



ECONOMIA APLICADA

BRAZILIAN JOURNAL OF APPLIED ECONOMICS

Vol. 21 – nº 4

Outubro – Dezembro 2017

ARTIGOS

**Using Common Features to Investigate Common Growth Cycles for
BRICS Countries**

Bruno Ricardo Delalibera, João Victor Issler, Roberto Castello Branco

Produtividade Total dos Fatores no Brasil no Período Pós-Reformas

Roberto Ellery Jr.

**The Impact of Changes in Domestic Fuel Policies on the Brazilian
Economy**

Cinthia Cabral da Costa, Heloisa Lee Burnquist, Joaquim José Martins
Guilhoto

**Índice de Incerteza Empresarial: Uma Abordagem Usando
Microdados de Sondagens**

Itaiguara de Oliveira Bezerra

**Perfil do investimento direto externo das multinacionais estrangeiras
no Brasil: aspectos transnacionais, setoriais e da firma**

Geraldo Moreira Bittencourt, Leonardo Bornacki de Mattos, Felipe
Mendes Borini

Assessing the Short-term Forecasting Power of Confidence Indices

Euler Pereira G. de Mello, Francisco Marcos R. Figueiredo

**Precificação de Opções sobre Contratos Futuros de Boi Gordo na
BM&FBOVESPA**

Trícia Thaíse e Silva Pontes, Sinézio Fernandes Maia

ECONOMIA FEA-RP/USP



ECONOMIA APLICADA

Vol. 21 – nº 4 Outubro – Dezembro 2017

PAPERS

**Using Common Features to Investigate Common Growth Cycles for
BRICS Countries**

Bruno Ricardo Delalibera, João Victor Issler, Roberto Castello Branco

Total Factor Productivity on Brazil's Post-Reform Period

Roberto Ellery Jr.

**The Impact of Changes in Domestic Fuel Policies on the Brazilian
Economy**

Cinthia Cabral da Costa, Heloisa Lee Burnquist, Joaquim José Martins
Guilhoto

Business Uncertainty Index: An Approach Using Surveys Microdata

Itaiguara de Oliveira Bezerra

**Profile of direct external investment of foreign multinationals in
Brazil: transnational, sectoral and company aspects**

Geraldo Moreira Bittencourt, Leonardo Bornacki de Mattos, Felipe
Mendes Borini

Assessing the Short-term Forecasting Power of Confidence Indices

Euler Pereira G. de Mello, Francisco Marcos R. Figueiredo

Options Pricing on Live Cattle Futures Contract at BM&FBOVESPA

Trícia Thaíse e Silva Pontes, Sinézio Fernandes Maia

ISSN 1413-8050



APOIO:



Ministério
da Educação

Ministério da
Ciência e Tecnologia



ECONOMIA APLICADA

Vol. 21 – nº 4

Outubro – Dezembro 2017

Editor

Eliezer Martins Diniz

Editores Associados

Angelo Costa Gurgel

Renato Nunes de Lima Seixas

Sergio Naruhiko Sakurai

Lízia de Figueirêdo

Reynaldo Fernandes

Conselho Editorial

Affonso Celso Pastore

USP

Cássio F. Camargo Rolim

UFPR

Clélio Campolina Diniz

CEDEPLAR

Eleutério F. S. Prado

USP

Francisco Anuatti Neto

USP/RP

Geraldo Sant'ana de Camargo Barros

ESALQ/USP

José Marcelino da Costa

NAEA/PA

Marcelo Portugal

UFRGS

Márcio Gomes Pinto Garcia

PUC/ RJ

Paulo César Coutinho

UnB

Pierre Perron

Boston University

Ricardo R. Araújo Lima

UnB

Roberto Smith

UFCE

Rogério Studart

UFRJ

Sérgio Werlang

FGV/RJ

Victor Bulmer-Thomas

University of London

Antônio Barros de Castro

UFRJ

Cláudio Monteiro Considera

UFF

Denisard C. de Oliveira Alves

USP

Fernando de Holanda Barbosa

FGV-UFF

Geoffrey J. D. Hewings

University of Illinois

Gustavo Maia Gomes

IPEA

José A. Scheinkman

Princeton University

Maria José Willumsen

Florida International University

Mário Luiz Possas

UFRJ

Paulo Nogueira Batista Júnior

FGV/SP

Pedro Cesar Dutra Fonseca

UFRGS

Robert E. Evenson

Yale University

Rodolfo Hoffmann

ESALQ/USP

Russell E. Smith

Washburn University

Tomás Málaga

FGV/SP

Wilson Suzigan

Unicamp



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

Secretaria e Divulgação: Marlene Dietrich

Capa: Christof Gunkel

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

Diagramação: Arthur Della Vecchia

Endereço

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

Avenida do Bandeirantes, 3900, Ribeirão Preto, SP.

CEP 14040-905

Telefone: (0xx16) 3315-0407

E-mail: revecap@usp.br

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

Assinaturas

tipo	Brasil	Exterior*
Individual	R\$50,00	R\$ 90,00
Institucional	R\$70,00	R\$110,00

*inclui custos de postagem

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 1413-8050

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. 21 – nº 4

Outubro – Dezembro 2017

ARTIGOS

- 589 **Using Common Features to Investigate Common Growth Cycles for BRICS Countries**
Bruno Ricardo Delalibera , João Victor Issler , Roberto Castello Branco
- 617 **Produtividade Total dos Fatores no Brasil no Período Pós-Reformas**
Roberto Ellery Jr.
- 635 **The Impact of Changes in Domestic Fuel Policies on the Brazilian Economy**
Cinthia Cabral da Costa , Heloisa Lee Burnquist , Joaquim José Martins Guilhoto
- 659 **Índice de Incerteza Empresarial: Uma Abordagem Usando Microdados de Sondagens**
Itaiguara de Oliveira Bezerra
- 681 **Perfil do investimento direto externo das multinacionais estrangeiras no Brasil: aspectos transnacionais, setoriais e da firma**
Geraldo Moreira Bittencourt , Leonardo Bornacki de Mattos , Felipe Mendes Borini
- 713 **Assessing the Short-term Forecasting Power of Confidence Indices**
Euler Pereira G. de Mello , Francisco Marcos R. Figueiredo
- 737 **Precificação de Opções sobre Contratos Futuros de Boi Gordo na BM&FBOVESPA**
Trícia Thaíse e Silva Pontes , Sinézio Fernandes Maia

USING COMMON FEATURES TO INVESTIGATE COMMON GROWTH CYCLES FOR BRICS COUNTRIES

BRUNO RICARDO DELALIBERA*

JOÃO VICTOR ISSLER†

ROBERTO CASTELLO BRANCO‡

Resumo

Utilizando técnicas econométricas sugeridas pela literatura de ciclos comuns, este artigo estuda os movimentos comuns de curto e de longo prazo dos países pertencentes ao BRICS. Apesar das suas diferenças, nos últimos 20 anos as relações comerciais entre os BRICS se fortaleceram, sugerindo um possível componente comum entre os ciclos dos países membros. Os nossos resultados suportam essa hipótese. A evidência também é válida entre os BRICS e algumas economias desenvolvidas, como os Estados Unidos e o bloco de países que formam a Zona do Euro.

Palavras-chave: Ciclos Comuns; BRICS; Economias emergentes.

Abstract

This paper examines the short and long-term co-movement of large emerging market economies – the BRICS countries – by applying the econometric techniques and the tests proposed in the common-feature literature. Despite their dissimilarities, given the rising trade linkages among the BRICS over the last 20 years, one should expect their cycles to be synchronized. Our empirical findings fully support this hypothesis. The evidence holds also for the co-movement between the BRICS and developed economies, the US and the Eurozone, which may reflect the effects of globalization. We believe that our results contribute to give an interesting insight into the short-term dynamics of the largest emerging market economies.

Keywords: Common cycles; BRICS; Emerging Markets.

JEL classification: C3, C5, F44

DOI: <http://dx.doi.org/10.11606/1413-8050/ea116259>

* FGV/EPGE Brazilian School of Economics and Finance. Email: bruno.delalibera@fgvmail.br

† Corresponding Author. FGV/EPGE Brazilian School of Economics and Finance. Email: joao.issler@fgv.br

‡ FGV – Growth and Development Center. Email: roberto.cbranco@fgv.br

1 Introduction

The term BRIC was coined in 2001 by Jim O'Neil, then Chief Economist of Goldman Sachs, from the initials of the four largest emerging market economies, Brazil, Russia, India and China. More recently, South Africa was added to the original group, and the acronym BRICS gained formal life as a bloc of nations with common interests.

The BRICS are important¹, for both political and economic reasons. China is the second largest economy in the world, while Brazil, India and Russia are among the ten largest economies. They have a large aggregate size, 28% of the global GDP and 42% of the world's population, high growth potential due to the current significant misallocation of resources and relatively low stock of human capital, structural transformation is in progress, and one of them, China is taking steps to become a global power and a challenger to the US dominance. Furthermore, the BRICS share in global investment is 40% while its share in global consumption is 20%.

Despite the popularity of the name BRICS, little is known about the economic similarities and differences among member countries. This paper takes an exploratory view of the subject. Its purpose is to look for similarities among BRICS countries (Brazil, Russia, India, China and South Africa) by using standard time-series techniques. Since the growth experiences of the member countries are very different, our focus will be on the cyclical similarities among them.

We propose studying this issue by using an integrated approach that models jointly the short- and the long-run behavior of member countries. Specifically, we employ tests of synchronicity of cycles of key economic variables of the BRICS countries, put forward by the *common-trend and common-cycle* approach of Engle & Kozicki (1993), Vahid & Engle (1993, 1997), Engle & Issler (1995), Issler & Vahid (2001, 2006), Vahid & Issler (2002), Hecq et al. (2006), and Athanasopoulos et al. (2011). In this setup, non-stationary economic series are decomposed into an integrated trend component and a stationary and ergodic cyclical component, where their properties can be jointly investigated in a unified multivariate setting based on vector autoregressive (VAR) models. Trends and cycles can be common to a group of series being modelled, and these *common features* can be removed by independent linear combination².

Our exhaustive econometric tests found that BRICS countries have similar gross domestic product (GDP) cycles – common GDP cycles –, consumption, investment, and industrial production cycles, which is in line with previous evidence comparing emerging and developed economies.; see, for example, the initial results in Calvo et al. (1993), Engle & Issler (1993), and, recently, the results in Aiolfi et al. (2011).

¹The BRICS began to act as a bloc, sharing some joint political positions involving selected issues. The main decision of the Fortaleza summit of July 2014 was the creation of two financial instruments to institutionalize and strengthen the financial relationship within the bloc. These instruments are: (i) The Contingent Reserve Agreement (CRA) is dedicated to deal with short-term balance of payments disequilibria through currency swap lines amounting to US\$ 100 billion supplied by the BRICS central banks; and (ii) The New Development Bank (NDB) has an initial capital of US\$ 50 billion, to be subscribed equally by the five BRICS, and an authorized capital of US\$ 100 billion. The NDB will be headquartered in Shanghai, China, with a regional office in Johannesburg, South Africa. Its purpose is to finance infrastructure and sustainable development in the BRICS and other emerging economies.

²Perhaps cointegration is the best-known example of *common features*.

The paper is divided as follows: Section 2 presents a brief summary of the recent growth experiences of BRICS countries, Section 3 presents the econometric techniques employed here, while the empirical results are reported in detail in Section 4. Section 5 presents the conclusions.

2 Growth Experiences of the BRICS countries

Brazil, India, China, Russia and South Africa share the usual characteristics of emerging economies. However, they have many dissimilarities. The extraordinary expansion of the BRICS over the last decades was primarily due to the high growth rates of China and India, as Brazil, Russia and South Africa grew in line with the global GDP pace.

During 1990–2013, the BRICS share in global GDP climbed from 18% to 28%. This is explained by the high growth performance of China and India, 10.3% and 6.7% per year, respectively. Brazil and South Africa had a slower pace of growth, averaging approximately 3% per year. Russia's rate of economic growth was about the same. However, its economy is too volatile, even by the standards of emerging market economies.

The Russian economy is the most volatile of the BRICS economies³, being three times more volatile than the others. This phenomenon may be explained by the large exposure to commodities, primarily oil and gas, and its tendency to be involved in geopolitical disputes.

Between 1990 and 2013, China and India were the two economies to show some convergence to the US income level, even though Indian per capita GDP is still only 9% of the American. Relative GDP per capita of Brazil, Russia and South Africa have remained stable at approximately 20%. Despite its extraordinary growth experience over the last 35 years, China's per capita GDP is still below 20% of the US. When compared to other Asian economies that experienced rapid expansion in the second half of the last century, China lags well behind in terms of convergence to the income level of developed countries, as it started from a very low basis, US\$ 150 in 1978, only 2% of the US⁴.

Brazil managed to expand at a fast pace between 1950 and 1980, when real GDP grew at an average rate of 7.8%, mostly influenced by structural transformation, the reallocation of resources from the low-productivity agricultural sector to higher productivity industrial and services sectors⁵. Since then, TFP has fallen continuously during the 80's and 90's, in synch with the so-called Latin American productivity disaster and, as a consequence, the rate of output expansion took a nosedive⁶. There was some recovery in the last decade, but it was interrupted by a severe recession in the recent years.

There are several economic differences among the BRICS. There are significant differences in size, per capita income, total factor productivity, demogra-

³Emerging economies tend to be more volatile than the developed, and in particular they use to suffer larger real output and investment losses during recessions. In Kose & Prasad (2010) we can see empirical evidence about this.

⁴For example, after a 30-year period of fast growth, Japan's per capita GDP was 75% of the US in 1980, and South Korea reached 46% in 1994.

⁵The pace of Brazil's expansion was similar to what had been experienced by Japan in the same period and China between 1978 and 2008.

⁶See Veloso et al. (2013).

phy, poverty levels, and aggregate demand and supply structure⁷. China is by far the largest economy – with a GDP measured at PPP of US\$ 16.1 trillion in 2013 –, and South Africa the smallest, the only BRICS economy with a GDP lower than US\$ 1 trillion. Given the dimensions of its economy, we could say that the main force of the BRICS is China⁸. It is the second largest economy in the world, the largest consumer of energy and minerals, the world's largest exporter of goods and services and the second largest importer, the second largest recipient of FDI flows, and the country with the largest stock of international reserves⁹.

Economic integration within the bloc is primarily through the trade channel, taking advantage of the complementarity between commodity exporters – Brazil, Russia and South Africa – and commodity importers – China and India. With the exception of Brazil, BRICS economies are open to international trade flows of goods and services, showing an average trade flow to GDP ratio above 50%, similar to open developed economies. China is the world's largest exporter and Russia is the eighth largest. China is the second largest importer of the world and India the eighth largest¹⁰.

Intragroup trade linkages have been rising at a fast pace, taking advantage of some sources of complementarity among them. Brazil, Russia and South Africa are major commodity exporters, China is world's largest commodity importer, and India is also a major buyer. China is the largest manufacturer in the world, while India is a large exporter of services. Therefore, complementarity is likely to be a major factor influencing rising intragroup trade linkages.

Table 1 presents the intra BRICS trade for 2000 and 2013. From 2000 to 2013, there was a clear evolution of trade among BRICS countries. China was the 12th largest importer of Brazil, which had 2% of its exports destined to China, while Brazil was only the 26th largest importer of China, which had 0.5% of its exports destined to Brazil. For 2013, there was a different picture. China jumped to the main destination for Brazilian exports, receiving 19% of Brazilian exports, and Brazil became the 16th largest importer of China. In 2013, China was also the main destination for Russian exports, the second largest for South African exports, and the third largest for the exports of India.

With varying degrees, BRICS are relatively open to inbound and outbound flows of capital, both portfolio and FDI. Their FDI inflows and outflows to the rest of the world surged to US\$ 389 billion in 2012 from US\$ 70 billion in 2000. China is becoming a global investor, beginning to recycle its current

⁷Furthermore, there are diverse experiences with market-oriented economies, which may contribute to magnify the differences in macroeconomic performance. For instance, Russia abandoned communism almost 25 years ago, but the country still has not been able to build robust institutions to allow for the flourishing of democracy and a market economy free from heavy state intervention. China is still ruled by communism, but has a vibrant private sector and has recently officially declared market forces to play a dominant role in its economy.

⁸Chinese GDP is responsible for 54% of the BRICS aggregate GDP. The size of its economy is more than twice India's GDP, and almost five times Brazil and Russia as well. The South African economy, the smallest partner, had a GDP of US\$ 662 billion, only 2% of the group. China contributes with some 70% of the BRICS investment and exports.

⁹Chinese investment in human capital is also noteworthy. In Freeman & Huang (2015) we can see that China became the world's largest producer of science and engineering graduates (masters and PhDs), the second largest spender on R&D and the second largest producer of scientific papers.

¹⁰Brazil is an exception among the BRICS, as it is one the most closed economies in the world. Trade flows of goods and services reach only 28% of Brazil's GDP, the lowest in Latin America.

Table 1: International trade among BRICS countries for 2000 and 2013

Position of importers in the rank of trader partners													
Exporters		Importers at 2000					Exporters		Importers at 2013				
Country	BRA	CHN	IND	RUS	ZAF	Country	BRA	CHN	IND	RUS	ZAF		
BRA	—	12 ^o [0.0200]	41 ^o [0.0040]	23 ^o [0.0080]	30 ^o [0.0050]	BRA	—	1 ^o [0.1900]	19 ^o [0.0130]	21 ^o [0.0120]	33 ^o [0.0080]		
CHN	26 ^o [0.0050]	—	21 ^o [0.0060]	18 ^o [0.0100]	29 ^o [0.0040]	CHN	16 ^o [0.0160]	—	10 ^o [0.0219]	8 ^o [0.0224]	27 ^o [0.0800]		
IND	34 ^o [0.0050]	16 ^o [0.0170]	—	11 ^o [0.0200]	31 ^o [0.0070]	IND	13 ^o [0.0180]	3 ^o [0.0490]	—	35 ^o [0.0070]	16 ^o [0.0170]		
RUS	44 ^o [0.0025]	4 ^o [0.0500]	26 ^o [0.0100]	—	86 ^o [0.0003]	RUS	39 ^o [0.0040]	2 ^o [0.0680]	19 ^o [0.0130]	—	79 ^o [0.0010]		
ZAF	27 ^o [0.0080]	19 ^o [0.0130]	18 ^o [0.0140]	59 ^o [0.0010]	—	ZAF	32 ^o [0.0070]	1 ^o [0.1270]	10 ^o [0.0310]	39 ^o [0.0040]	—		

Note: the share of total exports are in brackets.

Source: COMTRADE database.

account surpluses through outbound private sector investment, rather than through reserve accumulation.

Intragroup capital flows are limited¹¹, although they have grown in the recent years driven mostly by Chinese investments in natural resources in Russia and Brazil as well as Indian investments in manufacturing and services. More recently, and as a consequence of private sector participation, Chinese FDI outflows have been channelled also into real estate, manufacturing and services.

As evidenced by Kose & Prasad (2010), since the mid-1980s, common global disturbances became less important in explaining international business cycles fluctuations. Given the increasing trade and financial linkages among the BRICS, it is likely that the business cycles of the BRICS tend to show common features instead of being just synchronized with global or developed economies cycles.

3 Joint Short- and Long-Run Restriction for Dynamic Systems using VAR Models

Parts of the material in this section come from the Appendix of Issler & Vahid (2001) and from the discussion in Issler et al. (2014). Here, we present useful definitions of the concepts used to measure the degree of comovement in observed data. They include long-run comovement (cointegration) and short-run comovement (common cycles). Engle & Issler (1995) and Issler & Vahid (2001) present previous applications of the techniques discussed in this section. For an in-depth theoretical discussion of these issues, see Engle & Granger (1987) and Vahid & Engle (1993), respectively, for cointegration and common cycles. Theoretical extensions of the standard common-cycle case can be found in Hecq et al. (2006) and Athanasopoulos et al. (2011).

Assume that y_t is a n -vector of $I(1)$ BRICS countries data, with the stationary ($MA(\infty)$) Wold representation given by:

$$\Delta y_t = C(L)\epsilon_t, \quad (1)$$

where $C(L)$ is a matrix polynomial in the lag operator, L , with $C(0) = I_n$, $\sum_{j=1}^{\infty} \|C_j\| < \infty$. The vector ϵ_t is a $n \times 1$ a multivariate white noise process. We can rewrite Equation (1) as:

$$\Delta y_t = C(1)\epsilon_t + \Delta C^*(L)\epsilon_t, \quad (2)$$

where $C^*(L) = C_0^* + C_1^*L + C_2^*L^2 + \dots$, with $C_i^* = \sum_{j>i} -C_j$ for all $i \geq 0$, and, in particular, $C_0^* = I_n - C(1)$.

Integrating both sides of Equation (2), disregarding an initial condition y_0 , we get:

¹¹United Nations Conference on Trade and Development (UNCTAD) estimates that the stock of FDI outflows intra BRICS is only 2.5% of their total stock of FDI. Indian FDI outflows into the other BRICS is about 3.2% of India's total FDI, 2.2% for China and Russia and Brazil have only 0.3%.

$$\begin{aligned}
y_t &= C(1) \sum_{s=0}^{t-1} \epsilon_{t-s} + C^*(L) \epsilon_t \\
&= T_t + C_t.
\end{aligned} \tag{3}$$

Equation (3) is the multivariate version of the Beveridge–Nelson trend–cycle representation (Beveridge & Nelson 1981). The series y_t are represented as sum of a Martingale part $T_t = C(1) \sum_{s=0}^{t-1} \epsilon_{t-s}$, which is called the “trend”, and a stationary and ergodic part $C_t = C^*(L) \epsilon_t$, which is called the “cycle”.

Definition 1. The variables in y_t are said to have common trends (or cointegrate) if there are r linearly independent vectors, $r < n$, stacked in an $r \times n$ matrix α' , with the following property¹²:

$$\alpha'_{r \times n} C(1) = 0.$$

Definition 2. The variables in y_t are said to have common cycles if there are s linearly independent vectors, $s \leq n - r$, stacked in an $s \times n$ matrix $\tilde{\alpha}'$, with the property that:

$$\tilde{\alpha}'_{s \times n} C^*(L) = 0.$$

Thus, cointegration and common cycles represent restrictions on the elements of $C(1)$ and $C^*(L)$, respectively.

We now discuss what role these restrictions play on the dynamic autoregressive representation of y_t . We assume that y_t is generated by a Vector Autoregression (VAR). Note that VARs are the working horses of time-series econometric analysis. They have been applied extensively for reduced-form and structural-form estimation and forecasting, since they fit most macroeconomic and financial data fairly well:

$$y_t = \Gamma_1 y_{t-1} + \dots + \Gamma_p y_{t-p} + \epsilon_t, \tag{4}$$

where the autoregressive matrix polynomial is $\Phi(L) = I - \Gamma_1 L - \Gamma_2 L^2 - \dots - \Gamma_p L^p$.

If elements of y_t cointegrate, then the matrix $\Phi(1) = I - \sum_{i=1}^p \Gamma_i$ must have less than full rank. In this case, Engle & Granger (1987) showed that the system (4) can be written as a Vector Error–Correction model (VECM) as:

$$\Delta y_t = \Gamma_1^* \Delta y_{t-1} + \dots + \Gamma_{p-1}^* \Delta y_{t-p+1} + \gamma \alpha' y_{t-1} + \epsilon_t, \tag{5}$$

¹²This definition could alternatively be expressed in terms of an $n \times r$ matrix γ , such that:

$$C(1)\gamma = 0.$$

The Granger–Representation Theorem (Engle & Granger 1987) shows that if the series in y_t are cointegrated, α and γ in Equation (5) below satisfy:

$$\begin{aligned}
C(1)\gamma &= 0, \text{ and,} \\
\alpha' C(1) &= 0.
\end{aligned}$$

where γ and α are full rank matrices of order $n \times r$, r is the rank of the cointegrating space, $-\left(I - \sum_{i=1}^p \Gamma_i\right) = \gamma\alpha'$, and $\Gamma_j^* = -\sum_{i=j+1}^p \Gamma_i$, $j = 1, \dots, p-1$.

For our purposes, testing for cointegration will be used to verify whether BRICS countries data share common trends (or have long-run comovement). Testing for common trends among y_t will use the maximum-likelihood approach in Johansen (1991).

A key issue to assure that inference is done properly in this case is to estimate the lag length of the VAR (4) consistently, i.e., to estimate p consistently. When data have common cycles as well as common trends, Athanasopoulos et al. (2011) showed that some popular information criteria do not have an appropriate small-sample behavior, and that a combination of traditional information criteria and criteria with data-dependent penalties can estimate the lag length consistently for VARs with common trends and cycles. An alternative way to infer p is to perform diagnostic testing to rule out the risk of underestimation of p , which leads to inconsistent estimates for the parameters in (5).

Vahid & Engle (1993) show that the dynamic representation of y_t may be further restricted if there are white noise independent linear combinations of the series Δy_t , i.e., that the Δy_t share common cycles. To see this, recall that the cofeature vectors $\tilde{\alpha}'_t$, stacked in an $s \times n$ matrix $\tilde{\alpha}'$, eliminate all serial correlation in Δy_t , i.e. lead to $\tilde{\alpha}'\Delta y_t = \tilde{\alpha}'\epsilon_t$. Therefore, they should restrict the elements of (5) as follows:

$$\tilde{\alpha}'\Gamma_1^* = \tilde{\alpha}'\Gamma_2^* = \dots = \tilde{\alpha}'\Gamma_{p-1}^* = 0, \text{ and} \quad (6)$$

$$\tilde{\alpha}'\gamma = 0. \quad (7)$$

Hecq et al. (2006) have labelled the joint restrictions (6) and (7) as strong-form *serial-correlation common features* (SCCF), whereas they call only imposing restrictions (6) as weak-form SCCF. For the latter, notice that we only inherit an unpredictable linear combination of Δy_t once we *control* for the long-run deviations $\alpha'y_{t-1}$. Hence,

$$\tilde{\alpha}'[\Delta y_t - \gamma\alpha'y_{t-1}] = \tilde{\alpha}'\epsilon_t. \quad (8)$$

We now continue the discussion of common cycles in the case of strong-form serial-correlation common features, since the weak-form case can be immediately inferred from it. As is well known, cofeature vectors are identified only up to an invertible transformation¹³. Without loss of generality, consider $\tilde{\alpha}$ to have an s dimensional identity sub-matrix:

$$\tilde{\alpha} = \begin{bmatrix} I_s \\ \tilde{\alpha}_{(n-s) \times s}^* \end{bmatrix}.$$

Now, $\tilde{\alpha}'\Delta y_t = \tilde{\alpha}'\epsilon_t$ constitute s equations in a system. Completing the system by adding the unconstrained VECM equations for the remaining $n-s$ elements of Δy_t , we obtain,

¹³The same is true regarding cointegrating vectors. We are only able to identify a subspace of $\mathbb{R}^n$ of dimension r .

$$\begin{bmatrix} I_s & \tilde{\alpha}^{*'} \\ \mathbf{0} & I_{n-s} \end{bmatrix} \Delta y_t = \begin{bmatrix} \mathbf{0} & s \times (np+r) \\ \Gamma_1^{**} & \dots & \Gamma_{p-1}^{**} & \gamma^* \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta y_{t-1} \\ \vdots \\ \Delta y_{t-p+1} \\ \alpha' y_{t-1} \end{bmatrix} + v_t, \quad (9)$$

where $v_t = \begin{bmatrix} I_s & \tilde{\alpha}^{*'} \\ \mathbf{0} & I_{n-s} \end{bmatrix} \epsilon_t$, and Γ_i^{**} and γ^* represent the partitions of Γ_i^* and γ respectively, corresponding to the bottom $n-s$ reduced form VECM equations.

It is easy to show that (9) parsimoniously encompasses (5). Since $\begin{bmatrix} I_s & \tilde{\alpha}^{*'} \\ \mathbf{0} & I_{n-s} \end{bmatrix}$ is invertible, it is possible to recover (5) from (9). Notice however that the latter has $s \cdot (np+r) - s \cdot (n-s)$ fewer parameters.

Assuming that y_t share common trends and cycles leading to (9), we test for common cycles using a canonical-correlation approach once we determine what the lag length of the VAR, i.e., p , is. We proceed as follows:

1. Compute the sample squared canonical correlations between $\{\Delta y_t\}$ and $\{\alpha' y_{t-1}, \Delta y_{t-1}, \Delta y_{t-2}, \dots, \Delta y_{t-p+1}\}$, labelled λ_i , $i = 1, \dots, n$, where n is the number of variables in the system.
2. Test whether the first smallest s canonical correlations are jointly zero by computing the test statistic:

$$-T \sum_{i=1}^s \log(1 - \lambda_i),$$

which has a limiting χ^2 distribution with $s(np+r) - s(n-s)$ degrees of freedom under the null, where r is the number of cointegrating relationships. The maximum number of zero canonical correlations that can possibly exist is $n-r$.

3. Suppose that s zero canonical correlations were found in the previous step. Use these s contemporaneous relationships between the first differences as s pseudo-structural equations in a system of simultaneous equations. Augment them with $n-s$ equations from the VECM and estimate the system using full information maximum likelihood (FIML). The restricted VECM will be the reduced form of this pseudo-structural system.
4. The case where we have weak-form restrictions, in step 1 above, we compute the sample squared canonical correlations between $\{(\Delta y_t', (\alpha' y_{t-1})')'\}$ and $\{\alpha' y_{t-1}, \Delta y_{t-1}, \Delta y_{t-2}, \dots, \Delta y_{t-p+1}\}$. The rest of the steps remain identical.

3.1 GMM Based Common-Cycle Tests

One possible drawback of the canonical-correlation approach is that it assumes homoskedastic data, and that may not hold for BRICS countries data

collected at high frequency. In this case, a GMM approach is more robust, since inference can be conducted with Heteroskedastic and Auto-Correlation (HAC) robust estimates of variance-covariance matrices of parameter estimates. Regarding common cycles, the system with n -equations in (9) can be estimated by GMM. The vector of instruments comprise the series in $\alpha'y_{t-1}$, Δy_{t-1} , $\Delta y_{t-2}, \dots, \Delta y_{t-p+1}$, collected in a vector Z_{t-1} . GMM estimation and testing exploit the following moment restriction:

$$\begin{aligned} \mathbf{0} &= \mathbb{E}[v_t \otimes Z_{t-1}] = \\ &= \mathbb{E} \left[\left[\begin{array}{cc} I_s & \tilde{\alpha}^{*'} \\ \mathbf{0}_{(n-s) \times s} & I_{n-s} \end{array} \right] \Delta y_t - \left[\begin{array}{c} \mathbf{0}_{s \times (np+r)} \\ \Gamma_1^{**} \dots \Gamma_{p-1}^{**} \gamma^* \end{array} \right] \left[\begin{array}{c} \Delta y_{t-1} \\ \vdots \\ \Delta y_{t-p+1} \\ \alpha' y_{t-1} \end{array} \right] \otimes Z_{t-1} \right], \end{aligned} \quad (10)$$

i.e., the orthogonality between all the elements in v_t and all the elements in Z_{t-1} .

The test for common cycles is an over-identifying restriction test – the J test proposed in Hansen (1982) – which has an asymptotic χ^2 distribution with degrees of freedom equal to the number of over-identifying restrictions. The over-identifying restrictions test checks whether the errors of the system are orthogonal to all the instruments in Z_{t-1} . Thus, it checks whether the exclusions of the elements of Z_{t-1} in the first s equations are appropriate. Heuristically, since the cyclical behavior (serial correlation behavior) of the data Δy_t is captured by Z_{t-1} , this test verifies whether the linear combinations in these s equations have no serial correlation, i.e., are unpredictable. Therefore, it is a test of common serial correlation or *common cycles*. If two series have a *common cycle*, their impulse response functions are colinear, making their response to shocks proportional and therefore, similar. Here, contrary to the canonical correlation approach above, we can deal with heteroskedasticity of unknown form by employing the HAC robust estimates for the variance-covariance matrix of sample means counterparts of (9) ($\widehat{S_T}$) using the Newey & West (1987) procedure. The parameters estimated by GMM, stacked in a vector θ , comprise all parameters in $\tilde{\alpha}^{*'}$ and all parameters in the matrices $\Gamma_1^{**}, \Gamma_2^{**}, \dots, \Gamma_{p-1}^{**}$, and in γ^* .

If we want to test for weak-form SCCF, the only additional twist is that now v_t takes the form:

$$v_t = \left[\begin{array}{cc} I_s & \tilde{\alpha}^{*'} \\ \mathbf{0}_{(n-s) \times s} & I_{n-s} \end{array} \right] \Delta y_t - \left[\begin{array}{ccc} \mathbf{0} & \dots & \mathbf{0} \\ \Gamma_1^{**} & \dots & \Gamma_{p-1}^{**} \end{array} \right] \left[\begin{array}{c} \Delta y_{t-1} \\ \vdots \\ \Delta y_{t-p+1} \\ \alpha' y_{t-1} \end{array} \right] \gamma,$$

where $\gamma = \begin{bmatrix} \gamma_1 \\ \gamma_2 \end{bmatrix}$.

4 Empirical analysis

4.1 BRICS Countries Data

In testing for common cycles within BRICS countries, we employ data from several sources at different frequencies. Monthly industrial production for the period 2000M02:2014M09 is provided by the World Bank, and is seasonally adjusted. Monthly exports and imports from 1995M01:2014M09 are also provided by the World Bank in real terms (quantum), and are seasonally adjusted as well. Quarterly household consumption and government expenditures for the period 1995Q1:2014Q2 are provided by the International Monetary Fund (IMF), through the International Financial Statistics (IFS) Database, and are also seasonally adjusted. Quarterly investment from 1999Q1:2014Q2 is also provided by the International Monetary Fund (IMF) after adding both gross fixed capital formation and change in inventories, and is seasonally adjusted. Consumption, government and investment data is sketchy, since it is only available for Brazil, China (Hong Kong), Russia, and South Africa. Quarterly real gross domestic product (GDP) for the period 2000Q1:2014Q1, is also provided by the IMF (IFS), and seasonally adjusted. Date in all levels were transformed by using the logarithmic transformation.

The data used cover the great recession that started in 2008. During this period, growth rates fell sharply and, thus, these series contains outliers. Our approach here is to employ econometric techniques that allow for estimation and testing using robust methods. A good example is the use of GMM – based estimation, when the variance–covariance matrix of sample moments are estimated using heteroskedasticity and autocorrelation consistent (H.A.C.) or “robust” methods. This yields consistent and optimal estimates in large samples, which can be used in testing for synchronicity of cycles for BRICS countries.

In that regard, we employ as large a sample as we could possibly use in the time–series dimension. Hence, events like the Great Recession would have a diluted influence on parameter estimates, and H.A.C. robust methods would allow the proper weighting of existing moment conditions. For example, we employ monthly industrial production from 2000M02:2014M09 – a total of 177 observations; monthly exports and imports from 1995M01:2014M09 – a total of 237 observations. These are relatively large samples from a time–series perspective. Even when we employ quarterly observations, we use the largest possible sample: for household consumption and government expenditures, we used the period 1995Q1 to 2014Q2, a total of 78 observations.

Table 2 presents the correlation matrix for the GDP growth rate. Except for India, BRICS countries have correlation around 0.5. Russia–South Africa and Russia–Euro zone have the highest correlation of the sample – with 0.72 and 0.66, respectively. The correlations involving India are close to zero and, furthermore, some of them have a negative correlation.

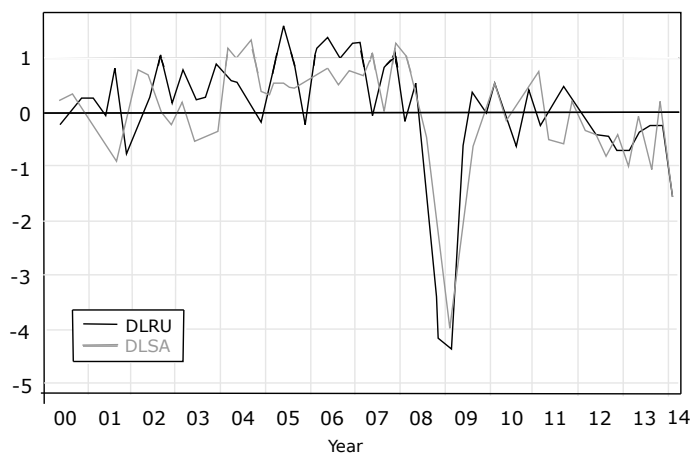
A visual analysis can illustrate the high correlation between Russia and South Africa. Figure 1 presents the growth rate of GDP of Russia and South Africa.

The growth rate of household consumption is presented in Table 3. Brazil, Hong Kong, Russia and South Africa correlate around 0.2, only South Africa and Brazil have correlations below 0.1. United State and Euro zone have negative correlation to Brazil, Russia and South Africa.

Table 4 presents the correlation of the growth rate of industrial production.

Table 2: Matrix correlation of growth rate of the real GDP from 2000Q1 and 2014Q1

Real GDP – quarterly data 2000Q1:2014Q1								
Country	BRA	CHN	HKG	IND	RUS	ZAF	USA	EURO
BRA	1.00	0.41	0.56	-0.05	0.57	0.50	0.39	0.49
CHN	–	1.00	0.52	-0.06	0.32	0.27	0.29	0.19
HKG	–	–	1.00	0.03	0.51	0.46	0.47	0.50
IND	–	–	–	1.00	0.02	-0.04	-0.17	-0.06
RUS	–	–	–	–	1.00	0.72	0.59	0.66
ZAF	–	–	–	–	–	1.00	0.49	0.58
USA	–	–	–	–	–	–	1.00	0.36
EURO	–	–	–	–	–	–	–	1.00

**Figure 1:** Growth rate of the real GDP for Russia and South Africa from 2000Q1 to 2014Q1**Table 3:** Matrix correlation of growth rate of the real household consumption from 1995Q1 to 2014Q2

Household Consumption – quarterly data 1995Q1:2014Q2						
Country	BRA	HKG	RUS	ZAF	USA	EURO
BRA	1.00	0.21	0.21	0.004	-0.14	-0.13
HKG	–	1.00	0.16	0.180	0.13	0.14
RUS	–	–	1.00	0.290	-0.09	-0.06
ZAF	–	–	–	1.000	0.34	-0.04
USA	–	–	–	–	1.00	0.39
EURO	–	–	–	–	–	1.00

The BRICS have correlation around 0.12. India and South Africa have the highest correlation between the BRICS countries. Euro zone and World have a high correlation with the BRICS countries, which have an average of 0.26 and 0.38, respectively.

Table 4: Matrix correlation of the industrial production growth rate from 2000M02 to 2014M09

Industrial Production – monthly data 2000M02:2014M09								
Country	BRA	CHN	IND	RUS	ZAF	USA	EURO	WORLD
BRA	1.00	0.01	0.17	0.07	0.13	0.15	0.29	0.35
CHN	–	1.00	0.13	0.15	0.06	0.05	0.23	0.38
IND	–	–	1.00	0.14	0.20	0.12	0.17	0.32
RUS	–	–	–	1.00	0.17	0.12	0.31	0.46
ZAF	–	–	–	–	1.00	0.01	0.31	0.41
USA	–	–	–	–	–	1.00	0.32	0.48
EURO	–	–	–	–	–	–	1.00	0.77
WORLD	–	–	–	–	–	–	–	1.00

4.2 Bivariate Analysis: Cointegration and Common Cycles for BRICS Countries

We start our investigation of the presence of common cycles for BRICS countries data by initially fitting a VAR in levels with unforecastable errors, such as (4). It is key here not to under-parameterize the VAR model, since this leads to misspecification and invalidates inference. Bivariate cointegration leading to (5) is investigated using the technique in Johansen (1991). Results are not reported here in full. Conditional on the potential existence of cointegration, we then perform a GMM based common-cycle test exploiting (10) – a J -statistic over-identifying restriction test proposed in Hansen (1982). If the null of validity of the over-identifying restrictions is not rejected, we then find a common cycle among the pair of countries under investigation. In Table 5, we present the results of common trends and/or common cycles for each pair of countries.

Results of common-cycle tests for GDP are presented in Table 5. At 5% or 10% significance – the usual levels –, we find common cycles for every country pair – for both strong and weak-form common cycles. Results for country pairs involving India must be regarded with some care, since the serial dependence of the growth rate of India's GDP is very weak. Indeed, India's (logged) GDP can be reasonably well approximated by a random walk with drift. So, growth cycles are unpredictable in this case. Only Brazil–China, Brazil–India and China–Russia have a common trend, as indicated by the cointegration vector.

In Table 5 we also present the results of common cycle and common trend for the countries of BRICS and the United State and the Eurozone group. Tests indicate that there are cycles common to all pairs of countries and that only China–Eurozone has common trend.

For a more careful analysis, we will study whether there are common cycles and a common trend for the GDP components: household consumption, government expenditures, investment, exports and imports.

Table 5: Common-cycle tests for real GDP – GMM based

Real GDP						
$\Delta y_{1,t}$	$\Delta y_{2,t}$	Strong-form SCCF		Cointegration	Weak-form SCCF	
		$\bar{\alpha}^*$	J-statistic		$\bar{\alpha}^*$	J-statistic
BRA	CHN	1.984*** (0.618)	0.0128 [0.70]	(1, -0.355)	1.520 (1.020)	0.018 [0.33]
BRA	HKG	0.520*** (0.139)	0.0508 [0.43]	–	–	–
BRA	IND	1.160** (0.501)	0.072 [0.71]	(1, -0.480)	0.940** (0.391)	0.058 [0.69]
BRA	RUS	0.460*** (0.062)	0.0435 [0.50]	–	–	–
BRA	ZAF	0.810** (0.399)	0.0147 [0.37]	–	–	–
CHN	IND	5.083 (6.055)	0.0006 [0.86]	–	–	–
CHN	RUS	-0.029 (0.108)	0.0271 [0.47]	(1, -2.340)	0.013 (0.106)	0.00098 [0.82]
CHN	ZAF	-0.440 (0.346)	0.0615 [0.35]	–	–	–
HKG	CHN	0.620** (0.302)	0.109 [0.58]	–	–	–
HKG	IND	0.210 (0.278)	0.1349 [0.21]	–	–	–
HKG	RUS	0.320 (0.194)	0.0029 [0.69]	–	–	–
HKG	ZAF	0.500 (0.570)	0.00003 [0.97]	–	–	–
IND	RUS	-0.018 (0.157)	0.0119 [0.42]	–	–	–
IND	ZAF	0.230 (0.396)	0.0074 [0.52]	–	–	–
RUS	ZAF	2.260*** (0.336)	0.035 [0.17]	–	–	–

Notes: GMM estimation using Equation (11) for Strong-form SCCF and the analogue equation for Weak-form SCCF.

Robust Standard Errors (HAC) are in parentheses and p-values are in brackets.

***, **, * denote significance at 1 percent, 5 percent, and 10 percent levels, respectively.

Table 5: Common-cycle tests for real GDP – GMM based (continuation)

$\Delta y_{1,t}$	$\Delta y_{2,t}$	Real GDP				
		Strong-form SCCF		Cointegration	Weak-form SCCF	
		$\tilde{\alpha}^*$	J -statistic		$\tilde{\alpha}^*$	J -statistic
BRA	USA	1.580*** (0.301)	0.081 [0.22]	–	–	–
CHN	USA	0.120 (0.214)	0.154 [0.33]	–	–	–
HKG	USA	4.130** (2.191)	0.045 [0.11]	–	–	–
IND	USA	–0.340 (0.325)	0.020 [0.29]	–	–	–
RUS	USA	–0.038* (0.020)	0.039 [0.55]	–	–	–
ZAF	USA	2.070*** (0.744)	0.043 [0.12]	–	–	–
BRA	Euro area	0.440 (0.303)	0.102 [0.62]	–	–	–
CHN	Euro area	0.270** (0.123)	0.165 [0.38]	(1, –8.300)	0.420*** (0.129)	0.131 [0.45]
HKG	Euro area	0.730 (0.454)	0.001 [0.83]	–	–	–
IND	Euro area	0.130 (0.354)	0.081 [0.23]	–	–	–
RUS	Euro area	2.340*** (0.221)	0.070 [0.29]	–	–	–
ZAF	Euro area	0.860*** (0.243)	0.030 [0.20]	–	–	–

Notes: GMM estimation using Equation (11) for Strong-form SCCF and the analogue equation for Weak-form SCCF.

Robust Standard Errors (HAC) are in parentheses and p-values are in brackets.

***, **, * denote significance at 1 percent, 5 percent, and 10 percent levels, respectively.

Table 6 presents the results for household consumption. Despite the sketchiness of consumption data, results show a similarity of cyclical consumption growth among all countries for which we have data, which is in line with our findings from GDP. The Russia–South Africa pair has common cycles at 5 % while the remaining pairs of BRICS countries have common cycles at 10 % significance. Tests for Euro zone and the United state also indicate, for all pairs, common cycles at 5%. When we look for 10% significance, only South Africa–Eurozone do not have common cycles. The results for weak-form SCCF confirm the results for strong-form at 10%.

Among the BRICS countries, we do not find long-term relationships for the series of consumption. Brazil–Eurozone, Hong Kong–Eurozone and Russia–Eurozone showed long-term relationships.

Table 6: Common-cycle tests for real household consumption – GMM based

Household Consumption						
$\Delta y_{1,t}$	$\Delta y_{2,t}$	Strong-form SCCF		Cointegration	Weak-form SCCF	
		$\tilde{\alpha}^*$	J-statistic		$\tilde{\alpha}^*$	J-statistic
BRA	HKG	0.520 (0.389)	0.005 [0.55]	–	–	–
BRA	RUS	–0.470** (0.219)	0.0047 [0.55]	–	–	–
BRA	ZAF	0.210 (0.234)	0.00079 [0.81]	–	–	–
HKG	RUS	0.160** (0.061)	0.0998 [0.62]	–	–	–
HKG	ZAF	0.880** (0.413)	0.0069 [0.47]	–	–	–
RUS	ZAF	0.490 (0.603)	0.047 [0.06]	–	–	–
BRA	USA	0.310 (0.223)	0.165 [0.72]	–	–	–
HKG	USA	–0.880*** (0.270)	0.168 [0.71]	–	–	–
RUS	USA	0.630 (0.680)	0.0898 [0.48]	–	–	–
ZAF	USA	1.710*** (0.265)	0.078 [0.33]	–	–	–
BRA	Euro area	–0.160 (0.224)	0.039 [0.88]	(1, 3.82)	–0.160 (0.25)	0.039 [0.79]
HKG	Euro area	–0.310 (0.622)	0.016 [0.60]	(1, 5.51)	–0.083 (0.82)	0.015 [0.34]
RUS	Euro area	–0.050 (0.425)	0.1198 [0.11]	(1, –13.02)	0.999 (0.73)	0.029 [0.62]
ZAF	Euro area	1.740*** (0.443)	0.112 [0.07]	–	–	–

Notes: GMM estimation using Equation (11) for Strong-form SCCF and the analogue equation for Weak-form SCCF.

Robust Standard Errors (HAC) are in parentheses and p-values are in brackets.

***, **, * denote significance at 1 percent, 5 percent, and 10 percent levels, respectively.

Investment results are presented in Table 7. Again, all pairs of countries indicate common cycles at 5% significance. Besides that, the series of Brazil–Russia and Russia–South Africa cointegrate according to the test proposed by Johansen (1991).

The government expenditures also follow the same line of the results for the GDP. Table 8 presents this fact. For Brazil–Hong Kong and Brazil–United

Table 7: Common-cycle tests for investment – GMM based

		Investment				
$\Delta y_{1,t}$	$\Delta y_{2,t}$	Strong-form SCCF		Cointegration	Weak-form SCCF	
		$\tilde{\alpha}^*$	J-statistic		$\tilde{\alpha}^*$	J-statistic
BRA	HKG	-0.360** (0.145)	0.042 [0.93]	–	–	–
BRA	RUS	-0.050 (0.131)	0.093 [0.50]	(1, -1.36)	0.250 (0.204)	0.100 [0.33]
BRA	ZAF	0.590 (0.389)	0.029 [0.18]	–	–	–
HKG	RUS	-1.210** (0.471)	0.0499 [0.90]	–	–	–
HKG	ZAF	-0.370 (0.366)	0.0290 [0.63]	–	–	–
RUS	ZAF	-2.400** (1.104)	0.013 [0.68]	(1, -1.05)	-7.570 (8.440)	0.002 [0.76]
BRA	USA	0.310 (0.524)	0.084 0.31	–	–	–
HKG	USA	0.970 (0.765)	0.125 [0.20]	–	–	–
RUS	USA	0.320 (1.080)	0.013 [0.38]	–	–	–
ZAF	USA	1.065** (0.494)	0.033 [0.16]	–	–	–

Notes: GMM estimation using Equation (11) for Strong-form SCCF and the analogue equation for Weak-form SCCF.

Robust Standard Errors (HAC) are in parentheses and p-values are in brackets.

***, **, * denote significance at 1 percent, 5 percent, and 10 percent levels, respectively.

States, there is no common cycles at 10%, but we accept the hypothesis of common cycles at 5% significance. Despite the abstinence of strong form SCCF at 10% for Brazil–United States pair, we accept the hypothesis of common cycles for the weak form at 10%.

Tables 9 and 10 present, respectively, results for Imports and Exports at the monthly frequency. We get a completely different picture here: with the exception of three cases¹⁴, there is no common cycle among Exports and Imports for pairs of BRICS countries. This result holds even when we test weak-form SCCF. The results of exports for Brazil–Russia can be explained because both countries are commodity exporters and the analyzed period matches the commodities boom.

Finally, we study the monthly data of industrial production. Since we want to compare results between commodities super cycle period (2000–2014) and its previous period, Table 11 is divided into two different samples. Panel A shows the results for the 2000M02:2014:M09 period while, Panel B shows the results for the period 1995M08:2000M01¹⁵.

Panel A shows that, at 10 % significance only the pairs Brazil–India, India–Russia and Russia–South Africa have no common cycles. Of these, Russia–South Africa presents common cycles at 5 %. We can also see that the rejection of the hypothesis of common cycles to pairs that include India is not inherent only to the countries of BRICS. Tests for India–USA, India–Eurozone and India–World also reject the hypothesis of common cycles at 10 %. This con-

¹⁴Imports for Brazil–Russia and for China–Russia and exports for Brazil–Russia.

¹⁵Brazil does not appear in Panel B because there are no data for this country in the World Bank database.

Table 8: Common-cycle tests for government expenditures – GMM based

Government expenditures						
$\Delta y_{1,t}$	$\Delta y_{2,t}$	Strong-form SCCF		Cointegration	Weak-form SCCF	
		$\tilde{\alpha}^*$	J-statistic		$\tilde{\alpha}^*$	J-statistic
BRA	HKG	1.020 (1.388)	0.045 [0.07]	–	–	–
BRA	RUS	–0.360*** (0.128)	0.082 [0.30]	–	–	–
BRA	ZAF	0.370 (0.246)	0.146 [0.10]	(1, –0.95)	0.500** (0.253)	0.105 [0.17]
HKG	RUS	0.150*** (0.043)	0.132 [0.76]	–	–	–
HKG	ZAF	0.310 (0.203)	0.040 [0.39]	–	–	–
RUS	ZAF	0.860*** (0.324)	0.063 [0.46]	–	–	–
BRA	USA	0.380 (0.373)	0.073 [0.06]	(1, –0.62)	–5.380 (3.333)	0.005 [0.52]
HKG	USA	–0.025 (0.325)	0.064 [0.45]	–	–	–
RUS	USA	0.870 (0.662)	0.016 [0.95]	–	–	–
ZAF	USA	0.370 (0.252)	0.138 [0.26]	(1, –1.07)	–4.100*** (1.093)	0.050 [0.82]

Notes: GMM estimation using Equation (11) for Strong-form SCCF and the analogue equation for Weak-form SCCF.

Robust Standard Errors (HAC) are in parentheses and p-values are in brackets.

***, **, * denote significance at 1 percent, 5 percent, and 10 percent levels, respectively.

Table 9: Common-cycle tests for imports – GMM based

Imports						
$\Delta y_{1,t}$	$\Delta y_{2,t}$	Strong-form SCCF		Cointegration	Weak-form SCCF	
		$\tilde{\alpha}^*$	J-statistic		$\tilde{\alpha}^*$	J-statistic
BRA	CHN	0.500*** (0.189)	0.062 [0.002]	–	–	–
BRA	IND	0.814*** (0.177)	0.092 [0.03]	–	–	–
BRA	RUS	1.570*** (0.292)	0.030 [0.21]	–	–	–
BRA	ZAF	0.399*** (0.127)	0.074 [0.0006]	–	–	–
CHN	IND	0.620*** (0.206)	0.060 [0.003]	–	–	–
CHN	RUS	0.770*** (0.035)	0.054 [0.79]	–	–	–
CHN	ZAF	0.260* (0.136)	0.068 [0.001]	–	–	–
IND	RUS	0.810*** (0.189)	0.0997 [0.018]	–	–	–
IND	ZAF	0.370*** (0.095)	0.067 [0.001]	–	–	–
RUS	ZAF	0.220*** (0.060)	0.075 [0.004]	–	–	–

Notes: GMM estimation using Equation (11) for Strong-form SCCF and the analogue equation for Weak-form SCCF.

Robust Standard Errors (HAC) are in parentheses and p-values are in brackets.

***, **, * denote significance at 1 percent, 5 percent, and 10 percent levels, respectively.

Table 10: Common-cycle tests for exports – GMM based

Exports						
$\Delta y_{1,t}$	$\Delta y_{2,t}$	Strong-form SCCF		Cointegration	Weak-form SCCF	
		$\tilde{\alpha}^*$	J-statistic		$\tilde{\alpha}^*$	J-statistic
BRA	CHN	0.570*** (0.171)	0.070 [0.004]	(1, -0.96)	0.750*** (0.185)	0.050 [0.005]
BRA	IND	0.840*** (0.155)	0.060 [0.018]	–	–	–
BRA	RUS	0.480*** (0.131)	0.081 [0.240]	–	–	–
BRA	ZAF	0.310*** (0.066)	0.070 [0.002]	(1, -3.64)	0.400*** (0.077)	0.070 [0.001]
CHN	IND	0.130 (0.104)	0.080 [5E-04]	–	–	–
CHN	RUS	0.700*** (0.172)	0.080 [5E-04]	–	–	–
CHN	ZAF	-0.018 (0.081)	0.080 [0.001]	(1, -3.52)	0.570*** (0.167)	0.076 [5E-04]
RUS	IND	0.230** (0.106)	0.100 [9E-05]	(1, -3.36)	0.600*** (0.131)	0.042 [0.020]
RUS	ZAF	0.180** (0.065)	0.090 [3E-04]	(1, -0.42)	0.540** (0.097)	0.050 [0.007]
IND	ZAF	0.130** (0.058)	0.070 [0.003]	(1, -1.37)	0.310*** (0.093)	0.060 [6E-04]

Notes: GMM estimation using Equation (11) for Strong-form SCCF and the analogue equation for Weak-form SCCF.

Robust Standard Errors (HAC) are in parentheses and p-values are in brackets.

***, **, * denote significance at 1 percent, 5 percent, and 10 percent levels, respectively.

clusion holds for Brazil–India and India–Eurozone even when we tested the weak-form common-cyclical features. If we apply the same tests using the 1995M08:2000M01 sample (Panel B), we find some different results. There was strong evidence of synchronicity of IND–RUS, RUS–ZAF and RUS–US pairs.

An interesting point to note is that we can not make a qualitative analysis of short-term dynamics associated with series. In Table 4, the pairs involving India had higher correlation than the other pairs of BRICS. In particular, the correlation between Brazil–India was the second largest correlation between the BRICS (0.17); however, as we have seen, Brazil–India does not have common cycles.

Table 12 presents the correlation between cycles¹⁶ of industrial production growth rates. Although the correlation between the growth rate is low between the BRICS, the correlation cycles of this series is high. Moreover, we can also note that the correlation of cycles between the BRICS and other groups of countries are closer than the correlation between the growth rate.

Figure 2 confirms the results of common cycles tests for the Brazil–South Africa pair. Although, visually, the series does not appear to have short-term relationships (Figure 2(a)), when we separate the cycle parts we see that there is a relationship between the cycles of the series (Figure 2(b)).

4.3 Multivariate Analysis: Cointegration and Common Cycles for BRICS Countries Data

In this section, we will do the tests for common cycles for the BRICS. As we have a small sample, we could not make the common test cycles between the

¹⁶The cycles were made using the Hodrick–Prescott filter.

