

Ensaaios FEE

Volume 37 - Número 1 - 2016

ISSN 0101-1723

Secretaria do Planejamento, Mobilidade e Desenvolvimento Regional
Fundação de Economia e Estatística Siegfried Emanuel Heuser

Does the Central Bank's perception regarding the state of the economy affect industrial entrepreneurs' expectations? Are such expectations important for investment? Evidence from Brazil

Gabriel Caldas Montes e Thiago Cacicedo Cidao

Os impactos macroeconômicos da vulnerabilidade externa do Brasil no período 1999-2011: uma investigação por meio de vetores autorregressivos com correção de erros

Vanessa da Costa Val Munhoz

Havia déficits gêmeos no Brasil entre 1997 e 2012?

Sergio R. B. Gadelha e Luciana Miyuki Ikuno

Convergência de renda: uma análise em painel para as regiões brasileiras no período 1995-2009

Rafaela Rodrigues Gomes e Fernanda Esperidião

Proposição e cálculo do Índice de Desenvolvimento Educacional (IDE) para os estados brasileiros: uma aplicação da análise fatorial de 2007 a 2011

Dieison Lenon Casagrande, Paulo Henrique de Oliveira Hoeckel, Cláilton Ataídes de Freitas e Cezar Augusto Pereira dos Santos

Um estudo sobre o crescimento da receita pública e sua relação causal com a despesa no Estado de Goiás

Flávio Henrique de Sarmiento Seixas e Cleomar Gomes da Silva

Impactos da abertura comercial e contribuição dos diferenciais de escolaridade sobre o nível de renda dos municípios cearenses, no período 1997-2005

Guilherme Irffi, Elano Arruda, Felipe Bastos e Daniel Barboza

A formação histórica da indústria vitivinícola do RS: aliando a Nova Economia Institucional à Teoria dos Jogos

Claudio Vinicius Silva Farias e Leonardo Xavier da Silva

A administração pública no Brasil moderno: os modelos burocrático e gerencial

Reginaldo Teixeira Perez e Giorgio Forgiarini

Transition towards a new phase? The crisis of 2007-08 and its impact on the current metamorphosis of capitalism

Eduardo da Motta e Albuquerque e Leonardo Costa Ribeiro

**SECRETARIA DO PLANEJAMENTO, MOBILIDADE E
DESENVOLVIMENTO REGIONAL**
FUNDAÇÃO DE ECONOMIA E ESTATÍSTICA
Siegfried Emanuel Heuser

Ensaaios FEE

Ensaaios FEE é uma publicação trimestral da Fundação de Economia e Estatística Siegfried Emanuel Heuser que tem por objetivo a divulgação de trabalhos, ensaios e artigos de caráter técnico-científico da área de economia e demais ciências sociais.

CONSELHO EDITORIAL

Bruno Breyer Caldas - FEE
Martinho Roberto Lazzari - FEE
Achyles Barcelos da Costa - UFRGS
Andreas Novy - Universidade de Viena, Áustria
Elmar Altvater - Free University of Berlin, Alemanha
François Chesnais - Université de Paris-XIII, França
Gabriel Alejandro Mendoza Pichardo - Universidad Nacional Autónoma de México, México
José Vicente Tavares dos Santos - UFRGS
Luis Bértola - Universidad de Buenos Aires, Argentina
Luiz Carlos Bresser-Pereira - Centro de Economia Política
Pierre Salama - Université de Paris XIII, França

CONSELHO DE REDAÇÃO

Bruno Breyer Caldas - FEE
Fernando Maccari Lara - FEE
Guilherme Stein - FEE
Jaime Carrion Fialkow - FEE
Marcos Vinicio Wink Junior - FEE
Rodrigo Daniel Feix - FEE
Rodrigo Morem da Costa - FEE

EDITOR

Bruno Breyer Caldas

SECRETÁRIA EXECUTIVA

Líliá Pereira Sá

Trimestral

Ensaaios FEE	Porto Alegre	v. 37	n. 1	p. 001-324	2016
---------------------	---------------------	--------------	-------------	-------------------	-------------



