560,09 para os jovens oriundos da aprendizagem que conseguem emprego nesse mesmo horizonte.⁴ Ao considerar o horizonte de médio prazo, os valores sobem para R\$ 854,48 e R\$ 848,06, respectivamente. Na última linha, reportamos resultados análogos para remuneração

³Como pode haver variação do ano em que o salário é observado, deflacionamos os valores expressando todos os salários em reais de 2013.

⁴Em caso de múltiplos empregos para um jovem dentro de um dos horizontes considerados, computamos a média dos salários recebidos por esse jovem.

Tabela 4: Indicadores de empregabilidade e remuneração obtidos após o treinamento

	Ano do treinamento ou no seguinte		Dois ou três anos depois do treinamento	
	Aprendizagem	Programa Q	Aprendizagem	Programa Q
Emprego	71,5	69,1	88,8	90,2
Emprego na mesma empresa	16,2	25,5	13,0	28,0
Contratado por tempo indeterminado	68,9	60,8	86,0	87,1
Remuneração mensal pós-treinamento	560,09	647,48	848,06	854,48
Remuneração horária pós-treinamento	13,75	15,83	20,46	21,32

Fonte: Rais.

Elaboração dos autores.

padronizada por horas trabalhadas na semana. Do ponto de vista qualitativo, mantém-se a vantagem dos jovens oriundos do programa Q em ambos os horizontes.

4 Metodologia

4.1 Aspectos introdutórios

A avaliação dos efeitos de um programa é tipicamente realizada com base na busca de um grupo de controle que deve representar o que ocorreria com o grupo de tratamento caso este não tivesse participado do programa. Idealmente, para que o grupo de controle represente bem essa situação contrafactual é importante que ele seja semelhante, pelo menos em média, ao grupo tratado tanto nas características observáveis pelo analista (por exemplo, idade e educação) quanto nas não observáveis (por exemplo, motivação, habilidades cognitivas e não cognitivas).

Entretanto, nem sempre é fácil construir um grupo de controle que atenda a essas exigências. De fato, embora o método baseado na seleção aleatória dos participantes dos dois grupos seja capaz de gerar esse tipo de grupo de controle, normalmente as avaliações são implementadas por meio de métodos mais restritivos que lançam mão de hipóteses para contornar essa dificuldade. Neste estudo, empregaremos dois métodos cuja hipótese fundamental é que as características *observáveis* dos indivíduos antes do programa são suficientes para tornar os dois grupos semelhantes.

A riqueza de informações dos dados disponíveis é um dos principais determinantes para a adequação da hipótese acima. No nosso caso, a hipótese se mostrará adequada na medida em que tivermos informações sobre características dos jovens que afetam sua empregabilidade e a participação em cada programa. Dentre as informações disponíveis na base de dados, utilizamos a escolaridade, a faixa etária, se tinha experiência prévia no setor formal, o setor de atividade da empresa onde se qualificou, a UF onde estava localizada essa empresa e o ano de conclusão da qualificação. Não é possível afirmar que o uso desse conjunto de variáveis seja suficiente para tornar os dois grupos de jovens homogêneos. Em particular, uma vez que o programa Q é voltado para jovens de baixa renda, pode-se argumentar que nesse conjunto de variáveis está ausente a renda domiciliar *per capita* dos jovens no início do treinamento ou a escolaridade de seus pais. Essas variáveis tendem a captar dimensões im-

portantes sobre a qualidade do capital humano, acumulado pelo jovem, que podem simultaneamente afetar a participação nos programas e a inserção no mercado de trabalho (formal). Infelizmente, no entanto, não dispomos dessas variáveis para os aprendizes, já que a Rais não contém informações sobre os domicílios dos trabalhadores.

Tendo essa limitação dos dados em conta, empregamos dois métodos baseados na hipótese de seleção em observáveis. Especificamente, estimaremos os impactos do programa Q com base no método semiparamétrico de pareamento com escore de propensão e o método paramétrico de regressão linear baseado nas ideias da decomposição de Oaxaca-Blinder. A escolha do primeiro método segue recomendação de Huber et al. (2013), que comparam diversas alternativas em um contexto de avaliação de programas de emprego, bastante similar ao nosso. Já o segundo método se mostra bem adequado a contextos no quais o número de observações no grupo de controle é bem maior do que no grupo de tratados, tal como no nosso caso. Além disso o desempenho desse método também se mostrou satisfatório na análise de Huber et al. (2013).

Ambos os métodos procuram estimar um mesmo parâmetro que pode ser derivado do seguinte arcabouço conceitual. Considere uma amostra de $i = 1, \dots, N$ indivíduos que podem ou não ter sido tratados por certo programa. Seja $D_i = \{0, 1\}$ uma variável binária que marca se o indivíduo i participou ou não do programa, com $D_i = 1$ se participou, e $D_i = 0$, caso contrário. Existem, portanto, $N_1 = \sum_{i=1}^N D_i$ indivíduos tratados e $N_0 = \sum_{i=1}^N (1 - D_i)$ não tratados, de tal forma que $N_1 + N_0 = N$. Seja X_i o vetor de K variáveis que representam as características observáveis do indivíduo i e Y_i uma variável de resultado sobre a qual se tem interesse em estimar o efeito do programa.