Table 11: Common-cycle tests for industrial production – GMM based

$\Delta y_{1,t}$	$\Delta y_{2,t}$	Strong-form SCCF		Cointegration	Weak-form SCCF	
		$\widetilde{\alpha}^*$	J-statistic		$\widetilde{\alpha}^*$	J-statistic
Panel A: Sample: 2000M02:2014M09						
BRA	CHN	-2.120*** (0.638)	0.066 [0.066]	—	—	—
BRA	IND	-0.090 (0.210)	0.066 [0.02]	(1, -0.36)	0.080 (0.206)	0.052 [0.03]
BRA	RUS	-0.120 (0.227)	0.064 [0.44]	—	—	—
BRA	ZAF	-0.060 (0.049)	0.054 [0.61]	—	—	—
CHN	IND	-0.230*** (0.081)	0.050 [0.13]	—	—	—
CHN	RUS	0.201*** (0.071)	0.059 [0.19]	—	—	—
CHN	ZAF	-0.002 (0.017)	0.103 [0.1]	—	—	—
IND	RUS	-0.640 (0.458)	0.034 [0.02]	—	—	—
IND	ZAF	0.150* (0.088)	0.047 [0.15]	—	—	—
RUS	ZAF	0.150** (0.058)	0.064 [0.051]	—	—	—
BRA	USA	-0.540* (0.301)	0.078 [0.28]	—	—	—
CHN	USA	0.760*** (0.238)	0.027 [0.46]	—	—	—
IND	USA	-0.140 (0.403)	0.076 [0.07]	—	—	—
RUS	USA	0.300 (0.370)	0.071 [0.006]	—	—	—
ZAF	USA	-0.080 (0.500)	0.115 [0.11]	—	—	—
BRA	Euro area	-0.060 (0.154)	0.0004 [0.66]	—	—	—
CHN	Euro area	0.230** (0.106)	0.043 [0.19]	—	—	—
IND	Euro area	-0.150 (0.136)	0.097 [0.01]	(1, -0.04)	-0.200 (0.138)	0.089 [0.01]
RUS	Euro area	0.072 (0.130)	0.086 [0.104]	—	—	—
ZAF	Euro area	2.090*** (0.460)	0.100 [0.12]	—	—	—

Notes: GMM estimation using Equation (11) for Strong-form SCCF and the analogue equation for Weak-form SCCF.

Robust Standard Errors (HAC) are in parentheses and p-values are in brackets.

***, **, * denote significance at 1 percent, 5 percent, and 10 percent levels, respectively.

Table 11: Common-cycle tests for industrial production – GMM based (continuation)

$\Delta y_{1,t}$	$\Delta y_{2,t}$	Strong-form SCCF		Cointegration	Weak-form SCCF	
		$\widetilde{\alpha}^*$	J-statistic		$\widetilde{\alpha}^*$	J-statistic
Panel A: Sample: 2000M02:2014M09						
BRA	World	2.300*** (0.365)	0.119 [0.28]	–	–	–
CHN	World	0.370*** (0.123)	0.049 [0.21]	(1, –4.17)	–0.010** (0.004)	0.028 [0.44]
IND	World	0.490** (0.218)	0.061 [0.02]	–	–	–
RUS	World	0.090 (0.324)	0.075 [0.08]	–	–	–
ZAF	World	8.390*** (1.602)	0.051 [0.67]	–	–	–
Panel B: Sample: 1995M08:2000M01						
CHN	IND	0.035 (0.069)	0.087 [0.50]	–	–	–
CHN	RUS	0.028 (0.071)	0.074 [0.59]	–	–	–
CHN	ZAF	0.019 (0.042)	0.059 [0.39]	–	–	–
IND	RUS	–0.520 (0.376)	0.116 [0.12]	–	–	–
IND	ZAF	0.438*** (0.158)	0.101 [0.16]	–	–	–
RUS	ZAF	0.137 (0.135)	0.035 [0.62]	–	–	–
CHN	USA	1.146* (0.623)	0.115 [0.33]	–	–	–
IND	USA	–3.880 (2.403)	0.092 [0.03]	–	–	–
RUS	USA	–0.124 (2.490)	0.034 [0.18]	–	–	–
ZAF	USA	0.115 (1.430)	0.108 [0.14]	–	–	–

Notes: GMM estimation using Equation (11) for Strong-form SCCF and the analogue equation for Weak-form SCCF.

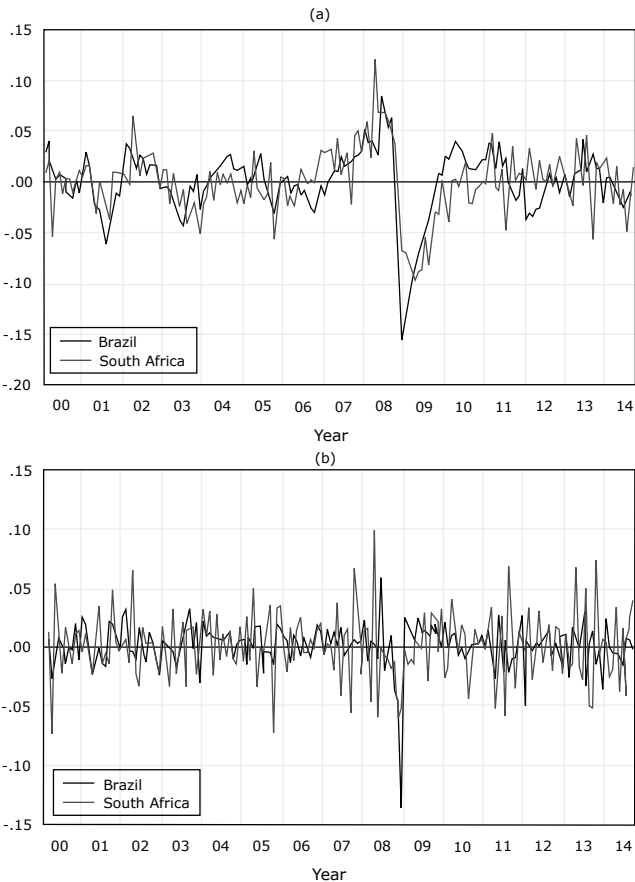
Robust Standard Errors (HAC) are in parentheses and p-values are in brackets.

***, **, * denote significance at 1 percent, 5 percent, and 10 percent levels, respectively.

Table 12: Matrix correlation between industrial production growth rate cycles from 2000M02 to 2014M09 – Based on the Hodrick–Prescott filter

Industrial Production – monthly data 2000M02:2014M09								
Country	BRA	CHN	IND	RUS	ZAF	USA	EURO	WORLD
BRA	1.00	0.56	0.60	0.60	0.63	0.59	0.65	0.71
CHN	–	1.00	0.67	0.67	0.43	0.62	0.61	0.74
IND	–	–	1.00	0.65	0.54	0.66	0.68	0.74
RUS	–	–	–	1.00	0.63	0.76	0.81	0.85
ZAF	–	–	–	–	1.00	0.68	0.73	0.73
USA	–	–	–	–	–	1.00	0.89	0.93
EURO	–	–	–	–	–	–	1.00	0.94
WORLD	–	–	–	–	–	–	–	1.00

Figure 2: (a) Growth rate of the industrial production from 2000M02 to 2014M09. (b) Growth rate cycle of the industrial production from 2000M02 to 2014M09 – Based on the Hodrick–Prescott filter



BRICS and other groups of countries. Besides that, the analysis is only made for the GDP series, household consumption and industrial production.

The challenge of this section remains to properly estimate the common cyclical–feature restrictions. We have a similar picture of bivariate analyses. We find common cycles among the BRICS for the three series described above. Industrial Production and real GDP has 4 cofeatures vectors, while household consumption has 3 cofeatures vectors. These results indicate that the short-term dynamics between the members of the BRICS group has a common component¹⁷. Table 13 presents the results for the multivariate test. Only the GDP series presented a long-term relationship as shown by the error correction vector.

The common–cycle–feature restrictions bring better econometric treatability for the series, because the number of parameters to be estimated is less than the model without restrictions. For example, for industrial production, the vector autoregressive (VAR) without restriction with 3 lags have 80 parameters to be estimated. When the restrictions are incorporated, the number of parameters falls from 80 to 24.

Figure 3 illustrates the cycles of industrial production obtained through the Hodrick–Prescott filter and helps to visualize the result of common cycles displayed in Table 13.

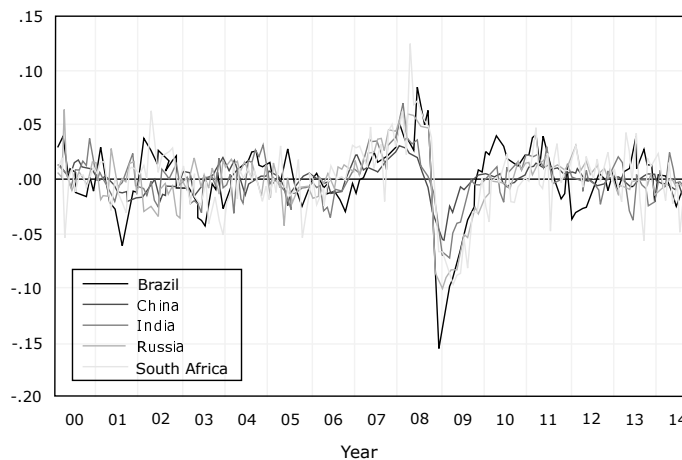


Figure 3: Growth rate cycle of the industrial production from 2000M02 to 2014M09 – Based on the Hodrick–Prescott filter

5 Conclusion and Further Research

In this paper, we propose studying the possible similarities among BRICS countries by using an integrated approach that models the short and the long-run behaviors of member countries jointly. Specifically, we employ tests of synchronicity of cycles of key economic variables of the BRICS countries, put forward by the *common–trend* and *common–cycle* approach of Engle & Kozicki (1993), Vahid & Engle (1993, 1997), Engle & Issler (1995), Issler & Vahid

¹⁷Note that the result for the household consumption series must to be interpreted with some caution, since, for the period under review, we have data only for Brazil, Hong Kong, Russia and South Africa.

Table 13: Common-cycle tests multivariate – GMM based

Multivariate Common-cycle tests			
Null Hipotes: Number of cofeature vector (s)	<i>J</i> -statistic of Strong-form SCCF		
	$\Delta y_t = (\text{BRA}, \text{CHN}, \text{IND}, \text{RUS}, \text{ZAF})$		$\Delta y_t = (\text{BRA}, \text{CHN}, \text{RUS}, \text{ZAF})$
	Industrial Production	Real GDP	Household Consumption
s=1	0.057 [0.55]	0.0006 [0.85]	0.004 [0.57]
s=2	0.139 [0.46]	0.064 [0.75]	0.065 [0.30]
s=3	0.166 [0.89]	0.175 [0.65]	0.112 [0.49]
s=4	0.179 [0.99]	0.174 [0.98]	–
Cointegration	–	(1, 0.96, –1.5, 0.16, –0.75)	–

Notes: the p-values are in brackets.

(2001, 2006), Vahid & Issler (2002), Hecq et al. (2006), and Athanasopoulos et al. (2011). In this setup, non-stationary economic series are decomposed into an integrated trend component and a stationary and ergodic cyclical component, where their properties can be jointly investigated in a unified multivariate setting based on vector autoregressive (VAR) models. Trends and cycles can be common to a group of series being modelled, and these *common features* can be removed by independent linear combination.

Our exhaustive econometric tests found that BRICS countries have similar gross domestic product (GDP), consumption, investment, and industrial production cycles, which is in line with previous evidence comparing emerging and developed economies; see, for example, the initial results in Calvo et al. (1993), Engle & Issler (1993), and, recently, the results in Aiolfi et al. (2011). Our evidence also shows synchronicity between BRICS countries and advanced economies – a result not usually found in the literature. We believe the latter to be a consequence of the choice of sample period in this paper – data mostly from 2000 on, or from 1995 on. As we had covered a period of greater economic integration – globalization – it is possible that the economies of most countries analyzed here became more integrated and, therefore, they appear to be more synchronized.

Acknowledgements

We thank Pedro Ferreira, seminar participants of the “BRICS: Challenges and Opportunities” and an anonymous referee for very helpful suggestions. Issler acknowledges the financial support from CNPq and FAPERJ and Delalibera from FAPERJ. We also thank Marcia Waleria Teles Machado and Andrea Virgínia Machado for the excellent research assistance.

Bibliography

- Aiolfi, M., Catão, L. A. & Timmermann, A. (2011), ‘Common factors in latin america’s business cycles’, *Journal of Development Economics* **95**(2), 212–228.
- Athanasopoulos, G., de Carvalho Guillén, O. T., Issler, J. V. & Vahid, F. (2011), ‘Model selection, estimation and forecasting in var models with short-run and long-run restrictions’, *Journal of Econometrics* **164**(1), 116–129.
URL: <http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0304407611000364>
- Beveridge, S. & Nelson, C. R. (1981), ‘A new approach to decomposition of economic time series into permanent and transitory components with particular attention to measurement of the “business cycle”’, *Journal of Monetary Economics* **7**(2), 151–174.
- Calvo, G. A., Leiderman, L. & Reinhart, C. M. (1993), ‘Capital inflows and real exchange rate appreciation in latin america: the role of external factors’, *Staff Papers–International Monetary Fund* **40**(1), 108–151.
- Engle, R. F. & Granger, C. W. J. (1987), ‘Co-integration and error correction: Representation, estimation, and testing’, *Econometrica* **55**(2), 251–276.
URL: <http://www.jstor.org/stable/1913236>
- Engle, R. F. & Issler, J. V. (1993), ‘Common trends and common cycles in latin america’, *Revista Brasileira de Economia* **47**(2), 149–176.

Engle, R. F. & Issler, J. V. (1995), 'Estimating common sectoral cycles', *Journal of Monetary Economics* **35**(1), 83–113.

URL: <http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S030439329401188G>

Engle, R. F. & Kozicki, S. (1993), 'Testing for common features', *Journal of Business and Economic Statistics* **11**(4), 369–380.

URL: <http://www.jstor.org/stable/1391623>

Freeman, R. B. & Huang, W. (2015), China's "great leap forward" in science and engineering, Technical report, National Bureau of Economic Research.

Hansen, L. P. (1982), 'Large sample properties of generalized method of moments estimators', *Econometrica* **50**(4), 1029–1054.

URL: <http://www.jstor.org/stable/1912775>

Hecq, A., Palm, F. C. & Urbain, J.-P. (2006), 'Common cyclical features analysis in {VAR} models with cointegration', *Journal of Econometrics* **132**(1), 117–141. Common Features.

URL: <http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0304407605000436>

Issler, J. V., Rodrigues, C. & Burjack, R. (2014), 'Using common features to understand the behavior of metal–commodity prices and forecast them at different horizons', *Journal of International Money and Finance* **42**, 310–335.

Issler, J. V. & Vahid, F. (2001), 'Common cycles and the importance of transitory shocks to macroeconomic aggregates', *Journal of Monetary Economics* **47**(3), 449–475.

URL: <http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0304393201000526>

Issler, J. V. & Vahid, F. (2006), 'The missing link: using the nber recession indicator to construct coincident and leading indices of economic activity', *Journal of Econometrics* **132**(1), 281–303.

URL: <http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0304407605000497>

Johansen, S. (1991), 'Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in gaussian vector autoregressive models', *Econometrica* **59**(6), 1551–1580.

URL: <http://www.jstor.org/stable/2938278>

Kose, M. A. & Prasad, E. S. (2010), 'Emerging markets: resilience and growth amid global turmoil (washington: Brookings institution)'.

Newey, W. K. & West, K. D. (1987), 'Hypothesis testing with efficient method of moments estimation', *International Economic Review* pp. 777–787.

Vahid, F. & Engle, R. F. (1993), 'Common trends and common cycles', *Journal of Applied Econometrics* **8**(4), 41–360.

URL: <http://www.jstor.org/stable/2285000>

Vahid, F. & Engle, R. F. (1997), 'Codependent cycles', *Journal of Econometrics* **80**(2), 199–221.

URL: <http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0304407697000328>

Vahid, F. & Issler, J. V. (2002), 'The importance of common cyclical features in var analysis: a monte-carlo study', *Journal of Econometrics* **109**(2), 341–363.

URL: <http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0304407602001173>

Veloso, F., Ferreira, P. & Pessoa, S. (2013), 'Experiências comparadas de crescimento econômico no pós-guerra', *Desenvolvimento Econômico – Uma Perspectiva Brasileira*. Rio de Janeiro: Campus/Elsevier pp. 3–38.

PRODUTIVIDADE TOTAL DOS FATORES NO BRASIL NO PERÍODO PÓS-REFORMAS

ROBERTO ELLERY JR. *

Resumo

Este trabalho discute o comportamento da produtividade total dos fatores (PTF) no Brasil no período de implementação das reformas dos anos 90 e no período que segue as reformas. O exercício mostrou que, considerado todo o período de análise, a produtividade do trabalho foi mais importante do que a produtividade do capital para explicar a PTF. A conclusão geral é que, mesmo sem corrigir por mudanças de preços relativos das construções, no período pós-reformas houve uma reversão da trajetória declinante da PTF observada na década de 1980. Também foi possível mostrar que o maior dos ganhos de produtividade veio da melhora da mão de obra, via capital humano, e do aumento da produtividade na produção de máquinas e equipamentos.

Palavras-chave: Produtividade Total dos Fatores; Reformas; Brasil

Abstract

This article discusses the behavior of total factor productivity (TFP) in Brazil in the period of implementation of the reforms of the 90s and in the post-reforms period. The exercise showed that labor productivity was more important than the productivity of capital to explain the TFP. The general conclusion is that even without correcting for price changes for the buildings in the post-reform period there was a reversal of the downward trend of observed TFP in the 1980s. It also shows that the greatest productivity gains came from improvement of labor through human capital, and increased productivity in the production of machinery and equipment.

Keywords: Total Factor Productivity; Reforms; Brazil

JEL classification: JEL, E13, O47

DOI: <http://dx.doi.org/10.11606/1413-8050/ea146746>

* Universidade de Brasília, Departamento de Economia. E-mail: ellery@unb.br

1 Introdução

Um dos argumentos favoráveis às reformas pró-mercado no Brasil era que tais reformas poderiam reverter a queda da produtividade total dos fatores (PTF) observada na década de 1980¹ e levar a um crescimento da produtividade que, por sua vez, levaria a um crescimento de longo prazo do produto per capita. O período das reformas de fato testemunhou o fim da queda da PTF, por outro lado não foi observado o crescimento esperado da PTF, por conta disso surgiu uma significativa literatura que tenta explicar porque as reformas não conseguiram aumentar a produtividade na América Latina. Uma das explicações que se destaca nesta literatura é apresentada por Edwards (2010) e tem como argumento central que as reformas não foram completas, os efeitos sobre a produtividade apenas se realizariam no caso de se completar as reformas².

Análises feitas para o Brasil também sugerem que as reformas não causaram um crescimento significativo da produtividade. Gomes et al. (2003) mostram que o crescimento da produtividade total dos fatores (PTF) a partir de 1992 apenas acompanha a fronteira tecnológica, ou seja, não ocorreu uma aproximação entre a PTF brasileira e PTF americana³. Dessa forma, é possível deduzir que as evidências empíricas para o Brasil sugerem que as reformas não foram capazes de induzir uma convergência entre a produtividade no Brasil e no resto do mundo.

O objetivo deste trabalho é avaliar como essa conclusão se sustenta quando a análise é estendida até 2010 e quão robusta a conclusão é frente a alterações no cálculo da PTF. De certo modo, este trabalho retoma o espírito de Ferreira et al. (2008), entretanto expande em dez anos a análise e considera outras variações no cálculo da produtividade. A correção por preços relativos será feita por meio das séries reais estimadas pelo IBGE e será utilizada uma função CES para separar ganhos de produtividade do capital e do trabalho. O uso de uma função CES permite considerar hipóteses alternativas para a elasticidade de substituição entre capital e trabalho e, como consequência, considerar avanços tecnológicos que afetam capital e trabalho de forma diferenciada, permitindo assim avaliar questões que não foram avaliadas em Ferreira et al. (2008) nem em Gomes et al. (2003).

Na próxima seção será apresentada a PTF no Brasil entre 1992 e 2011. Na Seção 3 as variações nos preços relativos serão eliminadas do cálculo da PTF. A Seção 4 utiliza uma função de produção CES para separar a produtividade do trabalho da produtividade do capital; nesta seção também é introduzido capital para medir a PTF. A Seção 5 apresenta o modelo de safras de capital e calcula a PTF a partir desse modelo. A Seção 6 utiliza os ajustes na série de capital feitos na seção anterior na especificação CES da função de produção. A Seção 7 apresenta as conclusões do trabalho.

2 Produtividade Total dos Fatores no Brasil

Existem vários estudos que estimam a produtividade total dos fatores no Brasil do pós-guerra. O resultado padrão desses artigos pode ser sumarizado pelo

¹ A respeito do comportamento da PTF na década de 1980 ver Gomes et al. (2003) e Ferreira et al. (2008), a respeito das reformas ver Edwards (2010) e Bajona et al. (2008).

² Ver também Fukuyama (2008), Kehoe & Ruhl (2010) e Bajona et al. (2008).

³ Ferreira et al. (2008) também concluem que a recuperação da PTF no Brasil nos anos 90 foi tímida.

encontrado em Gomes et al. (2003). A PTF acompanha o crescimento da PTF dos EUA entre 1950 e 1967, acelera entre 1967 e 1976, cai entre 1976 e 1992 e finalmente volta a crescer no ritmo da PTF americana entre 1992 e 2000⁴. Esse resultado já seria suficiente para questionar a ineficiência das reformas. Afinal se as reformas não foram o bastante para iniciar um processo de convergência entre a produtividade brasileira e a produtividade do resto do mundo, é inegável que as reformas conseguiram reverter a tendência de queda da produtividade observada na década de 1980.

Para avaliar o comportamento da PTF entre 1992 e 2010⁵ será feita uma nova estimativa dessa variável usando horas de trabalho como medida de trabalho. A metodologia de construção da série de horas trabalhadas utilizada neste artigo é descrita detalhadamente em Barbosa Filho & Pessôa (2009)⁶. A série de capital será construída pela acumulação da série de investimento disponível nas contas nacionais, a taxa de depreciação utilizada foi de 3,5% ao ano. Para o produto foi considerado o PIB, também disponível nas contas nacionais. No caso base foi utilizada uma função de produção da forma:

$$Y_t = A_t K_t^\theta L_t^{1-\theta} \quad (1)$$

em que Y_t representa o produto, A_t a produtividade total dos fatores, K_t o estoque de capital e L_t as horas trabalhadas.

A Figura 1 apresenta índices para produtividade total dos fatores e PIB por hora trabalhada, as séries são apresentadas com os valores em 1992 definido como cem. Essa forma de apresentação facilita a análise da variação da PTF e do PIB por hora trabalhada, uma vez que o valor absoluto da PTF é irrelevante para este trabalho todos os gráficos apresentarão a PTF desta forma.

Entre 1992 e 2002 a PTF cresceu a uma média de 0,91% ao ano. O número é menor que o encontrado em Gomes et al. (2003)⁷ mas é consistente com a conclusão de fraca recuperação da PTF na década de 1990 reportada em Ferreira et al. (2008). Nos dez anos seguintes a PTF cresceu a uma taxa anual de 1,40%. Trata-se de um aumento significativo da taxa de crescimento da PTF. Esse resultado pode ser um indício de que as reformas precisam de um período longo para ter efeito pleno sobre a produtividade.

⁴O comportamento padrão descrito acima é observado em Ferreira et al. (2008), Gomes et al. (2003) e Ellery Jr (2014) entre outros, embora tentador uma comparação minuciosa entre os resultados obtidos por cada autor pode levar a questões delicadas, por exemplo Gomes et al. (2003) usam dados da Penn World Table com variáveis mensuradas em nível de poder de compra e Ferreira et al. (2008) terminam a análise em 1998 deixando poucos anos para comparação, as dificuldades nos cálculos e nas comparações entre diferentes medidas de PTF são exploradas em Ellery Jr (2014). O fato relevante é que apesar de diferenças pontuais nas medidas apresentadas por cada autor o resultado padrão é comum a todos os autores.

⁵A escolha do ano de 1992 como ponto de partida deve-se a duas razões. A primeira foi que o início dos anos 90 foi bastante conturbado com um sequestro de ativos financeiros e graves problemas políticos, a rigor a análise poderia ter começado em 1993 mas preferi trabalhar com pelo menos 20 anos. A segunda razão é que a série de horas trabalhadas e as séries reais das contas nacionais (utilizadas nas próximas seções) possuem uma metodologia única a partir de 1992.

⁶Os autores utilizam dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) e da Pesquisa Mensal de Empregos (PME). A primeira permite estimar horas médias trabalhadas e a segunda fornece o número de pessoas trabalhando. Para uma análise mais cuidadosa da metodologia usado em Barbosa Filho & Pessôa (2009) e uma comparação com outras formas de cálculo de horas trabalhadas ver Ellery Jr (2014).

⁷Além de não usarem horas trabalhadas como medida de trabalho, esses autores utilizam capital humano no cálculo da PTF. Mais à frente trataremos de capital humano.

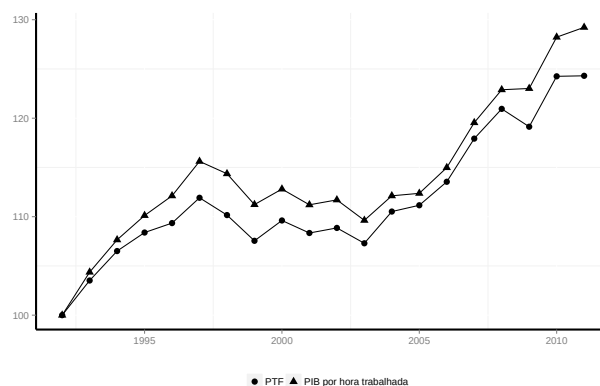


Figura 1: Produtividade Total dos Fatores e PIB por hora trabalhada

Também é possível observar que o crescimento do PIB por hora trabalhada segue o padrão do crescimento da PTF, de fato na maior parte do período o crescimento da PTF foi maior que o crescimento da relação capital trabalho. A tabela abaixo mostra a decomposição do crescimento do PIB por horas trabalhadas entre 1992 e 2010.

Tabela 1: Decomposição do Crescimento entre PTF e Capital/Trabalho

Período	Crescimento de Y/L	Contribuição da	
		PTF	K/L
1992 a 1998	2,28%	1,64%	0,63%
1999 a 2002	-0,57%	-0,28%	-0,29%
2003 a 2010	1,76%	1,69%	0,08%

No período que vai até 1998 o crescimento da PTF correspondeu a 72% do PIB por horas trabalhadas. No período entre 1999 e 2002, um período marcado por políticas de curto prazo visando estabilizar a economia após o fim do regime de bandas cambiais e também por crises em países emergentes, a queda da PTF correspondeu a aproximadamente 50% da queda do PIB por trabalhador. No último período, o crescimento da PTF é de 96% do crescimento do PIB por horas trabalhadas, um tema que merece futuras investigações é até que ponto as alterações nos termos de troca causadas pelo boom das commodities que ocorreu no período podem explicar tanto a PTF quanto o PIB por horas trabalhadas.

Da análise anterior pode ser possível argumentar que os estudos feitos com dados entre 1990 e 2000 não tinham como capturar todos os efeitos das reformas sobre o crescimento da PTF. A conclusão de que as reformas não surtiram efeitos sobre a produtividade pode ser influenciada pelo simples fato de que não se passou tempo suficiente para que a economia se ajustasse à nova realidade institucional trazida pelas reformas. Na próxima seção será avaliado o papel dos preços relativos no comportamento da PTF.

3 Preços Relativos

O primeiro fator a ser considerado para aprimorar a medida de produtividade total dos fatores é a variação nos preços relativos. Como os preços dos bens de investimento, especificamente o preços das construções, aumenta muito mais do que o nível geral de preços a estimação do estoque de capital por meio do acúmulo de investimento tende a superestimar o valor desse estoque.

Esse efeito dos preços relativos na estimativa do estoque do capital foi apresentado em Bacha (1993). Bugarin et al. (2007) mostram que o ajuste por preços relativos altera as estimativas de produtividade total dos fatores para o Brasil⁸. Reforçando o papel dos índices de preços em análises de crescimento de longo prazo na América Latina de Carvalho Filho & Chamon (2012) mostram que a correção de viés em índices de preços resulta em maior crescimento do PIB no Brasil e no México pós-reformas.

Tanto Bugarin et al. (2007) quanto Ferreira et al. (2008) calculam o preço relativo do investimento como a razão entre um índice de preço específico para investimento e o índice geral de preços. Aqui serão utilizadas as séries encadeadas das contas nacionais. A partir de 1991, essas séries são encadeadas pela taxa de variação real anual da série a preços do ano anterior. A Figura 2 mostra a taxa de investimento medida pelas séries de investimento e produto em valores correntes e a taxa de investimento medida pelas séries de investimento e produto em reais de 1980.

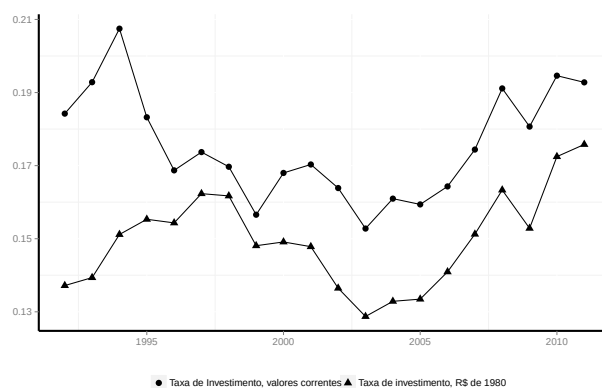


Figura 2: Taxa de Investimento em valores correntes e em valores reais

Como fica claro na Figura 2 a taxa de investimento em valores correntes fica acima da taxa de investimento em reais de 1980 em todos os anos do período entre 1992 e 2002. Isto é consequência direta do aumento do preço relativo dos bens de investimento nesse período.

Usando a série de investimento em reais de 1980 é possível construir uma nova série de estoque de capital. Juntamente com a série de produto em reais de 1980 e a série de horas trabalhadas a nova série de capital permite estimar a produtividade total dos fatores. Para diferenciar a série de PTF construída na seção anterior será chamada de PTFv e a série de PTF construída a partir

⁸Esse resultado também é encontrado em Ferreira et al. (2008).

dos valores em reais de 1980 será chamada de PTFr. A Figura 3 mostra as duas séries.

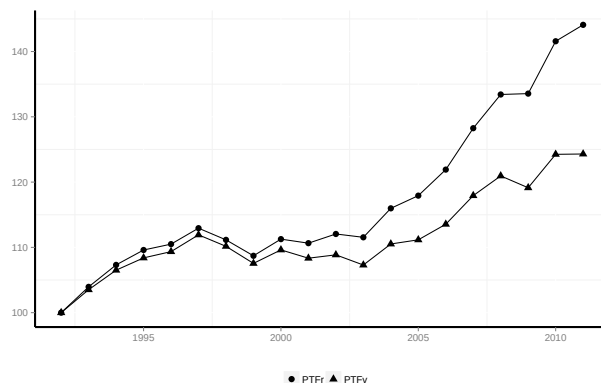


Figura 3: Produtividade Total dos Fatores, preços constantes de 1980 e preços deflacionados pelo deflator do PIB

Como pode ser observado na Figura 3 a PTFr cresce mais do que a PTFv. No período entre 1992 e 2011 a PTFv cresce 24,30% enquanto a PTFr cresce 44,08%. Se considerado o período entre 2002 e 2011 a PTFr cresceu a uma taxa média de 2,7% ao ano⁹ contra uma taxa média de 1,4% da PTFv. Dessa forma, é possível deduzir que, ajustados os preços relativos, a taxa de crescimento da produtividade total dos fatores no Brasil dez anos após o início das reformas foi de 2,7% ao ano. Apesar de não ser um número particularmente alto, essa taxa de crescimento é maior que a taxa de crescimento da produtividade do trabalho entre 1880 e 1979 nos EUA¹⁰. O resultado é compatível com o encontrado em Ferreira et al. (2008) onde o ajuste por preços relativos é o que tem maior efeito sobre o cálculo da PTF.

O principal resultado desta seção é que parte significativa da baixa taxa de crescimento da PTF no Brasil mesmo após as reformas é devida ao aumento do preço relativo dos bens de investimento. Esse aumento acaba por encarecer o capital e reduzir o valor de bens produzidos por cada real investido, ou seja, o aumento dos preços relativos dos bens de investimento implica em uma queda da produtividade do capital quando medida em termos de valores¹¹. Quando a produtividade é medida em quantidades, esse efeito desaparece. Na próxima seção será feita uma análise dos ganhos de produtividade específicos ao capital e dos ganhos específicos ao trabalho.

4 Produtividade do Capital e Produtividade do Trabalho

Nesta seção será avaliado quanto do comportamento da produtividade pode ser atribuído ao comportamento da produtividade do capital e quanto pode

⁹Entre 1992 e 2001 a taxa de crescimento da PTFr foi de 1,15% ao ano.

¹⁰Ver Wolff (1991).

¹¹Ferreira et al. (2008) encontram o mesmo tipo de resultado para a década de 1990; vale notar que ao contrário da análise aqui apresentada, na qual os efeitos dos preços relativos são eliminados com uso da série do IBGE em Ferreira et al. (2008), são construídas séries distintas para estruturas e máquinas e equipamentos e cada série é deflacionada por um índice específico.

ser devido à produtividade do trabalho¹². Uma primeira abordagem dessa questão pode ser feita por meio do cálculo direto da produtividade do capital como a razão entre o produto e o estoque de capital e da produtividade do trabalho como a razão entre o produto e as horas trabalhadas, essa é a abordagem mais utilizada para o cálculo dessas variáveis. A Figura 4 apresenta o comportamento da produtividade do capital e do trabalho.

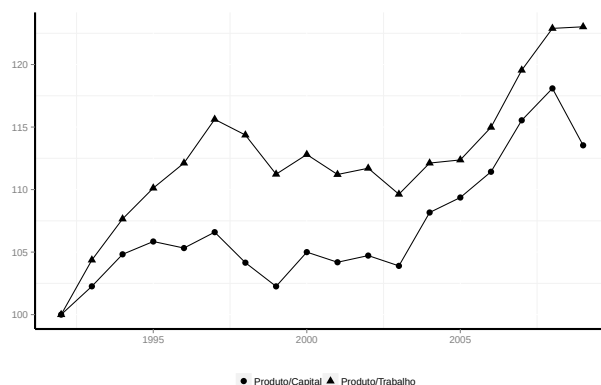


Figura 4: Razão Produto/Capital e Razão Produto/Trabalho

A Figura 4 mostra de forma clara que os ganhos de produtividade do trabalho foram maiores que os ganhos de produtividade do capital. No período entre 1992 e 2009 a produtividade do trabalho aumentou 23% enquanto a produtividade do capital aumentou apenas 13,5%. Embora permita uma boa abordagem inicial para o problema o cálculo da produtividade de um fator, como a razão entre o produto e quantidade utilizada do fator, apresenta limitações relevantes.

O principal problema com essa medida é que variações no uso de um fator podem aparecer como variações na produtividade do outro. Dito de outra forma, substituição de fatores, ainda que em uma mesma isoquanta, pode ser computada como variações na produtividade. Por exemplo, um uso mais intensivo do capital aumenta a produtividade do trabalho mesmo que não esteja ocorrendo nenhum ganho de eficiência no processo de produção. Para resolver esse problema é necessário utilizar uma função de produção onde a tecnologia não seja neutra em relação aos fatores.

Segundo Caselli (2005) será utilizada uma função de produção tipo CES, inicialmente a função terá a forma¹³:

$$Y_t = [\alpha (A_K K)^\sigma (1 - \alpha) (A_L L)^\sigma]^\frac{1}{\sigma} \quad (2)$$

Em que $\alpha \in (0, 1)$, $\sigma < 1$ e os termos A_K e A_L representam respectivamente uma medida de produtividade específica ao capital e uma medida de produti-

¹²Devido à necessidade de manter a consistência nas estimativas da renda do capital e do trabalho nesta seção a análise será feita entre 1992 e 2009.

¹³Caselli (2005) trabalha com capital humano, mais a frente os efeitos do capital humano na produtividade do trabalho serão analisados.

vidade específica ao trabalho¹⁴.

Claro está que a Equação (2) sozinha não permite determinar os valores de A_K e de A_L . Mesmo conhecidos os valores do produto, do estoque de capital e das horas trabalhadas não é possível determinar duas incógnitas com apenas uma equação. Mais uma vez seguindo Caselli (2005) serão utilizadas as condições de primeira ordem para maximização de lucros sobre competição perfeita. Essas condições determinam que¹⁵:

$$A_K = \left(\frac{S_K}{\alpha} \right)^{\frac{1}{\sigma}} \frac{Y_t}{K_t} \quad (3)$$

$$A_L = \left(\frac{S_L}{1-\alpha} \right)^{\frac{1}{\sigma}} \frac{Y_t}{L_t} \quad (4)$$

Em que S_K e S_L representam a fração da renda pertencente ao capital e a fração da renda pertencente ao trabalho respectivamente.

Para estimar a produtividade foi utilizado um valor de α igual a 0,4. Esse é o valor médio da fração da renda do capital na renda total observado no Brasil¹⁶. De acordo com Lopes & Murata (2007) a elasticidade de substituição entre capital e trabalho no Brasil pós Plano Real é 1,68. Esse valor para elasticidade de substituição entre fatores implica em valor de σ igual a 0,4¹⁷. A Figura 5 ilustra o comportamento da produtividade do capital, da produtividade do trabalho e da produtividade total dos fatores entre 1992 e 2009.

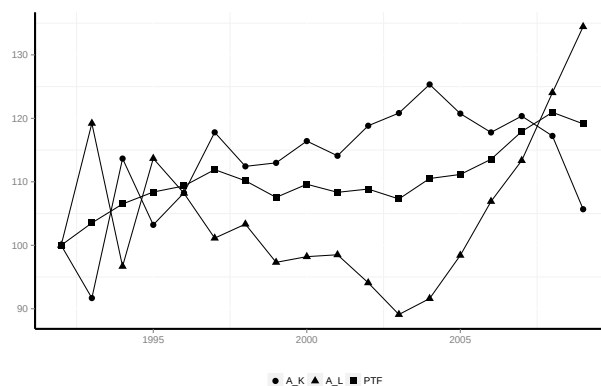


Figura 5: Produtividade do Capital, Produtividade do Trabalho e Produtividade Total dos Fatores

Note que a partir de 2003 a produtividade específica do trabalho começa a crescer de forma significativa, enquanto a produtividade do capital cai a partir de 2004. Entre 2007 e 2008 o crescimento acumulado da produtividade

¹⁴No decorrer desta seção os termos A_K e A_L serão chamados de produtividade do capital e produtividade do trabalho.

¹⁵As duas condições de primeira ordem associadas a cada fator mais a função de produção formam um sistema de três equações e duas incógnitas, o resultado abaixo pode ser obtido a partir de quaisquer duas equações do sistema.

¹⁶Note que α é o valor médio da participação da renda do capital durante todo o período enquanto S_K representa a participação da renda do capital a cada período.

¹⁷Caselli (2005) mostra que para a função de produção descrita na Equação (2) a elasticidade de substituição é dada por $\frac{1}{1-\sigma}$.

do trabalho ultrapassa o da produtividade do capital. Observado todo o período a produtividade do trabalho cresceu 34,4% enquanto a produtividade do capital cresceu apenas 5,6%. Como era de se esperar a PTF fica entre a produtividade do capital e a produtividade do trabalho.

O resultado acima permite deduzir que entre 1995 e 2004 o crescimento da PTF foi decorrente de ganhos de produtividade no uso do capital, porém no final da década, precisamente a partir de 2007, os ganhos na produtividade do trabalho foram superiores aos ganhos na produtividade do capital. Esse comportamento pode ser devido à perspectiva de reversão das reformas, possibilidade que começou a ser aventada em torno de 2005, ou pode decorrer de efeitos no mercado de fatores induzidos pela política de elevação do salário mínimo. Estudos posteriores podem avaliar essa segunda possibilidade por meio de uma modelagem mais sofisticada do mercado de trabalho no Brasil.

4.1 Capital Humano e Produtividade do Trabalho

Um fator comumente apontado para explicar o aumento da produtividade do trabalho é o aumento do capital humano. Para avaliar essa possibilidade serão feitas novas estimativas das produtividades do capital e do trabalho. Nessas estimativas, o fator trabalho será ajustado pelo estoque de capital humano. Para fazer o ajuste será usada uma especificação minceriana para o capital humano conforme descrito em Gomes et al. (2003). Dessa forma, o capital humano será dado por:

$$H_t = e^{\phi(h_t)}, \text{ em que } \phi(h_t) = \frac{\varphi}{1-\psi} h_t^{1-\psi} \quad (5)$$

Em que H_t representa o capital humano e h_t representa os anos de estudo da população com 25 anos ou mais. Mais uma vez seguindo Gomes et al. (2003) os valores dos parâmetros serão tais que $\varphi = 0,32$ e $\psi = 0,58$. A Figura 6 reproduz a Figura 5, porém nesta o insumo do trabalho é calculado como o produto entre o capital humano e as horas trabalhadas.

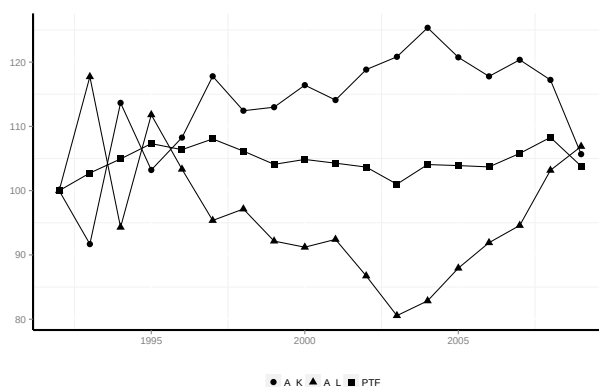


Figura 6: Produtividade do Capital, Produtividade do Trabalho com Capital Humano e Produtividade Total dos Fatores

A inclusão do capital elimina praticamente todo o ganho de produtividade do trabalho encontrado na estimativa anterior. Quando não foi considerado

o capital humano a produtividade do trabalho aumentou 27,5% entre 1992 e 2009, uma vez considerado o capital humano, esse crescimento cai para 6,9% no mesmo período. A conclusão é que os ganhos de produtividade do trabalho no período entre 1992 e 2009 foram quase que totalmente devidos ao aumento do capital humano observado nesse período. A inclusão de capital humano também reduz de forma significativa o aumento da PTF entre 1992 e 2009, dessa forma, também é possível deduzir que a maior parte dos ganhos de produtividade na economia brasileira nos últimos anos foi devida ao aumento no capital humano.

Observe que o aumento da produtividade do trabalho ocorre a partir de 2003, ou seja, bem depois do período em que ocorre o aumento da produtividade do capital. Uma possível explicação para esse fenômeno é que o ganho de produtividade do capital tornou mais efetivo o capital humano existente na economia.

A conclusão desta seção é que até 2004 o motor do crescimento da produtividade foi o aumento da produtividade do capital, a partir daí os ganhos de produtividade foram devidos ao aumento da produtividade do trabalho. O aumento do capital humano explica a maior parte do aumento da produtividade do trabalho, entretanto, a partir de 2003, a produtividade do trabalho cresce mesmo quando controlada pelo capital humano. A próxima seção tratará da produtividade do capital.

5 Tecnologia Específica ao Capital e Produtividade do Capital

Parte significativa dos ganhos de produtividade do capital ocorre por meio de novas tecnologias embutidas em novas máquinas e equipamentos. Dessa forma, cada novo investimento implica em um tipo de capital com produtividade diferente da anterior. Uma forma de pensar é que existem safras diferentes de máquinas e equipamentos e que cada safra tem um determinado nível de produtividade. Dessa forma, uma correta agregação do capital deveria ponderar cada safra de capital por alguma medida de produtividade específica à safra onde ocorreu o investimento.

A literatura sobre modelos de safra de capital é bastante vasta, nesta seção será apresentado o modelo proposto em Solow (1960) tal como descrito em Boucekkine et al. (2011). Existem infinitas safras de capital $\nu \in (-\infty, t)$. Cada safra de capital produz uma quantidade de produto dada por $Y(\nu, t) = e^{\gamma\nu} K(\nu, t)^{1-\alpha} L(\nu, t)^\alpha$, dessa forma, o produto total em um dado período será $Y_t = \int_{-\infty}^t Y(\nu, t) d\nu$. Seja $L_t = \int_{-\infty}^t L(\nu, t) d\nu$ a oferta de trabalho da economia e seja $K_t = \int_{-\infty}^t e^{\varsigma\nu} I(\nu) e^{-\delta t}$ o estoque de capital da economia. Na expressão anterior $I(\nu)$ representa o investimento em máquinas da safra ν , δ é a taxa de depreciação do capital e $\varsigma = \delta + \frac{\gamma}{1-\alpha}$ é a taxa de crescimento da produtividade de cada safra de capital.

Supondo que o trabalho é homogêneo e tem a mesma produtividade independente da safra de capital com que ele opera, a função de produção agregada será dada por $Y(t) = K(t)^\alpha L(t)^{1-\alpha}$. Isso significa que quando $\gamma = 0$ o modelo com safras de capital descrito em Solow (1960) se iguala a um modelo neoclássico com taxa de depreciação do capital igual a δ .

O estoque de capital evolui de acordo com a expressão $\dot{K} = e^{\gamma_q t} I(t) - \delta K(t)$ onde $\gamma_q = \frac{\gamma}{1-\alpha}$ é a taxa de crescimento da tecnologia embutida nas máquinas. Note que quanto maior for γ_q maior será a quantidade de capital obtida

por meio de uma unidade de investimento, ou seja, o termo e^{γ_q} representa a produtividade no setor de bens de capital. Considere que o bem produzido nessa economia possa ser utilizado livremente para consumo ou para investimento. Nesse caso, uma unidade do bem utilizada para investir implica em abrir mão de uma unidade do bem destinado ao consumo. Essa uma unidade de consumo sacrificada para permitir o investimento vai gerar exatamente e^{γ_q} unidades de capital, ou seja, o preço relativo dos bens de capital será dado por $e^{-\gamma_q}$.

Como o conceito de safras de bens de capital se aplica a máquinas e equipamentos é necessário separar do investimento total o montante destinado a construção de novas estruturas. Dessa forma, ainda seguindo Boucekine et al. (2011), o cálculo da PTF deve ser feito levando em conta dois tipos de investimento. As equações para contabilidade do crescimento seriam descritas por:

$$Y(t) = A(t)K_e(t)^{\alpha_e}K_s(t)^{\alpha_s}L(t)^{1-\alpha_e-\alpha_s} \quad (6)$$

$$\dot{K}_e = e^{\gamma_q t} I_e(t) - \delta_e K_e(t) \quad (7)$$

$$\dot{K}_s = I_s(t) - \delta_s K_s(t) \quad (8)$$

$$Y(t) = I_e(t) + I_s(t) + C(t) \quad (9)$$

Em que variáveis com o subscrito e dizem respeito a máquinas e equipamentos, variáveis com subscrito s dizem respeito a estruturas¹⁸ e C representa o consumo.

Para calcular a produtividade total dos fatores é interessante escrever as versões em tempo discreto das Equações (6) a (9). Essas novas equações serão dadas por:

$$Y_t = A_t K_{e,t}^{\alpha_e} K_{s,t}^{\alpha_s} L_t^{1-\alpha_e-\alpha_s} \quad (10)$$

$$K_{e,t+1} = (1 - \delta_e) K_{e,t} + q I_{e,t} \quad (11)$$

$$K_{s,t+1} = (1 - \delta_s) K_{s,t} + I_{s,t} \quad (12)$$

$$Y(t) = I_{e,t} + I_{s,t} + C_t \quad (13)$$

Em que $q = e^{\gamma_q}$ representa a produtividade no setor de produção de máquinas e equipamentos. O preço relativo das máquinas e equipamentos será dado então por $\frac{1}{q}$. Note que conhecido esse preço relativo será possível determinar a produtividade do setor de produção de máquinas e equipamentos.

O preço relativo das máquinas e equipamentos será calculado como a razão entre um índice de preços de máquinas e equipamentos e um índice geral de preços¹⁹. A Figura 7 mostra a evolução da produtividade no setor de produção de máquinas e equipamentos.

Repare que entre 1992 e 2003 o setor de produção de máquinas e equipamentos apresentou ganhos constantes de produtividade. A produtividade

¹⁸A hipótese de que a eficiência do setor de produção de estruturas é constante é desafiada pelo aumento do preço relativo das construções, resta saber se o aumento representa uma queda na produtividade das construções ou se é relacionado a outros fatores, por exemplo: distorções no mercado imobiliário.

¹⁹Especificamente, serão usados o IPA – Máquinas, Veículos e Equipamentos com base em agosto de 1994 e o IPA geral com base em agosto de 1994.

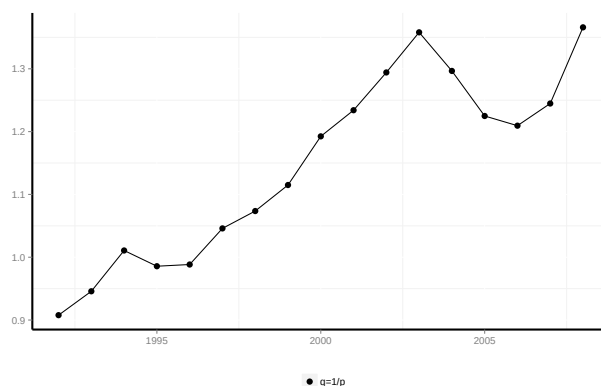


Figura 7: Produtividade no Setor de Produção de Máquinas e Equipamentos

desse setor cai em 2003 e volta a se recuperar em 2006. Em 2008 a produtividade do setor de produção de máquinas e equipamentos retorna ao nível de 2003. Essa queda ocorre no mesmo ano em que começa a aumentar a produtividade do trabalho e precede em um ano a queda na produtividade do capital conforme calculada na terceira seção. Até que ponto a queda na produtividade na produção de máquinas e equipamentos pode ter influenciado na queda da produtividade do capital é assunto para futuras pesquisas. O fato de uma ter se recuperado e a outra não sugere que a relação não é direta e existem nuances a serem desvendadas²⁰.

Para o cálculo da produtividade total dos fatores será necessário estimar os parâmetros das Equações (10) a (12). Seguindo Ferreira et al. (2008) os valores utilizados para os parâmetros serão $\theta_e = 0,29$, $\theta_s = 0,11$, $\delta_e = 0,1$ e $\delta_s = 0,01$. A Figura 8 ilustra o comportamento da PTF calculada pelas Equações (10) a (12) e compara com a PTF calculada sem a correção induzida pelo modelo de safras de capital.

Note que a correção pelos ganhos de produtividade no setor de produção de máquinas e equipamentos reduz o crescimento da PTF. A estimativa feita com ajuste tem uma variação de 20,1% entre 1992 e 2008, quando o ajuste é introduzido, a variação passa a ser de 8,8% no mesmo período. Esses 8,8% de crescimento podem ser explicados por melhor uso dos recursos disponíveis na economia ou por ganho de eficiência do trabalho.

Para esclarecer essa questão será calculada a série de PTF conforme o modelo de safras de capital, porém usando o capital humano utilizado na Seção 3 no lugar das horas trabalhadas. O resultado é apresentado na Figura 9.

O resultado é claro. Praticamente toda a variação da PTF observada no Brasil entre 1992 e 2008 pode ser creditada à melhora na qualidade da mão de obra e a melhora na qualidade da produção de máquinas e equipamentos. Uma vez controlados esses dois fatores a variação da PTF no período é de -2,6%, ou seja, quase zero²¹. Dito de outra forma as empresas brasileiras não

²⁰Um fator a ser considerado é a presença de viés na série de produtividade do setor de produção de máquinas e equipamentos devido à inexistência de uma série de preços de máquinas ajustados pela qualidade da máquina no Brasil.

²¹Na terceira seção foi visto que a correção por preços relativos aumentou a taxa de crescimento da PTF. Esse resultado, aparentemente contraditório com o resultado da quinta seção, se

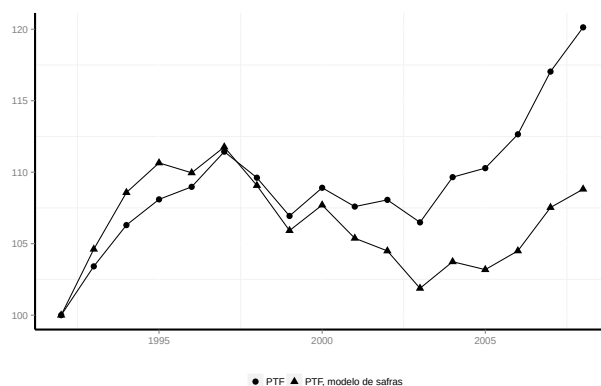


Figura 8: Produtividade Total dos Fatores no Modelo de Safras de Capital

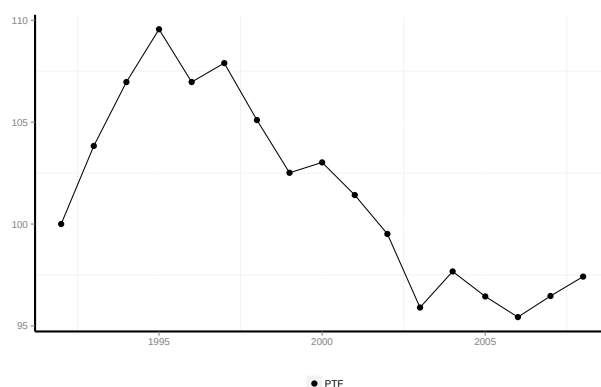


Figura 9: Produtividade Total dos Fatores, Modelos de Safras de Capital com Capital Humano

melhoraram em aspectos ligados ao uso eficiente dos fatores tais como melhor gestão, o que ocorreu foi que os fatores ficaram mais eficientes.

O período onde ocorreu maior ganho de eficiência não associada a melhoria dos fatores foi o decorrido entre 1992 e 1995, justamente onde as empresas estavam se ajustando à competição das empresas estrangeiras. Aparentemente a redução no ritmo de abertura da economia no primeiro mandato do Presidente Fernando Henrique Cardoso (1995-1998) retirou o incentivo das empresas em melhorar técnicas de gestão e uso dos recursos. A partir daí os ganhos de produtividade foram derivados de melhoria na qualificação da mão de obra e de safras de capital mais produtivas.

explica devido ao aumento do preço relativo das estruturas. Para efeito de cálculo de PTF o aumento do preço relativo significa uma queda na eficiência do setor de construções. Uma interpretação possível para o resultado da terceira seção é que o aumento da ineficiência no setor de construções explica parte considerável da baixa taxa de crescimento da PTF no Brasil.

6 Produtividade na Produção de Máquinas e Equipamentos e Função de Produção CES

Devido à falta de estimativas para a elasticidade de substituição entre máquinas e estruturas não será possível utilizar uma função CES com três fatores²² (máquinas, estruturas e capital humano) para estimar a produtividade de cada um deles. Uma alternativa seria excluir as construções do estoque de capital e retirar a renda dos aluguéis do PIB. Apesar de tentadora tal alternativa exclui completamente das estimativas os efeitos advindos do mercado imobiliário e, como foi visto, esses efeitos podem ser relevantes.

No que segue será feita uma agregação dos estoques de máquinas e equipamentos e do estoque de estruturas. Para essa agregação será utilizado um agregador do tipo $K_t = K_e^{\theta_e} K_s^{1-\theta_e}$ onde $\theta_e = \frac{\alpha_e}{\alpha_e + \alpha_s}$ é a participação da renda das máquinas e equipamentos na renda do capital. O cálculo da PTF então será feito a partir da função de produção descrita na Equação (2) usando K_t agregado da forma descrita acima como medida de capital e a série de insumo de trabalho aumentada por capital humano utilizada na Seção 4. O resultado é ilustrado na Figura 10.

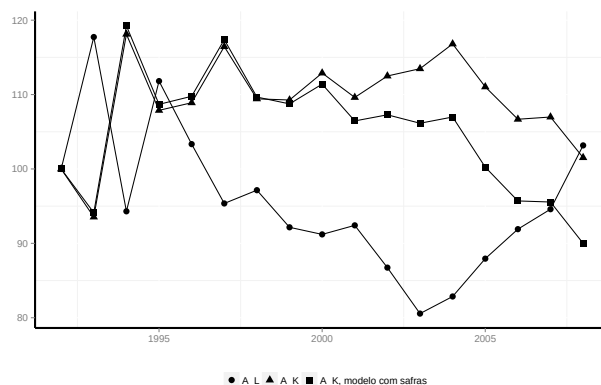


Figura 10: Produtividade do Trabalho, Produtividade do Capital e Produtividade do capital no Modelo de Safras

Até 1999 o efeito do aumento da produtividade no setor de máquinas e equipamentos não se reflete na produtividade do capital. A partir desse ponto, o aumento da produtividade do capital passa a depender de forma significativa do aumento da produtividade no setor de máquinas e equipamentos. Uma possível explicação para esse efeito é que foi a partir de 1999 que as tecnologias, que passaram a ser acessíveis com a abertura da economia começaram a ser introduzidas no processo produtivo brasileiro.