GOVERNO DO ESTADO
RIO GRANDE DO SUL

SECRETARIA DO PLANEJAMENTO, MOBILIDADE E DESENVOLVIMENTO REGIONAL

FUNDAÇÃO DE ECONOMIA E ESTATÍSTICA Siegfried Emanuel Heuser

CONSELHO DE PLANEJAMENTO: André F. Nunes de Nunes, Angelino Gomes Soares Neto, André Luis Vieira Campos, Fernando Ferrari Filho, Ricardo Franzói, Carlos Augusto Schlabit

CONSELHO CURADOR: Luciano Feltrin, Olavo Cesar Dias Monteiro e Gerson Péricles Tavares Doyll

DIRETORIA

PRESIDENTE: IGOR ALEXANDRE CLEMENTE DE MORAIS

DIRETOR TÉCNICO: MARTINHO ROBERTO LAZZARI

DIRETOR ADMINISTRATIVO: NÓRA ANGELA GUNDLACH KRAEMER

CENTROS

ESTUDOS ECONÔMICOS E SOCIAIS: Vanclei Zanin

PESQUISA DE EMPREGO E DESEMPREGO: Rafael Bassegio Caumo

INFORMAÇÕES ESTATÍSTICAS: Juarez Meneghetti

INFORMÁTICA: Valter Helmuth Goldberg Junior

INFORMAÇÃO E COMUNICAÇÃO: Susana Kerschner

RECURSOS: Graziela Brandini de Castro

Ensaios FEE está indexada em:

Ulrich's International Periodicals Directory

Índice Brasileiro de Bibliografia de Economia (IBBE)

Journal of Economic Literature (JEL)

ProQuest LLC

Ensaios FEE / Fundação de Economia e Estatística Siegfried Emanuel Heuser – V. 1, n. 1, (1980)- . – Porto Alegre: Fundação de Economia e Estatística Siegfried Emanuel Heuser, 1980- .
v. : il.

Trimestral: 2015-. Semestral: 1980-2014.

Do v. 17 ao v. 22, deixa de ter paginação continuada.

Índices: v. 1 (1980) – 9 (1988) em v. 9, n. 2;

v. 10 (1989) – 11 (1990) em v. 11, n. 2;

v. 12 (1991) – 15 (1994) em v. 16, n. 2.

ISSN 0101-1723

1. Economia – periódico. 2. Estatística – periódico. I. Fundação de Economia e Estatística Siegfried Emanuel Heuser.

CDU 33(05)

Bibliotecário responsável: João Vítor Ditter Wallauer — CRB 10/2016

© 2016 FEE



É permitida a reprodução dos artigos publicados pela revista, desde que citada a fonte. São proibidas as reproduções para fins comerciais, a menos que haja permissão, por escrito, da FEE.

As opiniões emitidas nesta revista são de exclusiva responsabilidade dos autores, não exprimindo, necessariamente, um posicionamento oficial da FEE ou da Secretaria do Planejamento, Mobilidade e Desenvolvimento Regional.

Revisão e editoração: Breno Camargo Serafini, Elen Jane Medeiros Azambuja, Mateus da Rosa Pereira (coordenador) e Susana Kerschner

Composição, diagramação e arte final: Susana Kerschner

Revisão bibliográfica: João Vítor Ditter Wallauer

Capa: Israel Cefrin e Josué Sperb

Toda correspondência para esta publicação deverá ser endereçada à:

FUNDAÇÃO DE ECONOMIA E ESTATÍSTICA Siegfried Emanuel Heuser (FEE)

Revista **Ensaios FEE** - Secretaria

Rua Duque de Caxias, 1691 — Porto Alegre, RS — CEP 90010-283

Fone: (51) 3216-9132 Fax: (51) 3216-9134 E-mail: revistas@fee.tche.br Site: www.fee.rs.gov.br