Utilizando a noção de resultado potencial, podemos escrever: $Y_i = D_i Y_i^1 + (1 - D_i) Y_i^0$, em que Y_i^1 representa a variável de resultado que o indivíduo i teria no caso de ser tratado e Y_i^0 no caso de não passar pelo programa. Uma das vantagens dessa notação é que ela explicita que o resultado para um indivíduo tratado não necessariamente é igual ao que o mesmo indivíduo teria caso não passasse pelo tratamento. Na realidade, se o programa teve algum efeito, deve-se esperar que $Y_i^1 \neq Y_i^0$. Essa notação também explicita que, como um indivíduo não pode estar nas duas situações simultaneamente, é necessário buscar uma forma de identificar Y_i^0 ou Y_i^1 (aquele que não foi observado).

Estamos interessados em estimar o efeito do programa sobre os tratados. Esse efeito corresponde a um parâmetro que é definido pela diferença entre a média da variável de resultado para os tratados e a média da mesma variável para os tratados na situação contrafactual:

$$\tau = E[Y_i^1 | D_i = 1] - E[Y_i^0 | D_i = 1]. \quad (1)$$

O primeiro termo é diretamente observado nos dados e pode ser estimado de forma direta por meio de: $\bar{Y}^1 = N_1^{-1} \sum_{i:D_i=1} Y_i$. Todavia, não é possível observar o segundo termo e, assim, para identificá-lo é necessário recorrer a algumas hipóteses.

Em seguida passamos a uma exposição detalhada de cada um dos métodos aqui empregados. Antes, porém, destacamos o fato de que nossas estimativas do efeito do programa Q são todas relativas ao programa de aprendizes. Isso significa que estimativas positivas (negativas) para empregabilidade não de-

vem ser interpretadas como: participar do programa Q é melhor (pior) para a empregabilidade do jovem do que não participar, mas, sim, como: se qualificar pelo programa Q é melhor (pior) para a empregabilidade do jovem do que se qualificar pela aprendizagem. Em um caso extremo, pode acontecer de ambos os tipos de qualificação impactarem positivamente uma determinada dimensão avaliada, mas obtermos um sinal negativo devido a um maior impacto da aprendizagem.

4.2 Pareamento com escore de propensão

Neste estudo, empregamos o método de pareamento com escore de propensão que requer duas hipóteses básicas. A primeira, denominada hipótese de independência condicional, requer que a variável de resultado na ausência do tratamento seja independente da participação no programa condicionada às características observáveis dos indivíduos, ou seja:

$$(H1) \quad Y_i^0 \perp D_i \mid X_i.$$

Em outras palavras, essa hipótese sustenta que o vetor de variáveis em X_i contém todas as informações que permitem considerar a decisão de participar ou não do programa, D_i , independente do resultado que o indivíduo teria na ausência do mesmo, Y_i^0 . Na realidade, para os nossos propósitos, precisamos apenas de uma versão especializada dessa hipótese que requer que, ao controlar por X_i , a média de Y_i^0 seja independente da participação ou não no programa, D_i :

$$(EH1) \quad E[Y_i^0 \mid D_i, X_i] = E[Y_i^0 \mid X_i].$$

A principal implicação de H1 (ou EH1) é que indivíduos não tratados com características observáveis iguais às dos indivíduos do grupo tratado fornecem uma base para se obter o contrafactual desejado. Especificamente, supõe-se que os resultados de não tratados com o mesmo X que o de tratados representem bem o que seria o resultado dos últimos na ausência do programa.

Naturalmente, para atender H1 (ou EH1) é necessário encontrar indivíduos não tratados com as mesmas características dos indivíduos tratados. No entanto, se o vetor X_i tiver dimensão elevada, será muito difícil atender esse requerimento. A solução típica para esse problema de dimensionalidade é empregar o escore de propensão, que é uma função que condensa as informações contidas no vetor X_i . Ele é definido por:

$$p(X_i) \equiv P[D_i = 1 \mid X_i]. \quad (2)$$

Mas, mesmo com o uso do escore de propensão, é preciso garantir que as características dos indivíduos tratados sejam representadas no grupo dos não tratados. Assim, a segunda hipótese requerida pelo método de pareamento com escore de propensão é que haja sobreposição nos escores de propensão entre tratados e não tratados. Formalmente, essa hipótese, conhecida como condição de suporte comum, requer que:⁵

⁵Na realidade, para identificar o efeito do tratamento sobre os tratados, precisamos apenas que $p(X_i) < 1$.

$$(H2) \quad 0 < p(X_i) < 1.$$

Implicitamente, H2 exige a existência de valores de X válidos tanto para os tratados quanto para os não tratados. Caso ela seja violada, não há garantias de que isso será respeitado.

Sob as hipóteses H1 e H2, podemos então identificar o efeito do programa sobre os tratados com características $X_i = x$. Esse efeito pode ser escrito como:

$$\tau(x) = E[Y_i^1 | D_i = 1, X_i = x] - E[Y_i^0 | D_i = 1, X_i = x]. \quad (3)$$

Para identificá-lo, precisamos apenas encontrar uma maneira de computar o segundo termo, já que o primeiro pode ser estimado diretamente dos dados com base em indivíduos tratados com a combinação de características $X_i = x$. Usando a hipótese EH1, o segundo termo de (3) se transforma em:

$$\begin{aligned} E[Y_i^0 | D_i = 1, X_i = x] &= E[Y_i^0 | D_i = 0, X_i = x] \\ &= E[Y_i | D_i = 0, X_i = x], \end{aligned} \quad (4)$$

o que mostra que a média da variável de resultado dos tratados com características $X_i = x$ na ausência do programa é identificada pela média correspondente dos não tratados com a mesma combinação de características. A conjugação da hipótese de sobreposição H2 com esse resultado garante que a média $E[Y_i^0 | D_i = 1, X_i = x]$ pode ser identificada com base nos indivíduos pertencentes ao grupo de não tratados, que pode ser denominado grupo de controle.