²²Não se pode falar que é uma versão do Modelo de Safra da seção anterior porque a hipótese de função Cobb-Douglas é necessária para realizar a agregação da função de produção. A referência entre as análises desta seção e da seção anterior advém do fato de ambas fazerem menção à produtividade no setor de produção de máquinas e equipamentos.

7 Conclusões

Este trabalho teve como objetivo avaliar o comportamento da produtividade total dos fatores no Brasil a partir de 1992. Foram feitos vários cálculos de produtividade que permitiram avaliar os efeitos de diversas variáveis no cálculo da PTF, de particular relevância foram os cálculos que consideraram a função de produção do tipo CES posto que as análises anteriores, notadamente Gomes et al. (2003) e Ferreira et al. (2008), usam funções do tipo Cobb-Douglas.

Inicialmente foi apresentada uma estimativa da PTF feita com o uso de séries de horas trabalhadas. O resultado foi que a PTF cresceu 24,3% entre 1992 e 2011, isto equivale a uma taxa de crescimento média de menos de 1% ao ano. Embora essa taxa de crescimento esteja aquém do esperado deve-se ressaltar que no período anterior às reformas a PTF cresceu a taxas negativas. Dessa forma, se levaram ao desejado alto crescimento da PTF, as reformas foram capazes de fazer com que a PTF voltasse a crescer.

Na terceira seção foi apresentado o cálculo da PTF a partir de séries que desconsideravam a variação dos preços relativos no período. Com essa nova estimativa a PTF cresceu 44,1% entre 1992 e 2011, isto implica em uma taxa média próxima a 2% ao ano. O valor é bem mais significativo que o encontrado anteriormente. A conclusão é que parte significativa da baixa taxa de crescimento da PTF no Brasil pode ser explicada pelo aumento do preço relativo dos bens de capital; retirado esse efeito a PTF cresce a taxas bem mais altas. Uma explicação para esse fenômeno é que o preço maior do bem de capital significa que mais unidades de consumo deverão ser sacrificadas para obter uma unidade de capital, ou seja, o aumento do preço relativo do capital reflete uma queda na produtividade na produção de bens de capital. Esse aumento do preço relativo do capital foi devido ao preço das estruturas, o preço relativo das máquinas e equipamentos caiu no período. Portanto uma primeira conclusão é que a PTF no Brasil cresceu pouco porque o custo das estruturas aumentou muito.

Na sequência optou-se por separar a produtividade do trabalho da produtividade do capital. O resultado foi que a maior parte dos ganhos de produtividade no Brasil foi devida ao aumento da produtividade do trabalho. O aumento do capital humano explica quase que totalmente o aumento da produtividade do trabalho. A conclusão da quarta seção foi que a produtividade do trabalho puxou a produtividade da economia, particularmente a partir de 2003²³, e que o aumento do capital humano explica o aumento da produtividade.

A quinta seção buscou identificar os condicionantes do comportamento da produtividade do trabalho. Para isto utilizou-se o modelo de safras de capital, a ideia é que da mesma forma que o capital humano explica o aumento da produtividade do trabalho o aumento da qualidade das máquinas e dos equipamentos pode explicar a produtividade do capital. Para fazer essa avaliação foi preciso separar o estoque de estruturas do estoque de máquinas e equipamentos bem como determinar uma medida de preço relativo de máquinas e equipamentos. A conclusão foi que ganhos de produtividade na produção de máquinas e equipamentos explicam parte significativa do aumento da PTF no período analisado.

²³Muito se fala do aumento da renda do trabalho a partir do governo do Presidente Luís Inácio Lula da Silva, uma possível explicação para esse fenômeno é o aumento da produtividade do trabalho observado no mesmo período.

A última análise retomou a abordagem da quarta seção e utilizou-se uma função CES para realizar a contabilidade do crescimento. Como insumo de trabalho foi utilizada a série ajustada por capital humano, o capital foi obtido por meio da agregação do estoque de construções e do estoque de máquinas e equipamentos. Foram feitas estimativas de produtividade do capital e do trabalho, a produtividade do capital foi feita com e sem o ajuste dos preços relativos de máquinas e equipamentos. A conclusão foi que, a partir de 1999, a produtividade do capital cresceu impulsionada pelo aumento da produtividade no setor de produção de máquinas e equipamentos.

8 Agradecimentos

Agradeço os comentários de Daniel Lederman, Victor Gomes, Samuel Pessoa e de todos os que comentaram o texto nos seminários realizados no IPEA e no encontro da REAP. Esse trabalho contou com apoio do Banco Mundial.

Referências Bibliográficas

- Bacha, E. L. (1993), *Savings and investment requirements for the resumption of growth in Latin America*, Vol. 3, Inter-American Development Bank.
- Bajona, C., Gibson, M. J., Kehoe, T. J. & Ruhl, K. J. (2008), 'Trade liberalization, growth, and productivity', *Federal Reserve Bank of Minneapolis*.
- Barbosa Filho, F. & Pessôa, S. (2009), Série de horas mensais da economia brasileira, Technical report, IBRE.
- Boucekkine, R., De La Croix, D. & Licandro, O. (2011), Vintage capital growth theory: Three breakthroughs, in 'Economic Growth and Development', Vol. 11, Emerald Group Publishing Limited.
- Bugarin, M. S., Ellery Jr, R., Gomes, V. & Teixeira, A. (2007), The brazilian depression in the 1980s and 1990s, in T. Kehoe & E. Prescott, eds, 'Great Depressions of the Twentieth Century', Federal Reserve Bank of Minneapolis.
- Caselli, F. (2005), Accounting for cross-country income differences, in 'Handbook of Economic Growth', Vol. 1A, Elsevier.
- de Carvalho Filho, I. & Chamon, M. (2012), 'The myth of post-reform income stagnation: Evidence from brazil and mexico', *Journal of Development Economics*.
- Edwards, S. (2010), *Left behind: Latin America and the false promise of populism*, University of Chicago press.
- Ellery Jr, R. (2014), Desafios para o cálculo da produtividade total dos fatores, in F. de Negri & L. R. Cavalcanti, eds, 'Produtividade no Brasil: Desempenho e Determinantes', IPEA.
- Ferreira, P. C., Ellery Jr, R. & Gomes, V. (2008), 'Produtividade agregada brasileira (1970-2000): declínio robusto e fraca recuperação', *Estudos Econômicos* 38(1).
- Fukuyama, F. (2008), *Falling behind: explaining the development gap between Latin America and the United States*, Oxford University Press.
- Gomes, V., Pessoa, S. & Veloso, F. (2003), 'Evolução da produtividade total dos fatores na economia brasileira: uma análise comparativa', *Pesquisa e Planejamento Econômico* 33(3).
- Kehoe, T. J. & Ruhl, K. J. (2010), Why have economic reform in mexico not generated growth? NBER WP 16580.
- Lopes, R. L. & Murata, M. H. (2007), 'Elasticidade de substituição entre capital e trabalho da economia brasileira: uma análise de dados em painel', *A Economia em Revista* 15(2).
- Solow, R. (1960), Investment and technological progress, in K. Arrow & S. Karlin, eds, 'Mathematical Methods in Social Sciences', Stanford University Press.
- Wolff, E. N. (1991), 'Capital formation and productivity convergence over the long term', *The American Economic Review* 81(3).

THE IMPACT OF CHANGES IN DOMESTIC FUEL POLICIES ON THE BRAZILIAN ECONOMY

CINTHIA CABRAL DA COSTA ^{*}
HELOISA LEE BURNQUIST [†]
JOAQUIM JOSÉ MARTINS GUILHOTO [‡]

Resumo

Para analisar as políticas de incentivo ao biocombustível, dois grupos de cenários foram propostos: políticas que aumentam os preços da gasolina, e políticas que reduzem o preço do etanol hidratado. Os resultados mostram que o consumo de etanol é maximizado quando um imposto federal de R\$0,77/litro é cobrado sobre a gasolina C ou se os impostos sobre o etanol são eliminados. No entanto, enquanto no primeiro caso há redução do PIB e aumento dos preços dos combustíveis e das receitas do governo; a segunda situação gera um aumento do PIB e redução nas receitas do governo e na inflação.

Palavras-chave: Políticas de combustível; Mercado de etanol; Análise de cenário.

Abstract

In order to analyze incentive policies towards biofuel, two groups of scenarios have been proposed: policies that increase gasoline prices, and policies that reduce hydrous ethanol price. Results showed that hydrous ethanol consumption is maximized when a federal tax of BRL 0.77/liter is applied on gasoline C, or if all taxes on hydrous ethanol are eliminated. However, while higher gasoline taxation reduces GDP and increases fuel prices and government revenues, the elimination of hydrous ethanol taxes leads to higher GDP and lower government revenues and inflation.

Keywords: Fuel policies; Ethanol market; Scenario analysis.

JEL classification: Q41, Q42, Q43, Q48

DOI: <http://dx.doi.org/10.11606/1413-8050/ea115106>

^{*} Ph.D. Researcher, Brazilian Agency of Agricultural Research (EMBRAPA), XV de novembro 1452, 13560-970 São Carlos, SP, Brazil. E-mail: cinthia.cabral.da.costa@gmail.com

[†] Full Professor, University of São Paulo, Av. Padua Dias 11, 13400-970 Piracicaba, SP, Brazil. E-mail: hlburnqu@usp.br

[‡] Ph.D. Economist, Organization for Economic Co-operation and Development (OECD), France; NEREUS, University of São Paulo, Brazil. E-mail: joaquim.guilhoto@oecd.org. The contents of this publication express the views of this author and does not necessarily represent the views of OECD or of its member countries.

1 Introduction

The use of ethanol as fuel in Brazil dates back to the 1930s, when anhydrous ethanol was added to gasoline A, producing the so-called gasoline C. Further increasing the ethanol market, automobiles fueled exclusively by hydrous ethanol were first manufactured and commercialized in Brazil in 1979, with the primary purpose of reducing national dependence on oil imports. Thirty years later, technological evolutions in the automobile industry enabled the production of flex-fuel vehicles, which are equipped to be fueled either by hydrous ethanol or gasoline C, or any proportion of both desired by the consumer. Currently, almost 95% of the new light vehicles registered in Brazil use gasoline and/or hydrous ethanol (ANFAVEA 2016). This fact allowed the demand for hydrous ethanol to be determined by its relative price in relation to gasoline C in the market, requiring more efficient price policies to encourage the use of hydrous ethanol in place of gasoline C.

However, instead of maintaining a program to encourage biofuel use, the Brazilian government changed its policy. In the following section, we describe some of the major policies adopted in Brazil in the last ten years. There is vast literature on the fuel market in Brazil estimating supply and, mainly, demand models (Alves & Bueno 2003, Azevedo 2007, Bacchi 2009, Burnquist & Bacchi 2002, Cardoso & Bittencourt 2012, Caroprezo 2011, Farina et al. 2010, Freitas & Kaneko 2011, Gomez 2010, Iooty et al. 2009, Luchansky & Monks 2009, Marjotta-Maistro & Barros 2003, Nappo 2007, Oliveira et al. 2008, Pinto Júnior et al. 2006, Pontes 2009, Rask 1998, Roppa 2005, Samohyl & Dantas 1998, Santos 2013, Serigatti et al. 2010, Schunemann 2007, Silva et al. 2009, Shikida et al. 2007, Souza 2010, Vilela & Pinto Júnior 2010, Von Randow et al. 2010). Nevertheless, in regard to studies that try to analyze the impact of Brazilian fuel policies, including ethanol, as this study proposes, literature is more limited, and tends to focus on one specific policy. In this context, Costa & Burnquist (2016) estimated the effect of gasoline price control (one of the policies practiced in the last years) over the Brazilian light fuel market (which includes hydrous ethanol and gasoline C). The authors demonstrate that gasoline price control stimulated hydrous ethanol along the period of 2006 to 2010, but had a negative effect on hydrous ethanol prices from 2011 to 2014. In 2015, the Brazilian government benefited the hydrous ethanol market by using this policy – gasoline price control. Other studies that analyzed Brazilian policies were Costa & Guilhoto (2010) and Costa & Guilhoto (2011), which investigated the changes in the ICMS tax rate in the states of Minas Gerais and São Paulo, respectively. In both studies, the authors reported economic benefits when this tax was reduced to favor hydrous ethanol.

Therefore, the objective of this analysis is to show how a wide range of policies, and/or their scope of action, could stimulate biofuel consumption in Brazil, as well as to estimate the potential gains in terms of positive social and economic externalities. This analysis would simulate changes in the market's equilibrium through shifts in biofuel supply and demand, and also in the country's demand for gasoline.

With the aim of conducting this analysis, the next section presents and discusses policies that have affected fuel prices in Brazil over the last fifteen years, and scenarios analyzed based on these policies. Section 3 describes the economic model used to simulate the impact of policy scenarios and their ef-

fects on the Brazilian economy. The data for the scenarios used to simulate the new equilibriums is also presented, and the corresponding results are reported in Section 4. Finally, Section 5 concludes the study and some recommendations are presented and discussed.

2 Recent policies in the Brazilian fuel market

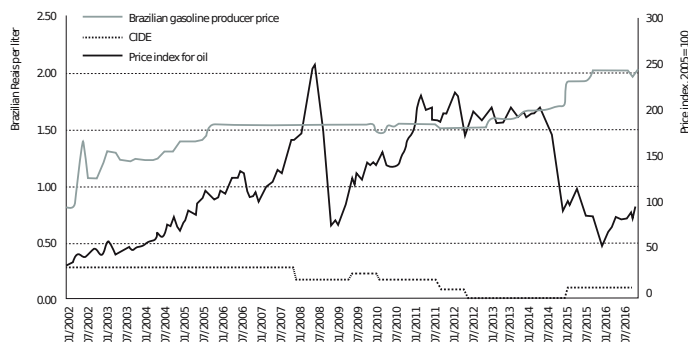
It has been argued that although fuel prices have been market-determined in Brazil since 2002, the sector remains subject to government intervention, particularly through changes in the tax system. Therefore, political forces, rather than market adjustments, are more likely to change fuel prices in the Brazilian economy.

After the fuel market's deregulation in the beginning of the 2000s, a higher tax rate for gasoline, known as CIDE (Contribution for Interventions in the Economic Domain), was established by law in December 2001. This meant that gasoline prices were to be raised, and a greater share of the fuel demand was to be met by ethanol. However, policies set to stimulate the use of bio-fuels became less effective over time as government priorities and strategies changed. After 2008, this tax rate was reduced to prevent rising international oil prices from impacting Brazilian gasoline (called "gasoline C") consumer prices, in an attempt to control inflation. Thus, when the oil price increased in 2008, the Brazilian government reduced CIDE's absolute value from BRL 0.28/liter to BRL 0.18/liter. Similarly, another intervention increased the tax rate to BRL 0.23/liter in 2009, and this was followed by a tax reduction in 2011 (to BRL 0.15/liter), when oil prices increased. In 2012, a new value for CIDE was established at BRL 0.09/liter and the tax was finally eliminated later in that same year. Finally, the CIDE came back in 2015 (BRL 0.10/liter), and maintained this level until 2017. One scenario conducted in this study enables to estimate the effect of CIDE's return over gasoline C, considering the same value charged in 2002 (this scenario is described as scenario B).

In addition to the CIDE tax rate, the government included a policy that ANP maintained the gasoline producer's price under their control. Figure 1 enables a comparison between the price of gasoline and global oil prices IMF (2017), ANP (2017), along with CIDE, showing that gasoline prices in Brazil did not follow the changes in international oil prices. Costa & Burnquist (2016) described this fluctuation by dividing fuel policies into three different phases: (i) until 2010, when they stimulated the use of biofuel; (ii) between 2011-14, when the government adopted the opposite policy; and (iii) after 2015 to date (2017), when we observed a regress to the first phase, increasing the taxes, but with some different market conditions. While in the first phase the gasoline price on the international market was higher and the government did nothing to control it, in the third phase that price dropped, and they maintained it at a higher level in the domestic market. This policy to steer domestic prices explains the behavior of fossil fuel and biofuel consumption over the analyzed period. As shown in Figure 2, in the period with a higher price index for oil and a stable gasoline price, gasoline consumption grew, in contrast to lower biofuel consumption.

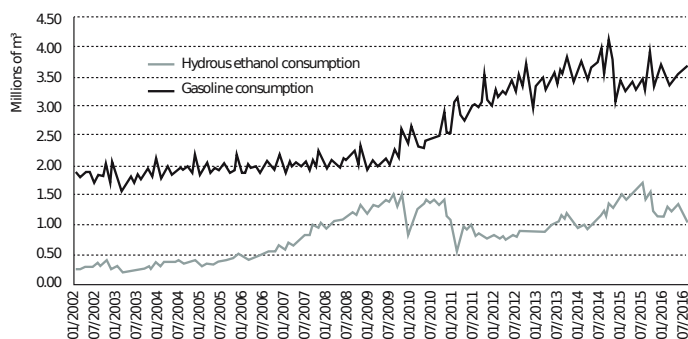
In addition to these policy instruments (CIDE and control over gasoline producer price), Brazilian fuels are subject to two other taxes: (i) PIS/COFINS (Social Integration Program/Contribution to Social Security Funding), also

stipulated by the federal government, and (ii) ICMS (Tax on the Circulation of Goods and Services), which, unlike other policies, is stipulated by state government and may have different impacts in each state. However, while CIDE is applied only on gasoline C, PIS/COFINS and ICMS are included in both gasoline C and hydrous ethanol.



Sources: ANP (2017).

Figure 1: Monthly price index for global oil, Brazilian gasoline producer (gasoline A) price and CIDE, a federal tax on gasoline C in Brazil



Source: ANP (2017)

Figure 2: Monthly values for hydrous ethanol and gasoline C consumption in Brazil. Period: 2002 to 2016.

PIS/COFINS did not change much in the analyzed period. A specific value in Brazilian Real (BRL) per liter, was charged on fuels from 2002 to 2016, producing different rates depending on the fuel price. PIS/COFINS was BRL 0.26/liter for gasoline and BRL 0.168/liter for hydrous ethanol until August 2013. After September 1st (2013), the specific value changed to BRL 0.12/liter only for hydrous ethanol, remaining unchanged until 2016. One of the simulations conducted in this study enables an estimation of the effect of eliminating PIS/COFINS over hydrous ethanol – scenario D.

Regarding ICMS, a few Brazilian states have maintained lower rates for hydrous ethanol in relation to gasoline (differential tax rate). Table A.1 in Appendix A lists the ICMS rates for gasoline and hydrous ethanol that prevailed in each Brazilian state for the last analyzed year (2016). This table indicates that most states in the country charge an ICMS rate of 25%,

and that less than half of the states – São Paulo, Paraná, Goiás, Rio de Janeiro, Bahia, Pernambuco, Rio Grande do Norte, Paraíba, Maranhão, Pará, Ceará, Minas Gerais and, more recently, Alagoas – set lower tax rates for hydrous ethanol than for gasoline. São Paulo, for example, has the lowest ICMS rate for hydrous ethanol, set at 12%, whereas the rate for gasoline is 25%. Rio de Janeiro is the state with the highest ICMS rate for gasoline, 31%, and 24% for hydrous ethanol.

As shown in Table A.1, the ICMS rate increased for gasoline in Alagoas, Bahia, Goiás, Minas Gerais, Paraná, Pernambuco, Rio Grande do Norte and Tocantins. The exception took place in Pará, where the ICMS decreased for gasoline from 30% in 2009 to 28% in 2010 and until 2016. The tax rate for ethanol also decreased in Alagoas, Bahia, Goiás, Minas Gerais, Pará, Paraíba and Pernambuco. Unlike the other states, Rio Grande do Sul (RS) and Tocantins (TO) increased this rate. In these two states, the tax rate increased from 25% (2002-2015) to 30% (2016) in RS and from 25% (2002-2015) to 27% (2016) in TO.

Despite these incentive policies for biofuel – reducing its ICMS tax, or raising the one for fossil fuel – this study analyzes a stronger condition, in which all states have this tax equal to the largest tax implemented for gasoline (scenario A), and equal to the smallest tax implemented for ethanol (scenario C).

In addition to these policies, the government mandates that a percentage of anhydrous ethanol be mixed with gasoline C as a policy parameter. But changes in this restriction were not considered in this study. This information, however, is important to evaluate the impact of policies for gasoline C and hydrous ethanol as described in Section 3, given that ethanol producers choose between producing hydrous and anhydrous ethanol.

This paper considers the various combinations of federal and state tax policies applied to ethanol and gasoline in Brazil in order to encourage hydrous ethanol consumption, attempting to identify their impacts on this country's fuel market. The simulations used represent the following possible changes in fuel policies: (A) increased ICMS taxation on gasoline; (B) CIDE set at the same level as the one observed in 2002; (C) reduced ICMS taxation on hydrous ethanol; and (D) ICMS and PIS/Cofins set at zero for hydrous ethanol. The gasoline price control program to stimulate hydrous ethanol was not analyzed since this policy is already currently adopted. The first two simulations affect gasoline prices directly and the ethanol market indirectly. The last two policy changes affect the ethanol market directly. However, while in scenario (B) the prices in all Brazilian states are affected with the same intensity, in scenarios (A), (C), and (D) the changes in fuel prices can affect each state differently, since they affect state taxes.

3 Methods and data

This section describes the methods and data used in the two subsections. The first Subsection (3.1) describes the scenarios analyzed in this study and the method and data used to estimate their impacts on hydrous ethanol and gasoline C markets, using supply and demand models for both fuels. However, the impact exerted on a specific market may generate important externalities across the economy. Thus, in order to investigate these secondary impacts,

an input-output matrix was used. The second Subsection (3.2) describes a method to analyze this matrix and the data used to measure the estimated impact on the Brazilian economy as a whole.

3.1 Scenarios analyzed and the reduced form equations model for the light vehicle fuel market in Brazil

In this study, a reduced form equations model was applied to the Brazilian light vehicle fuel market in order to find new points of equilibria after changes in fuel policies. In Brazil, with the exception of trucks and buses (which run on diesel), most light vehicles are fueled by hydrous ethanol and/or gasoline C (which is a mixture of gasoline and anhydrous ethanol). Moreover, most of these vehicle owners may currently choose between these fuels when filling up as we move towards a situation where more than half of the country's vehicle fleet is flex-fuel.

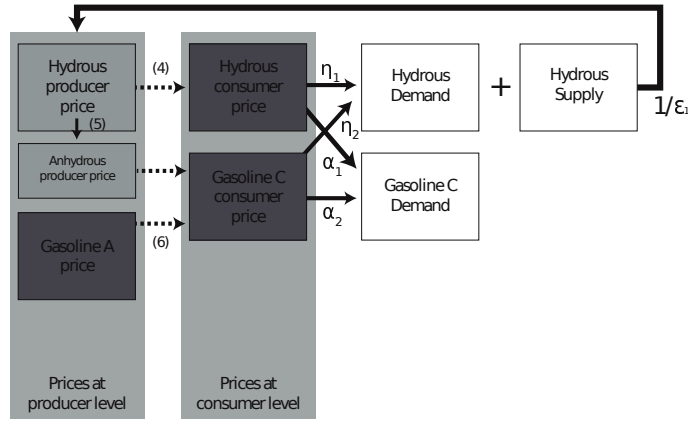
The reduced form equations model is constructed through an analysis of the supply and demand for a specific market. These models were used to measure changes in the country's fuel market brought up by changes in the following scenarios:

- Scenario A assumes that ICMS on gasoline C in all states is 31%, which is the highest rate applied in the country (Rio de Janeiro).
- Scenario B changes the CIDE value to the one applied in the period between 2002 and 2008, which was BRL 0.28/liter. In terms of 2016 values, this rate of 2002 corresponds to BRL 0.77/liter (calculated based on the General Price Index – FGV, 2017), while it should be recalled that the CIDE rate set in 2016 was BRL 0.10/liter. Since this tax is set by the federal government, it is the same for all states.
- Scenario C assumes that the ICMS rate on hydrous ethanol in all states is fixed at 12%, the rate applied in the state of São Paulo, where the ICMS on this fuel is the lowest in Brazil. Scenario C also considers that the ICMS rate for São Paulo state is eliminated.
- Scenario D simulates the elimination of all taxes on hydrous ethanol, which means that ICMS, PIS and Cofins rates on this fuel are set to zero in all states.

Adjustments made to reach a new point of equilibrium after the shock (modeled change in the policy) in each scenario are shown in Figure 3. All policies analyzed here have a direct effect on the prices indicated by the shaded boxes in Figure 3. Thus, changes in fuel taxes have a direct impact on consumer prices, which in turn have an impact on the demand for both fuels (gasoline and hydrous ethanol). On the other hand, hydrous ethanol production meets the demand only if the producer price is also affected. This new hydrous ethanol producer price induces, again, a new change in the hydrous ethanol consumer price and, consequently, the demand for hydrous ethanol and gasoline, as well as the anhydrous ethanol producer price. Finally, anhydrous producer price also influences the gasoline consumer price and, consequently, the demand for both fuels.

For the estimation in each scenario described before, the consumer price for gasoline and ethanol, as well as their demanded volume were specific for

each of the 27 Brazilian states. However, producer prices and volume supplied for the fuels were considered as one and the same for the entire country: the ethanol producer prices were those stipulated in the major producer State, São Paulo, and the gasoline producer price (gasoline A) was considered as the average observed in the country. This distinction for the Brazilian states was also made in scenario A, where the change was the same for all states. This was done because, even with the same shock, the impact on the consumer price in each state is different.



Source: Elaborated by the authors.

Figure 3: Interactive process in the fuel market to achieve a new point of equilibrium after shocks in fuel taxes, which directly affect the prices indicated by the shaded boxes.

Solid lines in Figure 3 indicate the use of price elasticity for supply and demand in the fuel market. These elasticities were estimated in other studies, as described in Table 1. Another set of relations involving fuel prices, important in finding the new price equilibrium after policy shocks, is shown in the Table A.1 and represents the fact that one price is used to calculate the other. The relations among these prices are shown in Equations (1), (2) and (3):

$$P_{h,P} = P_{h,C} - M_{he} - t_{he} \quad (1)$$

$$P_a = \theta \times P_{h,P} \quad (2)$$

$$P_{g,C} = \frac{[M_g + (P_a \times Share_a) + (1 - Share_a) \times P_{g,A}]}{1 - t_g} \quad (3)$$

where M_{he} represents the freight and marketing costs for the trade of hydrous ethanol, and M_g represents the same for gasoline C; $Share_a$ represents the percentage of anhydrous ethanol blended into gasoline C; $P_{g,A}$ is the price of gasoline A; t_{he} represents ICMS and PIS/Cofins rates applied on hydrous ethanol; and t_g represents the ICMS rate levied on gasoline C. PIS/Cofins and CIDE are included in the price of gasoline A ($P_{g,A}$).

Therefore, when the price of gasoline is subject to a shock, as in scenarios A and B, the change in its price also disturbs both demands: the one for hydrous ethanol, by a factor η_2 , and the one for gasoline, by α_2 . For the supply to meet

this new demand, the producer price for hydrous ethanol should change by $1/\varepsilon_1$. This new producer price has two effects: one on the price of anhydrous ethanol, through a factor θ , which in turn affects the gasoline consumer price, as described in Equation (3); and another on the hydrous ethanol price at the consumer level, as described in Equation (2). These processes interact until the system reaches a point of equilibrium.

When the simulated shock affects the price of hydrous ethanol directly, as in scenarios C and D, the change in price disturbs the demands for both fuels, hydrous ethanol and gasoline, by an amount proportional to their own prices (η_1) and according to cross price (α_1) elasticities. As described before, for the supply to meet this new demand, the producer price for hydrous ethanol should change by $1/\varepsilon_1$. The process continues as previously described.

The impact caused by policy changes in all scenarios results in new supply and demand levels for hydrous ethanol. The increase in the sugarcane plantation area required to supply the volume of ethanol necessary to lead the hydrous ethanol market back to equilibrium was estimated by assuming that sugarcane and ethanol productivities are the same as those observed in the state of São Paulo (averaged for recent harvests). Productivity in this state is similar to that observed in the Center-West region, and higher than the remaining sugarcane-producing states in the country.

Data

In order to achieve the results for this first stage, some information about the Brazilian fuel market is necessary. Table 1 contains the variables used, as well as their sources. Table A.1 in Appendix A shows the values of the ICMS rates, consumer price and demand for gasoline and hydrous ethanol in each Brazilian state for the year analyzed as reference (2016).

Regarding the data described in this table, the least reliable regards elasticities, since it was obtained from a large number of studies which were conducted using various economic and econometric models and time periods, therefore resulting in different values. These models were defined considering the most recent estimates of those elasticities found in literature.

In addition to the variables shown in Table 1, other important variables in this study are: values of trade and transport margins for both fuels (M_{he} and M_g) and the price coefficient between hydrous and anhydrous prices (θ). These variables were calculated using Equations (4) to (6) for the values observed in 2016.

$$M_{he} = P_{h,P} - P_{h,C} - t_{he} \quad (4)$$

$$\theta = \frac{P_a}{P_{h,P}} \quad (5)$$

$$M_g = P_{g,C} \times (1 - t_g) - (P_a \times Share_a) - (1 - Share_a) \times P_{g,A} \quad (6)$$

These equations were derived from the algebraic manipulation of Equations (1) to (3).

The results obtained from this first step were incorporated into the input-output matrix to evaluate their impacts on the economy. The next Subsection (3.2) describes the methods and data used in the second part of the analysis.

Table 1: Variables used and their sources

Variables	Description	Source
Volume demanded of hydrous ethanol and gasoline C by brazilian states in 2012	D_h, D_g	Brazil (2017a) UNICA (2017) and ANP (2017)
Tax rates for hydrous ethanol and gasoline C, by brazilian states, in 2012	t_{he}, t_g	FECOMBUSTÍVEIS (2017); State Secretariats of Finance (2017)
Consumer price of hydrous ethanol and gasoline C, by brazilian states, in 2012	$P_{h,C}, P_{g,C}$	ANP (2017)
Producer price of sugar, hydrous and anhydrous ethanol, in 2012	$P_S, P_{h,P}, P_a$	CEPEA (2017)
Producer price of gasoline A, in 2012	$P_{g,A}$	ANP (2017)
Import price of gasoline A, in 2012	$P_{g,A}^I$	Brazil (2017a)
Share of anhydrous ethanol in gasoline C, in 2012	$Share_a$	Brazil (2017b)
Price demand elasticities for hydrous ethanol	v_1, v_2	Constanza et al. (2016)
Price supply elasticities for hydrous ethanol	ϵ_1	Costa et al. (2016)
Price demand elasticities for gasoline C	α_1, α_2	Constanza et al. (2016)

3.2 Using the Input-Output matrix to analyze the impact on brazilian

This study sought to analyze the impact on the brazilian economy of the expected changes in the hydrous ethanol and gasoline C sectors for each scenario according to the methodology described in Subsection 4.1. The approach adopted for this identifies the relationships among all the brazilian sectors. The analysis is based on a matrix of technical coefficients derived from the input-output matrix of the brazilian economy for 2009 – which was the most recent data available for the brazilian economy. This matrix (A) represents the relationships of intermediate demand. The production value in the economy (matrix X) can be described as:

$$AX + Y = X \quad (7)$$

where Y is the matrix of final demand. This can be rearranged to:

$$X = (I - A)^{-1} \times Y \quad (8)$$

Where X represents the output of the economy and $(I - A)^{-1}$ takes into account direct and indirect impacts and is described as the Leontief inverse matrix (Miller & Blair 2009).

From this Leontief inverse matrix we obtain the type I output multipliers. These multipliers are the direct and indirect effects of the changes in the brazilian demand (Y). We can also find the income effects corresponding to the increase in household demand resulting from the direct and indirect effects of the rise in economic activity: type II multipliers. This last impact is obtained by closing the model with respect to households. In this case, the Leontief inverse matrix is derived from a matrix $\bar{A}$ of technical coefficients, where household consumption is treated as endogenous, hence the sector multipliers are calculated from the matrix $(I - \bar{A})^{-1}$.

Thus, the total output of the economy that is driven to meet the change in final demand is obtained as follows:

$$X = (I - \bar{A})^{-1} \times Y \quad (9)$$

where $(I - \bar{A})^{-1}$ is the new Leontief inverse matrix.

Recapping: The impact multipliers, i.e. matrices $(I - A)^{-1}$ and $(I - \bar{A})^{-1}$, were used to calculate the impact on the Brazilian economy by the changes in fuel demand (Y) obtained in Subsection 4.1. While the impact estimated by $(I - A)^{-1}$ represents the direct and indirect impacts on the Brazilian economy, the impact estimated by $(I - \bar{A})^{-1}$ also represents the income effects, in addition to the direct and indirect impacts. These impacts were estimated separately for two regions of Brazil: The state of São Paulo, and other Brazilian states. This separation is important, considering the state tax (ICMS) on fuels in São Paulo is very different from other states in Brazil and, consequently, the impacts are different in these regions. The following Item ("Inter-regional analysis") describes how we analyzed the impacts from one region to another, and Item "Input-output matrix data" describes the estimated input-output matrix used in this study.

However, not only do the fuels' volumes change (as described in Subsection 3.1), but the producer price and some taxes from the analyzed scenarios change as well. Then, Item "Shocks in the Input-output matrix" describes how all changes were incorporated as shocks in this matrix and how the results were obtained.

The impacts on the Brazilian economy were not measured only based on the value of production (X) as described in Equation (9). We calculated the impacts on the economy in terms of: the number of individuals employed (Z_E), the value of remuneration (wages plus social contributions) (Z_R), the value of imports (Z_M), Gross Domestic Product – GDP (Z_{GDP}) and taxes collected (Z_T). To this end, the production value (δX) is multiplied by a coefficient for each of these variables, as described in Equation (10):

$$Z_{(n \times l),k} = [\text{diagonalized}(C_{(n \times n),k})] \times X_{n \times l} \quad (10)$$

where $k = E$ (number of employed individuals), R (value of remuneration), M (value of imports), GDP (Gross Domestic Product), or T (taxes collected by the government). The coefficients C_k were obtained in the input-output matrix by dividing the value of each variable (C_E , C_R , C_M , C_{GDP} and C_T), in each n economy sector, by its production value (X).

Inter-regional analysis

The inter-regional analysis is developed based on a set of intra-regional (within a specific region) and inter-regional (between a given region and all others) input coefficients. This provides a more realistic inter-regional framework for the analysis of the Brazilian trade flow. This study used a Brazilian inter-regional input-output matrix with two regions. Region L indicates São Paulo state and region M specifies the other Brazilian states.

The matrix of technical coefficients for region L (A^{LL}) can be constructed to represent the n sectors of Brazilian economy, such as:

$$A = \begin{bmatrix} a_{11}^{LL} & a_{12}^{LL} & \dots & a_{1n}^{LL} \\ a_{21}^{LL} & a_{22}^{LL} & \dots & a_{2n}^{LL} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ a_{n1}^{LL} & a_{n2}^{LL} & \dots & a_{nn}^{LL} \end{bmatrix} \quad (11)$$

And the matrices A_{LM} , A_{ML} and A_{MM} can be represented in a similar form.

The Leontief system can be represented as:

$$\left\{ \begin{bmatrix} I & M & I \\ \Lambda & \Lambda & \Lambda \\ I & M & I \end{bmatrix} - \begin{bmatrix} A^{LL} & M & A^{LM} \\ \Lambda & \Lambda & \Lambda \\ A^{ML} & M & A^{MM} \end{bmatrix} \right\}^{-1} \times \begin{bmatrix} Y^L \\ \Lambda \\ Y^M \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} X^L \\ \Lambda \\ X^M \end{bmatrix}$$

where $Y_L = (I - A^{LL}) \times x^L - A^{LM} \times x^M$ e $Y^M = -A^{ML} \times x^M + (I - A^{MM}) \times x^M$. Matrices A , X and Y , can be estimated as follows:

$$A = \begin{bmatrix} A^{LL} & M & A^{LM} \\ \Lambda & \Lambda & \Lambda \\ A^{ML} & M & A^{MM} \end{bmatrix}; \quad X = \begin{bmatrix} x^L \\ \Lambda \\ x^M \end{bmatrix} \quad \text{and} \quad Y = \begin{bmatrix} Y^L \\ \Lambda \\ Y^M \end{bmatrix}$$

Input-output matrix data

The input-output matrix for Brazil was estimated for 2009, which is the most recent data available for the Brazilian economy (IBGE 2011). The method used is presented by Costa & Guilhoto (2010).

In addition to this process of transforming the most recent data from the National Accounts into the economy's input-output matrix, the following modifications were also performed in the matrix: (a) separation of the Brazilian matrix between the state of São Paulo and the rest of the country; and (b) breakdown of the sugarcane sector within the agricultural sector, and of the anhydrous and hydrated ethanol sectors within the ethanol sector.

The first modification (item a) is justified because the objective of the study is to identify the impacts predominantly for the state where the change in ICMS rate is simulated. The breakdown of the sectors most directly affected by the shock (item b) is important for the results in this simulation to be better estimated. In the case pointed out, the sugarcane sector is the main supplier of inputs for the production of hydrated ethanol and, therefore, any changes affecting this sector are meaningful. The ethanol sector was broken down into anhydrous ethanol and hydrated ethanol, since the behavior of both their sales and ICMS payments are very different for each product: in the anhydrous ethanol sector, alcohol is commercialized as an input for the production of gasoline C; in the hydrated ethanol sector, alcohol is sold directly to the final consumer. Thus, their breakdown enables a better simulation of the impacts on the economy.

In order to assess the impact of each shock on the amount of collected taxes, in addition to the aforementioned changes in the input-output matrix, it is also necessary to change the tax coefficients (ICMS and PIS/Cofins) for the regions under analysis.

Shocks in the Input-output matrix

In Subsection 4.1, the following changes were described in the country's fuel market for the identified scenarios: (i) variation in the final demand for hydrated ethanol and gasoline C in the state of São Paulo, (ii) changes in the price to the producer of hydrated and anhydrous ethanol, (iii) variation in the final demand for hydrated ethanol and gasoline C in the rest of the country. This section describes how these changes were incorporated into the input-output matrix.

Regarding items (i) and (iii), it is shown that a variation shock in the final demand (Y), as described in Equation (9), is enough for an analysis of the impacts on the economy. However, the shocks in the matrix are included considering basic prices and, as changes in demand should be the only variable to influence these results, we must use the same basic price practiced by each respective sector in the original matrix. Therefore, these basic prices ($P_{b,j}$) were calculated by dividing the production values (X_j) of the impacted sectors ("alcohol" for the ethanol and "petroleum and coke" derivatives for gasoline C) by their respective volumes produced in 2009, which was the year used to make the input-output matrix (Vol_j). These prices were multiplied by the new volumes demanded of these products obtained in the first part (D_h and D_g), respectively with $j = h$ for ethanol and $j = g$ for gasoline (C). In the scenario where the demand for gasoline C is reduced, we considered that this reduction is explained by two shocks, one applied to the sector that produces gasoline A, and another to the anhydrous ethanol sector. For the first, part of the shock corresponds to a reduction of up to 3 billion cubic meters in gasoline A imports, which was the amount of gasoline A imported by Brazil in 2016. For the ethanol sector, the shock was entirely made by reducing the Brazilian production of anhydrous ethanol.

For item (ii), i.e. changes in the price to the producer of hydrated and anhydrous ethanol, the assessment of this shock's impacts on the Brazilian economy was measured by including, for each scenario, a corresponding addition to the ethanol producer's income, whether hydrated or anhydrous. This increase in the income changes the value of the multiplier type II described in Equation (9), $(I - \tilde{A})^{-1}$, and consequently, in other economic variables based on it. Finally, the shock on tax changes was included. Unlike CIDE, ICMS and PIS/Cofins are charged as a percentage of the price to the consumer. Thus, the changes on taxes with respect to the basic scenario occur not only when the shock reformed their coefficients, but in all scenarios where changes in consumer fuel prices occur.

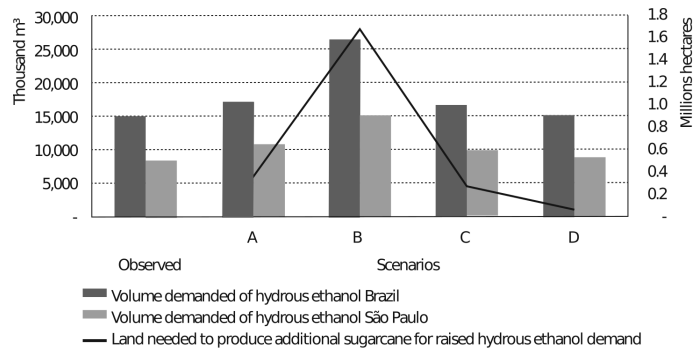
4 Results and Discussion

As indicated in Section 3, this section presents and analyzes the estimated impact due to each policy change in the following markets: the light vehicle fuel market (Subsection 4.1), and in the overall Brazilian economy (Subsection 4.2). All results are described for the state of São Paulo and for all other Brazilian states separately.

4.1 Impact on the light vehicle fuel market

Before presenting and discussing the results, we need to define the values of the elasticities used in the reduced form equations model to reach a new point of equilibrium after each shock described in the six scenarios in Section 3. These elasticities and their respective sources are: $\eta_1 = -1.47$ (Constanza et al. 2016), $\alpha_1 = 0.16$ (Constanza et al. 2016), $\varepsilon_1 = 0.75$ (Costa et al. 2016), $\eta_2 = 3.43$ (Constanza et al. 2016), and $\alpha_2 = -0.81$ (Constanza et al. 2016)¹.

The impacts on prices resulting from the scenarios described in Subsection 4.1 are summarized in Table 2. They include the observed and simulated consumer and producer prices of hydrous ethanol and the consumer price of gasoline for the year 2016. Figures 4 and 5 show the demand for hydrous ethanol and gasoline, respectively. In Figure 4, the black line shows the area of land (in hectares) needed to produce the additional volume of ethanol in each assessed scenario. Table 3 complements the results with the percentage changes in each of the variables being analyzed for scenarios A-D. In Figure 5, the volume of gasoline A imported by Brazil in 2016 is also represented. This volume was important when we analyzed impacts on the Brazilian economy (in the following section).



Source: Search results.

Figure 4: Volume of hydrous ethanol demanded in Brazil and in the state of São Paulo, and area of land required to meet the additional demand for sugarcane: Observed in 2016, and simulated in each scenario (A-D)

In the first two scenarios (A and B), gasoline C prices were affected by changes in taxes: in A, ICMS goes to 31% in all States, and CIDE reaches BRL 0.77/liter in B. In scenario A, the producer and consumer prices for hydrous ethanol increase 21% and 15% respectively, while in scenario B the producer price rises more than 100% and the consumer price rises 79% (in Brazil and the state of São Paulo). However, hydrous ethanol consumption in Brazil increased by 16% and 79%, respectively, in scenarios A and B. The increase in

¹ Although there are several references about the elasticities used in this study, as referenced in the introduction of this study (mainly to the hydrous ethanol demand), the elasticities used were chosen considering those estimated with the most recent data available. The elasticities of hydrous ethanol and gasoline demand employed in this study applied data between 2006 and 2015 for their estimation. For the ethanol supply, the data to estimate the elasticity used in this study was from 2000 to 2013.

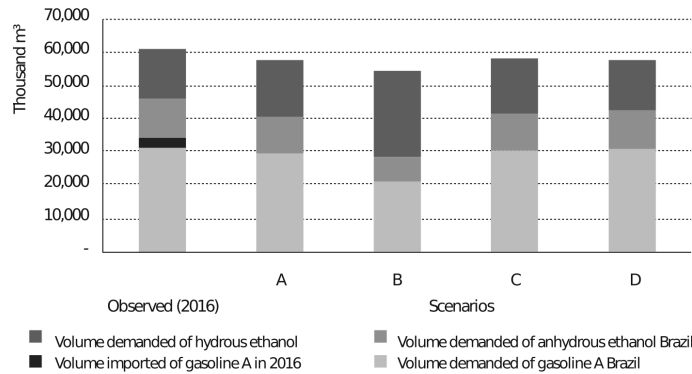
Table 2: Prices of gasoline and hydrous ethanol observed in 2016 and simulated in each scenario, in Brazilian Reais per liter

	Producer price of hydrous ethanol	Consumer price of hydrous ethanol		Consumer price of gasoline C in Brazil*
		Brazil*	São Paulo	
Observed (2016)	1.69	2.70	2.55	3.69
Scenarios	A	2.04	3.11	4.06
	B	3.47	4.82	5.77
	C	1.96	2.69	3.82
	D	1.76	2.64	3.73

Note: * Consumer prices in Brazil was estimated considering the consumption-weighted average of each state.

Source: Search results.

demand for hydrous ethanol, in spite of the increased prices for this same product, is explained by the price rise in gasoline C, from BRL 3.69/liter to BRL 4.06/liter and BRL 5.77/liter in scenarios A and B, respectively (Table 2). Thus, the increase in demand for hydrous ethanol corresponds to a reduction in the demand for gasoline C of 6% (scenario A) and 34% (scenario B). To supply the volume demanded at the current levels of productivity observed and assuming that anhydrous ethanol and sugar production does not change, the cultivated area would have to expand an additional 335,000 hectares and 1,662,000 hectares, respectively, in scenarios A and B (Figure 4).



Source: Research results.

Figure 5: Volume of gasoline A, anhydrous and hydrous ethanol demanded in Brazil: observed in 2016 and simulated in each scenario (A-D)

Table 3: Percentage changes in variables estimated in each scenario in comparison to 2016

		A	B	C	D
Producer price of hydrous ethanol		21.0%	106.0%	16.0%	4.0%
Consumer price of hydrous ethanol	Brazil	15.0%	79.0%	0.0%	-2.0%
	São Paulo	16.0%	79.0%	-1.0%	-2.0%
Consumer price of gasoline		10.0%	57.0%	4.0%	1.0%
Volume demanded of hydrous ethanol	Brazil	16.0%	79.0%	12.0%	3.0%
	São Paulo	23.0%	77.0%	14.0%	3.0%
Volume demanded of gasoline		-6.0%	-34.0%	-3.0%	-1.0%
Volume demanded of gasoline and hydrous ethanol, in an equivalent volume of gasoline		-2.0%	-12.0%	-0.2%	-0.5%

Source: Research results.

Comparing the results thus far, we see that, in scenario B, the impacts on the fuel market are higher than in scenario A. Moreover, implementing scenario B should be politically simpler than raising ICMS. As ICMS is a state tax, each of the 27 Brazilian states that apply ICMS on gasoline at a rate lower than 31% should increase their rates, whereas the decision about CIDE or price control on gasoline is taken just at the federal level.

Although scenarios A and B predict the highest incentives to hydrous ethanol production, one negative effect of these first scenarios is the increase in fuel prices, which is acknowledged as a major cause of inflation in Brazil. Therefore, in the subsequent scenarios (C and D), we consider the impact of cutting taxes and, consequently, reducing fuel prices.

As described in Section 2, ICMS rates for hydrous ethanol vary from state to state, ranging from 12 to 30%. Thus, in scenario C, the ICMS on hydrous ethanol in all states was made equal to the rate practiced in the state of São Paulo (12%), which eliminated its tax. Under these conditions, the demand for hydrous ethanol in the country could go from 14.58 million m³ to 16.38 million m³ (Figure 4). The corresponding calculated hydrous ethanol producer price goes from BRL 1.69/liter to BRL 1.96/liter (Table 2). Even though the producer price increases as expected, the consumer price is subject to a small reduction from BRL 2.70/liter to BRL 2.69/liter (Table 2). There is also a need to dedicate an additional 258,000 hectares to sugarcane production in order to meet this demand (Figure 4), assuming there are no changes in anhydrous ethanol and sugar production. It is interesting to note a slight increase in the price of gasoline C (from BRL 3.69/liter to BRL 3.82/liter). This occurs in this scenario, as well as in scenario D, due to the interaction process described in Figure 3 and the impact on the price of anhydrous ethanol. The current and estimated anhydrous ethanol producer prices go from BRL 1.87/liter to BRL 2.22/liter in scenario C, and to BRL 1.99/liter in scenario D. Since scenario C considers that the ICMS for São Paulo state is eliminated, the hydrous ethanol consumer price in this state decreases from BRL 2.55/liter to BRL 2.52/liter (Table 2), with an increase in demand shown in Figure 4 (from 8.3 million m³ to 9.5 million m³). Because of the overall raise in the demand for biofuel, the demand for gasoline C in Brazil dropped from 43 to 41.6 million m³ (i.e. the sum of gasoline A and anhydrous ethanol in Figure 5) countrywide.

Another alternative that does not lead to inflation is scenario D, where the tax rate for PIS/Cofins (a federal tax) was eliminated. In that case, hydrous ethanol consumer prices drop from BRL 2.70/liter to BRL 2.64/liter (Table 2), despite the 4% increase in the producer price for this biofuel. In that case, the estimated increase in consumption of hydrous ethanol is 3% and the equivalent reduction in gasoline C consumption is 1%. Assuming that the prices of other sugarcane products remain stable, the expansion of the area dedicated to producing sugarcane in order to supply for the additional consumption would be approximately 66,000 hectares.

There was a slight reduction in total fuel demand by light vehicles in all scenarios analyzed. The reduction in hydrous ethanol plus gasoline, in an equivalent volume of gasoline, was 3%, 12%, 0.2%, and 0.5% in scenarios A, B, C, and D, respectively (Table 3). Thus, increasing positive taxes on gasoline is by far the greenest option. In the next item, we analyze the impact of the changes observed for each scenario assessed, considering 2016 prices for the entire market of goods and services in the Brazilian economy.

4.2 Impact on the Brazilian economy due to changes in the fuel market

Initially, all shocks described in Subsection 3.2 were calculated. For such, the volumes of the impacts estimated in Figures 4 and 5 (reduced gasoline A imports), considered for the state of São Paulo and all the remaining states separately, were multiplied by the producer prices of hydrous and anhydrous

ethanol and gasoline A (anhydrous ethanol and gasoline A being used to produce gasoline C) from the input-output matrix. These prices were calculated, resulting in BRL 0.75/liter for hydrous ethanol, BRL 0.84/liter for anhydrous ethanol and BRL 1.30/liter for gasoline A in the state of São Paulo, and BRL 0.84/liter for hydrous ethanol, BRL 0.92/liter for anhydrous ethanol and BRL 0.92/liter for gasoline A in all the remaining states. The application of different shocks separately for the state of São Paulo and the remaining states is important, since policies adopted by São Paulo are very different from those followed by other Brazilian states. Therefore, by proceeding in this manner, we are able to more accurately estimate the impacts on the Brazilian economy.

The values obtained from these demand shocks in each analyzed scenario are presented in Table 4. Similarly, Table 4 presents the values of the shocks on the coefficients of ICMS, PIS/Cofins and CIDE for each scenario, which were calculated considering changes in rates (ICMS and PIS/Cofins) or in tax values (CIDE), as well as in fuel prices to the final consumer, as described in Subsection 3.2. Finally, the changes in remuneration in ethanol production – both anhydrous and hydrated – caused by changes in the producer price, as shown in Table 3, were used to estimate the new inverse Leontief matrices.

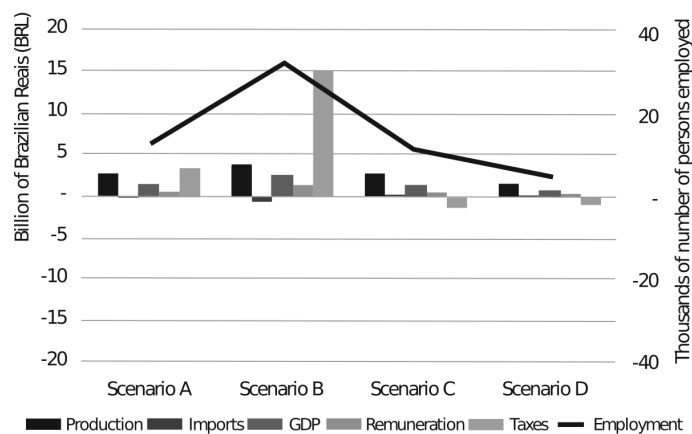
Table 4: Shocks inserted in the inter-regional input-output matrix

Scenarios		Base	A	B	C	D
State of São Paulo						
Demand (million Reais)	Hydrous	6,240	7,700	11,053	7,126	6,440
	Gasoline A	9,548	8,923	6,529	9,449	9,623
	Anhydrous	2,089	1,911	1,398	2,023	2,061
Hydrous ethanol	ICMS	0.173	0.201	0.310	0.000	0.169
	PIS/Cofins	0.133	0.155	0.239	0.132	0.000
Gasoline C	ICMS	0.390	0.515	0.610	0.403	0.394
	PIS/Cofins	0.144	0.159	0.226	0.149	0.146
	CIDE	0.000	0.000	0.504	0.000	0.000
Additional remuneration to ethanol producer (million Reais)	Hydrous	0,000	1,737	8,623	1,340	344
	Anhydrous	0,000	1,251	5,764	991	338
Other Brazilian States						
Demand (million Reais)	Hydrous	5,243	5,562	9,567	5,759	5,407
	Gasoline A	20,150	21,651	15,087	22,050	22,477
	Anhydrous	7,784	7,399	5,156	7,536	7,682
Hydrous ethanol	ICMS	0.548	0.558	0.599	0.572	0.485
	PIS/Cofins	0.203	0.207	0.221	0.212	0.179
Gasoline C	ICMS	0.408	0.515	0.514	0.458	0.412
	PIS/Cofins	0.151	0.159	0.190	0.170	0.152
	CIDE	0.000	0.000	0.302	0.000	0.000
Additional remuneration to ethanol producer (million Reais)	Hydrous	0,000	1,210	6,004	933	240
	Anhydrous	0,000	694	3,195	549	187

Source: Research results.

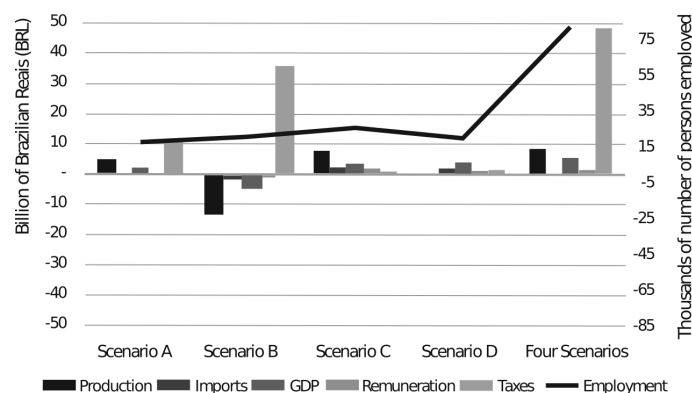
With the shocks having been carried out in a different manner in the state of São Paulo compared to the rest of Brazil, the impacts of these shocks on the Brazilian economy are presented in the same way. Figures 6 and 7 present the total impacts (direct, indirect and income effect) on the Brazilian economy, respectively, for the shocks in the São Paulo states and in the other Brazilian

states. These impacts are associated with the number of people employed and the values of: production, imports, GDP, tax revenues, and remuneration within all activities of the economy stimulated by the difference between the shocks described in scenarios A to D and in the base scenario. In spite of the shocks being simulated with 2009 prices, since the input-output matrix used to assess these impacts is based on that year, all monetary values of impacts measured in this section have been converted to 2016 prices.



Source: Research results.

Figure 6: Changes in the number of workers employed and values of production, imports, GDP, tax collection and remuneration for all activities in the Brazilian economy stimulated by the shocks described in Table 4 for São Paulo state, in each of the scenarios analyzed in relation to the basic scenario



Source: Research results.

Figure 7: Changes in the number of workers employed and values of production, imports, GDP, tax collection and remuneration for all activities in the Brazilian economy stimulated by the shocks described in Table 4 for the other Brazilian states, in each of the scenarios analyzed in relation to the basic scenario

In both conditions (Figures 6 and 7), since scenarios A-B have the increase in fossil fuel price to the final consumer due to a tax raise, the impact on taxes collected by the government increased in these scenarios as well. In turn, the fuel prices are reduced in scenarios C-D due to the reduction of taxes on renewable fuel. As a consequence, the impacts on taxes were negative in relation to the base scenario. We observed different conclusions while analyzing the impacts on São Paulo State or the other Brazilian states. For the first, the impacts in scenarios A-B were better for the economy than in scenarios C-D. We can see in Figures 6 and 7 that, taking into account the increase in government taxes, the net results of scenarios A-B were more beneficial to the economy than the other scenarios, in relation to the base scenario. However, for the latter, the impacts on production and GDP were better in scenarios C-D compared to scenarios A-B. In addition to the drop in fossil fuel consumption and the impacts on the goods and services markets measured in this study, these scenarios also had reduced price levels and inflation.