Sumário

Does the Central Bank's perception regarding the state of the economy affect industrial entrepreneurs' expectations? Are such expectations important for investment? Evidence from Brazil — Gabriel Caldas Montes e Thiago Cacicedo Cidad	07
Os impactos macroeconômicos da vulnerabilidade externa do Brasil no período 1999-2011: uma investigação por meio de vetores autorregressivos com correção de erros — Vanessa da Costa Val Munhoz	45
Havia déficits gêmeos no Brasil entre 1997 e 2012? — Sergio R. B. Gadelha e Luciana Miyuki Ikuno	79
Convergência de renda: uma análise em painel para as regiões brasileiras no período 1995-2009 — Rafaela Rodrigues Gomes e Fernanda Esperidião	115
Proposição e cálculo do Índice de Desenvolvimento Educacional (IDE) para os estados brasileiros: uma aplicação da análise fatorial de 2007 a 2011 — Dieison Lenon Casagrande, Paulo Henrique de Oliveira Hoeckel, Cláilton Ataídes de Freitas e Cezar Augusto Pereira dos Santos	145
Um estudo sobre o crescimento da receita pública e sua relação causal com a despesa no Estado de Goiás — Flávio Henrique de Sarmiento Seixas e Cleomar Gomes da Silva	187
Impactos da abertura comercial e contribuição dos diferenciais de escolaridade sobre o nível de renda dos municípios cearenses, no período 1997-2005 — Guilherme Irffi, Elano Arruda, Felipe Bastos e Daniel Barboza	217
A formação histórica da indústria vitivinícola do RS: aliando a Nova Economia Institucional à Teoria dos Jogos — Claudio Vinicius Silva Farias e Leonardo Xavier da Silva	255
A administração pública no Brasil moderno: os modelos burocrático e gerencial — Reginaldo Teixeira Perez e Giorgio Forgiarini	283

Transition towards a new phase? The crisis of 2007-08 and its impact on the current metamorphosis of capitalism — **Eduardo da Motta e Albuquerque e Leonardo Costa Ribeiro** 305

Table of Contents

Does the Central Bank's perception regarding the state of the economy affect industrial entrepreneurs' expectations? Are such expectations important for investment? Evidence from Brazil — Gabriel Caldas Montes and Thiago Cacicedo Cidad	07
The macroeconomic effects of external vulnerability in Brazil during 1999-2011: an investigation through vector error correction models — Vanessa da Costa Val Munhoz	45
Were there twin deficits in Brazil between 1997 and 2012? — Sergio R. B. Gadelha and Luciana Miyuki Ikuno	79
Income convergence: a panel analysis of Brazilian regions over the period from 1995 to 2009 — Rafaela Rodrigues Gomes and Fernanda Esperidião	115
Proposition and calculation of the Educational Development Index (EDI) for Brazilian states: an application of Factorial Analysis from 2007 to 2011 — Dieison Lenon Casagrande , Paulo Henrique de Oliveira Hoeckel , Claílton Ataídes de Freitas and Cezar Augusto Pereira dos Santos	145
A study on the growth of public revenue and its causal relationship to the expense in the State of Goiás — Flávio Henrique de Sarmiento Seixas and Cleomar Gomes da Silva	187
The impact of both trade openness and the contribution of the education differentials on the income of the municipalities of the State of Ceará in the period between 1997 and 2005 — Guilherme Irffi , Elano Arruda , Felipe Bastos and Daniel Barboza	217
The historical formation of wine industry in the State of Rio Grande do Sul: putting together the New Institutional Economics and the Game Theory — Claudio Vinicius Silva Farias and Leonardo Xavier da Silva	255
Public administration in modern Brazil: the bureaucratic and the management models — Reginaldo Teixeira Perez and Giorgio Forgiarini	283

Transition towards a new phase? The crisis of 2007-08 and its impact on the current metamorphosis of capitalism — **Eduardo da Motta e Albuquerque** and **Leonardo Costa Ribeiro** 305

Does the Central Bank's perception regarding the state of the economy affect industrial entrepreneurs' expectations? Are such expectations important for investment? Evidence from Brazil*

*Gabriel Caldas Montes***

Lecturer at the Graduate Studies Program in Economics of the Universidade Federal Fluminense (UFF) and researcher of the National Council for Scientific and Technological Development (CNPq) PhD in Economics from the UFF