Para obtermos o efeito geral do programa sobre os tratados, basta calcular a média de $\tau(x)$ na distribuição de X para os tratados:

$$\begin{aligned} \tau &= E_{X|D_i=1}[\tau(x)] = E_{X|D_i=1}[E[Y_i^1 | D_i = 1, X_i = x] \\ &\quad - E[Y_i | D_i = 0, X_i = x]], \end{aligned} \quad (5)$$

nos quais fizemos uso da expressão (4) na segunda igualdade. Expressão análoga a essa pode ser escrita condicionando em $p(X_i)$ em vez de condicionar em X_i .

Neste estudo, o pareamento entre tratados e controles foi realizado com base no uso do escore de propensão.⁶ Como a forma funcional desse escore não é conhecida, empregamos um procedimento paramétrico amplamente usado na literatura para estimá-lo, especificamente o modelo Logit, dado por: $p(X_i) = P[D_i = 1 | X_i] = \frac{\exp(X_i' \theta)}{1 + \exp(X_i' \theta)}$, em que θ é um vetor de parâmetros. O valor predito do escore de propensão, $\hat{p}(X_i) = \frac{\exp(X_i' \hat{\theta})}{1 + \exp(X_i' \hat{\theta})}$, foi obtido para todos os indivíduos da amostra, tratados e controles, e a condição de suporte

⁶Rosenbaum & Rubin (1983) mostram que, se H1 for válida, então $Y_i^0 \perp D_i | p(X_i)$ também é. Analogamente, se EH1 for verdadeira, então $E[Y_i^0 | D_i, p(X_i)] = E[Y_i^0 | p(X_i)]$.

comum foi aplicada.⁷ Para parear os indivíduos tratados com os do grupo de controle, empregamos o procedimento de raio (*radius*), que utiliza para cada indivíduo tratado i um subconjunto de indivíduos do grupo de controle cujos escores de propensão preditos se encontram a uma distância preestabelecida (isto é, o raio) do escore de propensão predito do indivíduo i .⁸ O cômputo da média da variável de resultado contrafactual para cada indivíduo tratado i foi obtida então usando a variável de resultado desse subconjunto de indivíduos do grupo de controle. O efeito global do programa sobre os tratados utiliza a média dessas médias calculada para o conjunto de todos os tratados (no suporte comum) e a média da variável de resultado para os próprios tratados.⁹

4.3 Estimador de regressão linear de Oaxaca-Blinder

É possível especializar o método de pareamento para um no qual se assume que a equação que governa o resultado contrafactual dos tratados tem formato linear. Especificamente, assume-se que:

$$Y_i^0 = X_i' \beta^0 + \varepsilon_i^0, \tag{6}$$

onde β^0 é um vetor de parâmetros (incluindo o intercepto) e ε_i^0 um termo de distúrbio aleatório. O equivalente da hipótese de independência condicional, EH1, aplicada nesse contexto linear é:

$$(LEH1) \quad E[\varepsilon_i^0 | X_i, D_i] = 0.$$

Essa hipótese pode ser interpretada como uma exigência de que o controle pelas características observáveis em X torna, em média, o distúrbio aleatório, ε_i^0 , independente da decisão de participar ou não do programa, D_i . Assumindo sua validade, é possível estimar a média da variável de resultado contrafactual para os tratados com base somente na amostra de indivíduos não tratados. Por (6) e (LEH1), temos que:

$$\begin{aligned} \mu_0^1 = E[Y_i^0 | D_i = 1] &= E[X_i | D_i = 1]' \beta^0 = E[X_i | D_i = 1]' \\ &\{E[X_i X_i' | D_i = 0]^{-1} E[X_i Y_i | D_i = 0]\} \end{aligned} \tag{7}$$

em que a última igualdade usa o fato de que β^0 pode ser obtido pela regressão

⁷Para o caso de emprego no mesmo ano ou ano seguinte ao treinamento, o valor mínimo do escore de propensão foi 0 e o valor máximo foi 0,937. Para o caso de emprego dois ou três anos após o treinamento, os valores foram 0 e 0,959.

⁸Utilizamos também os métodos de “vizinho mais próximo” e de Kernel, e os resultados foram bastante próximos dos obtidos com o método do raio.

⁹Formalmente, se $|\hat{p}(X_j) - \hat{p}(X_i)|$ é a distância entre os escores preditos dos indivíduos $j \neq i$, o conjunto de indivíduos do grupo de controle cujos escores preditos se situam a distância r do escore predito do indivíduo tratado i é formado por $l(i | r) = \{j : |\hat{p}(X_j) - \hat{p}(X_i)| \leq r\}$. Assim, a média do contrafactual para i é dada por $\widehat{Y}_i^0 = N_i^{-1} \sum_{j \in l_R(r|i)} Y_j$, em que N_i é o número de indivíduos do conjunto $l(i | r)$. O efeito do programa sobre os tratados é obtido então por: $\hat{\tau} = \frac{1}{N_1} \sum_{i:D_i=1} (Y_i^1 - \widehat{Y}_i^0)$.