The impacts due to the shocks analyzed separately for São Paulo state and the other Brazilian states (Figures 6 and 7, respectively), was important to show the different behavior from the scenario B impact. We can observe in Figures 6 and 7 that, regarding the impacts seen in the base scenario, there was a more significant decrease in production, GDP and employment in scenario B in the other Brazilian states, where the return of CIDE to the levels observed in 2002 was simulated. However, for this scenario, we have three other favorable considerations regarding the use of the simulated policy: firstly, a greater impact on the value of taxes collected. Secondly, a stronger reduction in fossil fuel consumption, as described in the previous section. And finally, the reduction in demand for gasoline A described in Table 4 (since the reduction in demand was greater than the volume imported in 2012) could not induce lower production of this fuel and its subsequent negative impact on the Brazilian economy as described, since the gasoline not consumed domestically could still be exported. This occurs because the international market for gasoline is not very restrictive and protective if compared to the ethanol international market. Thus, a reduction in the domestic demand for ethanol in Brazil has a greater impact on its production than gasoline. However, even with reduced production in all Brazilian states, the number of employed people still increases when compared to the base scenario. This shows that these policies also have a positive social impact. Nevertheless, by using all of these four policies together (as we can see in the last scenario presented in Figure 7), the negative impact observed if only scenario B is implemented in the other Brazilian states disappears.

Thus, the analysis made in this study is important to provide the Brazilian government with information on the impacts caused by each policy analyzed for the fuels. Moreover, this analysis could also be considered as an investigation of how much the Brazilian economy has lost without any of these changes in fuel policies.

5 Conclusion

Currently, energy demand is one of the most important issues governments must address. One economically important use of energy involves transportation. Light vehicles comprise the predominant means of private transporta-

tion, which leads to many problems to Brazilian cities, such as traffic jams and pollution. Thus, public transport should be encouraged, and one way to do this, apart from increasing the availability and quality of public transport, is by increasing the price of fuel used by light vehicles.

Furthermore, fossil fuel can be replaced by renewable energy sources. In Brazil, the most important among these is ethanol. Once it became possible for consumers to fuel their vehicles with either one or the other (as in flex-fuel vehicles), taxing these two types of fuels at different rates became one of the main mechanisms to stimulate the use of renewable fuel. Thus, if we have at least two fuels that represent substitute goods, as is the case of gasoline C and hydrated ethanol in this study, reducing the taxation in the sector that has a greater impact on the economy, at the expense of the other products, tends to bring benefits. Such gains are not only economic, but social as well (in regard to the labor market) and, in the case of the products analyzed in this study, environmental benefits may also be obtained (in the form of reduced greenhouse gas emissions). According to Meira Filho & Macedo (2010), the use of ethanol contributed to reduce emissions in the sectors of transportation and electric power by 22% in 2006, and this percentage is expected to reach 43% in 2020.

This study shows different economic directions that could be given to several policies for the Brazilian fuel market. However, to assist the government in this issue, further studies are needed, such as estimates of the impact of national gasoline prices on inflation.

Other important conclusions from these results indicate that: tax cuts may bring benefits superior to those brought up by government spending; political decisions should be based on economic studies with clear results on the economy; political decisions bring gains and losses for the economy and this trade-off must be evaluated; the input-output matrix is an important tool for policy analysis; and its updating and detailing should be prioritized by the responsible agencies.

Acknowledgements

The authors acknowledge the financial support from CNPq.

Bibliography

Alves, D. & Bueno, R. (2003), 'Short-run, long-run and cross elasticities of gasoline demand in Brazil', *Energy Economics* 25(2), 191–199.

ANFAVEA (2016), Brazilian automotive industry yearbook, Technical report.

ANP (2017), Monthly statistical database, Technical report. Acesso em: 10 de jan. 2017.

URL: <http://www.anp.gov.br>

Azevedo, B. S. (2007), Analysis of price and income elasticities for Brazil and for geographic disaggregated regions, Dissertation in economics, Ibmec, Rio de Janeiro.

Bacchi, M. R. P. (2009), Interdependence between gasoline C and fuel ethanol markets in São Paulo state, in 'Jornadas Interdisciplinares de Estudos Agrários y Agroindustriales', Buenos Ayres.

Brazil (2017a), Foreign trade statistics, Technical report. Acesso em: 10 de jan. 2017.

URL: <http://www.desenvolvimento.gov.br/sitio/>

Brazil (2017b), Medida provisória no 613., Technical report. Published on May 8th.

Burnquist, H. L. & Bacchi, M. R. P. (2002), Gasoline demand in Brazil: an analysis using cointegration, in 'XL Congress SOBER', Passo Fundo-RS.

Cardoso, L. C. B. & Bittencourt, M. V. L. (2012), Elasticidades da demanda de curto e longo prazo por etanol no Brasil no período de 2001 a 2011: um estudo utilizando painéis cointegrados, Technical report, Recife.

Caroprezo, J. S. (2011), Estimativa das elasticidades preço e renda da demanda por etanol nos Estados Unidos e no Brasil., Dissertation in economics, Ibmec, Rio de Janeiro.

CEPEA (2017), 'Preços agropecuários. Etanol', Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada. Acesso em: 10 de jan. 2017.

URL: <https://www.cepea.esalq.usp.br/br>

Constanza, V., Costa, C. C., Burnquist, H. L. & Souza, M. J. P. (2016), Modeling fuel demand in Brazil: the importance of the flex-fuel vehicle., Technical report. Report to USDA.

Costa, C. C. & Burnquist, H. L. (2016), 'Impactos do controle do preço da gasolina sobre o etanol biocombustível no Brasil.', *Estudos Econômicos* 46(4), 1003–1028.

Costa, C. C., Burnquist, H. L., Valdes, C. & Souza, M. J. P. (2016), 'Supply behavior of hydrous ethanol in Brazil', *Economia Aplicada* 19(4).

Costa, C. C. & Guilhoto, J. J. M. (2010), Impacto da diferenciação do ICMS entre etanol hidratado e gasoline C para a economia do estado de Minas Gerais, in 'VIII Encontro Nacional Enaber', Juiz de Fora.

Costa, C. C. & Guilhoto, J. J. M. (2011), 'O papel da tributação no desenvolvimento econômico: como alíquotas diferenciadas de ICMS sobre etanol e gasolina ajudaram o estado de São Paulo.', *Economia Aplicada* 15(2), 369–390.

Farina, E., Viegas, C., Pereda, P. & Garcia, C. (2010), Mercado e concorrência do etanol, in E. M. I. Souza, ed., 'Etanol e Bioeletricidade: a cana-de-açúcar no futuro da matriz energética.', Ed. Luc, São Paulo.

FECOMBUSTÍVEIS (2017), Relatórios anuais, Technical report. Acesso em: 10 de jan. 2017.

URL: <http://www.fecombustiveis.org.br/relatorios/>

Freitas, L. C. & Kaneko, S. (2011), 'Ethanol demand in Brazil: regional approach', *Energy Policy* 39(6), 2289–2298.

Gomez, J. M. A. (2010), Fuel demand by light vehicles and motorcycles in Brazil.

IBGE (2011), 'Contas regionais', Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. Acesso em: 20 de nov. 2011.

URL: <http://www.ibge.gov.br/home/estatistica/economia/contasregionais/2010/default.shtm>

IMF (2017), Imf primary commodity prices – monthly data, Technical report. Acesso em: 10 de jan. 2017.

URL: <http://www.imf.org/external/np/res/commmod/index.asp>

Iooty, M., Pinto Júnior, H. & Ebeling, F. (2009), 'Automotive fuel consumption in Brazil: applying static and dynamic systems of demand equations.', *Energy Policy* 37(12), 5326–5333.

Luchansky, M. S. & Monks, J. (2009), 'Supply and demand elasticities in the U.S. ethanol fuel market', *Energy Economics* 31, 403–410.

Marjotta-Maistro, M. C. & Barros, G. S. C. (2003), 'Relação comerciais e de preços no mercado nacional de combustíveis', *Revista de Economia e Sociologia Rural* 41(4), 829–857.

Meira Filho, L. G. & Macedo, I. C. (2010), Contribuição do etanol para a mudança do clima, in E. M. I. Souza, ed., 'Etanol e Bioeletricidade: a cana-de-açúcar no futuro da matriz energética', Ed. Luc, São Paulo.

Miller, R. E. & Blair, P. D. (2009), *Input-Output Analysis: Foundations and Extensions*, Cambridge University Press, Cambridge.

Nappo, M. (2007), The brazilian demand for gasoline: an evaluation of elasticities after the introduction of flex-fuel vehicles, Dissertation in economics, EESP/FGV, São Paulo.

Oliveira, M. P., Alencar, J. R. & Souza, G. S. (2008), Energia renovável: uma análise sobre oferta e demanda de etanol no Brasil., in 'XLVI SOBER', Rio Branco-AC.

Pinto Júnior, H. Q., Almeida, E. L. F., Bomtempo, J. V., Iooty, M., Bicalho, R., Carneiro, M. C., Roppa, B. & Carvalho, J. (2006), Matriz Brasileira de combustíveis. Final report, Technical report.

Pontes, A. P. (2009), Elasticidades de curto e longo prazos da demanda por álcool hidratado no Brasil, Dissertation in economics, UFPE, Recife-PE.

Rask, K. N. (1998), 'Clean air and renewable fuel: the market for fuel ethanol in the U.S. from 1984 to 1993', *Energy Economics* 20, 325–345.

Roppa, B. F. (2005), Evolução do consumo de gasolina no Brasil e suas elasticidades: 1973 a 2003, Master's thesis, UFRJ, Rio de Janeiro.

Samohyl, R. W. & Dantas, A. B. (1998), Previsão com cointegração e modelo de correção de erro: aplicação empírica no consumo de gasolina do Brasil, in 'Encontro Nacional de Engenharia de Produção – ENEGEP', Niterói-RJ.

- Santos, G. F. (2013), 'Fuel demand in Brazil in a dynamic panel data approach', *Energy Economics* **36**, 229–240.
- Schunemann, L. A. (2007), Demanda de gasolina automotiva no Brasil: o impacto nas elasticidades de curto e longo prazo da expansão do GNV e dos carros flex, Dissertation in economics, Ibmec, Rio de Janeiro.
- Serigatti, F. C., Correia, L. B. & Perosa, B. B. (2010), O impacto dos veículos flex-fuel sobre o mercado de combustíveis no Brasil, in '48º Congresso SOBER', Campo Grande-MS.
- Shikida, P. F. A., Alves, L. R. A., Souza, E. C. & Carvalheiro, E. M. (2007), 'Uma análise econométrica preliminary das ofertas de açúcar e álcool paranaenses', *Revista de Economia Agrícola* **54**(1), 21–32.
- Silva, G. F., Tiryaki, G. F. & Pontes, L. A. M. (2009), The impact of a growing ethanol market on the demand elasticity for gasoline in Brazil, in '32nd Annual International Association for Energy Economics Conference', San Francisco.
- Souza, A. N. (2010), Estudo das demandas de etanol e gasolina no Brasil no período 2001-2009, Master's thesis, EESP/FGV, São Paulo.
- State Secretariats of Finance (2017), Regulamento do ICMS – RICMS, Technical report. Available at individual websites for each brazilian state.
- UNICA (2017), 'Unicadata. Preços e cotações. Mapa de preços dos combustíveis', União da Indústria de Cana-de-Açúcar. Acesso em: 20 de jan. 2017.
URL: <http://www.unica.com.br>
- Vilela, T. M. & Pinto Júnior, H. (2010), 'Analysis of the sensitivity of gasoline C consumption between july, 2001 and december, 2008: State tax policy as an instrument for energy and environment', *Nova Economia* **20**(3), 403–426.
- Von Randow, B. M., Fontes, R. M. O. & Carminati, J. G. O. (2010), Estimates of price and income elasticity of demand for fuel ethanol in Brazil, in '48º Congresso SOBER', Campo Grande-MS.

Appendix A

Table A.1: ICMS tax rate, consumer price and volume demanded for hydrous ethanol and gasoline C, in 2016, for each Brazilian States

	ICMS for hydrous ethanol	ICMS for gasoline	Hydrous ethanol consumer price	Gasoline consumer price	Volume demanded for hydrous ethanol	Volume demanded for gasoline
	(%)	(%)	(R\$/litro)	(R\$/litro)	(m^3)	(m^3)
Acre	25%	25%	3.35	4.09	7,604	136,818
Alagoas	23%	27%	3.23	3.78	31,762	453,962
Amapá	25%	25%	3.58	3.65	539	151,538
Amazonas	25%	25%	3.22	3.73	38,371	634,173
Bahia	19%	28%	3.02	3.78	306,047	2,210,593
Ceará	25%	27%	3.29	3.91	143,300	1,372,176
Distrito Federal	25%	25%	3.10	3.69	42,982	1,199,589
Espírito Santo	27%	27%	3.10	3.68	41,294	947,149
Goiás	22%	29%	2.88	3.81	1,058,503	1,531,089
Maranhão	25%	27%	3.09	3.58	35,476	928,346
Mato Grosso	25%	25%	2.64	3.72	599,950	616,554
Mato Grosso do Sul	25%	25%	2.83	3.51	116,194	741,872
Minas Gerais	14%	29%	2.86	3.71	1,447,289	4,512,741
Pará	26%	28%	3.45	3.98	36,913	1,154,585
Paraíba	23%	27%	2.99	3.66	85,045	694,590
Paraná	18%	29%	2.73	3.63	1,245,240	2,881,573
Pernambuco	23%	29%	3.01	3.70	205,720	1,441,150
Piauí	25%	25%	3.11	3.66	35,914	596,027
Rio Grande do Norte	25%	27%	3.27	3.83	54,800	651,680
Rio Grande do Sul	30%	30%	3.48	3.87	68,923	3,463,356
Rio de Janeiro	24%	31%	3.20	3.92	480,808	2,684,904
Rondônia	25%	26%	3.46	3.88	14,529	431,574
Roraima	25%	25%	3.59	3.88	1,448	129,944
Santa Catarina	25%	25%	3.04	3.52	74,866	2,700,772
São Paulo	12%	25%	2.55	3.50	8,356,469	9,990,516
Sergipe	27%	27%	3.15	3.68	25,192	398,252
Tocantins	27%	27%	2.71	3.86	30,666	363,558
Brazil					14,585,844	43,019,082
Standard Deviation	4%	2%	0.28	0.14	1,581,259.19	1,976,647.51
Maximum	30%	31%	3.59	4.09	8,356,468.94	9,990,516.46
Minimum	12%	25%	2.55	3.50	539.00	129,943.60

Source: Research results.

ÍNDICE DE INCERTEZA EMPRESARIAL: UMA ABORDAGEM USANDO MICRODADOS DE SONDAgens

ITAIGUARA DE OLIVEIRA BEZERRA *

Resumo

Este artigo propõe a criação do Índice de Incerteza Empresarial (IIE) para o Brasil, com microdados das Sondagens Empresariais, calculadas pelo FGV/IBRE. A partir de uma metodologia de Vetores Autorregressivos (VAR), os resultados documentam evidências de que a incerteza influencia o comportamento de variáveis macroeconômicas, como o Índice de Atividade Econômica, Produção Física da Indústria e na Taxa de Desemprego.

Palavras-chave: Incerteza; Sondagem; Atividade.

Abstract

The purpose of this article is the development of a Business Uncertainty Index (BUI) for Brazil, based on microdata from the Business Surveys (FGV/IBRE). Based on Vector Autoregression Methodology (VAR), the results document evidence that uncertainty influences the behavior of macroeconomic variables, such as the economic Activity Index, Industrial Production and Unemployment Rate.

Keywords: Uncertainty; Survey; Activity.

JEL classification: D80, E00, E30

DOI: <http://dx.doi.org/10.11606/1413-8050/ea116827>

* Economista do IBRE/FGV. E-mail: itaiguara.bezerra@fgv.br

1 Introdução

O objetivo deste artigo é a criação de uma variável *proxy* que mensure a incerteza na atividade econômica brasileira utilizando dados das Sondagens Empresariais, produzidas pelo Instituto Brasileiro de Economia, da Fundação Getúlio Vargas (FGV/IBRE).

Grande parte da literatura econômica mundial vem tentando investigar a relação entre a incerteza com as flutuações de variáveis macroeconômicas. Em 1992, Zarnowitz (1992) já utilizava a dispersão das projeções de inflação por parte de especialistas. O interesse sobre esse assunto vem crescendo desde a Crise Mundial de 2008, que culminou com o artigo de Bloom (2009), mostrando que o aumento da incerteza no panorama econômico gera desaceleração da atividade; recrudescimento da queda de contratação de pessoal; e diminuição do investimento por parte dos agentes econômicos.

Em 2014, Bloom et al. (2014) demonstraram que as incertezas microeconômicas são contracíclicas, aumentando no período da Grande Depressão, e quantificou o impacto da incerteza na economia utilizando o Modelo Equilíbrio Geral Estocástico Dinâmico (EGED)¹.

Na literatura, algumas medidas que tentam mensurar a incerteza: por meio da volatilidade do mercado acionário; pela dispersão das projeções de crescimento feitas por especialistas; pela captura de palavras que remetem a "incerteza" em diferentes mídias digitais; e por meio das sondagens.

No artigo de Haddow et al. (2013), os autores também identificaram as mesmas consequências na atividade econômica no Reino Unido causadas pela incerteza.

Jurado et al. (2015) criaram uma *proxy* de incerteza agregada que, comparado com os índices de incerteza já consagrados no mercado, se mostraram mais persistentes, são mais correlacionados com a atividade econômica e desempenham um importante papel nos ciclos econômicos.

Há autores que usam outras variáveis como *proxy* de incerteza. Piffer & Podstawski (2016) utilizaram o preço do ouro como *proxy* de índice de incerteza e o resultado encontrado foi que as variações no preço do ouro são correlacionados com choques de incerteza, devido à percepção de que o ouro é um ativo seguro. Barrero et al. (2016) construíram um indicador e verificaram que a volatilidade do preço do petróleo é importante na incerteza no curto prazo; que a incerteza política é significativa na incerteza de longo prazo, enquanto a volatilidade da moeda e a rotatividade dos CEOs respondem tanto pelo curto como no longo prazo.

Uma outra medida bastante difundida foi desenvolvida por Bachmann et al. (2013). O modelo de dispersão utiliza microdados de sondagens de tendência². Os autores utilizaram dados de sondagens dos Estados Unidos e da Alemanha para o índice, usando a metodologia de Vetores Autorregressivos Estruturais (SVAR) e verificaram que quando a medida que incerteza aumentava, a atividade econômica diminuía, o que acontece neste artigo.

Leduc et al. (2012) criaram a medida de incerteza usando a Sondagem do Consumidor de Michigan, nos Estados Unidos, e a Sondagem da Indústria, da CBI, do Reino Unido. Os autores utilizaram a metodologia de Vetores Autorregressivos (VAR) e verificaram que os índices de incerteza contribuem com,

¹Tradução livre do autor para *Dynamic Stochastic General Equilibrium Model* (DSGE).

²As sondagens de tendência são levantamentos estatísticos que geram informações utilizadas no monitoramento da situação corrente e na antecipação de eventos futuros da economia.

pelo menos, 1% com o aumento do desemprego no período da Grande Recessão.

Balta et al. (2013) também usaram dados das Sondagens de Tendência, mais especificamente as da Indústria e do Consumidor para criar uma *proxy* para medir incerteza. A metodologia utilizada para a criação do índice foi a Fórmula de Entropia de Theil. Pelo Modelo de Vetor de Correção de Erro (VECM) chegou-se à conclusão a incerteza tem impacto tanto no longo quanto no curto prazo no investimento e no consumo privado.

No Brasil essas métricas são embrionárias, mas existem dois trabalhos bastante relevantes: de da Silva Filho et al. (2007) e Costa Filho (2014). No primeiro caso, o autor verificou os impactos da incerteza inflacionária nos investimentos. A medida de incerteza foi calculada, no período de 1974 a 2002, por meio dos erros de previsão fora da amostra, usando modelos autorregressivos. O resultado encontrado foi que a incerteza inflacionária é um forte fator limitativo nos investimentos, sejam eles de curto ou de longo prazo.

No caso de Costa Filho (2014), o autor constrói três medidas de incerteza encontradas na literatura: i) construído com base na frequência da palavra "incerteza" nas seções de economia dos jornais; ii) pela dispersão das expectativas de crescimento econômico; e iii) pela dispersão do mercado acionário brasileiro. Criados, verifica-se qual o impacto deles em diversas variáveis macroeconômicas. O resultado é que os choques de incerteza são significantes para explicar a dinâmica da atividade econômica.

A metodologia utilizada neste artigo está baseada no trabalho de Bachmann et al. (2013) e serão usados os dados das Sondagens Empresariais³, no nível de microdados, calculadas pelo Instituto Brasileiro de Economia, da Fundação Getúlio Vargas (FGV/IBRE). O objetivo é verificar o impacto da incerteza, pelo lado da oferta, utilizando a metodologia de Vetor Autorregressivo (VAR). Para isso, foram utilizados as seguintes variáveis: Índice de Atividade Econômica (IBC-BR); Expedição de caixas, acessórios e chapas de papelão ondulado (ABPO); Produção Física da Indústria (PIM-PF); e Taxa de Desemprego (PME). Até o momento, não há referência na literatura econômica brasileira de índice de incerteza criado por dados de sondagens.

O artigo apresenta a seguinte estrutura: a Seção 2 apresenta o perfil dos respondentes das sondagens. A Seção 3 descreve a metodologia de Bachmann et al. (2013) para a criação do índice de incerteza. Na Seção 4, são calculados os Índices de Incerteza Setoriais. Na Seção 5, é apresentada o cálculo e análise do Índice de Incerteza Empresarial (IIE). Na Seção 6, é apresentada o Modelo de Vetor Autorregressivo (VAR). Na Seção 7, são descritos os resultados dos choques de incerteza nas variáveis macroeconômicas. Na Seção 8, há a conclusão do artigo.

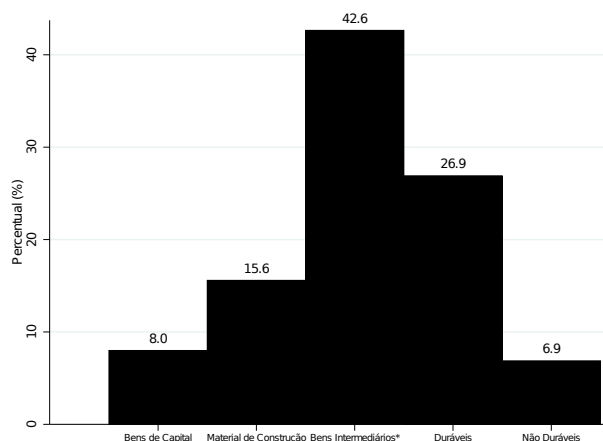
2 Perfil das Empresas Participantes das Sondagens

O objetivo desta seção é traçar um breve perfil das empresas que fazem parte de cada sondagem e que irão fazer parte da construção do Índice de Incerteza Empresarial (IIE).

³As sondagens que fazem parte da Sondagem Empresarial são as de Indústria de Transformação, de Serviços, do Comércio e da Construção.

2.1 Indústria da Transformação

A Sondagem da Indústria de Transformação possui, em média, 1.200 respondentes por mês. A amostra é representativa do conjunto de empresas que respondem a sondagem, cuja maior participação na amostra é da Categoria de Uso Bens Intermediários (com exceção de Materiais de Construção), com 42,6%.

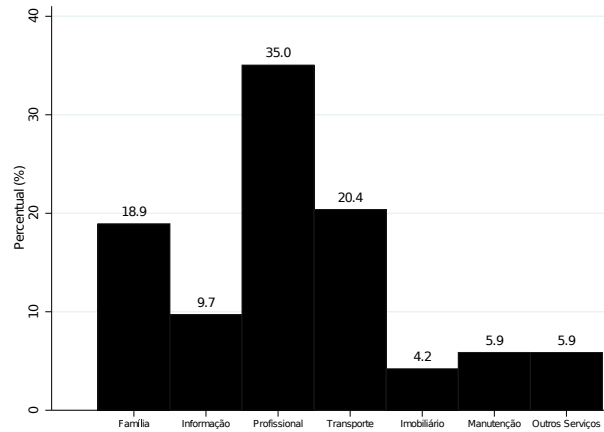


*Bens Intermediários, com exceção de Material de Construção. Fonte: FGV/IBRE.

Figura 1: Perfil das empresas por segmento

2.2 Serviços

A Sondagem de Serviços apresenta, em média, 2.200 respondentes/mês. A amostra de empresas corresponde ao perfil do setor, com destaque para o segmento Serviços Profissionais, com 35,0% de participação na amostra. As menores participações são dos segmentos Manutenção e Outras Atividades de Serviços, ambas com 5,9% e Atividade Imobiliária, com 4,2%.

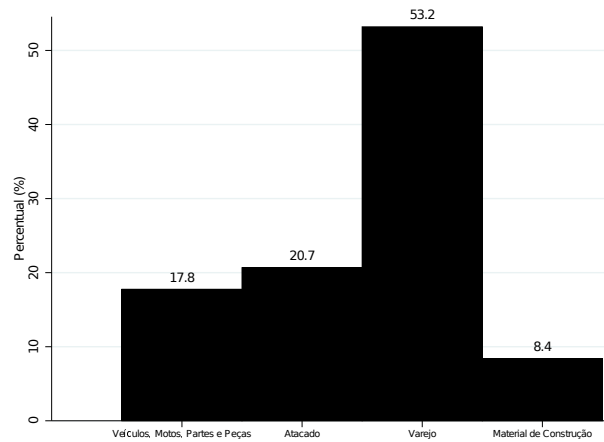


Fonte: FGV/IBRE.

Figura 2: Perfil das empresas por segmento

2.3 Comércio

O número de empresas que respondem mensalmente a Sondagem do Comércio é, da ordem, de 1.200. O segmento da sondagem que apresenta a maior participação na amostra é o Varejo, com 53,2% e o menor é Material de Construção, com 8,4%.

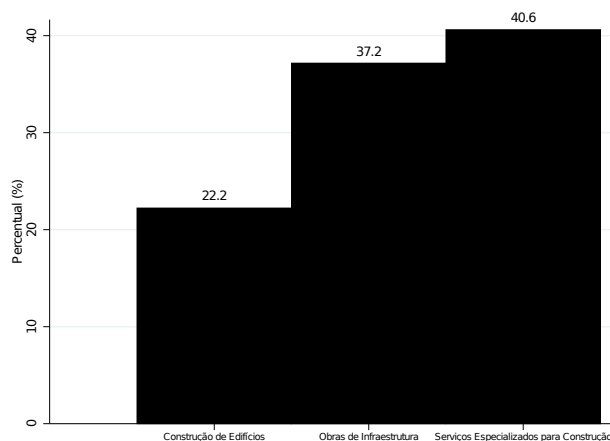


Fonte: FGV/IBRE.

Figura 3: Perfil das empresas por segmento

2.4 Construção

No caso da Sondagem da Construção, 700 empresas respondem mensalmente a pesquisa. A amostra de setor apresenta um desenho amostral representativo. A participação majoritária vem do segmento de Serviços Especializados para Construção (40,6%).



Fonte: FGV/IBRE.

Figura 4: Perfil das empresas por segmento

3 Metodologia

A metodologia adotada para a criação do Índice de Incerteza Empresarial (IIE) é baseada no artigo de Bachmann et al. (2013): *Uncertainty and Economic Activity: Evidence from Business Survey Data*. Nele, os autores criam uma variável *proxy* que mensura a incerteza por meio da dispersão de respostas de Sondagem da Indústria de Transformação⁴ e analisam o impacto do índice em variáveis macroeconômicas, usando a metodologia Vetor Autorregressivo Estrutural (SVAR).

As sondagens de tendência são levantamentos estatísticos que geram informações utilizadas no monitoramento da situação corrente e na antecipação de eventos futuros da economia. O motivo de usar dados de sondagens é a rapidez com que os dados são colhidos, processados, analisados e divulgados. Enquanto os resultados das estatísticas quantitativas tradicionais, como as de produção e emprego são conhecidos com defasagem entre 30 e 45 dias em relação ao fato ocorrido, as sondagens fornecem, ainda no próprio mês de referência, informações sobre o desempenho setorial e sinalizações de tendência no curto prazo. As séries dos indicadores de sondagens apresentam menor volatilidade que as de natureza quantitativa.

No artigo de Bachmann et al. (2013), o processo de escolha do quesito para construção do índice de incerteza tem como princípio que as perguntas mostrem cenários do setor no curto prazo. Por esse critério, a pergunta selecionada foi a que prevê a produção para os próximos três meses:

⁴As sondagens utilizadas pelos autores foram Third FED District Business Outlook Survey (BOS) e German IFO Business Climate Survey (IFO-BCS).

Expectations for the next three months: Our domestic production activities with respect to product X will (without taking into account differences in the length of months or seasonal fluctuations) increase, roughly stay the same, decrease.

Para o cálculo do índice, foi criada uma medida de dispersão cujas variáveis são as frequências das opções de resposta extremas do quesito supracitado:

$$\text{Índice de Incerteza} = \sqrt{\text{Freq}_t^+ + \text{Freq}_t^- - (\text{Freq}_t^+ - \text{Freq}_t^-)^2} \quad (1)$$

em que:

Freq_t^+ = Frequência de resposta positivas, no período t ; e

Freq_t^- = Frequência de respostas negativas, no período t .

Há dois motivos para a adoção dessa medida para mensurar incerteza: i) há uma dispersão "natural" resultante da distribuição das respostas positivas e negativas; e ii) que o resíduo dessa dispersão significa que os agentes econômicos não têm certeza se a situação em que se encontram irá melhorar ou não no curto prazo.

4 Construção dos Índices de Incerteza Setoriais (IIS)

Para construção do Índice de Incerteza Empresarial (IIE) é necessário que se criem os Índices de Incerteza Setoriais (IIS), adotando a metodologia criada por Bachmann et al. (2013). Para isso, o primeiro setor a ser calculado será o da Indústria de Transformação.

No caso desse setor, a pergunta escolhida foi a que capta a perspectiva de volume de negócios para o trimestre imediatamente posterior.

Volume da produção prevista para o próximo trimestre, comparado com o trimestre anterior, será: Maior, Igual, Menor?

A estrutura de cálculo do índice é análoga ao que foi descrito na Seção 3 (Equação (1)):

$$\text{Índice de Incerteza}_{st} = \sqrt{\text{Freq}_{st}^+ + \text{Freq}_{st}^- - (\text{Freq}_{st}^+ - \text{Freq}_{st}^-)^2} \quad (2)$$

em que:

Freq_{st}^+ = Frequência de resposta positivas, do setor s , no período t ; e

Freq_{st}^- = Frequência de respostas negativas, do setor s , no período t .

O período utilizado para construção do índice é de novembro de 2005 a dezembro de 2015.

O primeiro passo para a construção do índice é calcular a dispersão das frequências de respostas⁵ do quesito Volume Previsto, para cada mês. Depois de calculado, a série é padronizada⁶. A razão da padronização é que ao agregá-las para construir o IIE, nenhuma série seja dominada por outra devido a

⁵Para que a amostra seja representatividade, cada segmento foi ponderado com o Valor de Transformação Industrial (VTI). Com isso, $\text{Freq}_{st}^+ = \sum_s \omega_{s,t} \times 1_{\text{resposta positiva}}$ e $\text{Freq}_{st}^- = \sum_s \omega_{s,t} \times 1_{\text{resposta negativa}}$. Esse procedimento também foi usado nos outros três setores: no caso do de Serviços, utilizou-se o Valor Adicionado; Comércio, Margem de Comercialização; e Construção, Valor Adicionado.

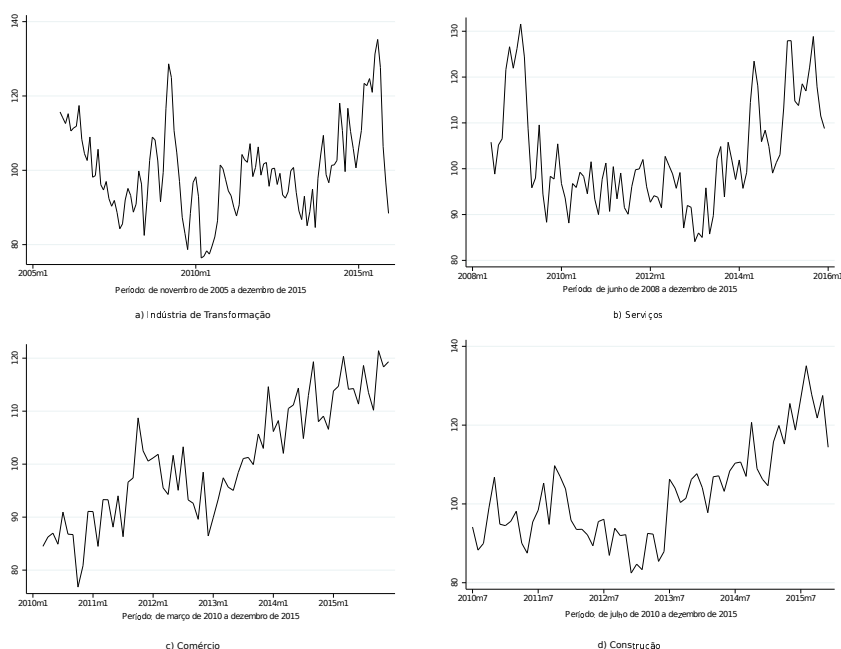
⁶Média de 100 pontos e desvio padrão de 10 pontos, tendo como referência o período entre julho de 2010 a junho de 2015.

uma apresentar uma maior volatilidade. O passo seguinte é dessazonalizá-las, utilizando-se o programa X-13 ARIMA-SEATS⁷. E para finalizar a criação do índice, se padroniza a série dessazonalizada, com a mesma janela temporal, com as mesmas médias e os mesmos desvios padrão.

Para os setores de Serviços, Comércio e Construção, a construção do IIS é análoga ao da Indústria de Transformação, só diferindo a pergunta; o período amostral; número de observações; e se há ou não padrão sazonal nas séries calculadas. A Tabela 1 apresenta o resumo da construção do índice de cada setor da economia.

A Figura 5 apresenta os Índices de Incerteza Setoriais dessazonalizados mencionados acima.

Figura 5: Índices de incerteza setoriais dessazonalizados



Fonte: Elaboração própria.

5 Construção do Índice de Incerteza Empresarial (IIE)

Para a construção do Índice de Incerteza Empresarial (IIE), é necessário agregar os Índices de Incerteza Setoriais (IIS) padronizados e dessazonalizados e essa agregação é feita ponderando-se cada série com os seus respectivos Pesos Econômicos⁸, provenientes das Contas Nacionais, calculadas pelo Instituto

⁷Para mais informações referente ao procedimento de ajuste sazonal usando X-13 ARIMA-SEATS, favor consultar [link](#) a seguir: Usando o R para ensinar Ajuste Sazonal.

⁸A metodologia de cálculo para se encontrar os pesos econômicos setoriais é feita da seguinte forma: $\frac{ValoresCorrentes_{st}}{\sum ValoresCorrentes_{st}}$, em que o numerador, $ValoresCorrentes_{st}$, representa o montante do setor s , no ano t ; e o denominador, $\sum ValoresCorrentes_{st}$, representa o somatório de todos os setores de interesse, S , no ano t . Os *Valores Correntes* é uma rubrica das Contas Nacionais, calculadas pelo IBGE. No caso do setor de Serviços, foram utilizados os segmentos *Transporte, Armazenagem e Correio; Serviços de Informação; e Outros Serviços*.

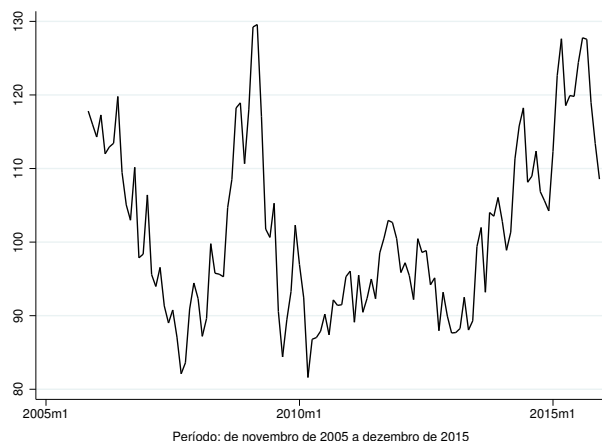
Tabela 1: Quadro Resumo da Construção do Índice de Incerteza Setorial

Setor	Pergunta	Início da série ¹	Número de observações (em torno de)	Padrão sazonal
Indústria de transformação	Volume de produção prevista para o próximo trimestre, comparado com o trimestre anterior, será maior, igual, menor?	Novembro de 2005	82.000	Sim
Serviços	Descontando-se a influência sazonal como evoluirá o volume de demanda por seus serviços nos próximos 3 meses? Aumentará, ficará igual, diminuirá?	Junho de 2008	94.000	Sim
Comércio	Descontando-se a influência sazonal, como evoluirão suas vendas nos próximos 3 meses? Aumentarão, ficarão iguais, diminuirão?	Março de 2010	50.000	Sim
Construção	Descontando-se a influência sazonal como evoluirá a demanda pelos serviços da empresa nos próximos 3 meses? Aumentará, ficará estável, diminuirá?	Julho de 2010	19.000	Não

Fonte: IBGE/IBRE

¹Todas as séries terminam em dezembro de 2015.

Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Feita essa agregação, a série de IIE ainda passa por mais uma etapa: a padronização⁹.



Fonte: Elaboração própria.

Figura 6: Índice de incerteza empresarial dessazonalizado

Como já sinalizados por Bachmann et al. (2013), Costa Filho (2014) e Baker et al. (2015), os índices de incerteza apresentam comportamento contracíclico quando comparados às séries de atividade econômica, já que à medida que o índice de incerteza aumenta, menor é a atividade econômica. Um exemplo é a Figura 7 que mostra o cruzamento do Índice de Incerteza Empresarial (IIE), em nível, contra o Índice de Atividade Econômica (IBC-BR), do Banco Central do Brasil, em diferença interanual do *log*: quando a taxa de crescimento interanual da produção aumenta, o índice de incerteza se reduz. E vice-versa.

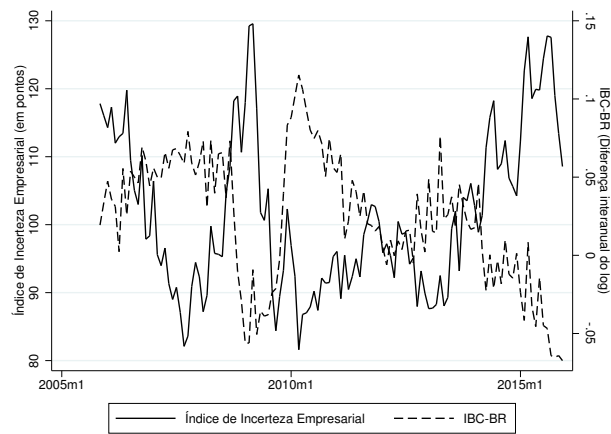
Com o objetivo de ratificar as características anticíclicas do IIE, adotou-se o Algoritmo Mönch & Uhlig (2004)¹⁰, que data os períodos de recessão e expansão da atividade econômica de um país, com frequência mensal. O resultado das datações pode ser visto na Figura 8, na qual as áreas hachuradas representam os *turning points*. Ou seja, os períodos de vales/recessões e picos/expansões da série.

O algoritmo identificou dois *turning points*:

- De março de 2009 a março de 2010: período que foram adotados as políticas contracíclicas para combater a grave crise mundial de 2008; e
- De novembro de 2011 a março de 2013: período de política de estímulo à determinados setores da economia e manutenção da política de ampliação do crédito.

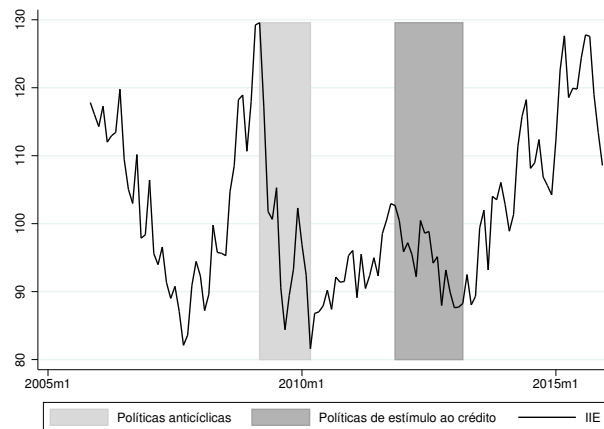
⁹A padronização considera a mesma janela temporal (de julho de 2010 a junho de 2015); a mesma média (100) e o mesmo desvio padrão (10).

¹⁰O Algoritmo Mönch-Uhlig foi criado por Emanuel Mönch e Harald Uhlig, em 2004, com o propósito de datar os ciclos de negócios de séries mensais e dessazonalizadas da *Euro Area*. Para mais detalhes do procedimento do algoritmo, segue o *link* do artigo dos autores: Towards a Monthly Business Cycle Chronology for the Euro Area.



Fonte: Elaboração própria e BACEN.

Figura 7: Índice de incerteza empresarial e índice de atividade econômica (IBC-BR)



Fonte: Elaboração própria.

Figura 8: Datação do índice de incerteza empresarial

6 Modelo Vetor Autorregressivo (VAR)

Para verificar a relevância e eficiência do Índice de Incerteza Empresarial (IIE) foi adotado a estimação de Vetores Autorregressivos (VARs). Essa metodologia foi utilizada por diversos autores que estudam o assunto (Bloom 2009, Bachmann et al. 2013, Born et al. 2014), entre outros. Foram estimados VARs entre o IIE, em nível, e os seguintes indicadores de atividade econômica: Índice de atividade econômica (IBC-BR); Expedição de caixas, acessórios e chapas de papelão ondulado (ABPO); Produção física da indústria (PIM-PF); e Taxa de desemprego(PME). Para escolher quais as defasagens ótimas dos VAR estimados, adotou-se o Critério de Schwarz. Todas as variáveis apresentaram defasagem de um mês.

$$y_t = \Pi_0^1 + \Pi_1^1 y_{t-1} + \Pi_2^1 z_{t-1} + u_t^1 \quad (3)$$

$$z_t = \Pi_0^2 + \Pi_1^2 y_{t-1} + \Pi_2^2 z_{t-1} + u_t^2 \quad (4)$$

Em que y e z são ambos estacionários e dependem apenas de suas defasagens. Também pode-se representar o sistema na forma matricial.

$$x_t = \begin{pmatrix} y_t \\ z_t \end{pmatrix}, \Pi_0 = \begin{pmatrix} \Pi_0^1 \\ \Pi_0^2 \end{pmatrix}, \Pi_1 = \begin{pmatrix} \Pi_1^1 & \Pi_1^2 \\ \Pi_2^1 & \Pi_2^2 \end{pmatrix}, U_t = \begin{pmatrix} u_t^1 \\ u_t^2 \end{pmatrix} \quad (5)$$

Que incorre a forma reduzida

$$x_t = \Pi_0 + \Pi_1 x_{t-1} + u_t \quad (6)$$

em que:

x_t = vetor de variáveis

Π_0 = vetor de interceptos

Π_1 = matrizes de coeficientes

u_t = vetor de distúrbios¹¹

Além das variáveis macroeconômicas supracitadas, também foi inserido na estimação dos VARs uma *dummy*. Essa *dummy* é referente à Crise Mundial de 2008 e cobre o período de outubro de 2008 a junho de 2009. Todas as variáveis macroeconômicas¹² possuem a mesma janela temporal do IIE: são mensais e o período é de novembro de 2005 a dezembro de 2015.

7 Resultados

As estimações e análise dos VARs entre o IIE e as diversas variáveis macroeconômicas foram feitas separadamente, utilizando, em todas as estimações, uma defasagem, esta escolhida pelo Critério de Schwarz. As análises foram feitas em quatro etapas:

- Correlação Cruzada entre o IIE e as variáveis macroeconômicas;
- Resultado dos VARs entre o IIE e as variáveis macroeconômicas;

¹¹Os distúrbios têm as seguintes características: são ruídos brancos e possuem covariância igual a zero.

¹²As descrições das variáveis macroeconômicas estão descritas no Apêndice.

- Análise das Funções Impulso-Respostas do IIE nas variáveis; e
- Análise por Decomposição da Variância.

7.1 Correlação Cruzada

A Tabela 2 mostra a correlação contemporânea entre o IIE e as variáveis macroeconômicas que serviram para estimação dos VARs. O resultado mostra que as correlações são negativas, com exceção da taxa de desemprego, o que corrobora com a literatura: o comportamento de uma série de incerteza é contracíclica. Ou seja, o IIE tende a se mover em movimento oposto às séries macroeconômicas.

Tabela 2: Correlação Cruzada

Variável	IIE	IBC-BR	ABPO	PIM-PF	Desemprego
IIE	1,00				
IBC-BR	-0,61	1,00			
ABPO	-0,48	0,70	1,00		
PIM-PF	-0,58	0,96	0,77	1,00	
Desemprego	0,06	-0,18	-0,02	-0,18	1,00

Fonte: Elaboração própria, BACEN, ABPO e IBGE.

Os maiores coeficientes negativos encontrados entre o IIE e as variáveis macroeconômicas foram no IBC-BR e no PIM-PF, com correlações -0,61 e -0,58, respectivamente.

7.2 Resultado da Estimação do VAR

Os resultados da estimação dos VARs são encontrados na Tabela 3.

Tabela 3: Resultado da Estimação do Vetor Autorregressivo (VAR)

Variável	IBC-BR	ABPO	PIM-PF	Desemprego
IIE	-0,0005 (0,0002)**	-0,0007 (0,0004)*	-0,0009 (0,0004)**	0,0044 (0,0019)**
IBC-BR	0,7342 (0,0619)**			
ABPO		-0,6011 (0,0724)***		
PIM-PF			0,6924 (0,0617)***	
Desemprego				0,8576 (0,0469)***
Constante	0,6030 (0,0232)***	0,0815 (0,0371)**	0,0986 (0,0375)***	-0,4462 (0,1893)**
Dummy da crise de 2008	-0,0157 (0,0081)*	-0,0265 (0,0148)*	-0,0400 (0,0147)***	0,0257 (0,0849)

Fonte: Elaboração própria, BACEN, ABPO e IBGE.

Desvio padrão em parênteses.

* $p < 0,10$; ** $p < 0,05$; *** $p < 0,01$

O resultado mostra que o Índice de Incerteza Empresarial (IIE), além de apresentar relação negativa em todas as variáveis macroeconômicas, com exceção da Taxa de Desemprego, é estatisticamente significativa. Ou seja, o IIE explica uma parcela do comportamento das variáveis macroeconômicas.

A Tabela 3 mostra o resultado do Teste de Normalidade¹³ dos resíduos dos modelos VAR estimados, adotando o teste de Jarque-Bera. Em todas as séries, o resultado foi que não se pode rejeitar a hipótese nula de normalidade dos resíduos¹⁴.

Tabela 4: Teste de Autocorrelação Serial nos Modelos VAR Estimados

Variável	Jaque-Bera	G.L.	Prob.
IBC-BR	3,566276	4	0,4670
ABPO	4,722282	4	0,3170
PIM-PF	6,366535	4	0,1734
Desemprego	4,211415	4	0,3781

Fonte: Elaboração própria.

7.3 Função Impulso Resposta Generalizada

Pela análise de impulso resposta generalizada¹⁵, o impacto causado pelo IIE no IBC-BR e na PIM-PF é significativo do segundo ao décimo mês. No caso da ABPO, a resposta ao choque do IIE é marginalmente diferente de zero do segundo ao quinto mês. A resposta da Taxa de Desemprego (PME) ao choque do IIE é significativo do terceiro mês ao décimo segundo, tornando-se zero a partir desse período.

O que se verifica nas quatro variáveis macroeconômicas é a persistência do impacto do IIE. Resultados similares foram encontrados em Cavalcanti (2013), Costa Filho (2014) e Jurado et al. (2015). Além disso, os resultados ratificam que o IIE possui comportamento contracíclico, que se encontra em linha com a literatura mundial (Bloom 2009, Bachmann et al. 2013).

7.4 Decomposição da Variância

Uma outra medida para mensurar o impacto do IIE nas variáveis macro é por meio da metodologia de Decomposição da Variância. A ideia por trás desse método é mostrar que porcentagem da variância do erro de previsão decorre de cada variável ao longo do horizonte de previsão. A Tabela 5 apresenta o cruzamento do IIE com as variáveis econômicas e mostra o quão o índice afeta as variáveis em um horizonte de vinte meses.

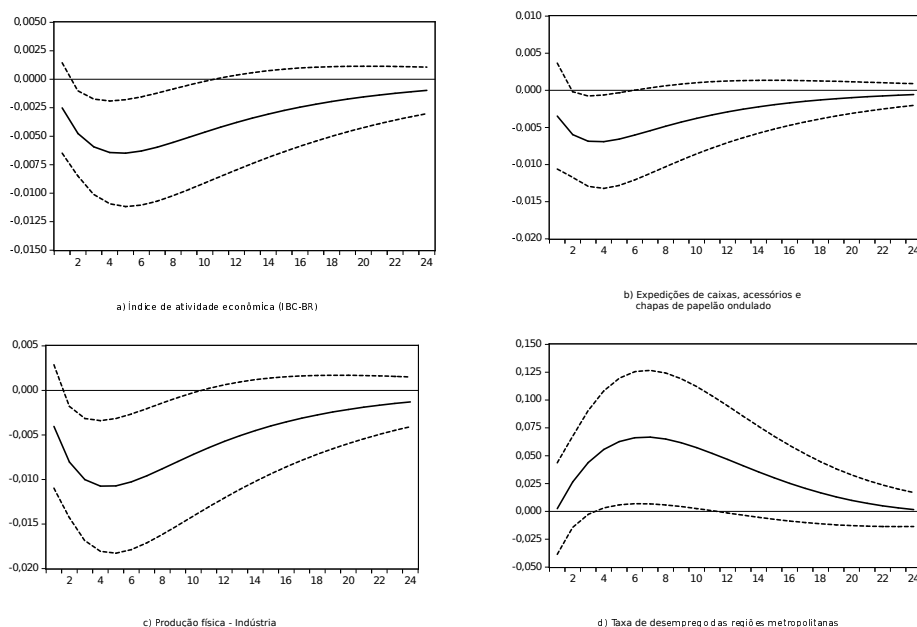
Quando as variáveis são analisadas sob o ponto de vista da Decomposição da Variância, a Produção Física da Indústria (PIM-PF) e o Índice de Atividade Econômica (IBC-BR) são as mais explicadas no horizonte de 20 meses: 20,1% e 19,4% da variação da série são em decorrência do Índice de Incerteza Empresarial (IIE). Esses resultados são corroborados no trabalho de Costa Filho (2014): para o Índice Incerteza, via busca da palavra "incerteza" nas seções de economia dos jornais, o impacto foi de 33%, para PIM-PF, e 31,0% para

¹³Os resultados apresentados são referentes ao Teste de Normalidade, sugerido por Hansen & Doornik (1994), cuja hipótese nula é de normalidade dos resíduos.

¹⁴No Apêndice, encontra-se os resultados do Teste de Normalidade para as variáveis Índice de Confiança da Indústria e Dispersão de Projeções do Mercado.

¹⁵A Função de Impulso Resposta Generalizada foi criada por Pesaran & Shin (1998), em 1998, e tem como objetivo a não dependência da ordenação das variáveis que se encontram no VAR.

Figura 9: Funções impulso-respostas



Fonte: Elaboração própria.

Tabela 5: Decomposição da Variância dos VARs Calculados

Período (em meses)	% da Variância em consideração ao Índice de Incerteza Empresarial			
	IBC-BR	ABPO	PIM-PF	Desemprego
1	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%
2	1,1%	0,1%	1,2%	0,1%
3	3,1%	2,0%	3,4%	2,0%
4	5,4%	3,2%	6,0%	3,8%
5	7,8%	4,5%	8,6%	5,8%
6	9,9%	5,6%	10,8%	7,9%
7	11,8%	6,5%	12,8%	10,0%
8	13,3%	7,2%	14,4%	11,9%
9	14,6%	7,8%	15,7%	13,6%
10	15,6%	8,2%	16,7%	15,0%
11	16,5%	8,5%	17,5%	16,1%
12	17,2%	8,8%	18,2%	17,0%
13	17,7%	9,0%	18,7%	17,8%
14	18,1%	9,1%	19,0%	18,2%
15	18,5%	9,2%	19,4%	18,6%
16	18,8%	9,3%	19,6%	18,9%
17	19,0%	9,4%	19,8%	19,1%
18	19,1%	9,4%	19,9%	19,1%
19	19,3%	9,4%	20,0%	19,2%
20	19,4%	9,5%	20,1%	19,2%

Fonte: BACEN, ABPO e IBGE.

IBC-BR. A incerteza, via volatilidade do mercado, foi de 48,0% e 42,0%, respectivamente. Ambos índices com horizonte de 10 meses.

No caso da Taxa de Desemprego, os resultados foram distintos entre as diferentes medidas: enquanto no IIE, a influência foi de 19,2%, o de Mídia e de Volatilidade do Mercado foram de 2,0% e 3,0%, respectivamente.

No caso de Expedição de caixas, acessórios e chapas de papelão (ABPO), esta foi a variável que obteve a menor influência do IIE (9,5%, no período de 20 meses).

8 Conclusão

O objetivo deste artigo é trazer à discussão uma *proxy* que consiga mensurar o quanto de incerteza influencia a atividade econômica, usando dados de sondagens de tendência. A metodologia utilizada para este texto foi baseada no artigo de Bachmann et al. (2013), *Uncertainty and Economic Activity: Evidence from Business Survey Data*, que utilizou dados de sondagens do BOS e IFO na construção do índice.

Neste texto, foram usados os microdados das empresas respondentes das Sondagens da Indústria de Transformação, de Serviços, de Comércio e da Construção, todas produzidas pelo Instituto Brasileiro de Economia, da Fundação Getúlio Vargas (FGV/IBRE).

No todo, o resultado dos exercícios propostos entre o Índice de Incerteza Empresarial (IIE) e as variáveis macroeconômicas estão em linha com os artigos que discutem esse tipo de medida, já que se observa que a incerteza apresenta característica contracíclica à atividade econômica: nos períodos de maior incerteza, a atividade econômica encontra-se reprimida. Esse tipo de comportamento foi mais evidenciado na Produção Industrial da Indústria e no IBC-BR, quando usada a metodologia de Decomposição da Variância. Também há forte indícios da influência de incerteza na Taxa de Desemprego. Com isso, os choques decorrentes do índice de incerteza são importantes *drivers* para o monitoramento das flutuações da economia brasileira e para que os *policy makers* tenham mecanismos para implementação de políticas monetárias mais rápidas, eficientes e eficazes.

E até o presente momento, a construção dessa *proxy*, usando dados de sondagem, é inédita no país.

9 Agradecimentos

Gostaria de agradecer ao Prof. Dr. Eliezer Diniz e aos (às) pareceristas pelos excelentes questionamentos que muito agregaram ao artigo. Também agradecer ao Instituto Brasileiro de Economia da FGV/IBRE (Fundação Getúlio Vargas) pelo acesso aos microdados das Sondagens Empresariais. Agradecimentos especiais aos comentários e às sugestões que serviram para a criação deste artigo, em especial para Cristian Huse, da Stockholm School of Economics; Fernando de Holanda Barbosa Filho, Sílvio Sales e Viviane Bittencourt, todos do FGV/IBRE; Talita Mereb, do Instituto Alfa e Beto; e Flávia Mourão Graminho, do Banco Central do Brasil. Também agradecer a Maria Clara Teixeira Quintal e a Pedro Medeiros Teixeira e por terem me auxiliado com os dados.

Referências Bibliográficas

- Bachmann, R., Elstner, S. & Sims, E. R. (2013), 'Uncertainty and economic activity: Evidence from business survey data', *American Economic Journal: Macroeconomics* 5(2), 217–249.
- Baker, S. R., Bloom, N. & Davis, S. J. (2015), Measuring economic policy uncertainty, Working Paper 21633, National Bureau of Economic Research.
URL: <http://www.nber.org/papers/w21633>
- Balta, N., Fernández, I. V. & Ruscher, E. (2013), 'Assessing the impact of uncertainty on consumption and investment', *Section I, Quarterly Report on the Euro Area* 12(2).
- Barrero, J. M., Bloom, N. & Wright, I. J. (2016), 'Short and long run uncertainty'.
- Bloom, N. (2009), 'The impact of uncertainty shocks', *Econometrica* 77(3), 623–685.
URL: <http://dx.doi.org/10.3982/ECTA6248>
- Bloom, N., Floetotto, M., Jaimovich, N., Saporta Eksten, I. & Terry, S. (2014), 'Really uncertain business cycles', *US Census Bureau Center for Economic Studies Paper No. CES-WP-14-18*.
- Born, B., Breuer, S. & Elstner, S. (2014), Uncertainty and the great recession, Arbeitspapier, Sachverständigenrat zur Begutachtung der Gesamtwirtschaftlichen Entwicklung 04/2014, Wiesbaden.
URL: <http://hdl.handle.net/10419/103834>
- Cavalcanti, M. A. (2013), 'Uma análise econométrica da evolução da indústria de transformação Brasileira no período 2002-2012'.
- Costa Filho, A. E. d. (2014), 'Incerteza e atividade econômica no Brasil', *Economia Aplicada* 18(3), 421–453.
- da Silva Filho, T. N. T. et al. (2007), 'Is the investment-uncertainty link really elusive? the harmful effects of inflation uncertainty in Brazil', *Banco Central do Brasil Working Paper Series* (157).
- Haddow, A., Hare, C., Hooley, J. & Shakir, T. (2013), 'Macroeconomic uncertainty: what is it, how can we measure it and why does it matter?', *Bank of England Quarterly Bulletin* 53(2), 100–109.
URL: <http://EconPapers.repec.org/RePEc:boe:qbullt:0101>
- Hansen, H. & Doornik, J. A. (1994), 'An omnibus test for univariate and multivariate normality', *Economics Papers Series (Nuffield College, University of Oxford)*.
- Hodrick, R. J. & Prescott, E. C. (1997), 'Postwar us business cycles: an empirical investigation', *Journal of Money, Credit, and Banking* pp. 1–16.
- Jurado, K., Ludvigson, S. C. & Ng, S. (2015), 'Measuring uncertainty', *The American Economic Review* 105(3), 1177–1216.