*Thiago Cacicedo Cidada****

Abstract

Studies on central bank communication in emerging countries are still scarce. There are no studies regarding the influence of central bank communication on entrepreneurs' expectations. This paper contributes to the literature in the following aspects: (a) based on the minutes of the Monetary Policy Committee (Copom) meetings, we develop an indicator that reveals the Central Bank's perception related to the state of the economy, and (b) we analyze the influence of the Central Bank's communication on the expectations and confidence of entrepreneurs, and the influence of such expectations on the aggregate investment. The findings reveal that the information provided by the Central Bank of Brazil regarding the economic environment affects entrepreneurs' expectations and that aggregate investment is influenced by these expectations.

* Paper received in Jul. 2014 and accepted for publication in Jan. 2016.



This work is licensed under a Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International license.

Open Access

Proofreader: Elen Azambuja

** email: gabrielmontesuff@yahoo.com.br

*** email: tcacicedo@gmail.com

Keywords

Communication; expectation; monetary policy

Resumo

Estudos sobre comunicação dos bancos centrais em países emergentes ainda são escassos. Não existem pesquisas sobre a influência da comunicação dos bancos centrais sobre as expectativas dos empresários. Este trabalho contribui para a literatura nos seguintes aspectos: (a) com base nas atas das reuniões do Comitê de Política Monetária (Copom), desenvolve um indicador que revela a percepção do Banco Central relacionada ao estado da economia, e (b) analisa a influência da comunicação do Banco Central sobre as expectativas e a confiança dos empresários e a influência de tais expectativas sobre o investimento agregado. Os resultados revelam que as informações fornecidas pelo Banco Central do Brasil em relação ao ambiente econômico afetam as expectativas dos empresários e que o investimento agregado é influenciado por essas expectativas.

Palavras-chave

Comunicação; expectativa; política monetária

JEL Classification: E22, E52, E58

1 Introduction

In the decision-making process, economic agents use all relevant available information to form their expectations. Investment decisions, for example, are strongly influenced by expectations and therefore require information about the economic environment. The management of expectations is an important task for the monetary authority, which involves the creation of a stable macroeconomic environment.

Since the management of expectations represents an important task for the monetary authority in economies with forward-looking agents, transparency and accountability through central bank communication have been gaining more importance. In fact, since the early 1990s, the conduct of

monetary policy has shifted from secrecy towards more transparency. The main explanation for this global trend is the increasing understanding that transparency can improve the effectiveness of monetary policy (WOODFORD, 2003). This approach has highlighted the role of communication in monetary policy.

Central bank communication emerges as an important tool in the task of managing expectations. According to Blinder *et al.* (2008), communication can be an important and powerful part of the central banks' toolkit since it has the ability to move financial markets, enhance the predictability of monetary policy decisions, and potentially help achieve central banks' macroeconomic objectives. As a consequence, to the extent that central bank communication becomes an instrument of big influence for central banks, studies about the influence of central bank communication on the expectations formation process are becoming more prominent (ERHMANN; FRATZCHER, 2007a).

In the last two decades, the literature on central banking has shown empirical evidence about the importance of central bank communication in the process by which agents form their expectations. The main findings suggest that financial markets, equity markets and inflation expectations react to monetary policy announcements and signaling (BLINDER *et al.*, 2008; MONTES *et al.*, 2015). However, most of the researches to date have focused on the effects of central bank communication on financial markets (BLINDER *et al.*, 2008; MONTES *et al.*, 2015; MONTES; NICOLAY, 2015). When reviewing the literature on central bank communication, it is observed that there are no studies regarding its influence on entrepreneurs' expectations.

This paper seeks to answer the following questions: does central bank's perception regarding the state of the economy affect industrial entrepreneurs' expectations? Are industrial entrepreneurs' expectations important for investment? The central hypothesis of the study is as follows: industrial entrepreneurs take into consideration the information contained in the minutes of the Monetary Policy Committee meetings when they form their expectations, which therefore affects investment.