Y em X apenas para os não tratados. Na prática, denotando por β^0 o vetor de coeficientes estimados nessa regressão, a expressão (7) torna-se:

$$\hat{\mu}_0^1 = \bar{X}_1' \hat{\beta}^0, \quad (8)$$

em que X_1 é a média das variáveis observáveis para o grupo de tratados. O efeito do programa sobre os tratados pode ser então estimado por:

$$\hat{\tau} = \hat{\mu}_1^1 - \hat{\mu}_0^1, \quad (9)$$

em que $\bar{\mu}_1^1 = \bar{Y}^1 = N_1^{-1} \sum_{i:D_i=1} Y_i$ é a média do resultado calculada diretamente com base na amostra de tratados.¹⁰

Apesar de simples, o método da regressão linear depende das hipóteses de que a média condicional da variável de resultado é linear e de que as médias das variáveis em X para tratados e não tratados são similares.¹¹ Kline (2011) mostra, no entanto, que se o modelo linear para média condicional for correto ou se a probabilidade condicional de participação no programa (*i.e.*, o score de propensão) for linear, o estimador de regressão do efeito do programa sobre os tratados será não enviesado.¹² Em particular, o autor mostra que, se o modelo para média condicional for linear, o método de regressão identifica esse efeito mesmo se a condição de suporte comum não for válida e/ou o modelo para o score de propensão estiver incorreto. O autor também chama a atenção para a vantagem desse método no contexto em que se tem relativamente poucas observações tratadas e muitas no grupo de controle. Nossos dados se enquadram nesse contexto.

5 Resultados

Conforme mencionado na seção anterior, avaliaremos cada dimensão de desempenho no mercado de trabalho usando dois métodos distintos. Ao computar os estimadores, refinamos ainda mais nossa amostra introduzindo mais dois filtros em relação aos que foram listados na seção 3.1. Em primeiro lugar, limitamos o tamanho mínimo do estabelecimento de treinamento para 200 empregados, tendo em vista a diferença reportada na Tabela 2 para esse indicador entre os grupos de participantes dos programas Q e de aprendizagem. Além disso, excluímos do grupo qualificado pelo programa Q aqueles jovens que se empregam como aprendizes após o término do programa Q.

¹⁰O desenvolvimento desse tipo de estimação tem como marco os trabalhos seminais de Oaxaca (1973) e Blinder (1973), motivando o uso da expressão Oaxaca-Blinder para estimadores desse tipo.

¹¹É possível mostrar que $\hat{\mu}_0^1 = \bar{X}_1' \hat{\beta}^0 = \bar{Y}^0 + (\bar{X}_1 - \bar{X}_0)' \hat{\beta}^0$, em que \bar{Y}^0 e \bar{X}_0 correspondem às médias da variável de resultado e das covariáveis para o grupo de controle, respectivamente. Essa expressão revela que, sob a hipótese LEH1, a estimação da média contrafactual desejada conterá vies sempre que \bar{X}_1 for diferente de \bar{X}_0 .

¹²Note-se que basta que um dos dois condicionantes seja verdadeiro. Essa é uma característica dos estimadores denominados “duplamente robustos” (Robins et al. 1994).

5.1 Resultados para o curto prazo

A Tabela 5 reporta nossas estimativas para diferentes dimensões do desempenho dos jovens no mercado de trabalho formal no curto prazo (*i.e.*, até o ano seguinte ao término da qualificação). Na primeira coluna aparecem os resultados pelo método semiparamétrico de pareamento com escore de propensão, e na segunda, o resultado análogo obtido pelo método paramétrico de regressão linear baseado em Oaxaca-Blinder.

Na primeira linha da Tabela 5, reportamos as estimativas do efeito do programa Q relativamente à aprendizagem sobre a probabilidade de os jovens encontrarem qualquer tipo de emprego formal no curto prazo. Embora as estimativas pontuais obtidas pelos dois métodos sejam positivas, somente a do método linear é estatisticamente significativa e, mesmo assim, apenas ao nível de significância de 10%. Esses resultados indicam que não há um impacto diferenciado sobre a empregabilidade geral dos jovens participantes do programa Q relativamente aos aprendizes no setor formal.

Nas linhas seguintes da Tabela 5, procuramos qualificar o tipo de emprego formal obtido, estimando em que medida o programa Q impacta os jovens para alcançarem empregos de melhor qualidade. Por ser de difícil mensuração, adotamos diferentes alternativas para a noção de qualidade do emprego.

Em primeiro lugar, olhamos para a dimensão da estabilidade do vínculo e, para tanto, computamos os efeitos sobre a probabilidade de os jovens obterem empregos regidos por contratos por prazo indeterminado no horizonte de tempo de até um ano após o fim da qualificação. Novamente, não podemos dizer que há um efeito diferenciado do programa Q em relação à aprendizagem, visto que as estimativas por ambos os métodos aqui empregados não são significativas do ponto de vista estatístico.