Leduc, S., Liu, Z. et al. (2012), 'Uncertainty shocks are aggregate demand shocks', *Federal Reserve Bank of San Francisco Working Paper* **10**.

Mönch, E. & Uhlig, H. (2004), 'Towards a monthly business cycle chronology for the euro area'.

Pesaran, H. H. & Shin, Y. (1998), 'Generalized impulse response analysis in linear multivariate models', *Economics Letters* **58**(1), 17–29.

Piffer, M. & Podstawski, M. (2016), 'Identifying uncertainty shocks using the price of gold'.

Zarnowitz, V. (1992), Consensus and uncertainty in economic prediction, *in* 'Business Cycles: Theory, History, Indicators, and Forecasting', University of Chicago Press, pp. 492–518.

Apêndice A Descrição das Variáveis Macroeconômicas

Seguem abaixo as séries que foram utilizadas para a estimação dos diversos VARs. Um dos objetivos de suas escolhas foi mostrar o impacto da incerteza na atividade econômica e no emprego.

A.1 Atividade Econômica

- Índice de atividade econômica (**IBC-BR**), calculado pelo Banco Central do Brasil (BACEN). Série original. Usou-se a diferença interanual do log da série;
- Expedição de caixas, acessórios e chapas de papelão ondulado, calculado pela Associação Brasileira do Papelão Ondulado (**ABPO**). Série original. Usou-se a diferença interanual do log da série;
- Produção Física - Indústria (**PIM-PF**), calculado pela Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Série original. Usou-se a diferença interanual do log da série;

A.2 Emprego

- Taxa de desemprego das regiões metropolitanas (**PME**), calculado pelo IBGE. Série dessazonalizada pelo método X-12. Usou-se a diferença entre a série dessazonalizada e o seu Filtro HP¹⁶.

Apêndice B Exercícios com ICI e Dispersão das Projeções do Mercado

Seguem abaixo os resultados dos exercícios para as séries do Índice de Confiança da Indústria (ICI) e da Dispersão das Projeções do Mercado¹⁷.

O Índice de Confiança da Indústria de Transformação é calculado mensalmente pelo Instituto Brasileiro de Economia (IBRE), da Fundação Getúlio Vargas (FGV). Já a Dispersão das Projeções do Mercado, é calculado pelo Banco Central do Brasil (BACEN) e usa as médias dos desvios padrão do Índice de Preços ao Consumidor - Amplo (IPCA); Resultado Primário do Setor Público Consolidado e a Meta para Taxa Over-SELIC, com projeção de um ano a frente.

B.1 Resultado da Estimação do VAR

Para o cálculo do VAR das variáveis supracitadas, usou-se o mesmo procedimento adotado para o Índice de Incerteza Empresarial (IIE):

- As duas séries são estacionárias; e
- Para descobrir o *lag* ótimo, adotou-se o Critério de Informação de Schwarz.

¹⁶O Filtro de Hodrick & Prescott (1997) é um método que decompõe séries observadas em dois componentes: tendência e ciclo. Para mais detalhes do procedimento do método, segue o *link* do artigo dos autores: Postwar U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation.

¹⁷As expectativas do Banco Central do Brasil (BACEN) têm como base as projeções diárias de variáveis macroeconômicas calculadas por empresas financeiras ou não.

Índice de Confiança da Indústria

O resultado mostra que todos os coeficientes do ICI¹⁸, além de apresentarem os sinais esperados, são estatisticamente significantes, com destaque para a Produção Física da Indústria (PIM-PF) e Taxa de Desemprego.

Tabela B.1: Resultado da Estimação do Vetor Autorregressivo (VAR) - Índice de Confiança da Indústria

Variável	IBC-BR	ABPO	PIM-PF	Desemprego
ICI	0,2639 (0,0721)***	0,2833 (0,1204)**	0,5851 (0,1289)***	-1,8458 (0,9282)**
IBC-BR	0,8360 (0,0540)***			
ABPO		0,6639 (0,0652)***		
PIM-PF			0,7256 (0,0567)**	
Desemprego				0,8198 (0,0629)***
Constante	0,0054 (0,0027)**	0,0095 (0,0041)**	0,0032 (0,0039)	0,0066 (0,0268)
Dummy da crise de 2008	-0,0185 (0,0054)**	-0,0263 (0,0145)*	0,1702 (0,0159)***	0,1702 (0,1033)**

Fonte: FGV, BACEN, ABPO e IBGE.

Desvio padrão em parênteses.

* $p < 0,10$; ** $p < 0,05$; *** $p < 0,01$.

Para estimação do VAR, foram defasados em um mês a variável ABPO e em dois meses para IBC-BR, PIM-PF e Desemprego.

Sob o ponto de vista do teste autocorrelação serial, os modelos calculados não se mostraram consistentes, já que, para todas as variáveis, a hipótese nula de normalidade dos resíduos foi rejeitada.

Tabela B.2: Teste de Autocorrelação Serial nos Modelos VAR Estimados

Variável	Jaque-Bera	G.L.	Prob.
IBC-BR	44,52035	4	0,0000
ABPO	60,04029	4	0,0000
PIM-PF	54,18581	4	0,0000
Desemprego	61,58573	4	0,0000

Os resultados apresentados são referentes ao Teste de Normalidade, sugerido por Hansen and Doornik (1994), cuja hipótese nula é de normalidade dos resíduos.

Dispersão de Projeções do Mercado

A dispersão das projeções do mercado não explica o comportamento de todas variáveis macroeconômicas, como acontece no Índice de Incerteza Empresarial (IIE). O resultado é que a dispersão das projeções explica apenas duas variáveis: Índice da Atividade Econômica (IBC-BR); e Produção Física da Indústria (PIM-PF). Já Expedição de caixas, acessórios e chapas de papelão ondu-

¹⁸As séries de ICI são dessazonalizadas e estão em diferença mensal do seu *log*.

lado (ABPO) e Taxa de desemprego (PME) não se mostraram estatisticamente significantes, como pode ser visto na Tabela B.3.

Tabela B.3: Resultado da Estimação do Vetor Autorregressivo (VAR)
- Dispersão de Projeções do Mercado

Variável	IBC-BR	ABPO	PIM-PF	Desemprego
Dispersão de projeção	0,0004 (0,0001)***	0,0001 (0,0002)	0,0009 (0,0002)***	0,0110 (0,0110)
IBC-BR	0,2707 (0,0887)***			
ABPO		0,6634 (0,0666)***		
PIM-PF			0,1809 (0,0884)**	
Desemprego				0,8528 (0,0482)
Constante	-0,0362 (0,0111)***	-0,0052 (0,0203)	-0,0709 (0,0161)***	-0,1090 (0,1168)
Dummy da crise de 2008	-0,0353 (0,0087)***	-0,0423 (0,0178)**	-0,0725 (0,0200)***	0,0411 (0,1008)

Fonte: FGV, BACEN, ABPO e IBGE.

Desvio padrão em parênteses.

* $p < 0,10$; ** $p < 0,05$; *** $p < 0,01$.

ara estimação do VAR, foram defasados em um mês as variáveis ABPO e Desemprego e em três meses para IBC-BR e PIM-PF.

Assim como observado no ICI, a hipótese nula também foi rejeitada para as variáveis que se mostraram significativas.

Tabela B.4: Teste de Autocorrelação Serial nos Modelos VAR Estimados

Variável	Jaque-Bera	G.L.	Prob.
IBC-BR	23,41774	4	0,0001
ABPO	-	-	-
PIM-PF	25,64342	4	0,0000
Desemprego	-	-	-

Os resultados apresentados são referentes ao Teste de Normalidade, sugerido por Hansen and Doornik (1994), cuja hipótese nula é de normalidade dos resíduos.

PERFIL DO INVESTIMENTO DIRETO EXTERNO DAS MULTINACIONAIS ESTRANGEIRAS NO BRASIL: ASPECTOS TRANSNACIONAIS, SETORIAIS E DA FIRMA

GERALDO MOREIRA BITTENCOURT *

LEONARDO BORNACKI DE MATTOS †

FELIPE MENDES BORINI ‡

Resumo

Diante da diversidade dos aspectos associados às estratégias de internacionalização das empresas, o presente estudo se propôs a avaliar os fatores que influenciaram a escolha do modo de estabelecimento do investimento direto estrangeiro no Brasil. Para tanto, um modelo logit binomial foi estimado com base nos dados de 160 subsidiárias de multinacionais estrangeiras instaladas na economia brasileira, entre 1960 e 2009. Dentre os resultados obtidos, destaca-se que o investimento *greenfield* foi priorizado na ocorrência das seguintes situações: maior distância cultural e institucional; maior classificação do risco país para o mercado brasileiro; setor intensivo em tecnologia; e menor tamanho da subsidiária.

Palavras-chave: Modo de estabelecimento; Investimento *greenfield*; Aquisição.

Abstract

Given the diversity of the aspects associated with the companies' internationalization strategies, this study sought to evaluate the factors that influenced the establishment mode choice of the foreign direct investment in Brazil. For this, a binomial logit model was estimated based on data from 160 subsidiaries of foreign multinationals installed in the Brazilian economy, between 1960 and 2009. Among the results obtained, it should be noted that greenfield investment was prioritized in the occurrence of the following situations: greater cultural and institutional distance; higher country risk rating for the Brazilian market; most technology-intensive sector; and smaller size of subsidiary.

Keywords: Establishment mode; *Greenfield* investment; Acquisition.

JEL classification: F21, F23

DOI: <http://dx.doi.org/10.11606/1413-8050/ea119393>

* Professor do Departamento de Economia da Universidade Federal de Juiz de Fora/Campus Governador Valadares (UFJF/GV). E-mail: geraldobittencourt@ufjf.edu.br

† Professor do Departamento de Economia Rural da Universidade Federal de Viçosa (UFV). E-mail: lbmattos@ufv.br

‡ Professor do Programa de Mestrado e Doutorado em Gestão Internacional (PMDGI) da Escola Superior de Propaganda e Marketing (ESPM - São Paulo). E-mail: fborini@espm.br

1 Introdução

Nas últimas décadas, especialmente a partir de 1990, a economia mundial passou por rápidas transformações que permitiram uma integração econômica sem precedentes. Diferentes fatores como a maior abertura comercial e financeira, criação de blocos econômicos, evolução nos transportes e comunicações contribuíram para esse processo de mudanças. Essas mudanças vieram alinhadas às necessidades das empresas multinacionais de expandir seu controle e produção em escala global, sendo o investimento direto estrangeiro (IDE) um dos meios para se realizar essa ampliação.

O estabelecimento de firmas multinacionais em mercados estrangeiros por meio do IDE está relacionado à decisão estratégica da empresa em construir uma planta no exterior desde o seu início (investimento *greenfield*) ou adquirir uma empresa já estabelecida no mercado-alvo (aquisição). A escolha entre aquisição e investimento *greenfield* estaria, então, calcada nos níveis de controle, propriedade e comprometimento almejados pela firma e, também, na disponibilidade e necessidade de recursos para alcance dos objetivos estratégicos da multinacional (Meyer & Estrin 2001).

Os investimentos *greenfield* normalmente estão associados a menores riscos e custos oriundos de diferenças culturais, uma vez que na estruturação inicial da subsidiária podem se implantar as práticas gerenciais e organizacionais da matriz, contratando funcionários que se enquadrem na filosofia da companhia (Vermeulen & Barkema 2001). Já as aquisições representariam maior risco de natureza cultural, pois as eventuais diferenças entre a multinacional adquirente e a firma adquirida poderiam se manifestar em diversos aspectos de sua gestão, tais como definição de estratégias, comportamento durante negociações, estilo de liderança e políticas de recursos humanos (Kogut & Singh 1988). Na ótica do governo do país receptor do IDE, por vezes, há distinções no tratamento a aquisições e projetos *greenfield*, com preferência à segunda modalidade por esta se refletir em aumento da formação bruta de capital fixo, implementação de novas tecnologias e métodos (Avila 2013).

Segundo Chueke & Borini (2014), nos estudos empíricos pressupõe-se que a escolha entre projetos *greenfield* e aquisições seja influenciada por fatores ligados à firma, ao setor (indústria) e aos aspectos transnacionais, estes relativos a um conjunto de características específicas dos países de origem e destino dos investimentos. Ao nível dos fatores transnacionais, especialmente no âmbito das características do país hospedeiro, há importantes aspectos institucionais que afetam a definição do modo de estabelecimento, como, por exemplo, situações nas quais o marco jurídico do país receptor restringe aquisições de empresas por capital estrangeiro, restando apenas a alternativa de implantação de projetos *greenfield* Cho & Padmanabhan (1995).

Arslan & Larimo (2010), a partir do estudo sobre o IDE de multinacionais finlandesas, destacaram a influência da distância (heterogeneidade¹) dos aspectos institucionais entre países de origem e destino no modo de estabelecimento. Os autores constataram que a maior heterogeneidade institucional levou a firma investidora a preferir projetos *greenfield*, confirmando a hipó-

¹Conforme Berry et al. (2010), os países são distantes uns dos outros, não só pela distância geográfica, mas, também, porque as diferenças (heterogeneidades) institucionais, sociais, culturais ou políticas aumentam os custos de transação, as incertezas e dificuldades para que as firmas multinacionais operem além de suas fronteiras nacionais, o que pode funcionar como restrição significativa ao ingresso de IDE Bénassy-Quéré et al. (2007).

tese de que um empreendimento realizado desde a etapa inicial facilitaria a integração da subsidiária estrangeira à estrutura organizacional da matriz (Hennart & Park 1993, Harzing 2002, Xu & Shenkar 2002, Avila 2013).

Um dos problemas centrais para uma empresa multinacional é, portanto, sua capacidade de adaptação em ambientes institucionais distintos ao do país de origem. Na busca por adaptação, as afiliadas estrangeiras estão se tornando cada vez mais inseridas nos países hospedeiros, o que tem levado ao aprofundamento de suas cadeias de valor e a uma maior propensão de engajamento em atividades de inovação (Dunning & Lundan 2008).

De modo geral, fatores como infraestrutura, disponibilidade de recursos (inclusive capital humano) e ambiente institucional são apontados como decisivos para a atração, estabelecimento e retorno do IDE. Contudo, são observadas também diferenças substanciais na importância desses fatores de acordo com os setores econômicos a que se destinam os projetos de investimento (Blonigen & Piger 2011). Enquanto para projetos de IDE voltados ao setor primário, a dotação de recursos naturais e mão de obra barata são fatores determinantes, para aqueles voltados ao setor secundário a infraestrutura local, a abertura comercial e o desempenho institucional ganham destaque. Para o setor terciário, por sua vez, os elementos mais relevantes parecem ser as variáveis macroeconômicas, tais como tamanho do PIB e seu ritmo de crescimento (Blonigen & Piger 2011, Blonigen 2005).

No caso do Brasil, conforme evidenciado por Estrin & Prevezer (2010), Baer (2008) e Ranincheski et al. (2011), diferentemente dos outros países BRIC (Brasil, Rússia, Índia e China), o mesmo apresenta um ambiente institucional muito particular, contendo instituições diferenciadas dos demais países emergentes. Esse aspecto, segundo os autores, estaria ligado à forma da colonização brasileira e, ou, às políticas industriais do país, que criaram mecanismos de proteção da indústria nascente, culminando na elevação das exportações, em grande parte, ligadas às subsidiárias de multinacionais que se instalaram no mercado nacional.

Considerando a influência das particularidades setoriais, a diversidade das instituições no Brasil e a importância desse aspecto na decisão de investimento externo das firmas, torna-se necessária uma averiguação do modo de estabelecimento do IDE destinado às subsidiárias de multinacionais estrangeiras instaladas no Brasil. Portanto, o objetivo geral deste trabalho é identificar os aspectos transnacionais (institucionais), da firma e do setor que influenciaram na escolha entre aquisição ou investimento *greenfield* pelas empresas multinacionais estrangeiras que estabeleceram novas subsidiárias no Brasil, no período entre 1960 e 2009.

Em relação ao debate em curso na área de internacionalização de empresas, são vários os estudos presentes na literatura nacional que buscaram investigar a entrada de subsidiárias de multinacionais brasileiras no exterior (Chueke & Borini 2014, Bazuchi 2012, Dias 2012, Avila 2013). Entretanto, não há averiguações no sentido inverso, que avaliem o modo de estabelecimento de subsidiárias estrangeiras na economia brasileira, levando em conta o impacto dos aspectos setoriais, transnacionais e da firma sobre a estratégia de consolidação (investimentos *greenfield* ou aquisições) do IDE proveniente de multinacionais de diferentes países. Nesse sentido, este trabalho procura contribuir para o aumento do conhecimento teórico e aplicado na área, preenchendo essa lacuna.

Visto que o modo de estabelecimento do IDE influencia nas externalida-

des² geradas por esse investimento, o presente estudo torna-se importante para a geração de informações quanto ao perfil de entrada do IDE no mercado brasileiro e, consequentemente, para apontamentos a respeito de como o estabelecimento deste capital pode gerar externalidades positivas e influenciar o desempenho da economia brasileira. Para tanto, foi realizada uma ampla investigação a partir de um modelo analítico que considerou os aspectos ao nível da firma, do setor e dos países de origem e destino do IDE. Os resultados obtidos por essa análise sugerem que o tamanho e o grau de autonomia da firma subsidiária estrangeira, o setor de atuação dessa firma, o nível de atividade econômica do setor de destino, o risco do país hospedeiro (Brasil) e, ainda, as distâncias culturais e institucionais entre os países de origem do IDE e o Brasil mostraram-se significantes para explicar a escolha da forma de estabelecimento desse investimento estrangeiro na economia brasileira.

O artigo está estruturado em outras cinco seções, além desta introdução: a Seção 2 apresenta uma discussão teórica que fundamenta o estudo; a Seção 3 aborda o modelo conceitual e as relações esperadas na pesquisa; a Seção 4 descreve o modelo logit binomial estimado, bem como as fontes dos dados utilizados; a Seção 5 expõe e discute os resultados encontrados, enquanto a Seção 6 traz as conclusões do trabalho.

2 Aspectos teóricos sobre a internacionalização das empresas e o ambiente institucional

A escolha da forma do estabelecimento de empresas em países estrangeiros está relacionada à necessidade e à oferta de recursos para o alcance de objetivos estratégicos. Segundo Meyer & Estrin (2001), esses recursos podem estar: na posse das empresas locais – tecnologia, poder de mercado, barreiras de entrada; na posse da firma adquirente – capital, conhecimento e competência gerencial; ou disponíveis no mercado – local para o investimento, acesso a serviços, mão de obra, entre outros. A firma, na busca por esses recursos, pode, então, adotar a estratégia de expansão externa (aquisição/IJV³) ou a estratégia de expansão interna (investimento *greenfield*), onde o investidor deve se preocupar com a compra do local das futuras instalações, contratação e treinamento dos empregados, utilização da expertise gerencial da empresa matriz, além da transferência das tecnologias de produção, conhecimento e capital (Brouthers & Brouthers 2000).

Já a estratégia de aquisição, conforme (Vermeulen & Barkema 2001), está relacionada à velocidade de entrada em novos mercados e ao acesso a recursos como equipamentos, mão de obra, canais de distribuição, reputação. Aquisições combinam os recursos da empresa adquirida aos recursos e competências gerenciais da firma adquirente, proporcionando o acesso às novas tecno-

²De forma indireta, o IDE pode afetar a produção e a renda de um país ao: elevar o estoque de capital; aumentar a força de trabalho através da criação de emprego; fomentar o capital humano por meio da transferência de tecnologia, conhecimento, novas práticas de gestão e arranjos organizacionais; entre outros aspectos que se caracterizam na literatura como externalidades e spillovers (Romer 1990, Barro & Sala-i Martin 1995).

³De acordo com Kogut & Singh (1988), a estratégia International Joint Ventures (IJV) é adotada quando o investidor não tem conhecimento sobre o mercado em que pretende atuar e quando busca evitar os custos decorrentes de um processo de pós-aquisição. É um modo de estabelecimento substituto à aquisição, sendo assim, para fins de investigação neste estudo, o entendimento dos fatores associados ao modo de estabelecimento será delimitado conforme a estratégia por aquisições ou investimentos *greenfield*.

logias de produção, canais de marketing e de distribuição, conhecimento do mercado local, reputação de marca e expertise gerencial local. Além disso, é importante lembrar que também existem as chamadas aquisições brownfield, que, conforme Meyer & Estrin (2001), consistem em uma forma mista de entrada no exterior, na qual os recursos e competências da firma adquirida são rapidamente substituídos pelos da empresa adquirente. A motivação por trás desse modo de estabelecimento pode estar relacionada com a busca por acesso rápido ao mercado-alvo e participação de mercado da empresa adquirida (market-share).

O processo de internacionalização das empresas é considerado amplo, complexo e está relacionado a elementos advindos de diferentes áreas de conhecimento, o que envolve diferentes abordagens. Nesse sentido, as relações teóricas que fundamentam o surgimento das empresas multinacionais e a escolha do modo de estabelecimento do investimento dessas firmas no mercado externo têm como base uma abordagem teórica abrangente e integrada, a qual é conhecida como paradigma eclético de Dunning (1993, 2002). A teoria eclética ou paradigma eclético da produção internacional foi desenvolvido por Dunning (1993, 2002), considerando os conceitos da teoria dos custos de transação (Coase 1937, Williamson 1981) e da teoria da internalização (Buckley & Casson 1976).

De acordo com a teoria eclética, determinadas falhas de mercado, como a existência de custos de informação e transação, oportunismo dos agentes e especificidades de ativos, levam uma empresa a optar pelo investimento direto estrangeiro⁴ em vez de licenciamentos a outras firmas ou exportação direta como modo de entrada em um mercado externo. Para entender essa decisão de produção internacional, deve-se adicionar o condicionamento criado por algumas variáveis institucionais, estruturais e conjunturais, tais como características do país hospedeiro e do setor (indústria), assim como variáveis operacionais e estratégias específicas da firma. No processo de internacionalização, determinada empresa pode contar com vantagens diferenciais que podem ser classificadas em três tipos: vantagens de propriedade e de internalização, relacionadas aos aspectos da firma; e as vantagens de localização, relativas às características transnacionais, ou seja, as particularidades do país hospedeiro e do setor receptor do IDE (Dunning 1993, 2002).

A respeito das vantagens relativas à propriedade e internalização, que são classificadas entre as vantagens específicas da firma, o enfoque teórico da visão baseada em recursos (VBR) reforça a abordagem de Dunning (1993, 2002) ao propor que uma empresa pode obter vantagem competitiva por meio da aquisição e acumulação de ativos (recursos) e capacidades únicos e estratégicos, que irão diferenciá-la das concorrentes. De acordo com Wernerfelt (1984) e Barney (1996), representantes da VBR, a vantagem competitiva sustentável deriva de recursos e capacidades que uma firma controla. Os recursos e capacidades podem ser visualizados como um conjunto de ativos tangíveis e intangíveis, incluindo a gestão da firma, habilidades, processos e rotinas organizacionais, conhecimento e informação. Os autores apresentam quatro condições para que os recursos possam constituir fonte de vantagem competi-

⁴Dunning (1993) propôs a classificação do IDE conforme quatro principais tipos de projetos: market seeking (busca de mercado), resource seeking (busca de recursos), efficiency seeking (busca de eficiência) e asset seeking (busca de ativos estratégicos, ou seja, compra de firmas existentes).

tiva sustentável, eles devem ser: valiosos, raros, imperfeitamente imitáveis e imperfeitamente substituíveis.

Por outro lado, é importante destacar que as vantagens de localização, que são designadas como específicas do país e setor receptor do IDE, representam a ligação entre os aspectos transnacionais, principalmente os fatores institucionais, e o investimento direto estrangeiro, uma vez que o ambiente institucional torna-se fator chave na explicação dos fluxos de IDE, caracterizando-se como a principal vantagem locacional a ser observada pelos investidores externos (Mudambi & Navarra 2002, Dunning & Lundan 2008).

Em relação aos aspectos institucionais, North (1990) examina a natureza das instituições e as suas consequências para o desempenho econômico e social. Segundo o autor, as instituições podem ser classificadas como formais e informais. Entre as instituições formais estariam leis, tratados, regulamentos, direitos de propriedade e conhecimentos. Entre as instituições informais estariam tabus, costumes, tradição, moral, confiança, reputação, valores e códigos de conduta. Ao ditar as regras do jogo, as instituições condicionam o comportamento das pessoas e influenciam custos de transação e o grau de incerteza da economia. Portanto, na concepção de North (1990), é nesse ponto que surgem as instituições como meio de garantir o bom funcionamento da economia, permitindo que se alcance de forma consistente o desenvolvimento econômico.

Uma vez que esses aspectos institucionais fornecem a estrutura em que as transações ocorrem, North (1990) sugere que a teoria institucional deve ser integrada com a Teoria dos Custos de Transação (TCT)⁵. Para o autor, o contexto institucional poderia contribuir para o entendimento de fatores relacionados à propriedade e a riscos inerentes ao ambiente institucional do país estrangeiro e ao contexto cultural, que poderiam complementar a TCT, auxiliando na compreensão dos custos relacionados à gestão de operações no exterior e à percepção de incertezas por parte da empresa estrangeira.

Nesse contexto, o emprego dos aspectos institucionais na economia ganhou força, principalmente, a partir dos trabalhos de Douglass North e Oliver Williamson (North 1990, 1993, Williamson 1975, 2000). Estes autores se tornaram os maiores expoentes da Nova Economia Institucional (NEI), a qual advoga que as instituições e a melhoria do ambiente institucional dos países trazem três importantes contribuições para o ingresso de IDE e o bom funcionamento dos mercados, são elas: reduzir os custos de transação, ao melhorar a qualidade das informações; proteger os direitos de propriedade; e balizar o ambiente de competição, ao impor regras.

Adicionalmente, conforme Berry et al. (2010), os estudos dos impactos institucionais sobre a atuação das empresas multinacionais estão intimamente relacionados às pesquisas referentes à distância transnacional. Esses trabalhos⁶ defendem que os países são distantes uns dos outros, não só pela distância geográfica, que eleva custos de transações, mas também porque diferenças insti-

⁵A TCT, inserida na linha de pesquisa das estruturas de governança, busca, sob um enfoque micro analítico, compreender as instituições a partir das transações (Coase 1937, Williamson 1975, 1985). Para o alcance desse objetivo, ela combina elementos da Organização Industrial, da Teoria Organizacional e da Teoria Geral dos Contratos, buscando ponderar os dilemas existentes no processo de integração vertical (Fiani et al. 2002).

⁶Como exemplo, tem-se: Hennart & Park (1993), Xu & Shenkar (2002), Larimo (2003), Peng et al. (2009), entre outros.

tucionais, econômicas, sociais, culturais ou políticas aumentam as incertezas e dificuldades para as empresas operarem além de suas fronteiras nacionais.

Autores como Peng et al. (2009), Berry et al. (2010), entre outros, visando contribuir com a pesquisa referente às distâncias transnacionais, em geral, elaboraram um conjunto de medidas multidimensionais baseadas na NEI e nas teorias do IDE. Em síntese, essas medidas compreendem: distância cultural – diferenças de idiomas, heranças coloniais, religiões, raças, normas e valores socioculturais; distância geográfica – distância física, tamanho do país-anfitrião; e distância institucional – regras, leis, sistemas políticos e de governança, instituições regulamentadoras. De modo geral, os autores avaliam que a elevação dessas medidas entre os países de origem e destino do IDE aumentam as incertezas, riscos, custos de transação e implantação, o que acaba por impactar negativamente os investimentos.

Em resumo, pode-se dizer que os fluxos de IDE, seja por meio de aquisições ou investimentos *greenfield*, são amplamente relacionados com os aspectos institucionais, uma vez que esses aspectos representam importantes fatores locais a serem observados no processo de internacionalização das firmas Dunning & Lundan (2008).

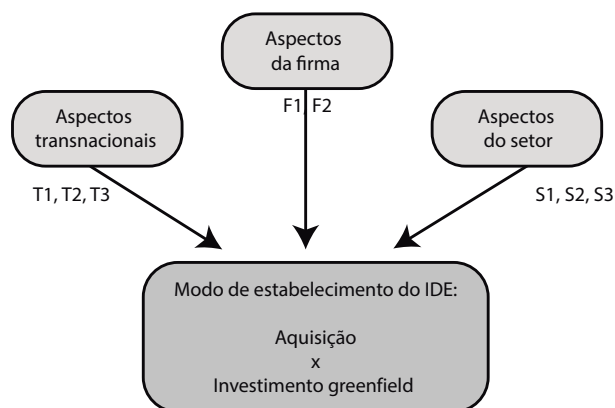
3 Modelo conceitual e hipóteses da pesquisa

Nesta seção, busca-se delinear as hipóteses relativas aos fatores associados às estratégias das firmas quanto à escolha do modo de estabelecimento (Establishment Mode Choice) de seus investimentos diretos no exterior. Após consulta à literatura e tomando como base os aspectos teóricos apresentados na seção anterior, a seleção e categorização das variáveis de pesquisa foram definidas a partir dos critérios mais recorrentes nos estudos⁷ sobre o modo de estabelecimento do IDE, além da opção por variáveis que apresentam maior disponibilidade de acesso. De modo geral, conforme exposto na Figura 1, a formulação da estratégia de investir no exterior leva em conta três categorias: aspectos associados à subsidiária da firma multinacional; aspectos do setor de atuação da firma; e fatores transnacionais, ou seja, as medidas de distância cultural, geográfica e institucionais mensuradas entre os países de origem e destino do IDE.

Em relação ao esboço do modelo conceitual apresentado na Figura 1, tem-se que: as siglas F1 (tamanho da firma subsidiária) e F2 (autonomia da subsidiária) representam as variáveis explicativas relativas aos aspectos de recursos e capacidade da firma; as siglas S1 (setor de atuação), S2 (nível de atividade econômica do setor) e S3 (risco-país do mercado de destino) compreendem as variáveis explicativas ao nível do setor; e T1 (distância geográfica), T2 (distância institucional), e T3 (distância cultural) representam as variáveis explicativas relativas aos fatores transnacionais.

De acordo com Buckley & Casson (1976), Hennart & Park (1993) e Larimo (2003), a respeito dos aspectos da firma, como o tamanho da matriz ou da subsidiária estrangeira, verifica-se, na maioria das vezes, que empresas de maior porte dispõem de mais recursos do que as de menor porte e possuem melhores condições para suportar riscos. Conforme Brouthers & Brouthers

⁷Como exemplo, tem-se: Malhotra et al. (2003); Slangen & Hennart (2007); Canabal & White (2008); Peng et al. (2009); Morschett et al. (2010); Du et al. (2012); Elango et al. (2013); entre outros trabalhos empíricos apresentados na Tabela A.2 do Apêndice.



Fonte: Elaborado pelos autores.

Figura 1: Tripé para a formulação da estratégia de investir no exterior (Modelo conceitual)

(2000), ao disporem de maior quantidade de recursos, as empresas de maior porte podem realizar estratégias de expansão mais agressivas do que as firmas menores, o que aceleraria o processo de entrada em novos mercados a partir da aquisição de empresas locais detentoras de recursos intangíveis, como, por exemplo, um conhecimento tecnológico específico ou *network* local. Desse modo, essas firmas maiores estariam menos predispostas à utilização do investimento *greenfield* e mais propensas à entrada no mercado externo por meio de aquisições. Com base nessas argumentações, pode-se formular a seguinte hipótese:

H_1 : Quanto maior o tamanho da subsidiária da multinacional estrangeira, menor a probabilidade de estabelecimento do IDE via investimento *greenfield*.

Em relação à autonomia da subsidiária, que está relacionada com a liberdade que a unidade tem para tomar decisões⁸ sem a intervenção da matriz, Bartlett & Ghoshal (2002) destacam que a matriz pode optar por centralizar ou descentralizar o processo de gestão, a partir da adoção de duas estratégias antagônicas: a estratégia global, que teria como foco a busca da eficiência das operações via padronização de processos e metodologias gerenciais; ou a estratégia multidoméstica, que buscaria adequar o negócio da subsidiária às demandas específicas do país anfitrião. A estratégia global, cuja maior aderência se daria com o estabelecimento do IDE por meio do investimento *greenfield*, proporcionaria maior controle por parte da matriz e, conseqüentemente, maior eficiência da operação. A estratégia de aquisição, alinhada com a orientação multidoméstica, traria maiores vantagens ao propiciar maior conhecimento do mercado de destino e maior autonomia das subsidiárias para adaptação de produtos, práticas gerenciais, desenvolvimento de competências distintivas e inovações (Bartlett & Ghoshal 2002, Kim & Hwang 1992, Harzing 2002, Chueke et al. 2012). Tendo em vista os argumentos anteriores, a seguinte hipótese é formulada:

H_2 : Quanto maior a autonomia concedida à subsidiária estrangeira, menor a probabilidade de estabelecimento do IDE via investimento *greenfield*.

⁸Como exemplos, tem-se: contratações e aprovação do orçamento anual; alteração no design de produtos; introdução de novos produtos; entrada em novos mercados; mudanças organizacionais e em processos de produção.

A respeito das características do setor, Brouthers & Brouthers (2000) e Slangen & Hennart (2008) apoiaram-se no conceito de custo de oportunidade para indicar que as firmas deveriam ingressar em mercados com altos níveis de atividade econômica por meio de aquisições e, assim, obterem rápida participação de mercado. Hennart & Park (1993) ressaltam o fato de que mercados maiores apresentariam maior número de empresas disponíveis para aquisição, além disso, com a aquisição de uma empresa local, a multinacional poderia reduzir a concorrência em seu novo ambiente competitivo. Adicionalmente, Porter (1980) e Wilson (1980) destacam que o investimento *greenfield*, em face do rápido crescimento de determinado mercado, pode ser demasiadamente lento para atender aos objetivos estratégicos das multinacionais. Os argumentos anteriores levam à seguinte hipótese:

H₃: Quanto maior o nível de atividade econômica do setor de atuação da subsidiária estrangeira, menor a probabilidade de estabelecimento do IDE via investimento *greenfield*.

Em se tratando da especificação do setor de atuação e os riscos desse mercado, Hennart & Park (1993) e Chueke et al. (2012) observaram que as empresas que apresentavam baixa intensidade tecnológica optaram pela estratégia de aquisição ao ingressarem no mercado externo. Segundo esses autores, essas multinacionais buscavam a complementaridade de recursos, conhecimento de como gerir uma subsidiária estrangeira e informação sobre o mercado local. Meyer & Estrin (2001) destacaram que em setores nos quais a intensidade tecnológica é maior, os investimentos *greenfield* podem ser mais vantajosos, já que ajudariam a evitar o risco de oportunismo, protegendo as vantagens competitivas em propriedade da firma. Além disso, Barkema & Vermeulen (1998) e Dias (2012) ressaltam que os riscos financeiros, econômicos e políticos de determinado país podem gerar maiores empecilhos à aquisição imediata de novas subsidiárias. Kim & Hwang (1992) também salientaram que quando o ambiente político, jurídico e econômico de um país é incerto e imprevisível, as multinacionais não devem se comprometer com grandes aquisições, pois podem perder sua flexibilidade estratégica, uma vez que esse risco contextual está além do controle das empresas. Em vista dos argumentos apresentados, são propostas as seguintes hipóteses:

H₄: Quanto maior a intensidade tecnológica do setor de atuação da subsidiária estrangeira, maior a probabilidade de estabelecimento do IDE via investimento *greenfield*.

H₅: Quanto maior o risco do mercado de atuação da subsidiária estrangeira, maior a probabilidade de estabelecimento do IDE via investimento *greenfield*.

Em termos das distâncias transnacionais, de modo geral, Harzing (2002, 2003), Xu & Shenkar (2002), Estrin et al. (2009) e Slangen (2011) destacam que quanto maior a distância institucional, cultural e geográfica entre o país de origem da matriz e o país de destino da nova subsidiária, maiores podem ser os custos relacionados à transferência de tecnologia, práticas produtivas, administrativas e a cultura organizacional oriunda da matriz. Desse modo, aquisições seriam menos vantajosas, pois poderiam incrementar esses custos, visto que a subsidiária traria como herança as práticas gerenciais e os empregados do grupo adquirido, o que também poderia comprometer a maximização das vantagens específicas da empresa e uma maior legitimidade interna. Cho e Padmanabhan & Cho (1995), Barkema & Vermeulen (1998) e Arslan & Larimo (2011) argumentam que o distanciamento em relação às instituições

(regras, leis, sistemas reguladores e de governança), às questões culturais (normas e valores) e a distância física podem causar maior incerteza no processo de gestão pós-aquisições, repercutindo na minimização da eficiência dessas operações. Com base nas argumentações anteriores, a seguinte hipótese é formulada:

H_6 : Quanto maiores as distâncias transnacionais (institucional, cultural e geográfica) entre o país de origem e destino do IDE, maior a probabilidade de estabelecimento do IDE via investimento *greenfield*.

4 Metodologia

4.1 Análise do modo de estabelecimento do IDE e mensuração das variáveis

Esta seção destina-se à descrição das variáveis e do procedimento analítico utilizado para responder a questão sobre quais fatores afetam o modo de estabelecimento do IDE na economia brasileira e, portanto, auxiliar na compreensão dos aspectos associados à escolha da estratégia de entrada das firmas estrangeiras no país.

Segundo Hair et al. (2009), o modelo logit binomial é a técnica mais apropriada quando existe uma variável dependente categórica e diversas variáveis independentes categóricas, métricas ou não métricas. Dessa forma, torna-se uma alternativa atraente à análise discriminante, uma vez que é menos afetada pelas desigualdades de covariância ao longo dos grupos e mais robusta quando o pressuposto de normalidade das variáveis não é atingido. Ao se utilizar a regressão logística binomial, a principal suposição é a de que o logaritmo da razão entre as probabilidades de ocorrência e não ocorrência do evento é linear, como apresentado na seguinte equação genérica:

$$\ln[P(Y = 1)/P(Y = 0)] = \alpha + X_i\beta \quad (1)$$

em que: Y é a variável dependente dicotômica; X_i é o vetor de variáveis independentes para a i -ésima observação; α é o intercepto; e β é o vetor de coeficientes de regressão.

Conforme o modelo conceitual, apresentado na Figura 1, pressupõe-se que o modo de investir⁹ no exterior é determinado por características da firma, do setor na qual essa firma (subsidiária de alguma multinacional estrangeira) será implantada e por aspectos transnacionais, que incluem os fatores institucionais, culturais e geográficos do país de origem e destino do IDE. Portanto, tendo em vista a especificação da regressão logística binomial e a natureza dicotômica da variável dependente (IDE via aquisição ou investimento *greenfield*) a ser estimada no modelo analítico para definição do modo de estabelecimento do IDE na economia brasileira, o modelo logit binomial torna-se indicado para realizar essa avaliação. Diante disso, com base na Equação (1), o modelo conceitual proposto pode ser especificado no formato analítico (empírico), por meio de uma regressão logística binomial¹⁰, como na seguinte

⁹É importante destacar que o modelo conceitual enfatiza não o montante do IDE, e sim os aspectos estratégicos que compõem o modo de investir: aquisição ou investimento *greenfield*.

¹⁰Segundo Field (2009) e Hair et al. (2009), o único problema da regressão logística refere-se ao fato de que ela pode ser afetada pela multicolinearidade entre as variáveis independentes. Portanto, na análise dos resultados procedeu-se a verificação da matriz de correlações bem como o fator de inflação da variância (FIV) para todas as variáveis preditoras.

equação¹¹:

$$\ln[P(IDE_{ij} = 1)/P(IDE_{ij} = 0)] = \beta_0 + \beta_1 Tam_{100-500} + \beta_2 Tam_{>500} + \beta_3 Auton + \beta_4 Setor + \beta_5 PIB + \beta_6 Risco + \beta_7 DistGeo + \beta_8 DistInst + \beta_9 DistCult \quad (2)$$

em que:

- IDE_{ij} - variável dependente relativa à escolha do modo de estabelecimento do IDE que determinada multinacional (matriz) estrangeira investidora, com origem no país i , fez no país de destino j (no caso deste estudo, o Brasil). Essa variável foi operacionalizada por meio de uma variável dummy com valor "1" para investimento *greenfield* e "0" para investimento via aquisições, assim como nos trabalhos de Hennart & Park (1993), Vermeulen & Barkema (2001), Larimo (2003) e Avila (2013);
- $Tam_{100-500}$ e $Tam_{>500}$ - tamanho da subsidiária da multinacional estrangeira, cuja proxy é o número de funcionários dessa subsidiária no ano de entrada no Brasil, assim como fizeram Brouthers & Brouthers (2000) e Harzing (2002). Como as informações sobre o número de funcionários foram coletadas por faixas (firmas com número de funcionários: menor que 100; entre 100 e 500; ou maior que 500), a mensuração dessa proxy foi feita considerando duas variáveis dummies para representar as três faixas, sendo $Tam_{100-500}$ a dummy para firmas médias, com número de funcionários entre 100 e 500; $Tam_{>500}$ a dummy para firmas grandes, com mais de 500 funcionários; e as firmas pequenas, com menos de 100 trabalhadores, compondo a categoria base;
- $Auton$ - autonomia da subsidiária da multinacional estrangeira, no ano de entrada. Para construção dessa variável, foi considerada a metodologia recomendada por Birkinshaw et al. (1998), sendo o constructo composto pela média de seis variáveis formadas pelas respostas de seis questionamentos quanto à autonomia da firma subsidiária para: alterar o design dos produtos/serviços oferecidos; entrar em novos mercados dentro do país; criar novos produtos/serviços; alterar os processos de produção; desenvolver novos fornecedores e parceiros; e realizar compras para a matriz e outras subsidiárias. Como resposta foi utilizada a escala Likert de 1 (discordo fortemente) a 5 (concordo fortemente), as perguntas que subsidiaram o constructo apresentaram *alpha de Cronbach* de 0,71;
- $Setor$ - setor de atuação da nova subsidiária no Brasil. Essa variável foi criada utilizando-se uma dummy para categorizar as subsidiárias dentro dos dois setores identificados na amostra de dados obtida. A variável assumiu valor "0" para o IDE realizado no setor manufatureiro (indústria) e "1" para o setor de serviços. Esta também foi a maneira empregada por Meyer & Estrin (2001) e Chueke et al. (2012);

¹¹ É importante destacar que as variáveis IDE , $Tam_{100-500}$, $Tam_{>500}$, $Auton$, $Setor$ e foram construídas utilizando-se dados primários obtidos por meio do survey aplicado. As variáveis PIB , $Risco$, $DistGeo$, $DistInst$ e $DistCult$ foram mensuradas utilizando-se fontes secundárias. O detalhamento do survey e das demais fontes de dados são apresentados no próximo tópico desta seção. Ademais, destaca-se que na estimação da Equação (2), as variáveis $DistGeo$, $DistInst$ e $DistCult$ são utilizadas na forma logarítmica.

- *PIB* - proxy para o nível de atividade econômica (tamanho) do setor (industrial ou de serviços) de atuação da nova subsidiária, mensurado pela média do PIB setorial brasileiro nos dez anos anteriores à entrada da subsidiária no Brasil. Esse procedimento também foi utilizado por Meyer & Estrin (2001), Hennart & Park (1993) e Slangen & Hennart (2008);
- *Risco* - nível do risco-país no mercado de destino do IDE, nesse caso o brasileiro, no ano anterior à entrada da subsidiária. Do mesmo modo que Dow & Larimo (2009) e Dias (2012), essa medida foi obtida a partir da classificação de risco-país¹² utilizada pelas agências de crédito à exportação no âmbito do Acordo de Crédito às Exportações da OCDE (Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Econômico), a qual leva em consideração os riscos financeiro, econômico e político de certo país;
- *DistGeo* - distância geográfica, medida por meio da distância, em quilômetros, entre as capitais do país de destino da subsidiária, nesse caso o Brasil, e do país de origem da matriz investidora que realizou o IDE. Assim também procederam Elango (2006), Rose & Ito (2009);
- *DistInst* - distância institucional entre cada país de origem do IDE e o país de destino (Brasil), mensurada a partir de dados relativos ao ano anterior à entrada da subsidiária no Brasil. Conforme procedimento proposto por Kogut & Singh (1988) e utilizado em vários estudos para calcular as distâncias transnacionais (Harzing 2002, Larimo 2003, Dow & Larimo 2009, Chueke et al. 2012, Dias 2012), a proxy para a distância institucional foi mensurada a partir de seis indicadores¹³ de governança disponibilizados pelo World Bank. Tal procedimento calcula a distância (heterogeneidade) institucional por meio da seguinte fórmula: $DistInt = (I_{sj} - I_{si})^2 / V_s$, em que “s” representa o indicador de governança, mensurado por meio da média das seis dimensões de governança para cada país; I_{sj} representa o valor (escore) do indicador de governança “s” para o país de destino j (Brasil); I_{si} representa o valor do indicador de governança “s” para o país de origem i; V_s , a variância do indicador “s” na amostra; e
- *DistCult* - distância cultural entre cada país de origem do IDE e o país de destino (Brasil), com base nos dados do ano anterior à entrada da subsidiária no Brasil. A proxy para a distância cultural também foi mensurada por meio da metodologia proposta por Kogut & Singh (1988). Porém, nesse caso, foram utilizados os escores referentes às seis dimensões (indicadores) culturais da pesquisa de Hofstede (1980)¹⁴, sendo

¹²A classificação de risco-país da OCDE é divulgada periodicamente, com o indicador variando de 0 a 7, onde 0 representando os países de menor risco e 7 os de maior risco.

¹³Tendo como base a pesquisa de Kaufmann et al. (2009), esses indicadores são resultado de um amplo esforço de pesquisa no âmbito do projeto Worldwide Governance Indicators (WGI) do World Bank e referem-se a seis dimensões: nível de democracia, estabilidade política, efetividade das políticas governamentais, qualidade regulatória, cumprimento da Lei, e controle da corrupção. O valor de cada indicador varia entre -2,5 e +2,5, sendo que valores mais altos estão associados a níveis mais elevados de qualidade institucional. Para mais detalhes, ver Kaufmann et al. (2009).

¹⁴Os escores atualizados das dimensões culturais de Hofstede (1980) foram extraídos do website do autor (www.geert-hofstede.com).

elas: aversão à incerteza, individualismo, distância do poder, masculinidade, orientação de longo prazo e nível de controle de desejos e impulsos. Com base nessas informações, construiu-se a proxy conforme a seguinte fórmula: $DistCult = (I_{dj} - I_{di})^2 / V_d$, em que “d” representa o indicador cultural, mensurado por meio da média das seis dimensões culturais para cada país; I_{dj} representa o valor do indicador cultural “d” para o país de destino j (Brasil); I_{di} representa o valor do indicador cultural “d” para o país de origem i ; e V_d , a variância do indicador “d” na amostra.

Com base nas hipóteses do modelo conceitual, espera-se que o coeficiente das variáveis *Setor*, *Risco*, *DistGeo*, *DistInt* e *DistCult* apresente sinais positivos, o que indicaria que quanto maiores forem os valores por eles assumidos, maior a probabilidade de estabelecimento do IDE via investimento *greenfield*, e não via aquisição. Por outro lado, espera-se que o coeficiente das variáveis *Tam*_{100–500}, *Tam*_{>500}, *Auton* e *PIB* apresente sinais negativos, o que indicaria que quanto maiores forem os valores por eles assumidos, menor a probabilidade de estabelecimento do IDE via investimento *greenfield*, e não via aquisição.

4.2 Fonte dos dados

Um levantamento de dados por amostragem, também chamado de survey, foi feito com as subsidiárias de multinacionais estrangeiras inseridas no Brasil. Conforme Hosmer et al. (2000) e Hair et al. (2009), em uma regressão logística, o tamanho recomendado da amostra por variável independente é de, pelo menos, dez observações por variável explicativa. Nesse sentido, considerando que neste estudo foram utilizadas nove variáveis independentes e que no caso específico de trabalhos empíricos que tratam do modo de estabelecimento de subsidiárias no mercado externo, vários surveys apresentaram taxas de resposta¹⁵ entre 7% e 20%, os integrantes da amostra do presente estudo foram escolhidos com base no porte das empresas em termos de faturamento, utilizando para isso o universo das mil e duzentas maiores empresas multinacionais de capital estrangeiro com atuação no Brasil. Esse ordenamento com base no faturamento das firmas foi obtido junto à revista *Análise Editorial* que publica o anuário *Análise Comércio Exterior e Negócios Internacionais*¹⁶.

Com a equipe de pesquisadores formada e os recursos necessários disponibilizados, o survey foi realizado no ano de 2009. Os dados coletados por meio dos questionários¹⁷ enviados via e-mail receberam acompanhamento telefônico direto com algum dos principais executivos da subsidiária (presidente, CEO, vice-presidente). Embora os questionários tenham sido enviados para

¹⁵Como exemplo de estudos que apresentaram survey com taxa de resposta igual ou inferior a 20%, tem-se: Dikova & Van Witteloostuijn (2007), com 7,5% de resposta; Taylor et al. (1998), com 18%; Harzing (2002), com 20%; entre outros.

¹⁶Em 2011, o anuário *Análise Comércio Exterior e Negócios Internacionais* passou a ser chamado *Análise Brasil Global*.

¹⁷Para sustentar a construção das variáveis especificadas na Equação (2), as perguntas presentes no questionário versaram sobre: nome e nacionalidade da matriz investidora; formação da subsidiária (aquisição ou investimento *greenfield*); ano de entrada e setor de atuação da subsidiária no Brasil; número de funcionários da firma; e a discordância ou não quanto à autonomia da subsidiária.

mil e duzentas subsidiárias, após o contato telefônico verificou-se a ocorrência de endereços repetidos e contatos equivocados. Dado esse fato, o número de subsidiárias do universo de pesquisa foi reduzido para mil e trinta. Desse, retornaram cento e setenta e dois questionários, sendo que doze foram excluídos por preenchimento incompleto ou errados. Desse modo, a amostra final da pesquisa ficou em cento e sessenta subsidiárias de multinacionais estrangeiras inseridas no Brasil entre 1960 e 2009, um percentual de 15,5% de respostas. Esse percentual era o esperado e equivalente, por exemplo, à pesquisa de Oliveira Jr et al. (2009), que analisou a inovação em corporações multinacionais no Brasil com base, também, nas maiores em termos de faturamento.

As questões levantadas por meio do survey foram complementadas a partir de fontes de dados secundários. Tal procedimento foi utilizado visto que o objetivo desta pesquisa consiste em avaliar a influência de diferentes níveis relacionados às estratégias de estabelecimento das subsidiárias de firmas estrangeiras no Brasil, sendo os dados do survey mais específicos para construção das variáveis ao nível da firma. Desse modo, as fontes secundárias serviram para subsidiar a elaboração das variáveis pertencentes ao nível do setor e dos aspectos transnacionais (características dos países de origem e de destino do IDE).

As fontes secundárias utilizadas foram: o PIB setorial brasileiro, obtido junto ao banco de dados disponibilizado no site do IPEADATA (www.ipeadata.gov.br); os indicadores da classificação do risco-país, coletados junto ao site da OCDE (www.oecd.org/tad/xcred/crc.htm); os indicadores institucionais, encontrados na base de dados do projeto Worldwide Governance Indicators, disponíveis no site do World Bank (databank.worldbank.org/data/databases.aspx); os escores atualizados das dimensões culturais de Hofstede (1980), extraídos do website do autor (www.geert-hofstede.com); e as distâncias geográficas, obtidas junto a base de dados do Centre D'Etudes Prospectives et d'Informations Internationales – CEPII (www.cepii.fr/CEPII/en/bdd_modele/bdd.asp). No caso de subsidiárias que tenham entrado no Brasil antes do período inicial das séries de dados secundários, foram utilizados os valores referentes ao período inicial da série existente.

5 Resultados e discussão

5.1 Perfil da amostra de dados

Na Tabela 1 são apresentadas algumas das principais estatísticas que descrevem a amostra utilizada neste estudo, a qual é composta por 160 subsidiárias de empresas multinacionais estrangeiras com operações no mercado brasileiro. Ao desagregar a amostra com base no modo de estabelecimento dessas firmas no Brasil, observou-se que a estratégia de aquisição correspondeu a 40% (64 subsidiárias) e o investimento *greenfield* a 60% (96 subsidiárias) do total de casos analisados. Os setores de atuação dessas firmas foram classificados em dois grandes grupos: setor industrial (manufatureiro), com 77,5% das subsidiárias; e o de serviços (empresas de prestação de serviços financeiros, de saúde, logística, varejista, tecnologia da informação, entre outras), com 22,5% do total de casos. Esses dados apontam que as matrizes das multinacionais estrangeiras revelaram uma ligeira preferência em criar uma nova subsidiária

ria no Brasil ao invés de adquirir, além disso, observou-se o maior estabelecimento de firmas no setor manufatureiro.

Tabela 1: Perfil das 160 subsidiárias que compõem a amostra de dados obtida com o *survey*

Forma de estabelecimento		Setor de atuação		Tamanho da subsidiária		Período de entrada (década)	
Inv. <i>Greenfield</i>	60,0%	Indústria	77,5%	Pequena	22,5%	1960	22,5%
Aquisição	40,0%	Serviços	22,5%	Média	35,6%	1970	19,4%
				Grande	41,9%	1980	9,4%
						1990	28,7%
						2000	20,0%

Fonte: Elaborado pelos autores a partir de resultados da pesquisa.

Nota: Percentuais apresentados na tabela são referentes ao total na amostra (160 subsidiárias).

Em relação ao tamanho das firmas analisadas na pesquisa, medido pelo número de funcionários, constatou-se, de modo geral, que a maior parte das multinacionais estrangeiras optou pelo estabelecimento de subsidiárias de grande porte no mercado brasileiro, visto que 41,9% das subsidiárias que compõem a amostra revelaram possuir mais de 500 funcionários; 35,6% indicaram ter entre 100 e 500 trabalhadores; e 22,5% apontaram possuir menos de 100 empregados. No que se refere à origem do IDE, é importante destacar que a maioria das subsidiárias que compõem a amostra¹⁸ tem como origem da matriz investidora países desenvolvidos. Cerca de 90% das subsidiárias analisadas revelaram origem em países da Europa e América do Norte, com destaque para EUA, Alemanha, França, Reino Unido, Itália, Suíça e Países Baixos.

Verifica-se, pela Tabela 1, que maior parcela das firmas analisadas (28,7%) ingressou no Brasil na década de 1990. Esse fato pode ser explicado pela abertura comercial e financeira e pelo grande número de privatizações que ocorreram, principalmente, na segunda metade dessa década. Por outro lado, observa-se que menor parcela das firmas analisadas (9,4%) ingressou no mercado brasileiro na década de 1980. Em relação a esse período, o fraco desempenho da economia brasileira pode ser a explicação para o baixo resultado da entrada de IDE tanto por meio do investimento *greenfield* quanto por aquisição.

5.2 Impactos dos aspectos transnacionais, da firma e do setor sobre o modo de estabelecimento do IDE no Brasil

Os resultados apresentados na Tabela 2 baseiam-se na estimação do modelo logit binomial, tal como especificado na Equação (2). Nesse modelo, testa-se a associação entre a variável dependente, que é referente ao modo de estabelecimento (investimento *greenfield* ou aquisição) das 160 subsidiárias de multinacionais estrangeiras no mercado brasileiro, no período entre 1960 e 2009, e as variáveis independentes relacionadas aos aspectos da firma, do setor e das distâncias transnacionais.

¹⁸Os países de origem das subsidiárias estrangeiras que compõem a amostra deste estudo são: EUA, Alemanha, França, Reino Unido, Itália, Japão, Países Baixos, Suíça, Bélgica, Espanha, Dinamarca, Finlândia, Noruega, Portugal, Austrália, Áustria, Canadá, China, Hong Kong, Eslovênia e África do Sul.