This study analyzes whether the Central Bank's perception regarding the state of the economy — obtained through the minutes of the Brazilian Monetary Policy Committee (Copom) meetings — affects industrial entrepreneurs' expectations. Moreover, due to the fact that such expectations are important for investment decisions, this paper also analyzes the influence of industrial entrepreneurs' expectations on the aggregate investment. The study contributes to the literature in the following aspects: (a) based on the minutes of the Copom meetings, we develop,

using the theory of fuzzy sets, an indicator that reveals the Central Bank's perception related to the state of the economy, and (b) based on this indicator, we analyze the influence of the Central Bank's communication on the expectations and confidence of industrial entrepreneurs, and the influence of such expectations on the aggregate investment in Brazil. Therefore, in order to answer the questions raised above, this paper — following Montes and Scarpari (2015) and Montes and Nicolay (2015) — creates an indicator that reveals central bank's perception regarding the state of the economy, by using the theory of fuzzy sets. The analysis uses aggregate data for the period between 1999.Q2 and 2012.Q3 and different econometric methods: ordinary least squares (OLS), generalized method of moments (GMM) system, and impulse response through vector autoregression (VAR).

But why should the communication of the central bank be taken into consideration? More precisely, why should the information provided by the central bank be considered by entrepreneurs in the expectations formation process? According to Blinder *et al.* (2008), the central bank may have, or may be believed to have, superior information on the economic outlook. Central banks usually devote many more resources than private sector forecasters to forecasting and even to estimating the underlying unobservable state of the economy. Therefore, the creation of an indicator that captures the central bank's perception regarding the state of the economy is important, since entrepreneurs use all available information concerning this issue to make their decisions, including, particularly, the information provided by the central bank. Moreover, an analysis of the influence of this indicator on entrepreneurs' expectations is important in order to know if they consider the information provided by the central bank when they form their expectations.

The findings suggest that the expectations formed by entrepreneurs follow the information provided by the monetary authority in relation to the economic environment, i.e., the Central Bank's perception regarding the state of the economy, reported through the minutes of the Copom meetings, is taken into account by industrial entrepreneurs.

2 Central bank communication: importance and main empirical results

According to Blinder *et al.* (2008), central bank communication can be defined as the provision of information by the central bank to the public regarding present and future monetary policy, the economic outlook and the

goals of the central bank itself. This information is important since it affects, for example, the expectations formation process regarding future monetary policy and inflation in the subsequent periods. In this sense, central bank communication acts in a helpful way once it guides agents' expectations and, thus, plays an important role in decision-making (JANSEN, 2011). Due to the fact that central bank communication affects expectations, communication represents an important tool for central banks to influence the economy through agents' expectations, and to improve monetary policy (GÜRKAYNAK; SACK; SWANSON, 2005).

In recent years, several studies on central bank communication have been developed. Most research focuses on developed countries and on the influence central bank communication has on the expectations formed in financial markets about the behavior of interest rates and exchange rates, and about future monetary policy (e.g., ANDERSSON; DILLÉN; SELLIN, 2006; BEINE; JANSSEN; LECOURT, 2009; BERGER; De HAAN; STURM, 2011; BERGER; EHRMANN; FRATZSCHER, 2011; BRAND; BUNCIC; TURUNEN, 2010; CONNOLLY; KOHLER, 2004; CONRAD; LAMLA, 2007; EHRMANN; FRATZSCHER, 2007a, 2009; FRATZSCHER, 2008; HAYO; KUTAN; NEUENKIRCH, 2010; HAYO; NEUENKIRCH, 2012; JANSEN; De HAAN, 2005, 2007a; KOHN; SACK, 2004; MUSARD-GIES, 2006; RANALDO; ROSSI, 2010; REEVES; SAWICKI, 2007; ROSA, 2011; ROSA; VERGA, 2007; SIKLOS; BOHL, 2008; STURM; De HANN, 2011). In general, the findings of these studies suggest that central bank communication has impact on the expectations formed in financial markets.