Uma vez que empregos de mais longa duração tendem a aumentar a produtividade do trabalho e o salário, outro indicador da qualidade do emprego é a permanência do trabalhador na mesma empresa. Esse indicador é particularmente relevante para jovens, uma vez que eles têm pouco histórico no mercado de trabalho e, portanto, o período de treinamento permite que o empregador conheça melhor sua capacidade de trabalho, mitigando assim os problemas típicos de assimetria informacional. Ademais, o conhecimento específico adquirido pelo trabalhador e o fato de o treinamento na mesma empresa envolver investimento por parte do empregador deveriam aumentar as chances de o jovem permanecer empregado no mesmo estabelecimento. Os resultados na terceira linha da Tabela 5 apontam para um impacto relativo desfavorável ao programa Q, já que o jovem qualificado por esse programa apresenta uma menor probabilidade de permanecer no mesmo estabelecimento que o jovem qualificado pela aprendizagem. O primeiro (segundo) método aponta para uma diferença na probabilidade de permanência de 6,2 (3,7) pontos de porcentagem entre jovens aprendizes e os oriundos do programa Q. Essas estimativas são estatisticamente significativas e de magnitude elevada, pois a média dos jovens dos dois grupos que permanecem na mesma empresa após o período de aprendizado é de aproximadamente 19,4% (16,2% no caso de aprendizes e 25,5% no caso do programa Q).

Outra maneira de acessarmos a qualidade do posto de trabalho eventualmente alcançada pelo jovem recém-qualificado é utilizar características da empresa usualmente associadas a postos de boa qualidade. Empregamos aqui duas medidas nessa direção: a probabilidade de os jovens se empregarem após

Tabela 5: Resultados para emprego até um ano após o fim do treinamento, pelos métodos de pareamento (escore de propensão) e Oaxaca-Blinder

Variáveis	Pareamento	Oaxaca-Blinder
Emprego com qualquer tipo de contrato	0,002 (0,017)	0,027* (0,015)
Emprego com contrato por tempo indeterminado	-0,016 (0,018)	0,012 (0,015)
Emprego com qualquer tipo de contrato na mesma empresa do treinamento	-0,062*** (0,013)	-0,037*** (0,014)
Emprego com qualquer tipo de contrato em empresa com mais de 200 funcionários	0,208*** (0,014)	0,204*** (0,012)
Emprego com qualquer tipo de contrato em empresa acima do p75 de salário médio	0,188*** (0,017)	0,196*** (0,015)
Log da remuneração média por hora de trabalho no emprego	-0,019 (0,021)	0,015 (0,014)

Fonte: Rais.

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. Níveis de significância: * 10% , ** 5% , *** 1% . Erros-padrão entre parênteses.

2. Na primeira coluna, utilizamos o método de pareamento por *radius*, em que cada indivíduo tratado é pareado com todos os indivíduos do grupo de controle cujos escores de propensão estejam em um raio (0,1) ao redor do valor calculado para aquele tratado. Na segunda coluna, utilizamos o método proposto por Kline (2011) e descrito em detalhes na seção 4.3. Os controles utilizados em ambos os métodos foram: *dummy* de experiência anterior ao treinamento, faixa de tamanho da empresa (200-500 ou 500+ funcionários), *dummies* indicando se a empresa está situada na capital ou na região metropolitana das respectivas capitais, interação linear entre ano de treinamento e UF e entre ano de treinamento e faixa salarial da empresa (salário médio pago pela empresa), ano de treinamento, UF da empresa, setor da empresa, faixa de escolaridade e faixa salarial da empresa. Todas as variáveis relacionadas às empresas são referentes às empresas de treinamento, assim como as variáveis individuais consideram valores do último ano de treinamento do indivíduo.

a qualificação em empresas com mais de 200 funcionários (quarta linha da Tabela 5) ou em empresas que pagam salários relativamente altos, aqui demarcadas como as empresas que estavam entre as 25% com salários médios mais altos (quinta linha). Os resultados são positivos, estatisticamente significativos, com magnitudes elevadas e parecidas em ambos os métodos. Os jovens qualificados no programa Q têm cerca de 20,8 pontos de porcentagem a mais de chance de serem empregados em empresa com mais de 200 funcionários após a conclusão da qualificação do que os jovens qualificados pela aprendizagem. No que diz respeito a empregos em empresas que pagam salários relativamente altos, os jovens qualificados do programa Q possuem uma probabilidade em torno de 18,8 pontos de porcentagem mais alta de se empregarem em empresas desse tipo do que os jovens qualificados pela aprendizagem.

Finalmente também analisamos o logaritmo do salário eventualmente obtido pelo jovem no posto de trabalho após a qualificação. Nessa dimensão de qualidade, temos novamente uma situação na qual não é possível afirmar que há uma distinção do ponto de vista estatístico do resultado alcançado pelo grupo que se qualificou pelo programa Q ou pela aprendizagem. Vale notar que usamos o salário padronizado por horas trabalhadas.