Diante das informações exibidas na Tabela 2, verifica-se que o modelo proposto a partir da interação dos diferentes níveis de análise, composto por nove variáveis independentes, apresenta valor do Logaritmo de verossimilhança de -95,51, com distribuição Qui-quadrado estatisticamente significativa ao nível de 1%, sendo, portanto, um modelo com bom ajustamento aos dados. O percentual de classificação correta do modelo foi de 65%, nível acima da taxa de acaso (*chance rate*)¹⁹, com valor de 52%, o que evidencia uma capacidade de predição satisfatória do modelo estimado. Em relação à verificação de multicolinearidade entre as variáveis explicativas da Equação (2), deve-se destacar que o estudo foi cuidadoso com essa avaliação. Para tanto, procedeu-se a investigação da matriz de correlações e do fator de inflação da variância (FIV) para todas as variáveis preditoras. Os resultados dessa análise, expostos na Tabela A.1 do apêndice, indicaram a ausência de multicolinearidade. Adicionalmente, em relação ao tamanho da amostra por variável independente do modelo logit binomial estimado, tem-se que o valor foi de 17,78, tamanho superior à indicação de dez observações por variável explicativa (Hosmer et al. 2000, Hair et al. 2009).

Tabela 2: Estimativas referentes ao modelo logit binomial para caracterização do modo de estabelecimento (investimento *greenfield* = 1; aquisição = 0) do IDE no Brasil

Variáveis	Coefficiente	Erro Padrão	P-valor
Constante	-11,946**	6,320	0,050
<i>Tam</i> ₁₀₀₋₅₀₀ – Subsidiária média	-0,786	0,545	0,149
<i>Tam</i> _{>500} – Subsidiária grande	-1,076**	0,548	0,050
<i>Auton</i> – Autonomia da subsidiária	-0,514**	0,267	0,050
<i>Setor</i> – Setor de serviços	1,011*	0,594	0,080
<i>PIB</i> – Tamanho do setor	-0,004***	0,001	0,008
<i>Risco</i> – Nível do risco-país	2,958***	1,078	0,006
<i>DistGeo</i> – Distância geográfica	-0,480	1,011	0,635
<i>DistInst</i> – Distância institucional	1,100***	0,454	0,010
<i>DistCult</i> – Distância cultural	0,148*	0,085	0,079
Qui-quadrado	24,340***		0,003
Logaritmo de verossimilhança	-95,510		
Percentual de classificação correta	65,000		

Fonte: Elaborado pelos autores a partir de resultados da pesquisa.

Nota: (*), (**) e (***) denotam significância estatística a 10%, 5% e 1%, respectivamente. O número de observações da amostra é igual a 160.

Os resultados apresentados na Tabela 2 suportam grande parte das hipóteses da pesquisa. No que se refere à escolha do modo de estabelecimento e a variável tamanho da subsidiária, formada por duas variáveis dummies (*Tam*₁₀₀₋₅₀₀ subsidiária média e *Tam*_{>500} subsidiária grande), observa-se que o coeficiente estimado encontrado para a dummy relativa às subsidiárias médias (*Tam*₁₀₀₋₅₀₀) não foi estatisticamente significativo, demonstrando que não há diferença entre o modo de estabelecimento de firmas médias e pequenas (categoria base). Por outro lado, o coeficiente da dummy relativa às

¹⁹Esse termo representa a taxa de classificação correta por acaso e sem o conhecimento de preditores. Conforme Arslan & Larimo (2011), o percentual de classificação correta do modelo logit deve ser maior que a taxa de acaso (*chance rate*), a qual é calculada utilizando o critério proporcional de acaso: $a^2 + (1-a)^2$, em que a é a proporção do investimento *greenfield* na amostra, 0,60 no caso do presente estudo.

subsidiárias grandes ($Tam_{>500}$) revelou sinal negativo e estatisticamente significativo ao nível de significância de 5%. Esse resultado corrobora a hipótese esperada nesta pesquisa de que subsidiárias de maior porte estão associadas à menor probabilidade de adoção da estratégia de investimento *greenfield*. Portanto, essa associação inversa entre a estratégia de estabelecimento do IDE no mercado brasileiro por meio do investimento *greenfield* e a variável dummy relativa às subsidiárias grandes demonstrou-se condizente com o que a teoria preconiza e em conformidade com resultados de investigações anteriores (Buckley & Casson 1976, Hennart & Park 1993, Padmanabhan & Cho 1995, Brouthers & Brouthers 2000, Larimo 2003), as quais revelaram que firmas de maior porte, por possuírem maior disponibilidade de recursos gerenciais, financeiros e melhores condições para suportar riscos, teriam menor probabilidade de ingressarem em mercados estrangeiros via investimento *greenfield*.

Em relação a variável autonomia da subsidiária (*Auton*), a hipótese é de que o maior grau de autonomia concedido à subsidiária estrangeira estaria associado à menor probabilidade de investimentos *greenfield* e, consequentemente, à maior probabilidade de entrada por meio de aquisições. Essa estratégia de estabelecimento via aquisições traria maiores vantagens ao propiciar maior conhecimento do mercado de destino e maior autonomia das subsidiárias para adaptação de produtos, práticas gerenciais, desenvolvimento de competências distintivas e inovações. Com o sinal negativo e estatisticamente significativo, ao nível de 5%, encontrado para o coeficiente estimado que relaciona a autonomia da subsidiária ao modo de estabelecimento do IDE na economia brasileira, essa hipótese não pode ser rejeitada para a amostra em análise. Tal constatação indica que maior autonomia das subsidiárias estrangeiras estabelecidas no Brasil está associada à menor probabilidade de ocorrência de investimento *greenfield*.

O resultado para o constructo autonomia da subsidiária estrangeira é coerente com os estudos de Kim & Hwang (1992), Harzing (2002), Slangen & Hennart (2008) e Chueke et al. (2012). Na busca por incrementos na eficiência de suas operações no exterior, provavelmente, as matrizes estrangeiras delegam maior autonomia a suas subsidiárias estabelecidas no mercado brasileiro. Para isso, incumbiriam a elas atividades relacionadas à adaptação de produtos, visando atender às demandas específicas do país hospedeiro. Tal orientação estratégica poderia contribuir para a absorção de conhecimento do mercado local, o que levaria à criação de conhecimento global para inovação de produtos e processos, para o desenvolvimento de competências distintivas e a aquisição de recursos intangíveis, como a rede de contatos local e canais de distribuição.

A respeito do setor de atuação, verifica-se um sinal positivo e estatisticamente significativo, ao nível de 10%, para o coeficiente da variável dummy *Setor*, que representa as subsidiárias de multinacionais estrangeiras que se instalaram no setor de serviços da economia brasileira. Diante desse resultado, pode-se inferir que a atuação das subsidiárias no setor de serviços está associada à maior probabilidade de ocorrência de investimento *greenfield*.

Visto que muitas das firmas do setor de serviços que compõem a amostra se caracterizam pela prestação de serviços classificados como *hard services* (propaganda, aluguel de equipamentos, software, entre outros serviços com maior utilização de tecnologia), essa relação encontrada para a variável *Setor* ratifica a hipótese de que o investimento *greenfield* pode ser mais vantajoso em setores com maior utilização de tecnologia. Tal fato poderia ser justifi-

cado pela ideia de que, nesse setor, a maior intensidade tecnológica levaria a empresa a proteger seu diferencial competitivo. Para tanto, a entrada por meio de investimento *greenfield* seria mais apropriada. Além disso, essa relação obtida está de acordo com os trabalhos de Erramilli (1990), Hennart & Park (1993), Meyer & Estrin (2001), Chueke et al. (2012) e Avila (2013) que, de modo geral, apontam que o modo de estabelecimento está associado às particularidades do segmento de atuação da companhia. Firms provedoras de serviços especializados, por exemplo, implantariam projetos *greenfield*. Paralelamente, empresas com o objetivo de se estabelecer em segmentos com menor concentração de ofertantes e menor grau de especificidade produtiva, como indústrias de bens de consumo, poderiam se valer de aquisições para entrar mais rapidamente no mercado.

No que tange à variável *PIB*, referente à relação do tamanho (nível de atividade econômica) do setor em que a subsidiária estrangeira se estabeleceu no Brasil e o modo desse estabelecimento, a mesma apresentou um coeficiente negativo e estatisticamente significativo ao nível de significância de 1%. Esse resultado corrobora a hipótese de que setores com maior nível de atividade econômica estão associados à menor probabilidade de ocorrência de investimento *greenfield* ou, por outro lado, maior probabilidade que ocorram aquisições. Em conformidade com Porter (1980), Wilson (1980), Hennart & Park (1993), Slangen & Hennart (2008) e Dias (2012), esse resultado, de forma geral, sugere que as matrizes das multinacionais investidoras buscam estabelecer rápido posicionamento competitivo nos grandes mercados em expansão por meio de aquisições. Além disso, mercados maiores apresentariam maior número de empresas disponíveis para aquisição e, ou, fusão de fortes concorrentes, o que possibilitaria a multinacionais estrangeiras obter maior participação no setor do país hospedeiro.

Quanto ao coeficiente estimado para a variável *Risco*, referente ao nível do risco-país no mercado de destino, observa-se, na Tabela 2, que o mesmo revelou-se estatisticamente significativo, ao nível de 1%, e apresentou o sinal positivo esperado. Esse resultado mostra que maiores níveis da classificação de risco-país para o Brasil estão diretamente relacionados com maior probabilidade de que as subsidiárias das multinacionais estrangeiras analisadas tenham se estabelecido no mercado nacional por meio do investimento *greenfield*, e não via aquisições.

Como pode ser observado na Tabela A.1 do apêndice, o fato da variável *Risco* apresentar valor médio de 5,19 indica que, em média, as subsidiárias estrangeiras se defrontaram com um alto nível (valores entre 5 e 7) de risco financeiro, econômico e político nos setores da economia brasileira, o que contribui para evidenciar a relação positiva encontrada para a variável no modelo estimado. Essa constatação mostra que, como forma de evitar o risco de aquisições indesejadas, as matrizes das subsidiárias estrangeiras que compõem a amostra estariam mais propensas a adotar a estratégia de estabelecimento no Brasil por meio do investimento *greenfield*.

Os resultados encontrados por Demirbag et al. (2008) corroboram essa relação observada para a variável “Risco”. Esses autores avaliaram os fatores que afetam a estratégia de escolha entre aquisição e investimento *greenfield* para o IDE destinado a mercados emergentes e encontraram relação indicando que quanto maior a classificação de risco-país do país hospedeiro, maior a probabilidade de estabelecimento por meio de investimento *greenfield* ao invés de aquisição. Adicionalmente, Demirbag et al. (2008) ressaltam que, quando

existe maior risco envolvido, a quantidade de recursos a ser alocada no país hospedeiro deve ser tão baixa quanto possível. Dessa forma, o estabelecimento por meio de investimentos *greenfield* se mostra mais interessante do que aquisições, pois a probabilidade de adquirir recursos indesejados pode aumentar os custos de utilização e o risco do negócio, visto que a empresa alvo de aquisição geralmente possuirá recursos além dos complementares.

Em relação aos aspectos transnacionais que compõem o modelo empírico estimado, verifica-se que apenas a variável distância geográfica (*DistGeo*) não apresentou coeficiente estatisticamente significativo ao nível de significância de 10%. Esse resultado revela que os efeitos do distanciamento geográfico entre os países de origem que compõem a amostra em análise e o Brasil não foram estatisticamente significantes para explicar o modo de estabelecimento do IDE das multinacionais estrangeiras no mercado brasileiro. No caso dos estudos sobre a forma de estabelecimento do IDE, a ideia básica é que uma grande distância geográfica aumenta a dificuldade da matriz para monitorar adequadamente a implementação do novo modelo de negócios em subsidiárias adquiridas ou instaladas desde o início no país hospedeiro. No entanto, com o desenvolvimento na área de tecnologia da informação, os empecilhos criados pelo distanciamento geográfico estão se reduzindo cada vez mais. Vale destacar, também, que outros estudos, como os de Chueke & Borini (2014) e Elango et al. (2013), que avaliaram os efeitos da distância geográfica sobre a estratégia de entrada e estabelecimento do IDE em diferentes países, também não encontraram resultados estatisticamente significativos para explicar os efeitos do distanciamento geográfico entre os países de origem e destino do investimento.

Por outro lado, o coeficiente estimado para a variável distância institucional (*DistInst*) revelou-se estatisticamente significativo, ao nível de 1%, e apresentou o sinal positivo esperado. Esse resultado mostra que maior heterogeneidade institucional entre os países de origem das matrizes das multinacionais estrangeiras e o Brasil está diretamente relacionada à maior probabilidade de que as subsidiárias dessas multinacionais estrangeiras analisadas tenham se estabelecido no mercado brasileiro por meio do investimento *greenfield* ao invés de aquisições. O fato de grande parte das subsidiárias que compõem a amostra do presente estudo ter suas matrizes estabelecidas em países desenvolvidos ressalta o maior distanciamento entre o ambiente institucional brasileiro e o desses países de origem, o que evidencia a relação direta encontrada.

Os resultados relativos à variável distância institucional estão de acordo com as relações encontradas no trabalho de Estrin et al. (2009). Esses autores avaliaram a influência das distâncias institucionais e de recursos humanos sobre as estratégias de estabelecimento do IDE em economias emergentes e também encontraram uma associação direta entre a distância institucional e a entrada do IDE nos países analisados, por meio do investimento *greenfield*. Segundo Estrin et al. (2009), é importante destacar que, se as empresas localizadas nos países hospedeiros são projetadas para se alinhar com o ambiente institucional muito específico daquele local, então os recursos organizacionais que essas firmas podem oferecer são de menor valor para os investidores estrangeiros por causa dos custos mais elevados necessários para reestruturação e adaptação. Portanto, os novos entrantes tendem a evitar aquisições em favor de investimentos *greenfield*, que criam uma nova organização espelhando a própria imagem da matriz. Adicionalmente, Slangen (2011), que avaliou o

modo de estabelecimento de subsidiárias de multinacionais holandesas em vários países do mundo, também encontrou relação positiva e estatisticamente significativa entre a distância institucional e o investimento *greenfield*, destacando que as subsidiárias estrangeiras podem treinar e socializar sua força de trabalho com as práticas da matriz holandesa e estabelecer processos que estejam em conformidade com a organização global, bem como com o sistema regulatório, legal e de governança do país hospedeiro.

No que tange a variável *DistCult*, referente à relação da distância cultural e o modo de estabelecimento das subsidiárias estrangeiras analisadas, a mesma apresentou coeficiente positivo e estatisticamente significativo ao nível de 10%. Esse resultado fornece suporte empírico para confirmar a hipótese de que maior dissimilaridade cultural entre os países de origem das matrizes das multinacionais estrangeiras analisadas e o Brasil está diretamente relacionada à maior probabilidade de que as subsidiárias dessas multinacionais tenham se estabelecido no mercado brasileiro por meio do investimento *greenfield*, e não via aquisições. Tal fato sugere que as multinacionais estrangeiras que compõem a amostra em estudo tendem a evitar aquisições em países culturalmente distantes, como é o caso do mercado de destino brasileiro, tendo em vista a grande possibilidade de que as práticas organizacionais e gerenciais das empresas sejam incompatíveis e de difícil transferência.

Essa associação direta entre o estabelecimento do IDE por meio do investimento *greenfield* e a distância cultural, no sentido de maior heterogeneidade de idiomas, heranças coloniais, religiões, raças, normas e valores socioculturais entre os países de origem e destino do investimento direto externo, é condizente com os resultados dos estudos de Cho & Padmanabhan (1995), Barkema & Vermeulen (1998), Harzing (2002), Xu & Shenkar (2002), Estrin et al. (2009), Arslan & Larimo (2011) e Chueke et al. (2012). Esses autores argumentam que uma maior distância cultural entre países pode causar maior incerteza no processo de gestão pós-aquisições, repercutindo no incremento dos custos e na minimização da eficiência das operações. A integração pós-aquisição requer interações frequentes entre pessoas de diferentes culturas. Como cada cultura possui formas específicas de comunicação, essas interações podem se tornar problemáticas e gerar sentimentos e atitudes negativas entre os funcionários, resultando em baixo desempenho. Por outro lado, esses estudos ressaltam que é mais simples para as multinacionais estrangeiras integrar investimentos *greenfield* em países culturalmente distantes, pois essa forma de estabelecimento permite que as multinacionais estrangeiras introduzam suas práticas organizacionais e gerenciais desde o início das operações, sem confrontar aquelas já existentes, selecionando funcionários que se ajustem à sua cultura de origem. Todavia, Slangen & Hennart (2008), que também encontraram relação positiva entre a distância cultural e o investimento *greenfield*, comentam que o impacto da dissimilaridade cultural pode ser moderado pelo nível de integração da subsidiária com a matriz, pela experiência internacional da companhia, pela experiência prévia da companhia no país hospedeiro e pelo nível de autonomia que a matriz pretende conceder à filial.

6 Conclusões

Os resultados obtidos pela pesquisa mostram que o tamanho e o grau de autonomia da firma subsidiária estrangeira, o setor de atuação dessa firma, o

nível de atividade econômica do setor de destino, o risco do país hospedeiro (Brasil) e, ainda, as distâncias culturais e institucionais entre os países de origem do IDE e o Brasil foram significantes para explicar a escolha da forma de estabelecimento desse investimento estrangeiro na economia brasileira. Em função da direção dessas relações, as hipóteses estabelecidas não podem ser rejeitadas, sendo possível concluir que, na amostra analisada, o estabelecimento das subsidiárias estrangeiras por meio de investimento *greenfield* (ao invés de aquisição de empresa local) foi priorizado na ocorrência de uma ou mais das seguintes situações: maior a distância cultural e institucional; maior classificação do risco-país para o mercado brasileiro; setor mais intensivo em tecnologia; menor tamanho da subsidiária; menor o grau de autonomia concedido a essa filial; e menor o nível de atividade econômica do setor de destino.

De modo geral, essas relações encontradas para a amostra das subsidiárias estrangeiras analisadas apontam que as subsidiárias que ingressaram no mercado brasileiro por meio do investimento *greenfield* utilizaram essa estratégia como forma de se resguardar de incertezas e riscos que as tornariam menos eficientes no processo de transferência de seus ativos específicos, altamente dependentes dos aspectos institucionais e culturais. Por outro lado, os resultados encontrados indicam que as multinacionais estrangeiras que entraram no mercado brasileiro por meio de aquisições se apoiaram nessa estratégia como forma de ingressar nos setores da economia brasileira em expansão, optando, nesse caso, pela aquisição de empresas locais para as quais seriam concedidos maiores níveis de autonomia para: alterar o design dos produtos e, ou, serviços oferecidos; entrar em novos mercados dentro do país; criar novos produtos e, ou, serviços; alterar os processos de produção; desenvolver novos fornecedores e parceiros; e fazer compras para a matriz e outras subsidiárias.

Deve-se destacar que, ao mesmo tempo em que o resultado de que as multinacionais estrangeiras analisadas mostraram maior preferência pela utilização do investimento *greenfield* favorece a formação bruta de capital fixo na economia brasileira, ele indica que os investidores externos optaram por essa estratégia pelo fato de apresentarem grande preocupação em relação à elevação dos potenciais custos de transferência ocasionados por maiores dissimilaridades transnacionais (culturais e institucionais) e maior nível da classificação de risco para o mercado brasileiro. Portanto, no atual momento em que se encontra a economia brasileira, com forte crise econômica, política e institucional, caso o país tenha interesse em atrair novos investimentos diretos estrangeiros, verifica-se a necessidade de que o poder público tome decisões que sinalizem ao mercado maior credibilidade de que o país está em busca da retomada do crescimento econômico e da melhoria dos aspectos institucionais, como o nível de democracia, estabilidade política, efetividade das políticas governamentais, qualidade regulatória, cumprimento da lei e controle da corrupção. Adicionalmente, caso o país tenha interesse de que essa elevação no ingresso de IDE ocorra via projetos *greenfield*, compostos principalmente por subsidiárias de grande porte e com elevada autonomia para expandir e criar novas tecnologias no país, as políticas de melhoria do ambiente institucional nacional devem ser elaboradas de forma integrada com medidas que gerem incentivos para efetivação desse modo de estabelecimento do IDE no Brasil.

Por fim, dada a escassez de trabalhos com investigações que contemplem aspectos ao nível da firma, setor e dos países de origem e destino, e que, além disso, avaliem a estratégia de estabelecimento de uma amostra de subsidiárias estrangeiras em um país emergente específico, os resultados encontrados

evidenciam a contribuição do presente estudo para a literatura de negócios internacionais, além da geração de informações para os agentes públicos e privados que buscam a promoção do IDE na economia brasileira. Como principal limitação deste estudo, considera-se a dificuldade de obtenção de dados relacionados às firmas multinacionais estrangeiras e aos setores em que elas atuam. Desse modo, para pesquisas futuras, sugere-se um aprofundamento no levantamento de dados primários que possibilitem ampliação da análise por meio da inserção de outras variáveis explicativas, como também uma avaliação dos determinantes do desempenho das subsidiárias.

Referências Bibliográficas

- Arslan, A. & Larimo, J. (2010), 'Ownership strategy of multinational enterprises and the impacts of regulative and normative institutional distance: evidence from finnish foreign direct investments in central and eastern eu-rope', *Journal of East-West Business* **16**(3), 179–200.
- Arslan, A. & Larimo, J. (2011), 'Greenfield investments or acquisitions: impacts of institutional distance on establishment mode choice of multinational enterprises in emerging economies', *Journal of Global Marketing* **24**(4), 345–356.
- Avila, H. d. A. (2013), Fatores institucionais dos países hospedeiros e fatores da firma: influência nos investimentos diretos das multinacionais brasileiras, PhD thesis, Universidade Federal do Rio de Janeiro.
- Baer, W. (2008), *Brazilian Economy, The: Growth and Development: Growth and Development*, ABC-CLIO.
- Barkema, H. G. & Vermeulen, F. (1998), 'International expansion through start-up or acquisition: a learning perspective', *Academy of Management Journal* **41**(1), 7–26.
- Barney, J. B. (1996), 'The resource-based theory of the firm', *Organization Science* **7**(5), 469–469.
- Barro, R. J. & Sala-i Martin, X. (1995), 'Economic growth, 1995', McGraw-Hill, New York .
- Bartlett, C. A. & Ghoshal, S. (2002), *Managing across borders: the transnational solution*, Harvard Business Press.
- Bazuchi, K. (2012), Influência do ambiente institucional nas iniciativas das subsidiárias: evidências das multinacionais brasileiras, PhD thesis.
- Bénassy-Quéré, A., Coupet, M. & Mayer, T. (2007), 'Institutional determinants of foreign direct investment', *The World Economy* **30**(5), 764–782.
- Berry, H., Guillén, M. F. & Zhou, N. (2010), 'An institutional approach to cross-national distance', *Journal of International Business Studies* **41**(9), 1460–1480.
- Birkinshaw, J., Hood, N. & Jonsson, S. (1998), 'Building firm-specific advantages in multinational corporations: the role of subsidiary initiative', *Strategic Management Journal* pp. 221–241.
- Blonigen, B. A. (2005), 'A review of the empirical literature on fdi determinants', *Atlantic Economic Journal* **33**(4), 383–403.
- Blonigen, B. A. & Piger, J. (2011), 'Determinants of foreign direct investment', *Canadian Journal of Economics/Revue Canadienne d'Économique* **47**(3), 775–812.
- Brouthers, K. D. & Brouthers, L. E. (2000), 'Acquisition or greenfield start-up? institutional, cultural and transaction cost influences', *Strategic Management Journal* pp. 89–97.

Buckley, P. J. & Casson, M. (1976), *The future of the multinational enterprise*, Springer.

Canabal, A. & White, G. O. (2008), 'Entry mode research: past and future', *International Business Review* 17(3), 267–284.

Cho, K. & Padmanabhan, P. (1995), 'Acquisition versus new venture: the choice of foreign establishment mode by Japanese firms', *Journal of International Management* 1(3), 255–285.

Chueke, G. & Borini, F. (2014), 'Institutional distance and entry mode choice by Brazilian firms: an institutional perspective', *Management Research: The Journal of the Iberoamerican Academy of Management* 12(2), 152–175.

Chueke, G. V. et al. (2012), 'Identificação dos fatores influenciadores na escolha da estratégia de entrada das multinacionais brasileiras no exterior'.

Coase, R. H. (1937), 'The nature of the firm', *Economica* 4(16), 386–405.

Demirbag, M., Tatoglu, E. & Glaister, K. W. (2008), 'Factors affecting perceptions of the choice between acquisition and greenfield entry: the case of western fdi in an emerging market', *Management International Review* 48(1), 5–38.

Dias, A. (2012), 'A escolha do modo de entrada no mercado externo e sua relação com o desempenho da subsidiária: evidências das empresas multinacionais brasileiras', *Encontro da Anpad* 36, 1–17.

Dikova, D. & Van Witteloostuijn, A. (2007), 'Foreign direct investment mode choice: entry and establishment modes in transition economies', *Journal of International Business Studies* 38(6), 1013–1033.

Dow, D. & Larimo, J. (2009), 'Challenging the conceptualization and measurement of distance and international experience in entry mode choice research', *Journal of International Marketing* 17(2), 74–98.

Du, J., Lu, Y. & Tao, Z. (2012), 'Institutions and fdi location choice: the role of cultural distances', *Journal of Asian Economics* 23(3), 210–223.

Dunning, J. H. (1993), *Multinational enterprise and the global economy*, Addison-Wesley, Wokingham, England.

Dunning, J. H. (2002), Determinants of foreign direct investment: globalization-induced changes and the role of policies, in 'Annual World Bank Conference on Development Economics, Europe, Toward Pro-Poor Policies Aid, Institutions, and Globalization. Edited by Bertil Tungodden, Nicholas Stern, and Ivar Kolstad', pp. 279–290.

Dunning, J. H. & Lundan, S. M. (2008), *Multinational enterprises and the global economy*, Edward Elgar Publishing.

Elango, B. (2006), 'When does cross-border acquisition of insurance firms lead to value creation?', *The Journal of Risk Finance* 7(4), 402–414.

Elango, B., Lahiri, S. & Kundu, S. K. (2013), 'How does firm experience and institutional distance impact ownership choice in high-technology acquisitions?', *R&D Management* 43(5), 501–516.

- Erramilli, M. K. (1990), 'Entry mode choice in service industries', *International Marketing Review* 7(5).
- Estrin, S., Baghdasaryan, D. & Meyer, K. E. (2009), 'The impact of institutional and human resource distance on international entry strategies', *Journal of Management Studies* 46(7), 1171–1196.
- Estrin, S. & Prevezer, M. (2010), 'The role of informal institutions in corporate governance: Brazil, Russia, India, and China compared', *Asia Pacific Journal of Management* 28(1), 41–67.
- Fiani, R., Kupfer, D. & Hasenclever, L. (2002), 'Teoria dos custos de transação', *Economia Industrial*.
- Field, A. (2009), *Discovering statistics using SPSS*, Sage publications.
- Hair, J. F., Black, W. C., Babin, B. J., Anderson, R. E., Tatham, R. L. et al. (2009), *Multivariate data analysis*, Vol. 5, Prentice Hall Upper Saddle River, NJ.
- Harzing, A.-W. (2002), 'Acquisitions versus greenfield investments: international strategy and management of entry modes', *Strategic Management Journal* 23(3), 211–227.
- Harzing, A.-W. (2003), 'The role of culture in entry-mode studies: from neglect to myopia?', in 'Managing multinationals in a knowledge economy: economics, culture', Emerald Group Publishing Limited, pp. 75–127.
- Hennart, J.-F. & Park, Y.-R. (1993), 'Greenfield vs. acquisition: the strategy of Japanese investors in the United States', *Management Science* 39(9), 1054–1070.
- Hofstede, G. (1980), *Culture's consequences: international differences in work-related values*, Vol. 5, Sage.
- Hosmer, D. W., Lemeshow, S. & Sturdivant, R. X. (2000), *Applied Logistic Regression*, Vol. 398, John Wiley & Sons.
- Kaufmann, D., Kraay, A. & Mastruzzi, M. (2009), 'Governance matters VIII: aggregate and individual governance indicators, 1996–2008'.
- Kim, W. C. & Hwang, P. (1992), 'Global strategy and multinationals' entry mode choice', *Journal of International Business Studies* pp. 29–53.
- Kogut, B. & Singh, H. (1988), 'The effect of national culture on the choice of entry mode', *Journal of International Business Studies* 19(3), 411–432.
- Larimo, J. (2003), 'Form of investment by Nordic firms in world markets', *Journal of Business Research* 56(10), 791–803.
- Malhotra, N. K., Agarwal, J. & Ulgado, F. M. (2003), 'Internationalization and entry modes: a multitheoretical framework and research propositions', *Journal of International Marketing* 11(4), 1–31.
- Meyer, K. E. & Estrin, S. (2001), 'Brownfield entry in emerging markets', *Journal of International Business Studies* 32(3), 575–584.

Morschett, D., Schramm-Klein, H. & Swoboda, B. (2010), 'Decades of research on market entry modes: what do we really know about external antecedents of entry mode choice?', *Journal of International Management* **16**(1), 60–77.

Mudambi, R. & Navarra, P. (2002), 'Institutions and international business: a theoretical overview', *International Business Review* **11**(6), 635–646.

North, D. C. (1990), *Institutions, institutional change and economic performance*, Cambridge University Press.

North, D. C. (1993), The new institutional economics and third world development, in 'The new institutional economics and third world development', Vol. 21, Routledge, London and New York.

Oliveira Jr, M., Boehe, D. M. & Borini, F. M. (2009), 'Estratégia e inovação em corporações multinacionais: a transformação das subsidiárias brasileiras', São Paulo: Saraiva .

Padmanabhan, P. & Cho, K. R. (1995), 'Methodological issues in international business studies: the case of foreign establishment mode decisions by multinational firms', *International Business Review* **4**(1), 55–73.

Peng, M. W., Sun, S. L., Pinkham, B. & Chen, H. (2009), 'The institution-based view as a third leg for a strategy tripod.', *The Academy of Management Perspectives* **23**(3), 63–81.

Porter, M. E. (1980), *Competitive strategy: techniques for analyzing industries and competitors*, Simon and Schuster.

Ranincheski, S., Negri, C., Mueller, C. et al. (2011), The brazilian economy in historical perspective, Technical report, Verbena.

Romer, P. M. (1990), 'Endogenous technological change', *Journal of Political Economy* **98**(5, Part 2), S71–S102.

Rose, E. L. & Ito, K. (2009), 'Past interactions and new foreign direct investment location decisions', *Management International Review* **49**(5), 641.

Slangen, A. H. (2011), 'A communication-based theory of the choice between greenfield and acquisition entry', *Journal of Management Studies* **48**(8), 1699–1726.

Slangen, A. H. & Hennart, J.-F. (2008), 'Do multinationals really prefer to enter culturally distant countries through greenfields rather than through acquisitions? the role of parent experience and subsidiary autonomy', *Journal of International Business Studies* **39**(3), 472–490.

Slangen, A. & Hennart, J.-F. (2007), 'Greenfield or acquisition entry: a review of the empirical foreign establishment mode literature', *Journal of International Management* **13**(4), 403–429.

Taylor, C. R., Zou, S. & Osland, G. E. (1998), 'A transaction cost perspective on foreign market entry strategies of us and japanese firms', *Thunderbird International Business Review* **40**(4), 389–412.

- Vermeulen, F. & Barkema, H. (2001), 'Learning through acquisitions', *Academy of Management Journal* 44(3), 457–476.
- Wernerfelt, B. (1984), 'A resource-based view of the firm', *Strategic Management Journal* 5(2), 171–180.
- Williamson, O. E. (1975), 'Markets and hierarchies: analysis and antitrust implications: a study in the economics of internal organization'.
- Williamson, O. E. (1981), 'The economics of organization: the transaction cost approach', *American Journal of Sociology* 87(3), 548–577.
- Williamson, O. E. (1985), The economic institutions of capitalism. firms, markets, relational contracting, in 'Das Summa Summarum des Management', Springer, pp. 61–75.
- Williamson, O. E. (2000), 'The new institutional economics: taking stock, looking ahead', *Journal of Economic Literature* 38(3), 595–613.
- Wilson, B. D. (1980), 'The propensity of multinational companies to expand through acquisitions', *Journal of International Business Studies* pp. 59–65.
- Xu, D. & Shenkar, O. (2002), 'Note: institutional distance and the multinational enterprise', *Academy of Management Review* 27(4), 608–618.

Apêndice A

Tabela A.1: Estatísticas descritivas, Fator de Inflação da Variância (FIV) e correlações

	Média	Desvio Padrão	FIV	<i>Tam</i> _{100–500}	<i>Tam</i> _{>500}	<i>Auton</i>	<i>Setor</i>	<i>PIB</i>	<i>Risco</i>	<i>DistGeo</i>	<i>DistInst</i>	<i>DistCult</i>
<i>Tam</i> _{100–500}	0,36	0,48	1,33	1,00								
<i>Tam</i> _{>500}	0,42	0,49	1,41	–0,63	1,00							
<i>Auton</i>	3,52	0,74	1,01	0,05	0,08	1,00						
<i>Setor</i>	0,23	0,42	1,16	–0,09	–0,01	–0,12	1,00					
<i>PIB</i>	218,06	330,74	2,37	–0,09	–0,28	–0,12	0,41	1,00				
<i>Risco</i>	5,19	0,41	2,14	–0,10	–0,25	0,02	0,04	0,76	1,00			
<i>DistGeo</i>	2,21	0,21	1,14	0,06	–0,05	–0,02	–0,10	–0,07	–0,04	1,00		
<i>DistInst</i>	1,50	0,46	1,05	0,02	0,02	–0,02	0,08	–0,17	–0,36	–0,23	1,00	
<i>DistCult</i>	–2,84	2,64	1,17	0,14	–0,13	–0,11	–0,20	–0,06	0,04	0,57	–0,23	1,00

Fonte: Elaborado pelos autores a partir de resultados da pesquisa.

Nota: O número de observações da amostra é igual a 160. As siglas das variáveis explicativas da Equação (2) correspondem a: *Tam*_{100–500} e *Tam*_{>500}, tamanho da firma subsidiária; *Auton*, autonomia da subsidiária; *Setor*, setor de atuação; *PIB*, nível de atividade econômica (tamanho) do setor; *Risco*, nível do risco-país para o Brasil; *DistGeo*, distância geográfica; *DistInst*, distância institucional; e *DistCult*, distância cultural. Conforme Field (2009) e Hair et al. (2009), valores abaixo de 0,80 para as correlações e abaixo de 10 para o FIV indicam a ausência de multicolinearidade entre as variáveis explicativas do modelo.

Tabela A.2: Síntese de pesquisas empíricas a respeito dos fatores associados às estratégias das firmas quanto à escolha do modo de estabelecimento de seus investimentos diretos no exterior

Estudo	Período	Modelo analítico	Variáveis	Principais resultados
Arslan & Larimo (2010)	1990-2007	Regressão logística binomial	Distância institucional regulatória, distância institucional normativa, experiência internacional, experiência no país hospedeiro, crescimento do país hospedeiro no ano do investimento, risco-país, momento do investimento.	A maior heterogeneidade institucional levou a firma investidora a preferir projetos greenfield. Um empreendimento realizado desde a etapa inicial facilitaria a integração da subsidiária estrangeira à estrutura organizacional da matriz.
Arslan & Larimo (2011)	1990-2006	Regressão logística binomial	Distância institucional formal e informal, porte, experiência internacional, experiência no país hospedeiro, crescimento do país hospedeiro no ano do investimento, risco-país, localização do investimento, momento do investimento.	Uma maior distância institucional informal resulta na preferência de investimentos greenfield pelas multinacionais finlandesas. No entanto, uma maior disparidade institucional formal resulta em preferência por aquisições.
Barkema & Vermeulen (1998)	1966-1994	Regressão logística binomial	Diversidade de produtos, diversidade de experiência internacional, estrutura de capital, rentabilidade e porte da firma investidora, distância cultural, risco-país, experiência local, renda do país hospedeiro, restrições legais, momento do investimento.	Os resultados mostram que a diversidade de experiência internacional prioriza start-ups estrangeiras em vez de aquisições. O distanciamento cultural, riscos financeiros, econômicos e políticos de determinado país podem gerar empecilhos à aquisição de subsidiárias.
Berry et al. (2010)	1993-2005	Regressão logística binomial	Distância: geográfica, demográfica, financeira, política, econômica, administrativa, cultural e de conhecimento. Intensidade tecnológica, experiência internacional, valor das vendas.	Resultados demonstram que a distância pode afetar de maneira diferenciada as decisões de IDE da firma.
Brouthers & Brouthers (2000)	Depois de 1980	Regressão logística binomial	Tamanho relativo, intensidade tecnológica, aversão à incerteza, experiência multinacional, crescimento de mercado, distância cultural, diversidade da firma, diversificação relacionada ao investimento.	Multinacionais que desenvolveram fortes capacidades intangíveis, especialmente nas áreas de tecnologia e operações internacionais, podem ser capazes de alavancar mais facilmente essas capacidades através dos investimentos greenfield.
Cho & Padmanabhan (1995)	1969-1991	Regressão logística binomial	Porte, tamanho do investimento, experiência em negócios internacionais, experiência no país hospedeiro, intensidade de P&D, posição de mercado da firma investidora, desenvolvimento econômico, política do país hospedeiro, distância cultural, momento do investimento.	Firmas de maior porte teriam menor probabilidade de ingressarem em mercados estrangeiros via investimento greenfield. Uma maior distância cultural entre países pode causar maior incerteza no processo de gestão pós-aquisições.

Fonte: Elaborado pelos autores.

Tabela A.2: Síntese de pesquisas empíricas a respeito dos fatores associados às estratégias das firmas quanto à escolha do modo de estabelecimento de seus investimentos diretos no exterior (continuação)

Estudo	Período	Modelo analítico	Variáveis	Principais resultados
Chueke & Borini (2014)	1965-2010	Regressão logística binomial	Distância: geográfica, demográfica, financeira, política, econômica, cultural e de conhecimento. Tamanho, idade da matriz, experiência internacional, autonomia, intensidade tecnológica, setor e crescimento do mercado de destino.	Os resultados indicam uma possível associação entre a entrada por aquisição e os fatores relacionados à firma e às instituições formais. Já os investimentos greenfield estariam associados às instituições informais e ao setor de atuação da firma.
Demirbag et al. (2008)	1980-1999	Regressão logística binomial	Risco do investimento, distância cultural, tamanho, associação comercial prévia, vantagem comparativa de custos, incentivos financeiros, regulação governamental, mercado potencial, dentre outras.	Quanto maior a classificação de risco-país do país hospedeiro, maior a probabilidade de estabelecimento por meio de investimento greenfield ao invés de aquisição. A aquisição de recursos indesejados pode aumentar os custos de utilização e o risco do negócio.
Elango et al. (2013)	2001-2008	Regressão logística binomial	Distância: institucional, cultural, geográfica e de conhecimento. Risco-país, taxa de crescimento econômico, comércio bilateral, intensidade tecnológica, experiência com aquisições, dentre outras.	Quando as empresas procuram alvos em indústrias de alta tecnologia, mas têm experiência com aquisições ou enfrentam maior distância institucional, aumenta a probabilidade de aquisições completas em relação às parciais.
Estrin et al. (2009)	2000-2004	Regressão logística multinomial	Distância formal, distância informal e distância de recursos humanos, procura de mercado, fonte dos principais recursos, tamanho relativo, diversificação relacionada ao investimento, diversificação da firma, experiência, liberdade econômica.	Associação direta entre a distância institucional e a entrada de IDE nas economias emergentes analisadas, por meio do investimento greenfield. Esse modo de estabelecimento cria uma nova subsidiária espelhando a própria imagem da matriz.
Harzing (2002)	1995-1996	Regressão logística binomial	Estratégia corporativa (multidoméstica vs. global), intensidade de P&D, diversificação da firma, experiência estrangeira, distância cultural, tamanho relativo, ano do investimento.	Os resultados indicam que a variável estratégia da multinacional tem influência na decisão de modo de estabelecimento. Aquisições são mais realizadas por multidomésticas e investimentos greenfield mais realizados por empresas globais.
Hennart & Park (1993)	1978-1980 1984-1987	Regressão logística binomial	Intensidade tecnológica, experiência no país hospedeiro, diversificação da firma, intensidade de propaganda, paridade cambial, crescimento da demanda no país hospedeiro, investidores de outros países e concentração da indústria, dentre outras.	No caso de setores com maior intensidade tecnológica, as multinacionais japonesas escolhem investimento greenfield como modo de estabelecimento nos EUA. Setores com maior nível de atividade econômica estão associados à maior probabilidade de ocorrência de aquisições.

Fonte: Elaborado pelos autores.

Tabela A.2: Síntese de pesquisas empíricas a respeito dos fatores associados às estratégias das firmas quanto à escolha do modo de estabelecimento de seus investimentos diretos no exterior (continuação)

Estudo	Período	Modelo analítico	Variáveis	Principais resultados
Kim & Hwang (1992)	1987-1988	Regressão logística multinomial	Concentração global, sinergias globais, motivações globais, risco-país, familiaridade com a localização, incerteza da demanda, intensidade da competição, valor dos conhecimentos específicos da firma, natureza tácita do conhecimento.	A estratégia global estimula o investimento greenfield por parte da matriz. Quando o ambiente político, jurídico e econômico de um país é incerto e imprevisível, as multinacionais não devem se comprometer com grandes aquisições, pois podem perder sua flexibilidade estratégica.
Kogut & Singh (1988)	1981-1985	Regressão logística multinomial	Distância cultural, setor de atividade, aversão à incerteza, diversificação da firma, experiência internacional e no país hospedeiro, porte da firma e da subsidiária, intensidade de P& D e propaganda.	O efeito da Distância Cultural é aumentar a probabilidade de escolher investimento greenfield ou uma joint venture ao invés de aquisições.
Larimo (2003)	1960-1985 1986-1999	Regressão logística binomial	Intensidade tecnológica, tamanho, experiência internacional, distância cultural, taxa de crescimento econômico, ano do investimento, desenvolvimento econômico, dentre outras.	A probabilidade do estabelecimento via aquisições é maior quanto maior o porte da firma investidora, maior o desenvolvimento econômico do país de destino e para investimentos após 1985. Investimentos greenfield estão mais relacionados com o maior distanciamento cultural e intensidade tecnológica da indústria.
Slangen (2011)	1996-2003	Regressão logística binomial	Distância geográfica, distância cultural, distância institucional, autonomia da subsidiária, crescimento do país de destino, tamanho da subsidiária, experiência em outros mercados, desempenho da subsidiária, entre outras.	Relação positiva entre a distância institucional e o investimento greenfield, destacando que as subsidiárias de multinacionais holandesas podem treinar e socializar sua força de trabalho com as práticas da matriz e estabelecer processos que estejam em conformidade com a organização global.
Slangen & Hennart (2008)	1995-2003	Regressão logística binomial	Distância cultural, experiência internacional, autonomia da subsidiária, diversificação da firma, indústria/serviço, tecnologia a ser transferida, diversificação relacionada ao investimento, tamanho do investimento, crescimento da demanda, restrições a aquisições, dentre outras.	Multinacionais preferem se estabelecer em países culturalmente distantes através de investimento greenfield, mas essa preferência é menor quando elas apresentam pouca experiência internacional ou planejam conceder à subsidiária uma considerável autonomia.
Wilson (1980)	1900-1971	Mínimos Quadrados Ordinários	Taxa de aquisições, grau de diversificação da indústria, experiência internacional, taxa de implantações em países subdesenvolvidos, taxa de implantações antes de 1960, mercados de origem.	Os resultados mostraram que as empresas com maior percentual de investimentos por meio de aquisições tinham algumas características comuns. A nacionalidade da matriz estava relacionada com a propensão a adquirir.

Fonte: Elaborado pelos autores.

ASSESSING THE SHORT-TERM FORECASTING POWER OF CONFIDENCE INDICES

EULER PEREIRA G. DE MELLO ^{*}
FRANCISCO MARCOS R. FIGUEIREDO [†]

Resumo

Este artigo avalia o poder preditivo dos principais índices de confiança disponíveis no Brasil para com relação a atividade econômica. Mais especificamente, consideramos um conjunto de variáveis de atividade econômica e, para cada uma delas, comparamos o poder preditivo de um modelo autorregressivo univariado com o de um modelo similar que inclui um índice de confiança. Os resultados preliminares utilizando o teste Diebold-Mariano sugerem que o Índice de Confiança da Indústria fornece informações relevantes, tanto para o presente quanto para o futuro, para algumas variáveis de atividade econômica de interesse para os agentes econômicos.

Palavras-chave: Índices de confiança; Atividade econômica; Previsão

Abstract

This paper assesses the predictive power of the main confidence indices available in Brazil to forecast economic activity. More specifically, we consider a set of economic activity variables and, for each of those, compare the predictive power of a univariate autoregressive model to that of a similar model that includes a confidence index. Preliminary results using the Diebold Mariano test suggest that the Industry Confidence Index provides relevant information, for both present and the near future, on some economic activity variables of interest to the economic agents.

Keywords: Confidence indices; Economic activity; Forecasting

JEL classification: C32, E17, E27.

DOI: <http://dx.doi.org/10.11606/1413-8050/ea139730>

^{*} Research Department (Depep), Banco Central do Brasil. E-mail: euler.mello@bcb.gov.br

[†] Research Department (Depep), Banco Central do Brasil. E-mail: francisco-marcos.figueiredo@bcb.gov.br

1 Introduction

A proper assessment of the current level of economic activity is of utmost importance to the decisions of the economic agents. Nonetheless, measures of economic activity are released with some time lag, leading agents to search for leading/coincident indicators to help their decision-making process. An important class of such measures is composed of confidence indices, measures that aim at capturing the perception of determined groups of economic agents about the current and future development of some key variables.

A relevant empirical question is, thus, whether confidence indices contain any piece of relevant information about the current/future behavior of the level/rate of economic activity growth. As shown in Curtin (2000), this issue has been under debate since the release of the first confidence surveys¹. There is still no consensus in the literature, but according to Déés & Brinca (2013), most authors find a statistically significant relationship between measures of confidence and the current and future behavior of economic variables. Mourougane & Roma (2003), Ludvigson (2004) and Wilcox (2007) for the US, Kwan & Cotsomitis (2006) for Canada and Easaw & Heravi (2004) for the UK find that consumer confidence tends to reduce forecasting errors in models that include traditional macroeconomic variables. On the other hand, Smith (2009) for the UK, Al-Eyd et al. (1986) for OECD countries and Claveria et al. (2007) for Euro zone members show that the predictive power of those indices is weak and limited to a few cases, or even inexistent.

In Brazil, the increasing importance given to confidence indices is reflected in both the increase in the number of confidence indices and in the amount of media coverage dedicated to their release. Nonetheless, there is a lack of research on assessing the relevance of those indicators to help predict current/future economic variables. Such an assessment is relevant for the design and implementation of monetary policies, since it tries to identify the potential of those indices to provide additional pieces of information about the current state of the economy and signals about its future path.

For the Brazilian case, one of the few papers is that of Bentes (2006), which aims at identifying the predictive power of the Consumer Confidence Index (ICC), computed by the Federação de Bens, Serviços e Turismo (Fecomercio) do Estado de São Paulo, with respect to different consumption categories, after controlling for some macroeconomic variables, such as unemployment, industrial production and inflation. The results obtained by that author are highly heterogeneous, with emphasis on the positive effect for automobiles.

This paper aims at taking a step towards assessing the predictive power of the main confidence indices available for the Brazilian economy as a whole. More specifically, the proposed exercise is to consider a set of economic activity variables and, for each of those, compare the predictive power of a univariate autoregressive model against a similar model that, on top of the autoregressive part, includes an appropriate confidence index. Our preliminary results point out that the Industry Confidence Index (ICI) provides relevant

¹George Katona at the University of Michigan's Survey Research Center constructed the first consumer survey in 1946. This was the precursor to the University of Michigan's Index of Consumer Sentiment. Using the 1953 sample of this survey, Klein & Lansing (1955) found that surveys questions on buying intentions, feeling of financial well-being and price expectations predict consumer expenditures on durable goods.

information, for both present and the near future, on some economic activity variables of interest to the economic agents.

An important limitation of confidence measures is that they are subjective assessments - which might stem from a mix statistical modeling and judgments, of the current and future environment where economic agents make their decisions. Furthermore, as shown by Dominitz & Manski (2004), such indices might be contaminated by measurement errors, since their survey questions might be ambiguous and their qualitative aspect might hinder quantitative assessments. Nevertheless, we follow the literature and assume that the indices used in this paper are good approximations for the agents' perceptions about the economic environment and, hence, would be good candidates for improving the prediction of economic activity variables.

The sections of this paper are organized as following. In the next section, we describe both the confidence indices and the variables used by this work to measure the Brazilian economic activity. Section 3 describes the methodology and our estimation strategy. We present our results in Section 4, while we conclude and discuss further extensions in Section 5.

2 Data

Currently, there are several confidence indices available for the Brazilian economy. In the top half of Table 1, we present the confidence indices considered in this paper. From Fundação Getulio Vargas (FGV), we included the confidence indices based on the Consumer Survey (the Consumer Confidence Index - ICC and the Coincident Indicator of Unemployment - ICD) and the Manufacturing Industry Survey (Industry Confidence Index - ICI and the confidence indices for the capital goods and for the construction material sectors). We also consider two other consumer confidence indices for our analysis: the National Confidence Index (INC), from the Associação de Comércio de São Paulo (ACSP); National Consumer Confidence Index (INEC), from the Confederação Nacional da Indústria (CNI). Finally, we include the Business Confidence Index (ICEI) from CNI and Markit's Purchasing Manager's Index (PMI).

There are other confidence indices for the Brazilian economy that were not included in our analyses, either because they do not cover the country as a whole (e.g., the Consumer Confidence Index of Rio Grande do Sul, from the Centro de Estudos e Pesquisas em Administração da Universidade Federal do Rio Grande do Sul) or because their time span is too short (e.g., Services Sector Survey and the Construction Survey, from FGV).

Table 1 also shows the variables used to capture the level of economic activity, computed by the Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). From the Monthly Survey of Industry (PIM), the Physical Production Indices for Manufacturing, Capital Goods and Construction Materials were used². From the Monthly Survey of Trade (PMC), we considered the Extended Retail Sales Volume Index (PMC - Extended), which includes vehicles and construction inputs, and the (restrict) Retail Sales Volume Index (PMC - Restrict).

²The data from PIM have suffered a change in the methodology, to incorporate the classification CNAE 2.0, from IBGE. The original series were discontinued in February 2014. Using the new classification, the starting date would be 2002, thus, in order to have more data, for those series from PIM, we chose to keep using the original series and stop our analyses at February 2014.

Table 1: Confidence indices and measures of activity level used in the analysis

Variable ^{a)}	Acronym	Source	Frequency*	Releasing Date for Period t**
Confidence Indices				
Industry Confidence Index (ICI)	ICI	FGV	M	25th of month t
ICI-Capital Goods	BK.ICI	FGV	M	25th of month t
ICI-Construction Material	MC.ICI	FGV	M	25th of month t
Consumer Confidence Index	ICC	FGV	M	25th of month t
Coincident Indicator of Unemployment	ICD	FGV	M	10th of month $t + 1$
Purchasing Manager's Index	PMI	Markit	M	1st of month $t + 1$
National Confidence Index	INC	ACSP	M	10th of month $t + 1$
National Consumer Confidence Index ^{b)}	INEC	CNI	Q ^{b)}	30th of month t
Business Confidence Index ^{b)}	ICEI	CNI	Q ^{b)}	15th of month t
Activity Level Variables				
Physical Production Index for Manufacturing Industry	PIM-Manufacturing	IBGE	M	1st of month $t + 2$
Physical Production Index for Civil for Construction Materials	PIM-Construction	IBGE	M	1st of month $t + 2$
Physical Production Index for Capital Goods	PIM-Capital Goods	IBGE	M	1st month of $t + 2$
Unemployment Rate	Unemployment	IBGE	M	10th of month $t + 2$
Retail Sales Volume Index	PMC-Restrict	IBGE	M	15th of month $t + 2$
Extended Retail Sales Volume Index	PMC-Extended	IBGE	M	15th of month $t + 2$
Household Consumption Expenditures in GDP	GDP-Consumption	IBGE	Q	End of 2 nd month of $t + 1$
Manufacturing Industry in GDP	GDP-Manufacturing	IBGE	Q	End of 2 nd month of $t + 1$
Civil Construction in GDP	GDP-Construction	IBGE	Q	End of 2 nd month of $t + 1$
Gross Fixed Capital Formation in GDP	GDP-GFCF	IBGE	Q	End of 2 nd month of $t + 1$

Sources: Fundação Getúlio Vargas (FGV), Markit, Associação Comercial de São Paulo (ACSP) and Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE): Monthly Survey of Industry - Physical Production (PIM), Monthly Employment Survey (PME), Monthly Survey of Trade (PMC) and National Accounts System (SCN).

a) Seasonally adjusted data. INC, INEC and ICEI were seasonally adjusted by the authors using X12-ARIMA.

b) Data were transformed into quarterly series since 2010 using quarterly averages. * M = Monthly; Q = Quarterly. ** Approximation based on the latest releases.

Regarding the Quarterly National Accounts, the GDP components for household consumption expenditures, manufacturing industry, civil construction industry and gross fixed capital formation were used.

The sample considered in this paper was determined by the availability of the confidence indices, and thus, varies depending on the particular index at study. Table 2 shows the starting point of the sample for each index, the total number of observations and some descriptive statistics³. In some sense, this table also helps emphasize three limitations of this paper. First, the available time series have a relative short time span (ranging from 50 to 222 observations), which might hinder the power of our tests. Second, confidence indices are qualitative, usually summarized in a scale from 0 to 200, with values higher than 100 indicating optimism⁴. Therefore, the relationship between the confidence index and the predicted variable could depend on the level of the confidence index (with different patterns depending whether the actual level is lower or higher than 100), something that is not explored in this paper. Finally, this paper only considers some of the several possible relationships that could be tested, though it focuses on the simplest and less subjective type of forecasting models.

In the next section, we will describe our strategy to test the predictive power of the aforementioned confidence indices.

3 Methodology and estimation strategy

As mentioned before, this paper considers a set of variables concerning the growth rate of economic activity and for each of them, compares the predictive power of a univariate autoregressive model (Equation (1)) against the predictive power of a similar model that includes a confidence index (Equation (2)):

$$\text{Univariate:} \quad y_{t+h} = \alpha + \sum_{i=1}^P \beta_i y_{t-i} + \epsilon_{t+h} \quad (1)$$

$$\text{Extended model:} \quad y_{t+h} = \alpha + \sum_{i=1}^P \beta_i y_{t-i} + \sum_{j=0}^K \gamma_j y_{t-j} + \epsilon_{t+h} \quad (2)$$

where $y_t = \Delta \ln Y_t$, $ic_t = \Delta \ln IC_t$. Y_t is period's t value of the variable capturing the level of economic activity and IC_t is period's t value of the confidence index. The forecasting horizon for the above equations is h .

For the pseudo-out-of-sample forecast, there are two possible approaches. We could estimate a model to make a one-step-ahead prediction and then obtain the forecast for h steps by iteration. We could, alternatively, build a model aimed directly at forecasting h steps ahead, using Y_{t+h} as the dependent variable (direct forecast). Even though the best approach to follow is an empirical question, theory suggests that direct forecasts are more robust to misspecifications, whereas the iterative procedure would be more efficient in case the

³The descriptive statistics for the logarithm values of the variables were shown in Table A.1.

⁴Nonetheless, there are exceptions, *e.g.*, the Purchasing Managers' Index (PMI) and the Business Confidence Index (ICEI), which range from 0 to 100, values of 50 or higher would be considered optimism.

Table 2: Descriptive statistics of confidence indices and activity level measures and activity level measures

Variable	Beginning of	Obs.	Standard	Minimum	Maximum
Confidence Indices					
Monthly					
ICI	Apr/1995	233	98.8	10.4	69.5 117.5
ICI-Current Situation (ICI-ISA)	Apr/1995	233	99.1	11.8	67.3 121.3
ICI-Expectations (ICI-IE)	Apr/1995	233	98.5	9.5	71.7 116.6
BK.ICI	Apr/1995	233	95.9	18,7	51.1 128.2
BK.ICI-Current Situation (BK.ICI-ISA)	Apr/1995	233	96.7	21.4	45.6 139.4
BK-ICI-Expectations (BK.ICI-IE)	Apr/1995	233	95.0	17.4	47.2 124.8
MC.ICI	Apr/1995	233	102.3	13.9	55.8 136.7
MC.ICI-Current Situation (MC.ICI-ISA)	Apr/1995	233	102.5	14.9	42.8 143.6
MC.ICI-Expectations (MC.ICI-IE)	Apr/1995	233	102.1	14.4	68.3 129.7
ICC	Sep/2005	108	112.0	7.5	94.7 127.8
ICC-Current Situation (ICC-ISA)	Sep/2005	108	119.5	15.1	96.8 147.8
ICC-Expectations (ICC-IE)	Sep/2005	108	108.0	5.2	93.1 119.4
ICD	Sep/2008	106	78.4	14.4	60.4 101.9
PMI	Nov/2005	103	51.0	3.6	38.1 57.8
INC	Apr/2005	113	141.1	13.8	113.9 170.7
Quarterly					
INEC	1 st Q/2001	54	109.8	4.9	97.1 117.8
ICEI	2 nd Q/1999	61	58.0	4.9	46.9 69.7
Activity Level Variables					
Monthly					
PIM-Manufacturing	Jan/1995	230	109.0	13.4	87.3 130.8
PIM-Construction Material	Jan/1995	230	109.8	13.1	87.0 137.1
PIM-Capital Goods	Jan/1995	230	129.9	38.3	76.0 198.8
Unemployment	Mar/2002	146	8.5	2.4	4.6 13.2
PMC-Restrict	Jan/2000	175	77.9	20.8	53.5 116.2
PMC-Extended	Jan/2003	139	81.2	21.2	49.6 114.8

Sources: Fundação Getúlio Vargas (FGV), Markit, Associação Comercial de São Paulo (ACSP) e Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE).