There are also studies related to the influence of central bank communication on the macroeconomic performance, however, these studies exist to a lesser extent. There are, for example, studies related to the effect of central bank communication on inflation expectations. Jansen and De Haan (2007) examined the relationship between inflation expectations and risks to price stability. The results obtained showed a negative relationship between the effect of the European Central Bank's (ECB) communication and inflation expectations. Ullrich (2008) analyzed the impact of the ECB communication on expectations formation. The results indicated that a communication that shows monetary tightening increases inflation expectations for six months. This is due to the content related to the risk of inflation obtained through the statement.

The literature on central bank communication in Brazil is still incipient. The findings provided by the existing literature suggest the Central Bank's communication affects interest rates with different maturities and expectations regarding the future monetary policy (CARVALHO;

CORDEIRO; VARGAS, 2013; COSTA FILHO; ROCHA, 2009, 2010; MENDONÇA; FARIA, 2011, 2013; MONTES, 2012).

Costa Filho and Rocha (2009) discuss the role of communication in the conduct of monetary policy by the Brazilian Central Bank. They built a glossary that translates the qualitative information contained in the minutes of the Copom meetings into an ordered scale index, similar to the one built by Rosa and Verga (2007). They found evidence of a consistent behavior by the Copom, in the sense that its words are followed by actions in the same direction. Moreover, based on estimates of Taylor rules, they also found evidence that the index help to understand interest setting. Costa Filho and Rocha (2010) also verified if a better communication from the Brazilian Central Bank makes the monetary policy more predictable. They found that the interest rates increase during the releasing days, indicating that the Central Bank's communication has a conservative bias, while interest rates volatility decreases. They also found evidence that the market's reaction is independent from the content released, although signals of interest rates reduction imply a decrease in the volatility.

The work presented by Mendonça and Faria (2011) shows how an efficient communication process, which increases the Central Bank's transparency, affects the public expectations and its consequences for the conduction of monetary policy. The main conclusion is that an environment which permits the anticipation of future monetary policy actions by the public improves the efficiency of the policy. On the other hand, the article of Mendonça and Faria (2013) seeks to make an analysis of the Brazilian experience after the adoption of inflation targeting concerning the effects caused by the new practices of transparency and communication in the monetary policy. The study offers some interesting insights into how central bank communication improves the efficiency of the monetary policy for developing countries which have adopted inflation targeting. Regarding the empirical analysis, changes in the financial market's expectations due to monetary policy actions are analyzed based on methodologies proposed by Cook and Hahn (1989) and Kuttner (2001). The findings are in consonance with the idea that an increase in central bank transparency and communication improves the efficiency of expectations hypothesis of the term structure of interest rate and the anticipation of changes in the interest rate target.

The work of Montes (2012) studies the influence of monetary policy and the Central Bank's communication on the term structure of interest rates in Brazil. The study uses OLS, GMM and VAR to examine the direction taken by interest rates when affected by central bank communication and monetary policy. The study found evidence that due to the fact that

economic agents use their time analyzing the minutes of the monetary policy committee meetings, monetary policy and the Central Bank's communication significantly influence the process of expectation formation for interest rates with different maturities in Brazil.

Carvalho, Cordeiro and Vargas (2013) analyzed the effects of the Copom statements on the term-structure of interest rates in Brazil. They quantified the informational content of those statements by adapting the methodology developed by Lucca and Trebbi (2009) to the specificities of the "monetary policy jargon" in Portuguese. Using Google search queries, they measured the extent to which each Copom statement was perceived to be associated with more "hawkish" or "dovish" language. They also investigated whether changes in language preceded changes in the policy rate (the SELIC rate). The findings suggest that during Governor Tombini's administration, interest rate surprises started to be "passed through" one-to-one (or more) even at long maturities, as markets seemed to have bought the idea that the interest rate cuts that began in mid-2011 would lead to lower yields in Brazil into the foreseeable future. Most importantly, changes in the informational content of the Copom statements seemed to have meaningful effects on yields at short-to-medium maturities. However, this result only holds for the period prior to Tombini's administration.