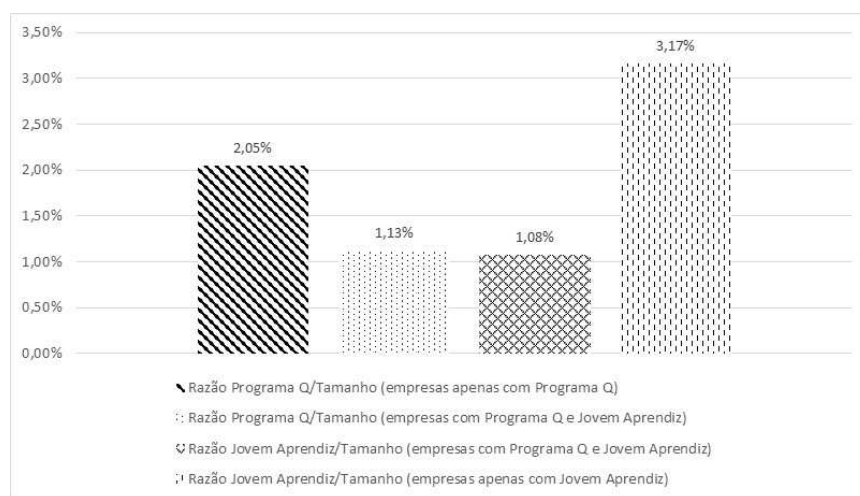
Em suma, o jovem qualificado pelo programa Q parece ter as mesmas chances de encontrar um emprego do que os jovens qualificados pela aprendizagem, em um horizonte de tempo que vai desde a conclusão da qualificação até

o ano seguinte. Também parece não haver distinção no salário entre os jovens dos dois grupos que se empregam no horizonte considerado. Quando olhamos para a qualidade do emprego, o programa Q se mostra efetivo para que o jovem consiga emprego em empresas maiores e que pagam relativamente mais (maior salário médio). Porém, quando consideramos a permanência do jovem na mesma empresa, o resultado se torna favorável ao aprendiz, que tem maior probabilidade de ser efetivado na empresa de treinamento. Esse é um resultado intrigante, que merece uma atenção especial.

5.2 Interpretação do resultado

A menor probabilidade de permanência na mesma empresa do jovem treinado pelo programa Q, relativa à do jovem aprendiz, poderia estar associada a um maior número de treinandos relativo ao número de vagas disponíveis nas empresas que aderem ao programa Q do que nas empresas que aderem à aprendizagem. Essa hipótese é difícil de ser verificada diretamente, dado que não dispomos do número de vagas disponíveis nas empresas. Assumindo que o número de vagas é proporcional ao número de funcionários, podemos testar essa hipótese comparando a razão entre treinandos e o total de funcionários para os conjuntos de empresas que aderem a cada um dos tipos de treinamento. Essas razões estão reportadas na Figura 1.

Figura 1: Proporções entre a quantidade de treinandos em ambos os programas e a quantidade de funcionários das empresas de treinamento



Fonte: Rais. Elaboração dos autores.

Nas duas primeiras barras, temos as razões em empresas que aderem ao programa Q. A primeira barra mostra a razão para o subconjunto de empresas que aderem ao programa Q mas não aderem à aprendizagem. Na segunda, temos a razão de treinandos no programa Q e o total de empregados das empresas que usam os dois tipos de treinamento. A terceira barra também se refere ao mesmo universo, porém, reporta à razão entre aprendizes e ao total de funcionários (excluindo aprendizes). Por fim, a quarta barra reporta à mesma razão da terceira para o universo de empresas que aderem à aprendizagem, mas não ao programa Q. Os resultados apontam que, nas empresas que

possuem ambos os programas (representadas na segunda e na terceira barras), a proporção dos treinandos de ambos os programas é similar. Já nas empresas que apresentam apenas um dos programas, a quantidade relativa de aprendizes (quarta barra) é por volta de 50% superior à dos treinandos do programa Q (primeira barra).

As evidências citadas não dão suporte à hipótese de que a relativa menor permanência do jovem treinado pelo programa Q na mesma empresa poderia se dever a uma maior concorrência para esse jovem. Na verdade, a quantidade de aprendizes em relação ao tamanho da empresa é maior do que a verificada no programa Q, indicando que haveria um maior número relativo de aprendizes concorrendo a cada vaga na empresa onde realizou o treinamento em comparação ao caso dos jovens do programa Q.

No entanto, ao aproximar o número de vagas pelo total de funcionários, estamos considerando que tanto o jovem treinado no programa Q, como o jovem treinado na aprendizagem estariam sendo considerados potenciais candidatos a um mesmo número de vagas (a rigor para quaisquer postos de trabalho da empresa que forneceu o treinamento). Sendo o conteúdo do treinamento do programa Q mais específico do que o da aprendizagem, é razoável supor que o conjunto de postos de trabalho onde esse jovem pode vir a ser aproveitado na empresa seja mais reduzido do que o disponível para o jovem aprendiz. Logo, não descartamos a hipótese de que a menor permanência do jovem treinado pelo programa Q na mesma empresa poderia se dever a uma maior concorrência enfrentada por esse jovem para um conjunto restrito de postos de trabalho.

5.3 Resultados para o médio prazo

Como para vários outros programas de treinamento, os impactos podem variar de acordo com o horizonte de tempo considerado. A literatura especializada em avaliação de programas de treinamento aponta que não é raro um resultado de impacto nulo no curto prazo, mas que aparece como positivo em um prazo mais extenso (Card et al. 2010, Kluge 2010). Uma das vantagens de utilizar a Rais para analisar efeitos de programas de treinamento (ou de outro tipo) é que os indivíduos podem ser seguidos por períodos mais longos. Aproveitando essa vantagem, implementamos também a avaliação do programa Q para um horizonte de médio prazo, demarcado entre o início do segundo ano e o término do terceiro, após a conclusão da qualificação. Os resultados estão reportados na Tabela 6, que possui a mesma estrutura da Tabela 5.