For ICI, current situation and expectations have weight 50%, for the ICC current situation and expectation have weight 2/5 and 3/5, respectively. Further information can be obtained from the methodological notes available at FGV's site.

Table 2: Descriptive statistics of confidence indices and activity level measures and activity level measures (continuation)

Variable	Beginning of	Obs.	Standard	Minimum	Maximum	
Quarterly						
INEC	1 st Q/2001	54	109.8	4.9	97.1	117.8
ICEI	2 nd Q/1999	61	58.0	4.9	46.9	69.7
Activity Level Variables						
Monthly						
PIM-Manufacturing	Jan/1995	230	109.0	13.4	87.3	130.8
PIM-Construction Material	Jan/1995	230	109.8	13.1	87.0	137.1
PIM-Capital Goods	Jan/1995	230	129.9	38.3	76.0	198.8
Unemployment	Mar/2002	146	8.5	2.4	4.6	13.2
PMC-Restrict	Jan/2000	175	77.9	20.8	53.5	116.2
PMC-Extended	Jan/2003	139	81.2	21.2	49.6	114.8
Quarterly						
GDP	1 st Q/1996	69	128.2	21.1	100.1	165.3
GDP-Household Consumption	1 st Q/1996	74	131.3	25.8	98.5	178.7
GDP-Manufacturing	1 st Q/1996	74	113.8	12.3	94.0	132.9
GDP-Construction	1 st Q/1996	74	123.9	18.8	101.3	160.4
GDP-GFCF	1 st Q/1996	74	130.0	32.1	93.5	189.4

Sources: Fundação Getúlio Vargas (FGV), Markit, Associação Comercial de São Paulo (ACSP) e Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE).

For ICI, current situation and expectations have weight 50%, for the ICC current situation and expectation have weight 2/5 and 3/5, respectively. Further information can be obtained from the methodological notes available at FGV's site.

model is correctly specified⁵. In this paper, as shown in Equations (1) and (2), we will follow the second approach.

In order to make our pseudo-out-of-sample forecasting exercise as close as possible to a real time analysis, we took into account the availability of confidence indices over time⁶. Figure 1 presents, for the monthly data, the timeline of the release of the confidence indices (IC) and the predicted variable (Y) built from the release dates shown in Table 1. Since our goal is to exploit the timeliness of confidence index to improve our short-run forecasts of the variables related to the level of economic activity, we compute the forecasts for the current level of economic activity (nowcasting, $h = 0$) and for one step ahead ($h = 1$).

In the case of the nowcasting exercise, as shown in the top half of Figure 1, the forecast for Y_t is computed in the beginning of the $t + 1$ month, once Y_t and IC_t are released (and hence, belong to the information set, the area of Figure 1 shaded in gray)⁷.

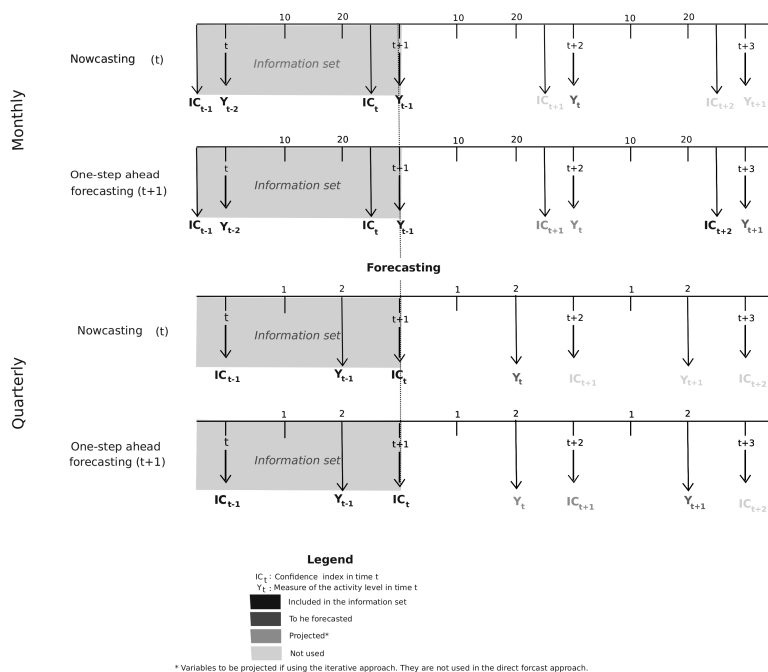


Figure 1: Framework for nowcasting and one-step-ahead forecasting - monthly and quarterly data

For the one-step-ahead forecasting, since it is computed at the same point in time as the nowcasting, the information set is the same as before, the only change is that the predicted variable is Y_{t+1} instead of Y_t .

⁵See *inter alia* Elliott & Timmermann (2008), Marcellino et al. (2006), and Ing (2003).

⁶Some variables such as GDP and its components are occasionally revised back in time. The data used in the analysis are the latest available vintage of the series in September 2014.

⁷The timeline depicted in Figure 1 was built based on the design of the indices derived from Consumer and Manufacturing Industry surveys, from FGV and from the physical production indices of PIM, IBGE. Nonetheless, the main features of this framework are still valid for other combination of variables. The same reasoning applies to the models that use quarterly data.

In the bottom half of Figure 1, we show the estimation strategy for the models that use quarterly data. The main differences are that the confidence indices used (ICI, INEC and ICEI) had to be converted to a quarterly frequency⁸. Similarly to the monthly data models, the forecast is done in period $t + 1$, but with the difference that the last piece of information embodied in the information set is IC_t .

The choice of the optimal number of lags for the models in this paper is based on the Bayesian Information Criterion (BIC)⁹. More specifically, among the AR models of order less than or equal to P given by Equation (1), we choose the model with the lowest BIC value. The same criterion is used to select among the models with up to K lags of the confidence index and autoregressive terms of lower order or equal to P given by Equation (2). In this paper, the maximum value for K and P is 6 and 4 for monthly data and quarterly data, respectively, so as to prevent losing too much information in our estimates.

After the choices of lags, we obtain the nowcasting and the one-step-ahead forecasts. Then, we move the window forward by one period (rolling-window) and compute the new predicted values based on the re-estimated models. We continue with this procedure until we reach the end of the sample. After collecting all the forecasts, we compute their root mean-squared forecasting errors. We estimated our models using a moving window of fixed size, containing 60% of the available data, since for some series with smaller samples, smaller rolling windows would make estimation infeasible. Nonetheless it is important to highlight that the same exercise was performed using a window size of 55% and 65%, with no qualitative difference in the results.

Since the choices of lags for the autoregressive part of the Equation (2) are independent of the choices for the models given in (1), the models chosen for a specific relationship between Y and IC are not necessarily nested. Thus, we decided to follow Giacomini & White (2006) and test their predictive power using a rolling window scheme. The predictive ability of the models is evaluated based on the statistics of Diebold & Mariano (1995) applied to the difference of the mean squared errors obtained when comparing the model without the confidence index and the model where the confidence index is included. We interpret the occurrence of a significant value for this statistic as an indication of predictive power gain from using a confidence index.

Besides using the Diebold and Mariano test for predictive performance tests, we also use the Superior Predictive Ability (SPA) Test by Hansen (2005), which is robust to the period analyzed (data snooping)¹⁰. Additionally, following Hansen et al. (2011) we built the Model Confidence Sets (MCS), which are useful for establishing the set of models that contain the correct forecasts in a certain level of significance¹¹. Notice that if the corresponding (univariate) benchmark model turns out not to belong to the model confidence set, this

⁸The INEC and ICEI started to be released on a monthly basis in 2010, before that they were released every quarter.

⁹While the BIC is a consistent criterion for determining the order of the model, not necessarily is the best criterion for an appropriate specification in terms of finite sample optimal forecast.

¹⁰In comparison to the Reality Check test proposed in White (2000), the Superior Predictive Ability test is more powerful and less sensitive to the inclusion of poor alternatives (Hansen 2005).

¹¹We used the MULCOM 3.0 package by Hansen & Lunde (2014) for all computations of the SPA and MCS tests.

would be evidence that using confidence indices provides relevant pieces of information for forecasting the economic variables under study¹².

While acknowledging the existence of a range of possibilities to be tested, in this paper we focused only on a few of the possible relationships involving the variables described in Table 1.

4 Results

Table 3 summarizes the results obtained from the nowcasting and from the one-step-ahead forecasting exercises, by showing the occurrence of significant values for the Diebold-Mariano statistics in the test of forecasting ability against the best univariate model for the models' dependent variable¹³. We also performed the analysis using a combination of forecasts. We used equal weights for all combination exercises, which usually is a very competitive approach in applied work¹⁴. For indices with ISA and IE components, we combined the forecasts of the two components. Forecasts using PMI were combined with forecasts using ICI, whereas combinations of forecasts of PMC (restrict and extended) used the forecasts in INC and ICC. The overall results from combining forecasts have shown no improvement when compared to individual forecasts.

According to Table 3, the Industry Confidence Index (ICI) provides relevant information for both present and the near future of the growth of economic activity. In the case of the other indices, there was no sufficient evidence of a forecasting improvement. Nonetheless, this could be a consequence of a lower test power due to the smaller number of observations.

For monthly data, ICI and its components are found to have a greater predictive power against the best univariate model not only for the PIM-Manufacturing, but also for the PIM-Construction Goods both for the present (T) and the near future ($T + 1$).

For quarterly data, it is worth emphasizing that for the growth of Construction industry and the Gross Fixed Capital formation as a percentage of the Gross Domestic Product (GDP), there is enough statistical evidence to claim (at a 5% significance level) that the Industry Confidence Index and its components improve upon the forecasts of the univariate model two months before the release of the GDP data. For growth of GDP itself, there is also enough evidence to reject that the null of the Industry Confidence Index does not help predict GDP's growth.

The results in Table 3 were computed using the root mean square errors (RMSE) from the forecasts. Tables A.6 to A.11 display the mean absolute error (MAE) and mean error (ME) for monthly and quarterly data, as well as for the nowcasting and one-step-ahead forecasting exercises, besides the RMSE. We see that the different metrics shows similar results.

Besides testing the predictive performance using the Diebold-Mariano test, we also tested for the Superior Predictive Ability (SPA) through the test sug-

¹²No benchmark needs to be defined in order to use the MCS procedure.

¹³See Tables A.2 - A.5 in the Appendix for detailed results of the tests such as root mean square errors and p-values from Diebold-Mariano statistics. The best univariate model is considered here to be the one that minimizes BIC.

¹⁴See, *inter alia*, Stock & Watson (2004) and Smith & Wallis (2009).

Table 3: Results for the test of predictive power

	Index	Aggregate	Nowcasting			One-Step-Ahead			
			ISA	IE	Comb.**	Aggregate	ISA	IE	Comb.**
Monthly									
PIM-Manufacturing Industry	ICI	XX	XXX	XX	XX	X	-	-	-
PIM-Capital Goods	BK.ICI	-	-	X	-	X	X	-	X
PIM-Construction Material	MC.ICI	XX	XX	XX	XX	XX	X	XX	XX
PMI	Markit	-			-	-			-
Unemployment Rate	ICD	-			-	-			
PMC-Extended	ICC	-	-	-	-	-	-	-	-
PMC-Extended	INC	-			-	-			-
PMC-Restrict	ICC	-	-	-	-	-	-	-	-
PMC-Restic	INC	-			-	-			
Quarterly									
Household Consumption	INEC	-				-			
PMC-Restrict	INEC	-				-			
PMC-Extended	INEC	-				-			
GDP-Manufacturing Industry	ICEI	-				-			
GDP-Manufacturing Industry	ICI	-	-	-	-	-	-	X	X
GDP-Construction Industry	MC.ICI	XX	XX	XX	XX	-	-	-	-
GDP-GFCF	ICI	XX	XX	XX	-	X	X	-	
GDP	INEC	-			-	-			
GDP	ICI	XX	XX	X		XX	XX	X	
GDP	BK.ICI	X	XX	X		-	-	-	
GDP	MC.ICI	-	X	-		-	-	-	
GDP	ICEI	-				-			

"XXX", "XX" e "X" represent significant results at 1, 5 e 10% levels, respectively, and "-" indicates absence of significance at 10% level.

* Either ICI and sectors indices are comprised by the Current Situation (ISA) and Expectation (IE) indices, which are individually used in the regressions. ** For indices with ISA and IE component, the column combination uses weights 1/2 for each component. In the row corresponding to PMI, the column combination uses weights 1/2 to PMI and 1/2 to ICI. In the rows corresponding to INC, the column combination uses a combination of 1/2 INC and 1/2 ICC.

gested by Hansen (2005)¹⁵. Additionally, following Hansen et al. (2011), we built the Model Confidence Sets (MCS), which are the sets of models that contain the correct forecasts with a given level of confidence.

The results for both tests are presented in Tables A.12 - A.15 in the Appendix. The MCS¹⁶ selects the set of best models by attaching p-values to each of these different forecasts. Tables A.12 - A.15 report, in the last column, each model included in M_0 along with its corresponding p-value. In general, the results obtained using the MCS approach corroborate the key findings previously discussed.

For monthly data (Table A.12), in line with the results obtained in Table A.2, the corresponding (univariate) benchmark model was not selected to the MCS for predicting PIM - Manufacturing, PIM - Capital Goods or PIM - Construction Goods. These results suggest that taking into account the information provided by confidence indices results in some improvement in terms of nowcasting. For the one-step ahead, Table A.13 also points in the same direction as Table A.4, by not selecting the corresponding benchmark model to the MCS in the cases of PIM - Capital Goods and PIM - Construction Goods.

For quarterly data, the results reported in Tables A.3 and A.5 concerning the improvement of predictive power in case of GDP-GFCF are corroborated in Tables A.14 and A.15. Nonetheless, for GDP and GDP construction, the benchmark model was selected to the MCS, contradicting the results from the Diebold-Mariano test¹⁷.

5 Conclusion

In this paper, we assessed the predictive power of the main confidence indices available in Brazil to forecast economic activity. More specifically, we considered a set of economic activity variables and, for each of them, compared the predictive power of a univariate autoregressive model to that of a similar model that includes a confidence index. In summary, the results presented in this paper suggest that among the confidence indices under analysis, the ICI and its components stand out in helping to improve univariate forecasts of variables capturing the level of economic activity for both present (nowcasting) and the near future (one-step-ahead prediction).

It is important, however, to highlight the main limitations of our results. First, the list of relationships used in this paper is quite limited; it is important to analyze the contribution of confidence indices for other variables of interest to economic agents. Second, the time series are short, which may compromise the power of the tests. Third, the results point towards predictive ability, which does not necessarily imply causality. Fourth, the models used in this paper do not take into account possible feedback effects or nonlinearities. Fifth, there is nothing that guarantees that the gain in predictive terms is still valid for other models with other exogenous variables of top of the indices of confidence. Finally, the sample includes periods of crisis, which may have led to important changes in the economic fundamentals.

¹⁵Note however, that this strategy for controlling the familywise error rate might be too stringent, as discussed by Romano et al. (2008).

¹⁶For the model confidence set (MCS), the lag length was set to 2. For the Superior Predictive Ability (SPA) test, the dependence parameter was set to 0.5. We use the stationary bootstrap with 100,000 replications when constructing the p-values.

¹⁷Notice that the results obtained by SPA are in line with those resulting from the MCS.

Acknowledgement

The authors are indebted to an anonymous referee for valuable comments and suggestions. The authors would also like to thank the Depec/Coace staff for their suggestions, comments, and help in constructing the data set.

Bibliography

- Al-Eyd, A., Barrell, R. & Davis, E. (1986), 'Consumer confidence indices and short-term forecasting of consumption', *Manchester School* 77(1), 96–111.
- Bentes, F. G. M. (2006), 'O poder preditivo do índice de confiança do consumidor no brasil: uma análise através de vetores autorregressivos'.
- Claveria, O., Pons, E. & Ramos, R. (2007), 'Business and consumer expectations and macroeconomic forecasts', *International Journal of Forecasting* 23(1), 47–69.
- Curtin, R. (2000), 'Psychology and macroeconomics: fifty years of the surveys of consumers'.
- Diebold, F. & Mariano, R. (1995), 'Comparing predictive accuracy', *Journal of Business e Economic Statistics* 13, 253–263.
- Dominitz, J. & Manski, C. F. (2004), 'How should we measure consumer confidence?', *Journal of Economic Perspectives* 18(2), 51–66.
- Dées, S. & Brinca, P. S. (2013), 'Consumer confidence as a predictor of consumption spending: evidence for the united states and the euro area', *International Economics* 134, 1–14.
- Easaw, J. Z. & Heravi, S. M. (2004), 'Evaluating consumer sentiments as predictors of uk household consumption behavior are they accurate and useful?', *International Journal Of Forecasting* 20(4), 671–681.
- Elliott, G. & Timmermann, A. (2008), 'Economic forecasting', *Journal of Economic Literature* pp. 3–56.
- Giacomini, R. & White, H. (2006), 'Tests of conditional predictive ability', *Econometrica* 74(6), 1545–1578.
- Hansen, P. R. (2005), 'A test for superior predictive ability', *Business Journal of Economic Statistics* 23(4), 365–380.
- Hansen, P. R. & Lunde, A. (2014), 'Mulcom 3.00. econometric toolkit for multiple comparisons'.
- Hansen, P. R., Lunde, A. & Nason, J. M. (2011), 'The model confidence set', *Econometrica* 79(2), 453–497.
- Ing, C. (2003), 'Multistep prediction in autoregressive processes', *Econometric Theory* 19(2), 254–279.
- Klein, L. & Lansing, J. (1955), 'Decisions to purchase consumer durable goods', *Journal of Marketing* XX, 109–132.

Kwan, A. C. & Cotsomitis, J. A. (2006), 'The usefulness of consumer confidence in forecasting household spending in canada: a national and regional analysis', *Economic Inquiry* **44**(1), 185–197.

Ludvigson, S. C. (2004), 'Consumer confidence and consumer spending', *Journal of Economic Perspectives* **18**(2), 29–50.

Marcellino, M., Stock, J. & Watson, M. (2006), 'A comparison of direct and iterated multistep ar methods for forecasting macroeconomic time series', *Journal of Econometrics* **135**, 499–526.

Mourougane, A. & Roma, M. (2003), 'Can confidence indicators be useful to predict short term real gdp growth', *Applied Economics Letters* **10**(8), 519–522.

Romano, J., Shaikh, A. & Wolf, M. (2008), 'Formalized data snooping based on generalized error rates', *Econometric Theory* **24**, 404–447.

Smith, B. M. (2009), 'Forecasting utility of uk consumer sentiment indexes in real time: do consumer sentiment surveys improve consumption forecasts in real time?'.

Smith, J. & Wallis, K. F. (2009), 'A simple explanation of the forecast combination puzzle', *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* **71**(3), 331–355.

Stock, J. H. & Watson, M. W. (2004), 'Combination forecasts of output growth in a seven-country data set', *Journal of Forecasting* **23**, 405–430.

White, H. (2000), 'A reality check for data snooping', *Econometrica* **68**(5), 1097–1126.

Wilcox, J. A. (2007), 'Forecasting components of consumption with components of consumer sentiment', *Business Economics* **42**(4), 22–32.

Appendix A

Table A.1: Descriptive statistics of confidence indices and activity

Variable (dlog)	Beginning of sample	Obs.	Mean	Standard Deviation	Minimum	Maximum
Confidence Indices						
Monthly						
ICI	May/1995	232	-0.001	0.036	-0.199	0.171
Current Situation (ICI-ISA)	May/1995	232	-0.002	0.043	-0.230	0.241
Expectations (ICI-IE)	May/1995	232	-0.001	0.033	-0.165	0.109
BK.ICI	May/1995	232	-0.002	0.075	-0.379	0.271
Current Situation (BK.ICI-ISA)	May/1995	232	-0.003	0.096	-0.533	0.417
Expectations (BK.ICI-IE)	May/1995	232	-0.001	0.075	-0.370	0.245
MC.ICI	May/1995	232	-0.001	0.057	-0.310	0.309
Current Situation (MC.ICI-ISA)	May/1995	232	-0.001	0.071	-0.448	0.422
Expectations (MC.ICI-IE)	May/1995	232	0.000	0.061	-0.262	0.232
ICC	Oct/2005	107	0.000	0.027	-0.134	0.058
Current Situation (ICC-ISA)	Oct/2005	107	0.001	0.037	-0.152	0.094
Expectations (ICC-IE)	Oct/2005	107	0.000	0.026	-0.124	0.065
ICD	Oct/2008	105	-0.003	0.023	-0.079	0.069
PMI	Nov/2005	102	-0.001	0.030	-0.098	0.088
INC	May/2005	112	0.002	0.028	-0.070	0.070
Quarterly						
INEC	2 nd Q/2001	53	0.001	0.028	-0.063	0.099
ICEI	3 rd Q/1999	60	-0.001	0.062	-0.117	0.185
Activity Level Variables						
Monthly						
PIM-Manufacturing	Feb/1995	229	0.001	0.020	-0.125	0.062
PIM-Construction Material	Feb/1995	229	0.001	0.017	-0.062	0.039
PIM-Capital Goods	Feb/1995	229	0.002	0.045	-0.268	0.136
Unemployment	Apr/2002	145	-0.007	0.028	-0.078	0.073
PMC-Restrict	Feb/2000	174	0.004	0.009	-0.023	-0.026
PMC-Extended	Feb/2003	138	0.005	0.025	-0.102	0.082
Quarterly						
GDP	2 nd Q/1996	68	0.007	0.013	-0.042	0.044
GDP-Household Consumption	2 nd Q/1996	73	0.008	0.013	-0.030	0.046
GDP-Manufacturing	2 nd Q/1996	73	0.003	0.036	-0.110	0.142
GDP-Construction	2 nd Q/1996	0.005	0.025	-0.055	0.051	
GDP-GFCF	2 nd Q/1996	73	0.008	0.037	-0.125	0.088

Sources: Fundação Getúlio Vargas (FGV), Markit, Associação Comercial de São Paulo (ACSP) e Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE).

Table A.2: Relative root mean square error for nowcasting - monthly data

Endogenous	Index	Agg.	ISA	IE	Combination	Begin	End
PIM-Manufacturing	ICI	0.88 (0.01)	0.90 (0.01)	0.88 (0.03)	0.89 (0.01)	Apr/1995	Aug/2006
PIM-Capital Goods	BK.ICI	0.98 (0.23)	1.00 (0.58)	0.95 (0.08)	0.97 (0.14)	Apr/1995	Aug/2006
PIM-Construction Goods	MC.ICI	0.85 (0.01)	0.96 (0.02)	0.89 (0.03)	0.91 (0.01)	Apr/1995	Aug/2006
PIM-Manufacturing	PMI	0.98 (0.40)			0.95 (0.21)	Feb/2006	Dec/2010
Unemployment Rate	ICD	1.01 (0.70)				Dec/2005	Dec/2010
PMC-Extended	ICC	1.03 (0.92)	1.04 (0.85)	1.02 (0.92)	1.02 (0.85)	Sep/2005	Jan/2011
PMC-Extended	INC	1.01 (0.82)			1.02 (0.91)	Sep/2005	Jan/2011
PMC-Restricted	ICC	1.07 (0.96)	1.12 (0.91)	1.05 (0.90)	1.07 (0.94)	Sep/2005	Jan/2011
PMC-Restricted	INC	1.02 (0.71)			1.03 (0.92)	Sep/2005	Jan/2011

p-values from Diebold-Mariano statistics in parentheses.

Alternative hypothesis: model with confidence index has greater predictive power than the univariate model. In all models, the variables used were the first difference of the logarithm of the original variables.

Values in bold indicate significance at 10% level.

For indices with ISA and IE component, the column combination uses weights 1/2 for each component. In the row corresponding to PML, the column combination uses weights 1/2 to PMI and 1/2 to ICI. In the rows corresponding to INC, the column combination uses a combination of 1/2 INC and 1/2 ICC.

Table A.3: Relative root mean square error for nowcasting - quarterly data

Endogenous	Index	Agg.	ISA	IE	Combination	Begin	End
Consumption Expenditures	INEC	0.97 (0.27)				2001Q1	2009Q1
PMC-Restricted	INEC	1.05 (0.90)				2001Q1	2009Q1
PMC-Extended	INEC	1.03 (0.63)				2003Q2	2009Q4
GDP-Manufacturing	ICEI	0.96 (0.35)			0.86 (0.18)	1999Q2	2008Q2
GDP-Manufacturing	ICI	1.01 (0.52)	0.98 (0.44)	1.08 (0.70)	1.01 (0.53)	1996Q2	2007Q1
GDP-Construction	MC.ICI	0.70 (0.02)	0.75 (0.04)	0.67 (0.02)	0.68 (0.02)	1996Q2	2007Q1
GDP-GFCF	ICI	0.62 (0.02)	0.67 (0.02)	0.62 (0.01)		1996Q2	2007Q1
GDP	ICEI	0.93 (0.16)				1999Q2	2008Q2
GDP	ICI	0.66 (0.05)	0.69 (0.04)	0.68 (0.06)		1996Q2	2007Q1
GDP	BK.ICI	0.75 (0.06)	0.70 (0.05)	0.82 (0.05)		1996Q2	2007Q1
GDP	MC.ICI	0.74 (0.14)	0.77 (0.09)	0.77 (0.13)		1996Q2	2007Q1
GDP	INEC	0.90 (0.23)			0.55 (0.04)	2001Q1	2009Q1

p-values from Diebold-Mariano statistics in parentheses.

Alternative hypothesis: model with confidence index has greater predictive power than the univariate model. In all models, the variables used were the first difference of the logarithm of the original variables.

Values in bold indicate significance at 10% level.

For indices with ISA and IE component, the column combination uses weights 1/2 for each component. In the row corresponding to PML, the column combination uses weights 1/2 to PMI and 1/2 to ICI. In the rows corresponding to INC, the column combination uses a combination of 1/2 INC and 1/2 ICC.

Table A.4: Relative root mean square error for one-step ahead forecasting - monthly data

Endogenous	Index	Agg.	ISA	IE	Combination	Begin	End
PIM-Manufacturing	ICI	0.94 (0.09)	0.95 (0.12)	0.97 (0.36)	0.95 (0.21)	Apr/1995	Aug/2006
PIM-Capital Goods	BK.ICI	0.93 (0.07)	0.95 (0.05)	0.96 (0.19)	0.95 (0.07)	Apr/1995	Aug/2006
PIM-Construction Goods	MC.ICI	0.93 (0.03)	0.95 (0.06)	0.94 (0.02)	0.94 (0.02)	Apr/1995	Aug/2006
PIM-Manufacturing	PMI	1.05 (0.73)			1.02 (0.66)	Feb/2006	Dec/2010
Unemployment Rate	ICD	1.00 (0.53)				Dec/2005	Dec/2010
PMC-Extended	ICC	1.01 (0.71)	1.00 (0.48)	1.02 (0.96)	1.01 (0.77)	Sep/2005	Jan/2011
PMC-Extended	INC	1.01 (0.90)			1.01 (0.87)	Sep/2005	Jan/2011
PMC-Restricted	ICC	1.03 (0.82)	1.02 (0.84)	1.02 (0.72)	1.02 (0.74)	Sep/2005	Jan/2011
PMC-Restricted	INC	1.04 (0.84)				Sep/2005	Jan/2011

p-values from Diebold-Mariano statistics in parentheses.

Alternative hypothesis: model with confidence index has greater predictive power than the univariate model. In all models, the variables used were the first difference of the logarithm of the original variables.

Values in bold indicate significance at 10% level.

For indices with ISA and IE component, the column combination uses weights 1/2 for each component. In the row corresponding to PML, the column combination uses weights 1/2 to PMI and 1/2 to ICI. In the rows corresponding to INC, the column combination uses a combination of 1/2 INC and 1/2 ICC.

Table A.5: Relative root mean square error for one-step ahead forecasting - quarterly data

Endogenous	Index	Agg.	ISA	IE	Combination	Begin*	End*
Consumption Expenditures	INEC	1.02 (0.84)				2001Q1	2009Q1
PMC-Restricted	INEC	1.00 (0.51)				2001Q1	2009Q1
PMC-Extended	INEC	1.07 (0.85)				2003Q2	2009Q4
GDP-Manufacturing	ICEI	0.91 (0.11)			0.93 (0.21)	1999Q2	2008Q2
GDP-Manufacturing	ICI	1.01 (0.52)	0.99 (0.46)	0.87 (0.06)	0.90 (0.08)	1996Q2	2007Q1
GDP-Construction	MC.ICI	0.97 (0.28)	1.00 (0.55)	0.94 (0.17)	0.97 (0.24)	1996Q2	2007Q1
GDP-GFCF	ICI	0.83 (0.10)	0.85 (0.08)	0.93 (0.34)		1996Q2	2007Q1
GDP	ICEI	0.94 (0.21)				1999Q2	2008Q2
GDP	ICI	0.88 (0.04)	0.89 (0.04)	0.89 (0.06)		1996Q2	2007Q1
GDP	BK.ICI	0.92 (0.16)	0.92 (0.16)	0.94 (0.16)		1996Q2	2007Q1
GDP	MC.ICI	0.97 (0.15)	1.00 (0.47)	0.94 (0.11)		1996Q2	2007Q1
GDP	INEC	1.00 (0.59)			0.89 (0.15)	2001Q1	2009Q1

p-values from Diebold-Mariano statistics in parentheses.

Alternative hypothesis: model with confidence index has greater predictive power than the univariate model. In all models, the variables used were the first difference of the logarithm of the original variables.

Values in bold indicate significance at 10% level.

For indices with ISA and IE component, the column combination uses weights 1/2 for each component. In the row corresponding to PML, the column combination uses weights 1/2 to PMI and 1/2 to ICI. In the rows corresponding to INC, the column combination uses a combination of 1/2 INC and 1/2 ICC.

* Q stands for quarter. Thus, e.g., Q1-01 represents the first quarter of the year 2001.

Table A.6: Measures of accuracy for nowcasting - monthly data

Endogenous	Index	Aggregated			ISA			IE		
		ME	RMSE	MAE	ME	RMSE	MAE	ME	RMSE	MAE
PIM										
Manufacturing	ICI	0.001	0.019	0.012	0.001	0.019	0.013	0.001	0.019	0.013
Capital Goods	BK.ICI	0.005	0.050	0.031	0.005	0.051	0.032	0.004	0.048	0.030
Construction Goods	MC.ICI	0.003	0.016	0.013	0.002	0.018	0.014	0.003	0.017	0.013
Manufacturing	PMI	0.000	0.016	0.013						
Unemployment Rate	ICD	0.001	0.023	0.019						
PMC										
Extended	ICC	-0.006	0.026	0.017	-0.004	0.026	0.017	-0.007	0.026	0.017
Extended	INC	-0.007	0.026	0.017						
Restricted	ICC	-0.002	0.008	0.007	-0.002	0.009	0.007	-0.003	0.008	0.007
Restricted	INC	-0.003	0.008	0.007						

ME: Mean Error, RMSE: Root Mean Squared Error, MAE: Mean Absolute Error. For indices with ISA and IE component, the column combination uses weights 1/2 for each component. In the row corresponding to PMI, the column combination uses weights 1/2 to PMI and 1/2 to ICI. In the rows corresponding to INC, the column combination uses a combination of 1/2 INC and 1/2 ICC.

Table A.7: Measures of accuracy for nowcasting - quarterly data

Endogenous	Index	Aggregated			ISA			IE		
		ME	RMSE	MAE	ME	RMSE	MAE	ME	RMSE	MAE
Consumption Expenditures	INEC	-0.001	0.008	0.007						
PMC-Restrict	INEC	0.002	0.014	0.012						
PMC-Extended	INEC	-0.007	0.026	0.021						
GDP-Manufacturing	ICEI	-0.010	0.039	0.026						
GDP-Manufacturing	ICI	-0.010	0.035	0.021	-0.008	0.034	0.021	-0.012	0.037	0.023
GDP-Construction	MC.ICI	0.007	0.019	0.015	0.007	0.020	0.016	0.006	0.018	0.014
GDP-GFCF	ICI	0.005	0.026	0.020	0.005	0.028	0.022	0.004	0.026	0.020
GDP	INEC	-0.002	0.013	0.009						
GDP	ICI	-0.001	0.009	0.006	-0.001	0.009	0.006	-0.001	0.009	0.006
GDP	BK.ICI	0.000	0.010	0.007	-0.001	0.009	0.007	-0.001	0.011	0.008
GDP	MC.ICI	-0.001	0.010	0.008	-0.001	0.010	0.008	0.000	0.010	0.008
GDP	ICEI	0.000	0.010	0.008						

ME: Mean Error, RMSE: Root Mean Squared Error, MAE: Mean Absolute Error.

Table A.8: Measures of accuracy for one-step ahead forecasting - monthly data

Endogenous	Index	Aggregated			ISA			IE		
		ME	RMSE	MAE	ME	RMSE	MAE	ME	RMSE	MAE
PIM										
Manufacturing	ICI	0.001	0.020	0.013	0.001	0.020	0.014	0.002	0.021	0.014
Capital Goods	BK.ICI	0.004	0.048	0.030	0.004	0.049	0.031	0.004	0.049	0.030
Construction Goods	MC.ICI	0.003	0.017	0.014	0.002	0.018	0.014	0.003	0.017	0.014
Manufacturing	PMI	-0.001	0.017	0.013						
Unemployment Rate	ICD	-0.008	0.025	0.020						
PMC										
Extended	ICC	-0.005	0.028	0.018	-0.004	0.028	0.018	-0.005	0.028	0.018
Extended	INC	-0.005	0.028	0.018						
Restricted	ICC	-0.003	0.008	0.007	-0.002	0.008	0.006	-0.003	0.008	0.006
Restricted	INC	-0.003	0.008	0.006						

ME: Mean Error, RMSE: Root Mean Squared Error, MAE: Mean Absolute Error. For indices with ISA and IE component, the column combination uses weights 1/2 for each component. In the row corresponding to PMI, the column combination uses weights 1/2 to PMI and 1/2 to ICI. In the rows corresponding to INC, the column combination uses a combination of 1/2 INC and 1/2 ICC.

Table A.9: Measures of accuracy for one-step ahead forecasting - quarterly data

Endogenous	Index	Aggregated			ISA			IE		
		ME	RMSE	MAE	ME	RMSE	MAE	ME	RMSE	MAE
Consumption Expenditures	INEC	-0.002	0.010	0.008						
PMC-Restrict	INEC	-0.002	0.013	0.011						
PMC-Extended	INEC	-0.009	0.028	0.023						
GDP-Manufacturing	ICEI	0.000	0.034	0.024						
GDP-Manufacturing	ICI	0.002	0.033	0.024	0.002	0.032	0.025	0.001	0.028	0.019
GDP-Construction	MC.ICI	0.009	0.027	0.023	0.008	0.028	0.024	0.009	0.027	0.022
GDP-GFCF	ICI	0.009	0.040	0.031	0.009	0.041	0.032	0.002	0.045	0.032
GDP	INEC	-0.004	0.014	0.010						
GDP	ICI	-0.002	0.012	0.008	-0.002	0.013	0.009	-0.002	0.013	0.008
GDP	BK.ICI	-0.002	0.013	0.009	-0.002	0.013	0.009	-0.002	0.013	0.009
GDP	MC.ICI	-0.002	0.014	0.010	-0.002	0.014	0.010	-0.002	0.013	0.009
GDP	ICEI	-0.002	0.009	0.008						

ME: Mean Error, RMSE: Root Mean Squared Error, MAE: Mean Absolute Error.

Table A.10: Measures of accuracy - monthly data - combination

Endogenous	Index	Nowcasting			One-step Ahead		
		ME	RMSE	MAE	ME	RMSE	MAE
PIM-Manufacturing	ICI	0.001	0.019	0.013	0.001	0.020	0.014
PIM-Capital Goods	BK.ICI	0.004	0.049	0.031	0.004	0.049	0.030
PIM-Construction Goods	MC.ICI	0.003	0.017	0.013	0.003	0.017	0.014
PIM-Manufacturing	PMI	0.001	0.016	0.013	0.000	0.017	0.013
Unemployment Rate	ICD						
PMC-Extended	ICC	-0.006	0.026	0.017	-0.004	0.028	0.018
PMC-Extended	INC	-0.007	0.026	0.017	-0.005	0.028	0.018
PMC-Restricted	ICC	-0.002	0.008	0.007	-0.003	0.008	0.006
PMC-Restricted	INC	-0.003	0.008	0.006	-0.003	0.008	0.006

ME: Mean Error, RMSE: Root Mean Squared Error, MAE: Mean Absolute Error. For indices with ISA and IE component, the column combination uses weights 1/2 for each component. In the row corresponding to PMI, the column combination uses weights 1/2 to PMI and 1/2 to ICI. In the rows corresponding to INC, the column combination uses a combination of 1/2 INC and 1/2 ICC.

Table A.11: Measures of accuracy - quarterly data - combination

Endogenous	Index	Nowcasting			One-step Ahead		
		ME	RMSE	MAE	ME	RMSE	MAE
Consumption Expenditures	INEC						
PMC-Restrict	INEC						
PMC-Extended	INEC						
GDP-Manufacturing	ICEI	-0.010	0.035	0.023	0.000	0.035	0.024
GDP-Manufacturing	ICI	-0.010	0.035	0.021	0.002	0.029	0.021
GDP-Construction	MC.ICI	0.007	0.018	0.015	0.009	0.027	0.023
GDP-GFCF	ICI						
GDP	INEC						
GDP	ICI						
GDP	BK.ICI						
GDP	MC.ICI						
GDP	ICEI	-0.001	0.005	0.004	-0.002	0.008	0.007

ME: Mean Error, RMSE: Root Mean Squared Error, MAE: Mean Absolute Error.

Table A.12: Measures of accuracy for nowcasting - monthly data

Endogenous	Indexes	SPA-p-value			MCS
		Lower	Consistent	Upper	
PIM					
Manufacturing	ICI	0.05	0.05	0.05	ICI(1), ICI.IE(0.5369), ICI.ISA(0.2678)
Capital Goods	BK.ICI	0.10	0.11	0.11	BK.ICI.IE(1)
Construction Goods	MC.ICI	0.06	0.06	0.06	ICI(1)
PMC					
Extended	ICC, INC	0.80	0.99	0.99	Benchmark (1), INC(0.5157), ICC.ISA(0.5157), ICC(0.3515), ICC.IE(0.2741)
Restrict	ICC, INC	0.89	1.00	1.00	Benchmark(1), INC(0.5160), ICC.ISA(0.5160), ICC.IE(0.5160), ICC(0.4440)

All bootstraps performed 100,000 re-samples. For the Superior Predictive Ability (SPA) test, the dependence parameter was set to 0.5. For the Model Confidence Set (MCS), the lag length was set to 2.

Table A.13: One-step ahead forecasting - monthly data

Endogenous	Indexes	SPA-p-value			MCS
		Lower	Consistent	Upper	
PIM-Manufacturing	ICI	0.11	0.11	0.11	ICI(1), ICI.IE(0.3768), ICI.ISA(0.2716), Benchmark(0.2538)
PIM-Capital Goods	BK.ICI	0.08	0.08	0.08	BK.ICI(1), BK.ICI.ISA(0.2733), BK.ICI.IE(0.2733)
PIM-Construction Good	MC.ICI	0.05	0.05	0.05	ICI(1), ICI.IE(0.4725)
PMC-Extended	ICC, INC	0.54	0.82	0.91	ICC.ISA(1), Benchmark(0.9483), ICC(0.7701), INC(0.3520), ICC.IE(0.2647)
PMC-Restrict	ICC, INC	0.69	0.93	0.93	Benchmark(1), INC(0.7603), ICC(0.7603), ICC.ISA(0.7603), ICC.IE(0.7603)

All bootstraps performed 100,000 re-samples. For the Superior Predictive Ability (SPA) test, the dependence parameter was set to 0.5. For the Model Confidence Set (MCS), the lag length was set to 2.

Table A.14: Measures of accuracy for nowcasting - quarterly data

Endogenous	Indexes	SPA-p-value			MCS
		Lower	Consistent	Upper	
GDP-Manufacturing	ICEL, ICI	0.25	0.25	0.25	ICI(1), ICI.ISA(0.7327), ICI.IE(0.7327), Benchmark(0.5401), ICEI(0.5066)
GDP-Construction	MC.ICI	0.12	0.12	0.12	MC.ICI(1), MC.ICI.ISA(0.6976), MC.ICI.IE(0.6976), Benchmark(0.5366)
GDP-GFCF	ICI	0.06	0.06	0.06	ICI(1), ICI.IE(0.6528)
GDP	INEC, ICI, BK.ICI, MC.ICI, ICEI	0.11	0.11	0.11	ICI.ISA(1), ICEI(0.4817), ICI(0.4817), BK.IC(0.4817), BK.ICI.ISA(0.4817), BK.ICI.IE(0.4817), Benchmark(0.4817), INEC(0.4817), ICI.IE(0.4817), MC.ICI(0.4393), MC.ICI.IE(0.4393), MC.ICI.ISA(0.4351)

All bootstraps performed 100,000 re-samples. For the Superior Predictive Ability (SPA) test, the dependence parameter was set to 0.5. For the Model Confidence Set (MCS), the lag length was set to 2.

Table A.15: Measures of accuracy for one-step ahead forecasting - quarterly data

Endogenous	Indexes	SPA-p-value			MCS
		Lower	Consistent	Upper	
GDP-Manufacturing	ICEI, ICI	0.11	0.12	0.12	ICI.IE(1), ICEI(0.8264), ICI(0.8264), ICI.ISA(0.8264), Benchmark(0.3077)
GDP-Construction	MC, ICI	0.19	0.20	0.20	MC.ICI.IE(1), Benchmark(0.2651)
GDP-GFCF	ICI	0.11	0.11	0.11	ICI(1), ICI.IE(0.4192), ICI.ISA(0.3573)
GDP	INEC, ICI,	0.22	0.23	0.23	ICI.IE(1), ICI(0.6107), INEC(0.6056), Benchmark(0.5170), ICI.ISA(0.5125),
	BK.ICI, MC.ICI, ICEI				ICI.BK.ISA(0.5061), MC.ICI.ISA(0.5061), ICI.BK (0.5032), MC.ICI(0.5032), ICEI(0.4834), MC.ICI.IE(0.3234)

All bootstraps performed 100,000 re-samples. For the Superior Predictive Ability (SPA) test, the dependence parameter was set to 0.5. For the Model Confidence Set (MCS), the lag length was set to 2.

PRECIFICAÇÃO DE OPÇÕES SOBRE CONTRATOS FUTUROS DE BOI GORDO NA BM&FBOVESPA

TRICIA THAÍSE E SILVA PONTES *
SINÉZIO FERNANDES MAIA †

Resumo

Este artigo tem como objetivo aplicar o modelo de precificação de opções sobre contratos futuros, desenvolvido por Black (1976), ao mercado futuro de boi gordo. O método consistiu em aplicar diferentes tipos de volatilidade (histórica, implícita e determinística) ao modelo de precificação de Black e comparar o desempenho dos mesmos. Os resultados mostraram que a volatilidade histórica para as diferentes janelas móveis subprecificam os valores dos prêmios negociados no mercado; enquanto os modelos calculados com volatilidade EWMA e TARCH superprecificam os prêmios das opções. De modo geral, o modelo com janela móvel foi o que apresentou melhor desempenho nas análises realizadas.

Palavras-chave: Boi gordo; Mercado futuro; Precificação de opções; Volatilidade.

Abstract

This article aims to apply the model for pricing options on futures contracts, developed by Black (1976), to live cattle futures market. The method consisted of applying different types of volatility (historical, implied and deterministic) to pricing model of Black and compare their performance. The results showed that the historical volatility for different sliding windows underestimates the values of awards traded in the market, while models calculated with EWMA and TARCH volatility overestimate the option premiums. In general the model with sliding window showed the best performance in the analyzes.

Keywords: Beef cattle; Future markets; Options pricing; Volatility.

JEL classification: G12, G13, Q13, Q14.

DOI: <http://dx.doi.org/10.11606/1413-8050/ea140986>

* Doutora em Administração pela FEA-USP e Mestra em Administração pelo PPGA-UFPB. E-mail: triciathaise@gmail.com.

† Professor do PPGE/UFPB, pós-doutor em Economia pela UFRGS. E-mail: sinezio-maia@yahoo.com.br.

1 Introdução

O agronegócio representa uma parcela importante da renda gerada nacional e mundialmente. O Produto Interno Bruto (PIB) do agronegócio brasileiro totalizou R\$ 942 bilhões em 2011, o que representa um avanço de 5,73%; crescimento superior ao da economia como um todo que foi de 2,7%. Devido a esses resultados positivos, a participação do agronegócio no PIB nacional aumentou de 21,78% em 2010 para 22,74% em 2011, de acordo com o Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada da Universidade de São Paulo (CEPEA/USP 2012).

A bovinocultura é um dos principais destaques do agronegócio brasileiro no cenário mundial. O Brasil é dono do segundo maior rebanho efetivo do mundo, com cerca de 200 milhões de cabeças. Além disso, desde 2004 assumiu a liderança nas exportações, com um quinto da carne comercializada internacionalmente e vendas em mais de 180 países. A exportação de carne bovina gerou para o Brasil um total de aproximadamente 5,4 bilhões de dólares em 2011. A crise europeia e a desaceleração da economia global têm reduzido a demanda por carne bovina brasileira, contudo, mesmo com o volume em queda, a receita não tem apresentado grandes alterações devido ao aumento dos preços em moeda nacional (MAPA 2012).

O crescimento da atividade agropecuária é limitado pelos inúmeros riscos inerentes a ela, tais como: o risco de a produção esperada não ser alcançada devido a eventos relacionados ao clima ou a outros fatores como pragas; o risco de crédito; o risco operacional decorrente de falhas na execução de processos e tarefas da atividade e o risco de preço representado pela oscilação dos preços em sentido contrário ao interesse do agente no momento da comercialização. Desse modo, a gestão de riscos é crucial para que o agronegócio se mantenha estável e com retorno desejado, pois, ao mesmo tempo em que são muitas as incertezas, são escassas as iniciativas para administrá-las.

De forma semelhante, os agentes envolvidos na produção ou comercialização de carne bovina também estão sujeitos ao risco associado às flutuações de preço das mercadorias. Esse risco pode ser percebido quando o produtor engorda seus animais sem conhecer o preço pelo qual poderá vendê-los na época do abate. Quando chegar a data em que o boi será vendido, o produtor pode não encontrar no mercado um preço que remunere seu investimento ou nem mesmo seja capaz de cobrir seus custos.

A fim de se proteger dessas variações nos preços inerentes à atividade, os produtores de boi gordo podem recorrer ao mercado futuro e, dessa forma, fixar um preço que garanta a reposição de seu custo de produção e algum retorno. O produtor ou investidor adquire um contrato que pode ser de compra ou de venda futura da *commodity* a um preço determinado. Para proteger-se dessas características associadas à atividade, produtores e compradores têm buscado instrumentos alternativos de gestão dos riscos, sendo, o principal deles, o mercado de derivativos, e os contratos futuros e de opções os mais utilizados.

Atualmente, a BM&FBOVESPA negocia contratos derivativos agropecuários de açúcar, boi gordo, café arábica, etanol, milho e soja. O contrato futuro de boi gordo possui posição majoritária nas negociações, representando 47,61% do total de contratos de *commodities* negociadas na BM&FBOVESPA em 2011. No que se refere às opções sobre contratos futuros, objeto de estudo desta pesquisa, o boi gordo também mantém a liderança, posto que repre-

senta 45,27% das opções sobre futuros agropecuários com 11.719 contratos negociados no ano de 2011 (BM&FBOVESPA 2012).

Diante do grande potencial que os mercados de opções e de futuros ainda têm a ser explorado, bem como do importante papel que essa mercadoria representa para o desenvolvimento do setor de carne bovina, o presente trabalho busca avaliar o comportamento do modelo de Black (1976) aplicado à precificação de opções sobre contrato futuro de boi gordo negociadas na BM&FBOVESPA. Para isso, foram aplicados diferentes métodos de volatilidade, buscando identificar o impacto que cada um gera nos preços teóricos calculados e o quão próximo este está dos preços praticados pelo mercado.

2 Referencial teórico

2.1 Derivativos

Os derivativos funcionam como importantes ferramentas de proteção e gestão do risco, sendo definidos como instrumentos financeiros que têm por base um ativo ou contrato (ativo subjacente) negociado entre as partes em mercados organizados. Os derivativos mais comuns são os contratos a termo (*forward*), contratos de opção e contratos futuros. O agente que investe em derivativos pode assumir uma posição comprada (*long*) ou uma posição vendida (*short*) de acordo com sua posição líquida em determinado vencimento. Se o número de contratos vendidos for maior que o número de contratos comprados, sua posição será vendedora (*short*); caso contrário, a posição será compradora (*long*). É importante frisar que a posição líquida é fixada para um único vencimento do mesmo contrato (Hull 2016).

Hull (2016) define um contrato a termo como um compromisso que as partes assumem de comprar e vender um ativo por determinado preço em certa data futura. Uma característica especial desse tipo de contrato é que a negociação não ocorre em bolsa padronizada: os acordos são firmados entre as partes no que se chama “mercados de balcão”. Um investidor que compra um contrato a termo concorda em comprar uma unidade de um bem em uma data futura especificada, chamada data de vencimento. O preço ao qual a compra será mantida é chamado de preço *forward*. Esse preço é determinado no contrato, e não sofre alterações durante o tempo de maturidade (Richard & Sundaresan 1981).

Diferente do preço que permanece constante, o valor de um contrato a termo flutua entre o tempo em que é escrito e o tempo de vencimento. Quando o contrato é escrito, ele não tem valor, mas no vencimento, o investidor pode realizar um lucro (ou perda) igual à diferença entre o preço à vista de uma unidade do bem e o preço a termo contratado. Esse valor flutuará porque o valor do direito de comprar ao preço escrito no contrato se altera com as mudanças ocorridas no preço à vista.

Os contratos futuros evoluíram a partir dos contratos a termo, por isso possuem características semelhantes, e são algumas vezes confundidos. Além da negociação em bolsa, o ajuste diário no valor das posições é uma das principais diferenças entre um contrato futuro de um *forward* (contrato a termo). Whaley (1986) distingue os dois tipos de contrato afirmando que, enquanto no contrato a termo ocorre um único pagamento – realizado na data futura especificada no contrato – nos contratos futuros são realizados pagamentos intermediários que podem representar perdas ou ganhos de acordo com a va-

riação negativa ou positiva no valor diário das posições detidas pelos agentes. Essas perdas ou ganhos são acumulados durante a vida do contrato, o que torna o valor final de uma posição em um contrato futuro diferente do valor final de uma posição em um contrato a termo.

O preço futuro está especificado no contrato, e é determinado no momento em que o contrato é escrito, sendo escolhido de forma que nenhum pagamento seja realizado nesse momento. Quando o contrato vence, o indivíduo que possui uma posição comprada ou vendida desse contrato deve fazer ou receber pagamentos diários pela eventual compra ou venda do bem. As prestações diárias não são especificadas com antecedência no contrato, mas são determinadas pela variação diária no preço futuro. Se o preço futuro aumenta, então o investidor que é *long* – possui posição comprada – recebe um pagamento do investidor que é *short* – possui posição vendida –, e vice-versa. Esse procedimento é chamado de “*marking-to-market*” (marcação a mercado) (Richard & Sundaresan 1981). Quanto à liquidação, conforme destacado por Hull (2016), a maioria dos contratos futuros não leva à entrega, pois a maior parte dos *traders* escolhe encerrar suas atividades (assumindo uma posição oposta) antes do período de entrega especificado no contrato. Entretanto, é a possibilidade da entrega final que determina o preço futuro.

Mercados futuros são mercados organizados, nos quais não se comercializam produtos ou ativos, neles são negociados contratos futuros de *commodity*, ativo financeiro ou índice econômico para liquidação em determinada data futura. A maior parte dos contratos futuros não é conduzida até a entrega, os investidores preferem zerar suas posições com a realização de um contrato oposto ao original antes do período de entrega especificado no contrato (Stoll 1979, Montezano 1987).

Os mercados futuros agropecuários funcionam como uma garantia, tanto para o produtor rural quanto para a indústria processadora em operações de *hedge* (cobertura) de preço, eliminando incertezas de preços na época da comercialização. Por meio desse mercado, o produtor consegue avaliar a viabilidade de investimento em determinada atividade, comparando o custo de produção conhecido e o preço que ele pode assegurar com a venda do produto a futuro na Bolsa. Com a transparência dos preços, é possível saber se os preços a serem pagos no futuro são compensadores, ou não, para a atividade produtiva (Marques et al. 2006).

Nesse sentido, a principal função dos mercados futuros, em especial os de *commodities* agropecuárias, é facilitar a realocação de exposição ao risco de variação no preço entre os participantes do mercado. Ao proporcionarem um meio para a realização de *hedging* do risco do preço, os contratos futuros tornam possível separar a decisão de estocar ou não fisicamente uma *commodity* da decisão de se expor financeiramente às mudanças em seu preço (Bodie & Merton 1999).

Outro tipo de derivativo bastante utilizado são os contratos de opção. Uma opção consiste em um direito, e não uma obrigação, de comprar ou vender um determinado ativo (ativo-subjacente ou objeto) a um preço futuro pré-determinado dentro de um período de tempo especificado. Para adquirir esse direito, o comprador (titular) de uma opção paga ao lançador da opção (vendedor) uma quantia em dinheiro chamada de prêmio ou preço da opção, pelo fato de o lançador assumir o risco da opção. Quando a opção dá a seu detentor o direito de comprar, é chamada de opção de compra ou *call*; se o direito adquirido é para vender um determinado ativo, é chamada opção de venda

ou *put*. O preço especificado no contrato é conhecido como preço de exercício ou *strike price*, e a data é chamada de vencimento, expiração ou de exercício (Smith Jr. 1976, Black & Scholes 1973, Merton 1976).

No que se refere ao prazo para serem exercidas as opções, são classificadas como americanas ou europeias. Uma opção europeia pode ser exercida apenas na data futura que foi determinada no contrato, ao passo em que as opções americanas podem ser exercidas a qualquer momento até a data de vencimento (Merton 1973).

O valor intrínseco de uma opção é a porção de seu preço que se deve à vantagem real que o preço do ativo-objeto proporciona em relação ao de exercício. Considerando o valor intrínseco e a probabilidade de ser exercida, uma opção pode estar *in-the-money* (dentro do dinheiro), *at-the-money* (no dinheiro) ou *out-of-the-money* (fora do dinheiro). Se o preço do ativo subjacente é igual ao preço de exercício, é dito que a opção de compra está no dinheiro. Se o preço do ativo está abaixo do preço de exercício, a opção de compra está fora do dinheiro e não deve ser exercida. Se o preço de exercício da opção está abaixo do preço do ativo subjacente, a opção de compra é dita dentro do dinheiro, e o comprador da opção de compra pode exercer a sua opção, ganhando, assim, a diferença entre os dois, preços de exercício e o valor do ativo. O contrário é verdadeiro para as opções de venda (*put*).

O preço de uma opção (c) pode ser descrito como uma função do preço do ativo subjacente (S), da volatilidade (σ), da Taxa de juros do ativo livre de risco (r), do tempo de maturidade (t) e do preço de exercício (K). Dessas variáveis, apenas a volatilidade não pode ser observada diretamente no mercado, devendo ser estimada. Quanto mais alta a volatilidade, maior a variação do valor do ativo ao longo do tempo e maior a incerteza quanto ao preço esperado no futuro, sendo uma variável fundamental para o cálculo do prêmio da opção.

2.2 Precificação de opções: o modelo Black & Scholes

Em 1973, Robert Merton, Myron Scholes e Fisher Black desenvolveram uma solução para o problema do apreamento de opções, que até então não possuía uma fórmula completa. O modelo proposto se referia à precificação de opções sobre ações, chegando à fórmula para o cálculo do valor teórico de uma opção de compra europeia exercida sobre um objeto que não paga dividendos e é livremente negociado no mercado. Esse modelo ganhou grande notoriedade na época, e continua sendo bastante utilizado na prática até hoje, conhecido como o modelo de Black e Scholes (B&S). Por se tratar de um modelo teórico foram adotadas várias premissas simplificadoras ou “condições ideais” que o tornam possível de ser implementado. As premissas assumidas por Black & Scholes (1973) foram:

- A taxa de juros livre de risco é conhecida e constante ao longo do tempo.
- O preço do ativo segue um *random walk* (caminho aleatório) contínuo ao longo do tempo com taxa de variância proporcional ao quadrado do preço do ativo. Dessa forma, o preço dos ativos ao final de qualquer intervalo é uma lognormal. A taxa de variância do retorno é constante.
- O ativo não paga dividendos ou outros benefícios.