Regarding the influence of the Central Bank's communication on other aspects of the Brazilian economy, such as inflation expectations and banks' behavior, we identify the works of Montes and Scarpari (2015), Montes and Nicolay (2015) and Montes *et al.* (2015).

Montes and Scarpari (2015) observe that there are no studies providing evidence for the relationship between central bank communication and bank risk-taking. They analyse whether the signal emitted by the Central Bank about a likely rise (or fall) of the basic interest rate for the next policy meeting and its pessimistic (or optimistic) perception regarding the macroeconomic environment are responsible for inducing banks to take less (or more) risks. They provide evidence for the link between monetary policies, the Central Bank's communication and bank risk-taking. The findings reveal the Central Bank's communication influences the behaviour of banks since their risk perceptions are affected.

The work of Montes and Nicolay (2015) proposes an indicator for the central bank's perception of inflation based in the minutes of the Copom meetings and analyzes the influence of central bank communication on inflation expectations through such indicator. The findings suggest that the expectations of financial market experts react according to the content of the information provided by the Central Bank, i.e., announcements cause deterioration of expectations in times of instability and reduce inflation

expectations when inflation is controlled. The results also support the idea that the credibility of inflation targeting plays a key role in determining inflation expectations.

The study of Montes *et al.* (2015) analyzes the effects of monetary policy signaling and clarity of central bank communication on disagreement about inflation expectations. The study also investigates whether greater transparency coincides with lower levels of disagreement about inflation expectations in Brazil. In order to analyze the effects of monetary policy signaling on disagreement about inflation expectations, they make use of the standard approach based on dummy variables as proposed by Rosa and Verga (2007). To analyze the influence of the clarity of the Central Bank's communication on disagreement about inflation expectations, they follow the literature about this issue (BULÍŘ; ČIHÁK; JANSEN, 2013; JANSEN, 2011, 2011a) and use the index of Flesch (1948). Furthermore, to investigate whether greater transparency coincides with lower levels of disagreement about inflation expectations, they use the two indexes of central bank transparency presented by Mendonça and Galveas (2012). The findings suggest that transparency is important to reduce disagreement about inflation expectations. Moreover, the estimates indicate that central bank communication and clarity affect disagreement about inflation expectations in Brazil.

2.1 Measures of central bank communication

There are different ways of measuring the communication of the central bank through indexes. It is possible to distinguish the three following approaches. The first one seeks to classify all manifestations of the central bank in accordance with the content and signals, and thus uses a numerical scale to encode these ratings. The second one seeks to analyze all forms of communication in the media — by the committee or its members — which are important for the monetary policy. In this case, specialized news agencies are used to extract the statements of the committee members on the days when they occur. These statements are extracted mechanically by using a set of search words that includes the name of the member of the monetary policy committee and the words “interest rate”, “monetary” and “inflation” when the objective is to evaluate the conduct of the monetary policy, as well as the words “economy” and “economics perspective” when the objective is to assess the future economic outlook. The third one considers some institutional characteristics related to the announcement of the monetary policy to measure the impact of communication.

Ehrmann and Fratzscher (2007) use research tools to collect the communications of all members of the monetary policy committee. Rosa and Verga (2007) present a discrete index. The index uses a glossary of sentences in order to obtain the information contained in the minutes and classify the future monetary policy according to the information content of the minutes. Berger, De Haan and Sturm (2011) and Berger, Ehrmann and Fratzscher (2011) analyze the communications in terms of future monetary policy, price stability, real sector and monetary indicators. Heinemann and Ullrich (2007) show the **wording indicator**. This index is based on code words according to the full cycle of high and fall of interest rates from the ECB communication.