Em geral, os resultados da Tabela 6 não diferem do ponto de vista qualitativo daqueles reportados na Tabela 5 para um horizonte mais próximo da conclusão da qualificação. Observam-se exceções para dois indicadores. O primeiro é que os resultados de emprego na mesma firma do treinamento deixam de ser distintos do ponto de vista estatístico entre os jovens do programa Q e os aprendizes. O segundo é que os resultados para remuneração passam a apontar uma distinção entre os dois grupos de jovens: o salário do jovem qualificado pelo programa Q no médio prazo tende a ser mais baixo do que o salário obtido pelo jovem qualificado pela aprendizagem. A magnitude dessa diferença é de 13,6% no primeiro método, e de 15,5% no segundo método, sendo ambos estatisticamente significativos. Essa diferença pode mais uma vez ser explicada pelo conteúdo mais específico do treinamento realizado inteiramente na empresa. Conforme argumentado em Biavaschi et al. (2013), esse fato pode fazer com que o jovem adquira menos “habilidades ocupacio-

nais gerais”, ficando em uma posição de vulnerabilidade no mercado de trabalho. Isso porque para progredir no mercado de trabalho a tendência é passar por ocupações distintas que requerem diferentes habilidades ou formações. O teor muito específico do treinamento pode dificultar esse processo.

Tabela 6: Resultados para emprego de dois a três anos após o fim do treinamento, pelos métodos de pareamento (*escore de propensão*) e Oaxaca-Blinder

Variáveis	Pareamento	Oaxaca-Blinder
Emprego com qualquer tipo de contrato	0,016 (0,019)	0,025 (0,017)
Emprego com contrato por tempo indeterminado	0,021 (0,021)	0,034* (0,018)
Emprego com qualquer tipo de contrato na mesma empresa do treinamento	-0,020 (0,022)	-0,034 (0,023)
Emprego com qualquer tipo de contrato em empresa com mais de 200 funcionários	0,273*** (0,027)	0,228*** (0,022)
Emprego com qualquer tipo de contrato em empresa acima do p75 de salário médio	0,264*** (0,029)	0,220*** (0,024)
Log da remuneração média por hora de trabalho no emprego	-0,136*** (0,030)	-0,155 (0,021)

Fonte: Rais.

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. Níveis de significância: * 10% , ** 5% , *** 1% . Erros-padrão entre parênteses.

2. Ver notas da Tabela 5 para detalhes de variáveis de controle e métodos.

6 Conclusão

Neste trabalho, avaliamos um programa inovador de qualificação de jovens composto por um treinamento oferecido dentro das empresas participantes do programa e com conteúdo ministrado pelos próprios empregados das respectivas empresas. Realizamos essa avaliação comparando a inserção futura no mercado de trabalho dos jovens participantes desse programa com os participantes do Programa Jovem Aprendiz. A escolha dos aprendizes como grupo de controle se deve à intenção de homogeneizar os jovens dos dois grupos pelo menos no que diz respeito a uma dimensão tipicamente não observada por avaliadores, a saber, a motivação por fazer algum curso de treinamento. A identificação dos efeitos do programa de interesse foi baseada no método de seleção em observáveis, que foi implementado por meio dos procedimentos de pareamento com escore de propensão e regressão linear baseado na decomposição de Oaxaca-Blinder. Fazemo-nos valer da riqueza de informações dos dados da Rais para considerar uma série de variáveis observáveis que procuram tornar os dois grupos comparáveis.

Estudamos os efeitos do programa com duas métricas de resultados: a empregabilidade dos participantes e os salários nos empregos pós-treinamento. Como os dados da Rais permitem seguir os trabalhadores ao longo dos anos, os efeitos foram estimados tanto para o curto (até um ano após o treinamento) quanto para o médio prazo (entre o segundo e o terceiro anos após o treinamento). Os resultados indicam que o programa avaliado não afeta a empregabilidade formal de seus participantes relativamente aos aprendizes nem no curto nem no médio prazo. Embora fosse de se esperar que uma iniciativa com as características do programa avaliado fosse aumentar a chance de seus

participantes permanecerem na mesma empresa onde realizaram a capacitação, os resultados mostram que isso não ocorreu, pelo menos no curto prazo. O programa, no entanto, gera efeito positivo tanto no curto quanto no médio prazo em uma dimensão da qualidade do emprego: os jovens treinados pelo programa de interesse têm mais chance de se empregar em empresas maiores ou que pagam maiores salários do que os jovens treinados pela aprendizagem. Por outro lado, no que diz respeito aos efeitos sobre a remuneração, os resultados não apontam diferença entre os grupos no curto prazo, porém, uma diferença favorável à aprendizagem no médio.

Associamos os impactos negativos do programa sobre a empregabilidade a um elemento em comum: o teor mais específico do treinamento do programa Q em relação ao teor do treinamento na aprendizagem. Por um lado, as oportunidades de emprego dos jovens passam a ser restritas a um menor número de vagas na empresa de treinamento. Além disso, por ter desenvolvido um conjunto mais restrito de habilidades, uma progressão que dependa de promoções pode ser mais difícil para o jovem treinado pelo programa Q.