- A opção é europeia, ou seja, só pode ser exercida na data de vencimento.
- Não existem custos de transação na compra ou venda, tanto de um ativo quanto da opção.
- É possível investir qualquer fração de ativos ou derivados a uma taxa de juro sem risco.
- Não existem penalizações ao se fazer *short selling* (venda a descoberto).

Estabelecidas essas condições, o preço ou valor de uma opção dependerá apenas do preço do ativo subjacente e de algumas variáveis conhecidas: taxa de variância sobre o preço do ativo; tempo de maturidade da opção; preço de exercício da opção e a taxa de juros livre de risco. Smith Jr. (1976) destaca dois pontos importantes a respeito dessas variáveis: o primeiro é que a taxa esperada de retorno para o ativo, ou os parâmetros denotando atitudes do investidor em relação ao risco não aparecem como argumentos na solução geral da precificação de opções. E o segundo é que a única variável da solução que não pode ser diretamente observada é a taxa de variância (volatilidade).

A equação final de Black e Scholes para a precificação de opções europeias pode ser escrita como segue:

$$c = SN(d_1) - Xe^{-rt}N(d_2) \quad (1)$$

$$p = Xe^{-rt}N(-d_2) - SN(-d_1) \quad (2)$$

$$d_1 = \frac{\ln(\frac{S}{X}) + (r + \frac{\sigma^2}{2})t}{\sigma\sqrt{t}} \quad (3)$$

$$d_2 = d_1 - \sigma\sqrt{t} \quad (4)$$

Em que:

C = preço da opção de compra;

S = preço da ação;

X = preço de exercício;

r = taxa de juros sem risco;

T = tempo até o vencimento da opção em anos;

σ = desvio padrão da taxa de retorno;

$\ln$ = logaritmo natural;

e = base da função logarítmica;

$N(d)$ = probabilidade de que uma variável aleatória de certa distribuição normal padrão seja menor do que d .

Usando os mesmos pressupostos da fórmula de precificação original, Black (1976) encontrou fórmulas para o preço futuro de opções de *commodity*, considerando-as semelhantes a uma opção de um título que paga dividendos contínuos. O preço de um contrato de *commodity* é escrito como função apenas do correspondente preço futuro e do tempo. A fórmula foi aplicada a opções de *commodity* europeia, que só podem ser exercidas na data de vencimento; nesse caso, o investimento no contrato futuro é zero deixando o fator taxa de juros fora da fórmula. O preço de uma *call* europeia, c , e o preço de uma *put* europeia, p , para uma opção de *commodity* derivada por Black são escritos como:

$$c = e^{-r(T-t)}[FN(d_1) - XN(d_2)] \quad (5)$$

$$p = e^{-r(T-t)}[XN(-d_2) - FN(-d_1)] \quad (6)$$

$$d_1 = \frac{\ln\left(\frac{F}{X}\right) + \left(\frac{\sigma^2}{2}\right)(T-t)}{\sigma\sqrt{T-t}} \quad (7)$$

$$d_2 = d_1 - \sigma\sqrt{T-t} \quad (8)$$

Dado que:

T = data de vencimento;

t = data atual;

X = preço de exercício;

F = preço do contrato futuro;

$N(dx)$ = probabilidade cumulativa de uma variável normal padronizada;

σ = volatilidade.

Vários pesquisadores dedicaram-se ao relaxamento de grande parte dos pressupostos sugeridos por Black & Scholes (1973) e Black (1976), dando origem a novos modelos de precificação. A hipótese de que o preço das ações segue um movimento browniano geométrico ao longo do tempo e que isso produz uma distribuição lognormal para o preço de ações entre intervalo de tempo foi contestada pelos modelos de variância com elasticidade constante de Cox & Ross (1976), Cox & Rubinstein (1985), os modelos de alavancagem de Geske (1979), e os modelos de árvores binomiais de Cox et al. (1979) e trinomiais implícitas de Rubinstein (1983). No entanto, apesar de várias metodologias cada vez mais complexas para o cálculo do preço de uma opção continuarem a ser desenvolvidas, o precursor modelo de Black e Scholes continua sendo amplamente utilizado, apesar de suas imperfeições, devido à sua facilidade de aplicação com apenas uma variável não observável diretamente no mercado.

2.3 Evidências empíricas

Os trabalhos sobre mercados futuros possuem uma infinidade de abordagens. Grande parte da pesquisa empírica tem se concentrado na identificação da razão ótima de *hedge* e na determinação da efetividade do *hedge*, como por exemplo, a porcentagem de diminuir a variabilidade da posição “*hedged*” (Johnson 1960, Ederington 1979, Myers & Thompson 1989). Os trabalhos pioneiros sobre a razão ótima de *hedge* utilizando o princípio de variância mínima são de Johnson (1960) e Stein (1961). Posteriormente, esse modelo foi estendido por McKinnon (1967), Holthausen (1979), Anderson & Danthine (1980), Anderson & Danthine (1983) incluindo temas como a incerteza da produção, crosshedge, mercados futuros, análise para múltiplos períodos.

Com relação ao risco, Pennings & Leuthold (2000) constataram que as percepções e atitudes dos agentes com relação ao risco afetam o *hedge*, juntamente com fatores como a razão da dívida por ativo, orientação para o mercado e comportamento empreendedor, no entanto, isso não ocorre de forma homogênea. Pennings & Garcia (2004), com uma amostra de pequenos e médios produtores, atacadistas e processadores de suínos, também encontraram heterogeneidade no comportamento do *hedge* relacionado à exposição ao risco, tamanho da empresa, alavancagem financeira, atitude (e percepções de risco) e o nível de educação.

O *hedging* transforma o risco de preço em um risco menor: o risco de base. O comportamento da base determina a capacidade de proteção dos mercados futuros por meio de *hedging*, portanto, é importante compreender quais os fatores que afetam a base e se a base pode ser prevista. A teoria prevê que, com a aproximação do vencimento, os preços futuros e à vista devem convergir, aproximando a base de zero. Os estudos encontrados a respeito da base concentram-se em duas categorias principais: aqueles que identificam os determinantes da base (Tilley & Campbell 1988, Garcia et al. 1984, Parcell et al. 2000); e aqueles que preveem o nível futuro da base (Tomek 1997, Liu et al. 1994, Garcia & Sanders 1996, Jiang & Hayenga 1997).

Outro tema que recebe bastante atenção dos pesquisadores quando o assunto é mercados futuros é a volatilidade. Samuelson (1965) argumentou que os preços futuros podem apresentar maior volatilidade na medida em que se aproximam da data de vencimento do contrato, o efeito “dia de vencimento”. Anderson & Danthine (1983) estabeleceram que a volatilidade está relacionada aos fluxos de informação, com os preços futuros sendo voláteis nos períodos em que a incerteza está sendo resolvida e estável quando a incerteza é pouco resolvida. Eles sugerem que uma maior volatilidade não tem que ocorrer como nas abordagens do efeito dia de vencimento, podendo ser influenciada pelas características das *commodities*.

Vários estudos têm tentado explicar os fatores que influenciam a volatilidade em mercados futuros agrícolas. Anderson (1985) encontrou que a sazonalidade, particularmente para os grãos, é o principal fator que afeta a volatilidade dos preços. Kenyon et al. (1987) examinaram o efeito de variáveis econômicas em um estudo para cinco *commodities*. De forma semelhante a Anderson (1985), encontraram que as variáveis sazonais capturam tanto a sazonalidade quanto o efeito dia de vencimento, não encontrando influência da volatilidade defasada nem das taxas de empréstimo atuais. Peck (1981) e Ward (1974) argumentam que as condições estruturais do mercado, tais como o grau de comportamento especulativo, podem afetar a variabilidade dos preços. Cornell (1981) encontrou uma relação entre volume diário e variabilidade no preço, para Brorsen (1989) a sazonalidade e o volume foram importantes para explicar a variabilidade dos retornos.

Para o mercado brasileiro, a relação entre preço futuro e à vista foi estudada por Mattos & Garcia (2004) para as *commodities* de café arábica, milho, açúcar, boi gordo, soja e algodão. Os autores focam na função que os mercados futuros devem desempenhar de preço a descoberto, ou seja, o preço futuro varia de acordo com cada nova informação disponível no mercado. Para as *commodities* mais negociadas, boi gordo e café, foi identificada uma relação de longo prazo entre os preços futuro e à vista. Na presença de cointegração, os preços futuros desempenham papel dominante no processo de preço a descoberto.

Amado & Carmona (2004) utilizaram contratos futuros de café, açúcar e milho negociados na BM&FBOVESPA para verificar a eficiência do mercado futuro de *commodities* agrícolas no Brasil. A eficiência do mercado futuro está relacionada a sua capacidade de prever o preço à vista, os resultados se mostraram de acordo com essa hipótese apenas para café, nos mercados de milho e açúcar, por exemplo, o preço futuro se mostrou um estimador eficiente para os preços à vista apenas no primeiro período estimado. Resultado diferente foi encontrado por Pereira & Maia (2009) ao analisarem a formação dos preços no mercado futuro de cacau, negociados na Bolsa de Nova York, por meio

da volatilidade. Os resultados evidenciaram o comportamento persistente da volatilidade para o período estudado, além disso, não foi encontrado suporte para a hipótese de mercado eficiente. Muller et al. (2008) analisaram a efetividade, em reduzir riscos, de diferentes estratégias de *hedge* para o café arábica no Brasil. Seus resultados indicaram a estratégia dinâmica como mais efetiva, seguida da estática, cobertura completa e não atuação em mercados futuros.

Outros estudos empíricos têm sido realizados para avaliar a aplicabilidade dos modelos de precificação de opções como ferramentas de auxílio à gestão de riscos, a maioria deles testa a aplicação do modelo de Black e Scholes ou o utiliza para fazer *benchmarking* com outros modelos, como pode ser encontrado em Rodrigues (2006), Ramos da Silva (2003), Silva & Maia (2011) e Tonin (2009). Para o mercado futuro de boi gordo, as iniciativas nesse sentido ainda são escassas. As pesquisas concentram-se principalmente em aspectos de funcionamento e eficiência do mercado futuro sem focar na precificação dos contratos como os trabalhos de Abitante (2008), Gaio et al. (2006) e Gaio et al. (2007), entre outros.

3 Metodologia

Os dados utilizados nesta pesquisa para a composição das variáveis foram coletados junto à BM&FBOVESPA por meio do Sistema de Recuperação de Informação da Bolsa de Mercadorias e Futuros, esse sistema fornece todas as séries de opções de compra e venda de mercadorias, as datas de negociação, o código da opção negociada, a quantidade de contratos em aberto, o número de negócios, o número de contratos negociados e o valor financeiro negociado. A amostra corresponde às opções de compra sobre contrato futuro negociadas na BM&FBOVESPA durante o período 1º de janeiro de 2007 a 31 de dezembro de 2011. Foi escolhido esse intervalo de tempo para tentar incorporar o ciclo de preços da mercadoria que automaticamente influencia no comportamento dos preços dos contratos futuros.

O método consiste em comparar o preço observado no mercado e o preço teórico calculado utilizando-se medidas de volatilidade diferentes. Para isso, foram coletados os valores das seguintes variáveis: preço do ativo subjacente; preço de exercício; tempo de maturidade do contrato futuro; taxa de juros; volatilidade e o prêmio pago pelas opções sobre contratos futuros de boi gordo. O ativo subjacente, deste estudo, é o contrato futuro de boi gordo negociado na BM&FBOVESPA com a série iniciando no primeiro vencimento em aberto. De acordo com a BM&FBOVESPA (2012), o vencimento do Contrato Futuro de Boi Gordo coincide com o mês de vencimento da opção, tendo vencimentos em todos os meses do ano. A data de vencimento e o último dia de negociação ocorrem no último dia útil do mês de vencimento.

O tempo de maturidade de uma opção foi calculado como uma proporção dos dias úteis no ano ($T - t/252$). As opções muito próximas da data de vencimento (até 5 dias úteis) são retiradas da análise devido à sua baixa liquidez. A taxa de juros utilizada é uma taxa de juros anual continuamente capitalizada, dada por $r = \ln(1 + i)$, sendo i a taxa de juros livre de risco, seguindo Saito & Rochman (2008), foi utilizada como *proxy* a taxa de juros dos Certificados de Depósitos Interbancários (CDI) diário de fechamento, disponível no site do Banco Central do Brasil.

As opções foram classificadas quanto a sua proximidade do dinheiro por

meio do índice de *moneyness*, sendo excluídas da amostra aquelas com valores discrepantes da maioria dos dados utilizados (detecção dos *outliers*). O índice de *moneyness* é definido por Etling & Miller Jr. (2000), como a relação entre o preço do ativo subjacente e o preço de exercício da opção de compra, escrita como segue:

$$M = \frac{S}{Xe^{-rT}} \quad (9)$$

Em que: S e X são o preço do contrato futuro e o preço de exercício da opção, respectivamente; r e T são, respectivamente, a taxa de juros livre de risco e o tempo de maturidade da opção.

Seguindo a metodologia utilizada por Tonin (2009) as opções foram classificadas da seguinte maneira: uma opção de compra é considerada dentro-do-dinheiro se o resultado da equação de *moneyness* for maior que 1,05 ($MN > 1,05$); a opção é classificada como fora-do-dinheiro se o índice for inferior a 0,95 ($MN < 0,95$) e é classificada como opção no-dinheiro ($0,95 \neq MN \neq 1,05$). Quanto ao prazo de vencimento da opção, foram classificadas em curto, médio e longo prazo. O primeiro engloba as opções com prazo de maturidade inferior a 30 dias, o segundo período refere-se às opções com vencimento entre 30 e 60 dias e o último grupo é composto pelas opções com mais de 60 dias para o seu vencimento. A amostra final foi composta por 3808 observações.

A série de retornos utilizada no cálculo das volatilidades foi obtida por meio da série de preços dos contratos futuros de boi gordo aplicados a fórmula $R_t = \ln S_t - \ln S_{t-1}$ ou, $R_t = \ln(S_t/S_{t-1})$. Sendo R_t o retorno diário do contrato futuro, S_t o preço do contrato futuro no dia t e S_{t-1} o preço do contrato futuro no dia anterior.

Para analisar se os valores teóricos obtidos pelo modelo de precificação são compatíveis com os preços efetivos de opções sobre contratos futuros de boi gordo observados no mercado, utilizou-se uma das medidas de erro de previsão propostas por Morettin & Toloi (2004) a fim de encontrar o método que melhor atendesse os resultados esperados. Foi utilizada a Raiz do Erro Médio Quadrático (RMSE), cuja medida é dada por:

$$RMSE = \sqrt{\frac{\sum_{k=1}^N \left(\frac{a_k - y_k}{a_k} \right)^2}{N}} \quad (10)$$

em que, N é o número de contratos, a_k representa o preço de mercado no instante t , y_k o preço estimado da opção no instante t .

4 Estimação das volatilidades

4.1 Cálculo da volatilidade histórica

A estimação da volatilidade pode ser feita por meio de vários modelos. De acordo com Gabe & Portugal (2004) normalmente a previsão da volatilidade apresenta resultados diferentes, dependendo do modelo utilizado e das condições de mercado. Em mercados estáveis, as diferenças entre várias previsões são relativamente menores.

Um método bastante utilizado para a previsão de volatilidades é considerar a volatilidade como o desvio padrão dos retornos dos ativos em taxas logarítmicas com base em séries passadas. Taleb (1997) considera a média dos

retornos como sendo igual a zero; desse modo, a volatilidade amostral dos retornos do ativo i para uma amostra de n observações é definida como:

$$\sigma = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n r_i^2}{n}} \quad (11)$$

Para obter o valor anualizado da volatilidade, multiplicamos o resultado da equação acima pela raiz de 252 (número de dias úteis em um ano).

Hotta et al. (2003) alerta para um dos problemas que pode ocorrer na estimação de volatilidades históricas em que todas as observações da amostra recebem o mesmo peso. Isso faz com que um número muito grande de n aumente a inclusão de dados muito antigos, permitindo pouca adaptabilidade às informações mais recentes e mais relevantes para prever o futuro. Esse tipo de problema pode ser controlado utilizando uma janela móvel com um número fixo de observações, dando maior importância às observações mais recentes por meio da escolha do tamanho da janela. Para tentar corrigir esse problema, o cálculo da volatilidade histórica nesse trabalho foi realizado utilizando médias móveis com janelas de 30, 60 e 90 dias, seguindo a metodologia usada por Coelho et al. (2009). Além disso, foi aplicado o método de média móvel por alisamento exponencial (EWMA) para atribuir pesos menores conforme as observações ficavam mais antigas.

4.2 Cálculo da volatilidade determinística

Outros modelos de volatilidade bastante utilizados são os cálculos de volatilidade determinística pertencente à família ARCH (GARCH, EGARCH e TARARCH). Esses métodos de cálculo da volatilidade tiveram início com Engle (1982) que desenvolveu empiricamente o processo ARCH (*Autoregressive Conditional Heteroskedasticity*), definido como tendo média zero, não correlacionado serialmente, com variância condicional sobre o passado. Nesse processo, o passado recente fornece informações importantes sobre a previsão da variância (volatilidade). Esse processo pode ser definido por:

$$X_t = \sqrt{\sigma_t^2} \epsilon_t \quad (12)$$

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i X_{t-i}^2 \quad (13)$$

sendo, X_t o retorno do ativo dado por $X_t = \ln(P_t) - \ln(P_{t-1})$; σ^2 é a variância condicional usada como *proxy* para a volatilidade e ϵ^2 uma sequência de variáveis aleatórias independentes e identicamente distribuídas (i.i.d.) com média 0 e variância 1.

Bollerslev (1986) propôs uma generalização para o modelo ARCH no qual a função da variância condicional inclui variâncias passadas. Desse modo, esse processo denominado de GARCH (*Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity*) considera que a volatilidade dos retornos depende dos quadrados dos erros anteriores e também de sua própria variância passada (σ_{t-1}^2), representado pela equação: Bollerslev (1986) propôs uma generalização para o modelo ARCH no qual a função da variância condicional inclui

variâncias passadas. Desse modo, esse processo denominado de GARCH (Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity) considera que a volatilidade dos retornos depende dos quadrados dos erros anteriores e também de sua própria variância passada (σ_{t-1}^2), representado pela equação:

$$\sigma_t^2 = \omega + \sum_{i=1}^p \alpha_i X_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^q \beta_j \sigma_{t-j}^2 + v_t \quad (14)$$

com ω sendo uma constante e v_t um ruído branco $[N(0,1)]$ em que σ_t^2 segue um modelo GARCH (p,q), em que q representa a ordem do componente ARCH e p a ordem do componente GARCH.

De acordo com Gujarati & Porter (2011) é comum às séries temporais financeiras apresentar um fenômeno conhecido como aglomeração da volatilidade, terminologia usada para descrever os períodos nos quais os preços apresentam grandes oscilações nos preços por um longo período de tempo seguido por períodos nos quais há pouca variação. Essas discrepâncias na volatilidade podem ser capturadas por duas variantes dos modelos ARCH e GARCH, o modelo TARCH de Zakoian (1994) e o modelo EGARCH de Nelson (1991).

A variância condicional do modelo TARCH (*Threshold Autoregressive Conditional Heteroskedasticity*) proposta por Zakoian (1994) pode ser escrita como:

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \epsilon_{t-1}^2 + \beta \sigma_{t-1}^2 + \gamma_1 d_{t-1} \epsilon_{t-1}^2 \quad (15)$$

em que a variável binária assume o valor $d_{t-1} = 1$, se $\epsilon_{t-1} < 0$, e $d_{t-1} = 0$ caso contrário. No modelo EGARCH (*Exponential GARCH*), introduzido por Nelson (1991), o efeito de choques é exponencial e não quadrático. O logaritmo da variância condicional para o modelo EGARCH (1,1) pode ser definido como:

$$\ln(\sigma_t^2) = \alpha_0 + \beta_1 \ln(\sigma_{t-1}^2) + \alpha_1 \left| \frac{\epsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} \right| + \gamma_1 \left(\frac{\epsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} \right) \quad (16)$$

Nesse modelo, os parâmetros são irrestritos, e devido ao parâmetro ϵ ser negativo a volatilidade aumenta quando os retornos são negativos. Desse modo, o método EGARCH apresenta uma vantagem sobre o problema de resposta simétrica presente no GARCH que não permite acomodar um dos fatos inerentes a dados financeiros: o mercado tem baixa volatilidade quando está subindo e alta volatilidade quando está em queda (Hotta et al. 2003).

Antes de estimar as volatilidades determinísticas representadas pela família ARCH, é necessário testar a estacionariedade da série dos retornos. Gujarati & Porter (2011) (p. 45) considera que uma série é estacionária se “média e variância forem constantes ao longo do tempo e o valor da covariância entre dois períodos depender apenas da distância ou defasagem entre os dois períodos”. O comportamento estacionário nas séries temporais é extremamente necessário, pois a utilização dos modelos de regressão envolvendo séries temporais não estacionárias pode conduzir ao problema de regressão espúria.

A Tabela 1 apresenta o resultado dos testes de raiz unitária *Augmented Dickey-Fuller* (ADF) e *Phillips-Perron* (PP). Os testes ADF e PP consideram a hipótese nula de que a série é não estacionária (existe raiz unitária) contra a hipótese alternativa de estacionariedade. Conforme pode ser observado, a série do retorno do boi gordo é estacionária e não possui raiz unitária para todos os níveis de significância, em ambos os testes.

Tabela 1: Teste de raiz unitária para a série de retorno dos preços do boi gordo

Estatísticas	Dickey-Fuller Aumentado	Phillips-Perron
$t_{calculado}$	-31,245370	-56,076490
$t_{critico}$ (1%)	-3,435631	-3,435626
$t_{critico}$ (5%)	-2,863760	-2,863758
$t_{critico}$ (10%)	-2,568002	-2,568001

Fonte: Resultados da Pesquisa, 2013.

Em seguida buscou-se identificar a existência de efeitos ARCH na série, para isso foi realizado o teste ARCH-LM que indica a presença de heterocedasticidade condicional. A hipótese nula do teste é de que não existe ARCH quando se consideram q defasagens nos resíduos. Os resultados são apresentados na Tabela 2, na qual se observa que o efeito ARCH está presente, dados os baixos valores da probabilidade rejeitando a hipótese nula de ausência de heterocedasticidade condicional para as diferentes defasagens testadas. A estatística F testa a hipótese de que todos os resíduos defasados da regressão auxiliar são redundantes.

Tabela 2: Resultados do teste ARCH-LM

Lag	Probabilidade	Estatística F
1	0,000000	523,73220
5	0,000000	112,47960
10	0,000000	75,53778
20	0,000000	35,35602
30	0,000000	27,65580

Fonte: Resultados da Pesquisa, 2013.

Após essa análise preliminar da série dos retornos, partiu-se para o cálculo das volatilidades determinísticas por meio da estimação e identificação do modelo que consegue prever com maior acuracidade a variância condicional. Para tal, foram utilizados os critérios de informação de Akaike (AIC) e de Schwarz (SC), sendo escolhidos os modelos com os menores valores para esses critérios. É importante ressaltar que, conforme Alexander (2001), os modelos ARCH não são adequados para o mercado financeiro uma vez que o modelo GARCH é melhor para estimação e captura do comportamento das séries. Também é identificado que conforme as defasagens no modelo ARCH aumentam, há uma convergência para o modelo GARCH (1,1).

Uma vez que quanto menores forem os coeficientes AIC e SC, melhor o ajustamento do modelo e também por apresentar coeficientes significativos, foi escolhido o modelo TARCH (3,2). O modelo TARCH é representado por $\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \epsilon_{t-1}^2 + \beta \sigma_{t-1}^2 + \gamma_1 d_{t-1} \epsilon_{t-1}^2$. Desse modo, a forma funcional que explica a volatilidade do retorno dos contratos futuros de boi gordo assume a seguinte representação:

$$\sigma_t^2 = 0,000181 + 0,533277\epsilon_{t-1}^2 + 0,126815\epsilon_{t-2}^2 - 0,387913\epsilon_{t-3}^2 - 0,133343\sigma_{t-1}^2 + 0,857354\sigma_{t-2}^2 - 0,005717d_{t-1}\epsilon_{t-1}^2 \quad (17)$$

A principal função desse modelo é reconhecer os efeitos assimétricos à volatilidade condicional captados pelo γ , enquanto que o α da equação identifica a reação da volatilidade e o β a persistência. A partir da equação acima, pode-se concluir que a volatilidade do retorno dos contratos futuros é persistente devido ao alto valor do coeficiente β ($\beta_1 + \beta_2 = 0,724011$). Isso significa que um choque no retorno se propaga ao longo do tempo sobre a volatilidade dos próximos retornos, indicando que a persistência do choque irá dissipar lentamente. O γ encontrado é diferente de zero (-0.005717), e por isso, pode-se afirmar que existe assimetria na volatilidade e por esse coeficiente ser negativo o impacto é ainda maior.

Esse resultado corrobora com o que foi encontrado por Mol (2008) para os contratos futuros de boi gordo no período de 1996 a 2005, em que o retorno de boi gordo apresentou alta persistência e assimetria na volatilidade. Evidenciando que um choque de alta e baixa gera impactos diferentes na volatilidade da série.

4.3 Cálculo da volatilidade implícita

A volatilidade implícita é uma previsão da volatilidade obtida na fórmula de precificação quando se iguala o preço de uma opção observado no mercado com o preço teórico dela acerca de um modelo de precificação de opção. Devido ao fato de a volatilidade implícita refletir a volatilidade média esperada pelos participantes do mercado, a maioria dos investidores considera essa medida como a previsão mais confiável para a volatilidade do ativo subjacente. É uma forma de avaliar a opção “*forward looking*” (olhando para frente), pois considera as expectativas que os agentes do mercado possuem sobre a volatilidade futura (Giot 2003, Gabe & Portugal 2004).

O preço de mercado de uma opção de compra c pode ser obtido, juntamente com o preço do ativo S , o preço de exercício K , a taxa de juros livre de risco r , e o tempo de maturidade da opção n ; assim, é possível *back out* a volatilidade implícita. Visto que a volatilidade implícita é apenas o inverso do preço da opção no sentido do teorema de função inversa (Gabe & Portugal 2004). Logo, se a fórmula utilizada for a de Black e Scholes, a volatilidade implícita será uma função das demais variáveis da fórmula:

$$\sigma^{VI} = f(c, K, S, T - t, r) \quad (18)$$

A volatilidade implícita foi calculada a partir da equação de Black (1976) para opções sobre contratos futuros, para tanto foram utilizados os preços de fechamento das cotações diárias das opções de compra c , o preço de fechamento da cotação diária do contrato futuro de boi gordo S , o preço de exercício da opção X , o prazo de vencimento da opção t e a taxa de juros CDI anualizada, i , escolhida como *proxy* da taxa de juros livre de risco.

Como não é possível isolar o σ na equação que fornece o preço da opção, para chegar-se às volatilidades implícitas utilizou-se uma função específica existente no MATLAB “*blkimpv* (S, X, t, r, c)” que retorna automaticamente os valores da volatilidade implícita de acordo com o modelo de Black. O pressuposto por trás dessa fórmula é de que o modelo escolhido precifica corretamente as opções negociadas no mercado, sendo estes iguais aos preços calculados pelo modelo teórico. As volatilidades calculadas ficaram em sua maioria no intervalo entre 0 e 20% para todo o período, com média de 11% e valor

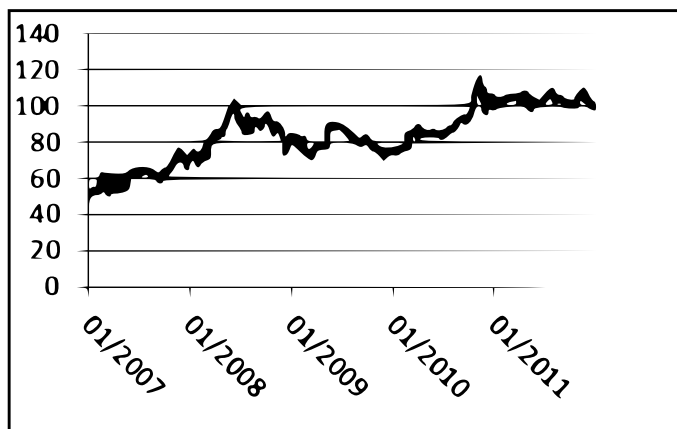
máximo de 63% entre o final de 2009 e início de 2010. Essa volatilidade é considerada como o melhor predictor da volatilidade futura dos retornos do ativo subjacente, sobre o tempo restante do contrato.

5 Análise e discussão dos resultados

5.1 Análise preliminar dos dados

As Figuras 1 e 2 ilustram, respectivamente, a série de preços e retornos diários do contrato futuro de boi gordo e o comportamento das séries diárias de preços e retornos do ativo subjacente utilizado na precificação de opções (contrato futuro de boi gordo) para o período de janeiro de 2007 a dezembro de 2011. Observa-se um período de queda no preço do contrato entre 2009 e 2010, seguido de um período de recuperação e estabilidade a partir de 2011.

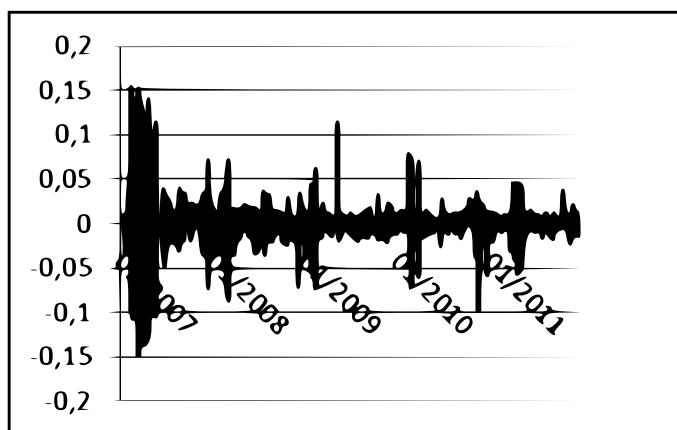
A Figura 2 apresenta os retornos com base nos preços futuros do boi gordo; é a partir dessa série de retornos que as volatilidades histórica e determinística serão calculadas. Ao longo do período, percebe-se que a série tem vários retornos discrepantes isso ocorre devido à mudança contratual que acontece mensalmente. Todo final de cada mês vence um contrato, e no início do mês seguinte começa um novo. Pode-se inferir que a volatilidade não tem um comportamento constante ao longo do tempo. O período entre março e junho de 2007 é o que apresenta maior variação nos retornos, o que consequentemente será captado pela volatilidade. O ciclo de alta, iniciado em 2007 nos preços da arroba de boi gordo à vista, e que se estende até o final do período analisado, pode ter influenciado nos preços dos contratos futuros e consequentemente nos seus retornos.



Fonte: Elaborada pelos autores com base em dados da BM&FBOVESPA (2011).

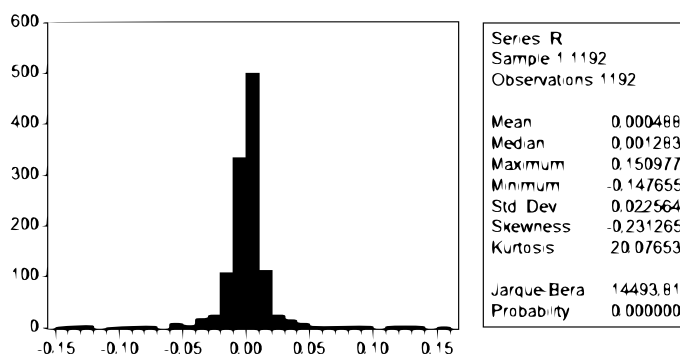
Figura 1: Preços diários dos contratos futuros de boi gordo

Algumas estatísticas descritivas básicas da série de retornos dos contratos futuros de boi gordo são apresentadas na Figura 3. Observa-se que os retornos no período analisado representam uma distribuição leptocúrtica, uma cauda maior que a distribuição normal, devido ao excesso de curtose (20,07653) em relação à distribuição normal (3,0). A estatística elevada do teste de Normalidade Jarque-Bera indica a rejeição da hipótese de que os erros se comportam de forma normal.



Fonte: Elaborada pelos autores com base em dados da BM&FBOVESPA (2011).

Figura 2: Retornos diários dos contratos futuros de boi gordo



Fonte: Resultados da pesquisa, 2013.

Figura 3: Histograma e estatísticas descritivas básicas dos retornos sobre os preços futuros de Boi Gordo na BM&FBOVESPA

5.2 Precificação de opções

A aplicação das diferentes volatilidades estimadas (média móvel, EWMA e família GARCH) ao modelo de Black (1976), gerou seis formas diferentes de precificação das opções sobre futuro de boi gordo. Os preços teóricos obtidos em cada uma dessas formas de precificação foram comparados com os preços efetivamente observados no mercado. Como medidas de comparação dos modelos de precificação, utilizou-se como medida de erro de previsão, a Raiz do Erro Médio Quadrático (RMSE) a fim de encontrar o método que melhor atenda os resultados esperados. As Tabelas 3 e 4 sintetizam os valores encontrados com a diferença entre os preços teóricos obtidos pelo modelo de Black (1976), utilizando-se das três diferentes modelagens de volatilidade, e os preços de mercado. Por meio dessa diferença é possível identificar se ocorre subestimação ou superestimação dos preços calculados frente ao mercado.

Percebe-se que o modelo que utiliza a volatilidade histórica para as diferentes janelas móveis, subprecifica os valores dos prêmios negociados no mer-

Tabela 3: Desempenho do modelo com volatilidade histórica em relação à estimação dos prêmios

Prêmios	VM30		VM60		VM90	
	Observações	RMSE	Observações	RMSE	Observações	RMSE
Mercado > Teórico	2.295	1,012963	2.996	0,866672	2.998	0,989733
Mercado < Teórico	1.513	5,1536	1.511	5,16	1.511	5,1587

Fonte: Resultados da Pesquisa, 2013.

Tabela 4: Desempenho do modelo com volatilidade EWMA e determinística em relação à estimação dos prêmios

Prêmios	EWMA		TARCH	
	Observações	RMSE	Observações	RMSE
Mercado > Teórico	202	0,587817	0	-
Mercado < Teórico	3.606	7,1976	3.808	14,214

Fonte: Resultados da Pesquisa, 2013.

cado, ou seja, em sua maioria, os preços teóricos calculados estão abaixo dos preços praticados no mercado. O erro nessa categoria é relativamente baixo, sendo o melhor resultado para a volatilidade histórica com janela de 60 dias. As observações em que o preço calculado esteve maior que o preço do mercado, apresentaram erros bem semelhantes e consideravelmente altos.

Já na Tabela 4 os resultados são bem diferentes, tanto a volatilidade EWMA quanto a TARCH superestimam o preço pelo modelo Black, pois os prêmios calculados em sua grande maioria estão acima do prêmio observado no mercado. Para o modelo com volatilidade EWMA os prêmios calculados abaixo do preço do mercado apresentaram um erro baixo (0,58), no entanto essas observações correspondem a uma parcela muito pequena da amostra. A volatilidade estimada pelo método TARCH quando aplicada ao modelo de precificação, superestimou por completo as opções. Nenhum dos prêmios calculados esteve abaixo do mercado, além disso, foi o modelo que apresentou maior erro (14,21) e consequentemente o pior desempenho.

De modo geral, esses resultados mostram que o modelo tem melhor desempenho para a precificação com volatilidade por média móvel, no qual é observado um maior equilíbrio entre os casos de subprecificação e superprecificação em relação às outras volatilidades. No entanto, o modelo Black não apresentou os resultados esperados para nenhuma das volatilidades estudadas. Esperava-se que o modelo fosse capaz de fornecer prêmios aproximados aos prêmios praticados no pregão, de modo que os agentes pudessem utilizar tal modelo para antecipar o quanto seria pago por uma opção.

Resultado semelhante foi encontrado por Coelho et al. (2009) que aplicaram as volatilidades histórica (com janelas de 10, 20, 30 e 90) e implícita na fórmula de Black para precificar opções de compra sobre contratos futuros de café. De modo geral, os autores encontraram preços menores que o de mercado e uma grande diferença entre eles, indicando que a utilização da fórmula de Black não fornece boas estimativas dos preços praticados no pregão.

Em seguida é apresentada a análise de desempenho do modelo por meio dos erros em relação aos níveis de *moneyness* em que as opções foram classificadas anteriormente.

Pelos resultados apresentados na tabela acima, observa-se que os modelos

Tabela 5: Desempenho do modelo com as diferentes volatilidades em relação nível de *moneyness*

Classificação	Observações	VM30	VM60	VM90	EWMA	TARCH
		RMSE	RMSE	RMSE	RMSE	RMSE
ATM	2.049	2,94	1,27	1,27	5,07	12,09
ITM	1.096	4,37	5,96	5,95	9,69	18,25
OTM	663	2,38	0,56	0,56	6,86	12,49

Fonte: Resultados da Pesquisa, 2013.

com volatilidade histórica e janelas móveis de 60 e 90 dias apresentaram erros iguais para os três níveis de *moneyness*, sendo mais baixos que os erros encontrados com a volatilidade VM30 para as opções no dinheiro (ATM) e fora do dinheiro (OTM). Apenas para as opções dentro do dinheiro (ITM) o modelo com janela móvel de 30 dias obteve melhor precificação, visto que o valor do erro foi menor que para os demais. De forma geral o modelo de precificação com volatilidade histórica mostrou melhor desempenho para as opções fora do dinheiro.

Os modelos com EWMA e TARCH mais uma vez tiveram pior desempenho que os modelos com volatilidade histórica. Como podem ser observados os erros na precificação, de acordo com o nível de *moneyness* das opções, para o EWMA e para o TARCH foram muito maiores que os modelos com volatilidade histórica, sendo o TARCH o de pior desempenho dentre os dois. Para esses modelos as opções melhor precificadas foram as opções no dinheiro com erro de 5,07. Este estudo mostra o resultado da classificação quanto à probabilidade de exercício.

Com a análise da precificação quanto ao período de maturidade, busca-se identificar o impacto que o tempo até o vencimento exerce na precificação das opções. Os resultados obtidos são apresentados na Tabela 6.

Tabela 6: Desempenho do modelo com as diferentes volatilidades em relação ao período de maturidade

Classificação	Observações	VM30	VM60	VM90	EWMA	TARCH
		RMSE	RMSE	RMSE	RMSE	RMSE
n<30	714	3,06	2,37	2,37	2,62	7,11
30<n<60	955	3,18	3,25	3,25	3,74	10,50
n>60	2.189	3,48	3,63	3,63	8,87	17,12

Fonte: Resultados da Pesquisa, 2013.

Para precificação de opções utilizando a volatilidade histórica, de modo geral, os melhores resultados são obtidos nas opções com curto prazo de maturidade ($n < 30$) seguido pelo médio e por fim as opções com longo prazo de maturidade. Novamente, cabe destacar que os modelos com volatilidade VM60 e VM90 obtiveram valores iguais para os três prazos de maturidade. O EWMA apresentou melhor desempenho que o TARCH em todos os períodos de maturidade. Desse modo para as opções com vencimento em até 30 dias e as opções com vencimento superior a 60 dias o melhor modelo de precificação encontrado é aquele que utiliza as volatilidades históricas VM60 e VM90, enquanto que as opções com maturidade média são melhores precificadas com a volatilidade VM30.

6 Conclusões

Nos últimos anos, o setor de carne bovina tem aumentado sua importância para a economia brasileira, consolidando-se como o maior exportador mundial e um dos principais destaques do agronegócio brasileiro no cenário internacional. No entanto, assim como as demais *commodities* agropecuárias, esse setor é afetado por vários riscos, dentre eles o risco de oscilação nos preços que afeta diretamente os produtores e frigoríficos. Dentre as principais formas de gerenciamento de risco, estão os mercados futuros e de opções, que por meio da fixação de um preço permitem ao agente garantir antecipadamente a sua lucratividade, reduzindo a exposição ao risco de preços. Em face dessa importância do setor e de sua necessidade de instrumentos de gestão de riscos, este trabalho teve como objetivo aplicar o modelo de Black (1976) à precificação de opções sobre contrato futuro de boi gordo negociadas na BM&FBOVESPA nos anos de 2007 a 2011.

Aplicou-se o método de volatilidade histórica com janelas móveis, a volatilidade implícita, o EWMA e alguns modelos de volatilidade determinística. Cabe destacar a persistência da volatilidade dos contratos futuros de boi gordo identificada pelo modelo TARCH. Isso significa que choques ocorridos nos preços dos contratos irão se dissipar lentamente ao longo do tempo. Além disso, a assimetria encontrada na volatilidade indica que um choque de alta e baixa gera impactos diferentes na volatilidade da série.

Os preços teóricos obtidos em cada uma dessas formas de precificação foram comparados com os preços efetivamente observados no mercado. Utilizou-se como medida de erro de previsão a Raiz do Erro Médio Quadrático (RMSE) a fim de encontrar o método que melhor atenda os resultados esperados. A aplicação das volatilidades encontradas ao modelo de precificação de Black (1976) não gerou resultados definitivos, no entanto, o modelo com volatilidade histórica foi o que apresentou melhor desempenho de acordo com o resultado dos erros. Os demais modelos de volatilidade superprecificaram os prêmios das opções e obtiveram os erros mais elevados tanto na análise com relação ao nível de *moneyness* quanto na análise levando em consideração o prazo de vencimento.

Dessa forma, pode-se inferir que a fórmula de precificação de opções de contratos futuros desenvolvida por Black (1976) não pode ser considerada como um bom modelo para realizar previsões a respeito do preço de opções sobre contrato futuro de boi gordo no mercado brasileiro, podendo levar o agente a tomar decisões erradas visto que com o uso da fórmula as opções foram sub e superprecificadas. É importante destacar, porém, que a baixa liquidez das opções de contratos futuros de boi gordo da BM&FBOVESPA pode ter impactado na avaliação do modelo de precificação utilizado, visto que um menor volume de negociação afeta os preços e, consequentemente, a volatilidade. Assim, devido à importância da volatilidade para a fórmula de Black, não é possível afirmar que seriam obtidos resultados semelhantes se outros métodos de estimação da volatilidade tivessem sido escolhidos. Estudos do tipo *cross-country* podem ser realizados com o objetivo de investigar a aplicabilidade da fórmula de Black em mercados mais consolidados, utilizando contratos derivativos com maior liquidez, em comparação à precificação de contratos do mercado brasileiro.

De todo modo, acredita-se que o objetivo do trabalho tenha sido atingido, visto que o desempenho do modelo de Black aplicado à precificação de op-

ções sobre contrato futuro de boi gordo foi avaliado, bem como a relação dos preços teóricos e os preços do mercado. O mesmo estimula trabalhos futuros utilizando outros métodos de precificação e mesmo outras *commodities* agrícolas negociadas em bolsa de valores.

Referências Bibliográficas

- Abitante, K. G. (2008), 'Co-integração entre os mercados spot e futuro: evidências dos mercados de boi gordo e soja', *Rev. Econ. Sociol. Rural* **46**(1), Brasília.
- Amado, C. F. P. & Carmona, C. d. M. (2004), Uma análise da eficiência dos mercados futuros agrícolas brasileiros, in 'IV Encontro Brasileiro de Finanças', Rio de Janeiro.
- Anderson, R. W. (1985), 'Some determinants of the volatility of futures prices', *Journal of Futures Markets* **5**, 331–348.
- Anderson, R. W. & Danthine, J. P. (1980), 'Hedging and joint production: theory and illustrations', *Journal of Finance* **35**, 487–498.
- Anderson, R. W. & Danthine, J. P. (1983), 'Time and pattern of hedging and the volatility of futures prices', *Review of Economic Studies* **50**, 249–266.
- Black, F. (1976), 'The pricing of commodity contracts', *Journal of Financial Economics* **3**, 167–179.
- Black, F. & Scholes, M. (1973), 'The pricing of options and corporate liabilities', *Journal of Political Economy* **81**, 637–659.
- BM&FBOVESPA (2012), 'Relatório agropecuário mensal'. Acessado em: 12/04/2012.
URL: <http://www.bmfbovespa.com.br/portal/pages/imprensa1/relatorios/relatoriosAgropecuarios.asp>
- Bodie, Z. & Merton, R. C. (1999), *Finanças*, 1 edn, Editora Bookman.
- Bollerslev, T. (1986), 'Generalized autorregressive conditional heteroskedasticity', *Journal of Econometrics* **31**, 303–27.
- Brorsen, B. W. (1989), 'Liquidity costs and scalping returns in the corn futures market', *Journal of Futures Markets* **9**, 225–236.
- CEPEA/USP (2012), 'Centro de estudos avançados em economia aplicada - ESALQ/USP'. Acesso em: 5 de março de 2012.
URL: www.cepea.esalq.usp.br
- Coelho, A. B., Pinheiro, S. C. & Ferreira, F. V. (2009), 'A fórmula de Black precifica corretamente as opções de compra sobre futuros agropecuários no Brasil? uma aplicação para o caso do café arábica', *Pesquisa & Debate* **20**(2(36)), 299–315, São Paulo.
- Cornell, B. (1981), 'The relationship between volume and price variability in futures markets', *Journal of Futures Markets* **1**, 303–316.

- Cox, J. C. & Ross, S. A. (1976), 'The valuation of options for alternative stochastic processes', *Journal of Financial Economics* 3, 145–166.
- Cox, J. C., Ross, S. A. & Rubinstein, M. (1979), 'Option pricing: a simplified approach', *Journal of Financial Economics* 7, 229–263.
- Cox, J. C. & Rubinstein, M. (1985), *Options Markets*, Prentice-Hall.
- Ederington, L. H. (1979), 'The hedging performance of the new futures markets', *Journal of Finance* 34, 157–170.
- Engle, R. F. (1982), 'Autoregressive conditional heteroskedasticity with estimates of the variance of united kingdom inflation', *Econometrica* 50(4), 987–1007.
- Etling, C. & Miller Jr., T. W. (2000), 'The relationship between index option moneyness and relative liquidity', *Journal of Futures Markets* 20, 971–987.
- Gabe, J. & Portugal, M. S. (2004), 'Volatilidade implícita versus volatilidade estatística: um exercício utilizando opções e ações da Telemar S.A', *Revista Brasileira de Finanças* 2(1), 47–73.
- Gaio, L. E., Bitencourt, W. A., Pessanha, G. R. G., Oliveira, A. R. & Lima, A. L. R. (2006), Volatilidade no mercado futuro de boi gordo na BM&F: um estudo empírico utilizando modelos da classe arch, in 'Congresso da Sociedade Brasileira de Economia e Sociologia Rural'.
- Gaio, L. E., Castro Júnior, L. G. & Oliveira, A. R. (2007), 'Previsão de preço futuro de boi gordo na BM&F: uma comparação entre modelos de séries temporais e redes neurais', *Organizações Rurais e Agroindustriais* 9, 272–288.
- Garcia, P., Leuthold, R. M. & Sarhan, M. E. (1984), 'Basis risk: measurement and analysis of basis fluctuations for selected livestock markets', *American Journal of Agricultural Economics* 66, 499–504.
- Garcia, P. & Sanders, D. R. (1996), 'Ex ante basis risk in the live hog futures contract: has hedgers' risk increased?', *Journal of Futures Markets* 16, 421–440.
- Geske, R. A. (1979), 'Note on an analytic valuation formula for unprotected american call options on stocks with known dividends', *Journal of Financial Economics* 7, 375–380.
- Giot, P. (2003), 'The information content of implied volatility in agricultural commodity markets', *The Journal of Futures Markets* 23(5), 441–454.
- Gujarati, D. N. & Porter, D. C. (2011), *Econometria Básica*, 5 edn, McGrawHill Bookman, Porto Alegre.
- Holthausen, D. M. (1979), 'Hedging and the competitive firm under price uncertainty', *American Economic Review* 69, 989–995.
- Hotta, L. K., Laurini, M. P., Mollica, M. & Pereira, P. L. V. (2003), Modelos econométricos para estimação de volatilidade, in A. M. Duarte Junior & G. Varga, eds, 'Gestão de Riscos no Brasil', Financial Consultoria, Rio de Janeiro.

Hull, J. C. (2016), *Opções, Futuros e Outros Derivativos*, 9 edn, Bookman, São Paulo.

Jiang, B. & Hayenga, M. (1997), Corn and soybean basis behavior and forecasting: fundamental and alternative approaches, in B. W. Brorsen, ed., 'Proceedings of NCR-134 Conference on Applied Commodity Price Analysis, Forecasting, and Market Risk Management', Department of Agricultural Economics, Oklahoma State University, Stillwater, OK, 125–140.

Johnson, L. L. (1960), 'The theory of hedging and speculation in commodity futures', *Review of Economic Studies* 27, 139–151.

Liu, S., Brorsen, B. W., Oellermann, C. M. & Farris, P. L. (1994), 'Forecasting the nearby basis of live cattle', *Journal of Futures Markets* 14, 259–273.

MAPA (2012), 'Ministério da agricultura, pecuária e abastecimento'. Acessado em: 12 de agosto de 2012.

URL: <http://www.agricultura.gov.br/animal/especies/bovinos-e-bubalinos>

Marques, P. V., Mello, P. C. & Martines Fo, J. G. (2006), *Mercados Futuros e de Opções Agropecuárias*, Departamento de Economia, Administração e Sociologia da ESALQ/USP, Piracicaba, SP, Série Didática nº D-129.

Mattos, F. & Garcia, P. (2004), Price discovery in thinly traded markets: Cash and futures relationships in brazilian agricultural futures markets, in 'NCR-134 Conference on Applied Commodity Price Analysis, Forecasting, and Market Risk Management', St. Louis, Missouri, pp. 19–20.

Mckinnon, R. I. (1967), 'Futures markets, buffer stocks, and income stability for primary producers', *Journal of Political Economy* 75, 844–861.

Merton, R. C. (1973), 'The theory of rational option pricing', *Bell Journal of Business* 40, 393–413.

Merton, R. C. (1976), 'Option pricing when underlying stock returns are discontinuous', *Journal of Financial Economics* 3, 125–144.

Mol, A. L. R. (2008), 'Séries de tempo com erros não lineares: uma avaliação da persistência e assimetria na volatilidade de derivativos de café e boi gordo na BM&F', *Interface* 5(2). Natal/RN.

Montezano, R. M. (1987), *Introdução aos mercados futuros de índices de ações*, BM&F/IBMEC.

Morettin, P. A. & Toloi, C. M. (2004), *Análise de Séries Temporais*, Edgar Blucher Ltda, São Paulo.

Muller, C. A. S., Moura, A. D. & Lima, J. (2008), Análise comparativa entre estratégias de hedge com base em modelos estáticos e dinâmicos para contratos futuros de café arábica, in 'Congresso Brasileiro de Economia e Sociologia Rural', p. 21, Rio Branco: Sociedade Brasileira de Economia, Administração e Sociologia Rural.

Myers, R. J. & Thompson, S. (1989), 'Generalized optimal hedge ratio estimation', *American Journal of Agricultural Economics* 71, 858–868.

- Nelson, D. (1991), 'Conditional heteroskedasticity in assets returns: a new approach', *Econometrica* **59**(2), 347–370.
- Parcell, J. L., Schroeder, T. C. & Dhuyvetter, K. C. (2000), 'Factors affecting live cattle basis', *Journal of Agricultural and Applied Economics* **32**, 531–541.
- Peck, A. E. (1981), Measures and price effects of changes in speculation on the wheat, corn, and soybean futures markets, in 'Research on Speculation', Chicago Board of Trade, Chicago, pp. 138–149.
- Pennings, J. M. E. & Garcia, P. (2004), 'Hedging behavior in small and medium-sized enterprises: the role of unobserved heterogeneity', *Journal of Banking and Finance* **28**, 951–978.
- Pennings, J. M. E. & Leuthold, R. M. (2000), 'The role of farmer's behavioral attitudes and heterogeneity in futures contract usage', *American Journal of Agricultural Economics* **82**, 908–919.
- Pereira, E. S. & Maia, S. F. (2009), Formação de preços e finanças comportamentais: um estudo empírico no mercado futuro de cacau, in 'Congresso da Sociedade Brasileira de Economia e Sociologia Rural'.
- Ramos da Silva, T. (2003), Uma avaliação da aplicação do modelo Black & Scholes para precificação de opções de futuro de café arábica da BM&F, Master's thesis, Instituto de Ciências Humanas e Sociais, Universidade Federal Rural do Rio de Janeiro.
- Richard, S. F. & Sundaresan, M. (1981), 'A continuous time equilibrium model of forward prices and futures prices in a multigood economy', *Journal of Financial Economics* **9**, 347–371.
- Rodrigues, F. L. (2006), Implementação de métodos numéricos para precificação de opções com distribuição não-gaussiana, Master's thesis, UFPB-PPGE, João Pessoa.
- Saito, R. & Rochman, R. (2008), 'Avaliação de métodos numéricos para precificação de derivativos: revisão e aplicação à opção de compra de Telebrás pn', *REAd* **14**(3), Edição 61.
- Samuelson, P. (1965), 'Roof that properly anticipated prices fluctuate randomly', *Industrial Management Review* **6**, 41–49.
- Silva, L. D. C. & Maia, S. F. (2011), 'O modelo Black & Scholes para precificação de opções do mercado futuro: uma análise para o café arábica da BM&FBOVESPA', *Revista de Economia Agrícola* **58**(2), 57–70, jul/dez.
- Smith Jr., C. S. (1976), 'Option pricing: a review', *Journal of Financial Economics* **3**, 3–51.
- Stoll, R. (1979), *Set Theory and Logic*, Courier Corporation.
- Tilley, D. S. & Campbell, S. L. (1988), 'Performance of the weekly gulf-kansas city hard-red winter wheat basis', *American Journal of Agricultural Economics* **70**, 929–935.

Tomek, W. G. (1997), 'Commodity futures prices as forecasts', *Review of Agricultural Economics* **19**, 23–44.

Tonin, J. M. (2009), Aplicabilidade dos modelos de precificação para as opções sobre contratos futuros de café arábica na BM&FBOVESPA, Master's thesis, Universidade Federal de Viçosa, Departamento de Economia Rural, Viçosa, Minas Gerais.

Ward, R. (1974), 'Market liquidity in the fcoj futures market', *American Journal of Agricultural Economics* **56**, 150–154.

Whaley, R. (1986), 'On value american future options', *Financial Analysts Journal*, mai/jun.

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 L^AT_EX.
 - Arquivo de referências bibliográficas no padrão B_BT_EX.
 - 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 1413-8050



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: Arthur Della Vecchia

Mailing Address

Revista Economia Aplicada, Departamento de Economia, FEA-RP/USP
Avenida do Bandeirantes, 3900, Ribeirão Preto, SP.
CEP 14040-905
Telefone: (0xx16) 3315-0407
Email: revecap@usp.br
Website: <http://www.usp.br/revecap>

Subscriptions for Delivery Outside Brazil

Individuals \$ 90.00
Institutions \$110.00

* Air mail included

† Individual issues can
also be purchased at
the above address.

Editor

Eliezer Martins Diniz

Associate Editors

Angelo Costa Gurgel

Renato Nunes de Lima Seixas

Sergio Naruhiko Sakurai

Lízia de Figueirêdo

Reynaldo Fernandes

Editorial Board

Affonso Celso Pastore

USP

Cássio F. Camargo Rolim

UFPR

Clélio Campolina Diniz

CEDEPLAR

Eleutério F. S. Prado

USP

Francisco Anuatti Neto

USP/RP

Geraldo Sant'ana de Camargo Barros

ESALQ/USP

José Marcelino da Costa

NAEA/PA

Marcelo Portugal

UFRGS

Márcio Gomes Pinto Garcia

PUC/ RJ

Paulo César Coutinho

UnB

Pierre Perron

Boston University

Ricardo R. Araújo Lima

UnB

Roberto Smith

UFCE

Rogério Studart

UFRJ

Sérgio Werlang

FGV/RJ

Victor Bulmer-Thomas

University of London

Antônio Barros de Castro

UFRJ

Cláudio Monteiro Considera

UFF

Denisard C. de Oliveira Alves

USP

Fernando de Holanda Barbosa

FGV-UFF

Geoffrey J. D. Hewings

University of Illinois

Gustavo Maia Gomes

IPEA

José A. Scheinkman

Princeton University

Maria José Willumsen

Florida International University

Mário Luiz Possas

UFRJ

Paulo Nogueira Batista Júnior

FGV/SP

Pedro Cesar Dutra Fonseca

UFRGS

Robert E. Evenson

Yale University

Rodolfo Hoffmann

ESALQ/USP

Russell E. Smith

Washburn University

Tomás Málaga

FGV/SP

Wilson Suzigan

Unicamp