Referências Bibliográficas

- Biavaschi et al., C. (2013), 'Youth unemployment and vocational training', *Foundations and Trends in Microeconomics* 9(1-2), 1–157.
- Blinder, A. S. (1973), 'Wage discrimination: reduced form and structural estimates', *The Journal of Human Resources* 8(4), 36–455.
- Calero et al., C. (2017), 'Can arts-based interventions enhance labor market outcomes among youth? Evidence from a randomized trial in Rio de Janeiro', *Labour Economics* 45, 131–142.
- Card, D., Kluve, J. & Weber, A. (2010), 'Active labour market policy evaluations: a meta-analysis.', *The Economic Journal* 120(548), 452–477.
- Clark, K. B. & Summers, L. H. (1982), Wage discrimination: reduced form and structural estimates, in R. B. Freeman & D. A. Wise, eds, *The youth labor market problem: its nature, causes and consequences*, Chicago: University of Chicago Press.
- Corseuil, C. H. & Botelho, R. U. (2014), *Desafios à trajetória profissional dos jovens brasileiros*, Rio de Janeiro: Ipea.
- Corseuil, C. H., Foguel, M. & Gonzaga, G. (2015), 'Apprenticeship as a stepping-stone to better jobs: evidence from Brazilian matched employer-employee data', Rio de Janeiro: PUC-Rio. Texto para Discussão, n. 651.
- Corseuil et al., C. H. (2014), *A rotatividade dos jovens no mercado de trabalho formal brasileiro*, in C. H. Corseuil & R. U. Botelho, eds, *Desafios à trajetória profissional dos jovens brasileiros*, Rio de Janeiro: Ipea.
- Cruces, G., Ham, A. & Violas, M. (2012), 'Scarring effects of youth unemployment and informality: evidence from Argentina and Brazil', . Mimeografado.
- Eliason, M. & Storrie, D. (2006), 'Lasting or Latent Scars? Swedish evidence on the long-term effects of job Displacement', *Journal of Labor Economics* 4(24), 831–856.

- Flori, P. (2005), 'Desemprego de jovens no Brasil', *Revista da ABET* 5(1), 29–60.
- Freeman, R. & Wise, D. (1982), *The youth labor market problem: its nature, causes and consequences.*, Chicago: University of Chicago Press.
- Fundação Itaú Social (2015), '*Levantamento de estudos e avaliações sobre voluntariado*', São Paulo.
- Gregg, P. & Tominey, E. (2005), 'The wage scar from male youth unemployment', *Labour Economics* 12(4), 487–509.
- Huber, M., Lechner, M. & Wunsch, C. (2013), 'The performance of estimators based on propensity score', *Journal of Econometrics* 175(1), 1–21.
- Kline, P. (2011), 'Oaxaca-Blinder as a reweighting estimator', *American Economic Review* 101(3), 532–537.
- Kluve, J. (2010), 'The effectiveness of European active labor market programs', *Labour Economics* 17(6), 904–918.
- Leighton, L. & Mincer, J. (1982), Labor turnover and youth unemployment, in R. B. Freeman & D. A. Wise, eds, '*The youth labor market problem: its nature, causes and consequences*', Chicago: University of Chicago Press.
- Ministério do Trabalho (Brasil, 2009), '*Manual da aprendizagem: o que é preciso saber para contratar o jovem aprendiz*', Brasília: SPPE.
- Oaxaca, R. (1973), 'Male-female wage differentials in urban labor markets', *International Economic Review* 14(3), 693–709.
- OECD (2014), '*Investing in youth: Brazil*', Paris: OECD Publishing.
- Robins, J., Rotnitzky, A. & Zhao, L. (1994), 'Estimation of regression coefficients when some regressors are not always observed', *Journal of the American Statistical Association* 89(427), 846–866.
- Rosenbaum, P. & Rubin, D. (1983), 'The central role of the propensity score in observational studies for causal effects', *Biometrika* 70(1), 41–55.

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 contatará 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	Edson Zambon Monte
Eliezer Martins Diniz	Fernando Antonio de Barros Júnior
Lízia de Figueirêdo	Reynaldo Fernandes
Sergio Naruhiko Sakurai	

Editorial Board

Affonso Celso Pastore USP	Antônio Barros de Castro UFRJ
Cássio F. Camargo Rolim UFPR	Cláudio Monteiro Considera UFF
Clélio Campolina Diniz CEDEPLAR	Denisard C. de Oliveira Alves USP
Eleutério F. S. Prado USP	Fernando de Holanda Barbosa FGV-UFF
Francisco Anuatti Neto USP/RP	Geoffrey J. D. Hewings University of Illinois
Geraldo Sant'ana de Camargo Barros ESALQ/USP	Gustavo Maia Gomes IPEA
José Marcelino da Costa NAEA/PA	José A. Scheinkman Princeton University
Marcelo Portugal UFRGS	Maria José Willumsen Florida International University
Márcio Gomes Pinto Garcia PUC/RJ	Mário Luiz Possas UFRJ
Paulo César Coutinho UnB	Paulo Nogueira Batista Júnior FGV/SP
Pierre Perron Boston University	Pedro Cesar Dutra Fonseca UFRGS
Ricardo R. Araújo Lima UnB	Robert E. Evenson Yale University
Roberto Smith UFCE	Rodolfo Hoffmann ESALQ/USP
Rogério Studart UFRJ	Russell E. Smith Washburn University
Sérgio Werlang FGV/RJ	Tomás Málaga FGV/SP
Victor Bulmer-Thomas University of London	Wilson Suzigan Unicamp