In terms of content, the main efforts in the literature regard the path of monetary policy (ANDERSSON; DILLÉN; SELLIN, 2006; BRAND; BUNCIC; TURUNEN, 2010; CONNOLLY; KOHLER, 2004; DEMIRALP; KARA; ÖZLÜ, 2012; EHRMANN; FRATZSCHER, 2009; HAYO; KUTAN; NEUENKIRCH, 2010; HAYO; NEUENKIRCH, 2012; MUSARD-GIES, 2006; RANALDO; ROSSI, 2010; ROSA, 2011; ROSA; VERGA, 2007; STURM; De HANN, 2011). Only a few works approach the other contents of central bank communication. The paper of Siklos and Bohl (2008) analyzes this issue in five aspects: exchange rate, output, asset price, fiscal policy and international regards. The study of Rozkrut *et al.* (2007) focuses on the path of future monetary policy, economic outlook and exchange rate. The work of Berger, Ehrmann and Fratzscher (2011) analyzes the press conference on three topics: (a) price stability; (b) developments in the real economy; and (c) monetary indicators. The works of Hayo and Neuenkirk (2012), Hayo, Kutan and Neuenkirch (2010), Kohn and Sack (2004) and Ehrmann and Fratzscher (2007a) study the influence of communication on the path of monetary policy and economic outlook content.

The index proposed in this paper is related to the economic outlook content. The indicator presented in this study provides information about the perception of the Central Bank regarding the stability of the economic environment.

This paper suggests a new approach on studies about central bank communication. The focus here is not on the effect of the announcements in terms of future monetary policy, but on the perception of the Central Bank regarding the economic outlook. This perception reflects an optimistic or a pessimistic view about the economic outlook. Although we measure the index based on the information extracted from the official releases, it is not about the communication itself, but its content, or the central bank's perception, more precisely.

The idea of central bank's perception cannot be well exploited by a binary approach based on dummy variables. The literature so far has focused on measures (indexes) for the signaling of monetary policy mostly based on binary scales. The purpose of this study is to measure the Central Bank's perception related to the economic outlook. In this sense, the use of a binary approach (i.e., a discrete approach based on dummy variables) to measure such perception may hide a great deal of important information and, as a consequence, classify different perceptions as equal.

The methodology to construct the index consists in analyzing relevant information released at the announcement. This index is calculated using the minutes of the Copom meetings, released eight days after the interest rate (Selic) decision. Each piece of information is classified as negative or positive to control inflation. The Copom minutes are organized by numbered paragraphs. Each paragraph is considered relevant to analyze and classify the information as optimistic or pessimistic. After the classification, a counting procedure is applied to quantify how pessimistic the announcement is. The counting consists in the number of paragraphs classified as pessimistic divided by the total number of paragraphs, which is equal to the percentage of pessimistic paragraphs for the announcement. The methodology presented here, when applied to different announcements, can make use of other detailing levels or even the so-called statement level.

Thus, our study differs from others in the literature about central bank communication as follows: (a) based on the ideas of Montes and Scarpari (2015) and Montes and Nicolay (2015), it proposes an indicator of central bank's perception regarding the state of the economy, and (b) it uses this indicator to answer whether such perception affects industrial entrepreneurs' expectations.

3 Empirical analysis

The minutes of the Copom meetings are an important communication tool of the monetary authority in Brazil. They explain the reasons for the decisions of the monetary policy and provide perspectives for future meetings considering the economic outlook.

The minutes of the meetings provide important information about the perception of the Central Bank of Brazil regarding the state of the economy. This perception is relevant to the expectations formation process. Therefore, based on the information regarding the economic outlook offered through the minutes of the meetings, the indicator for the perception of the Central Bank of Brazil is built. The idea is to classify the minutes of the Copom meetings

and thus capture the perception of the Central Bank of Brazil in relation to the economic environment, and whether this perception affects entrepreneurs' expectations.

In order to make decisions, such as investment decisions, entrepreneurs use the information they have about the current economic environment, long term interest rates and their expectations about the future (MONTES; BASTOS, 2013). In this sense, communication is an important tool for the central bank to influence agents' expectations (GÜRKAYNAK; SACK; SWANSON, 2005).

3.1 Data

The analysis uses quarterly series for the period from 1999.Q2 to 2012.Q3. In all series, the natural logarithm was applied. The monthly series (interest rate Selic, real exchange rate, inflation rate, real interest rate and credit) were transformed into quarterly series by calculating the average of the three months comprising the quarter. The series are:

- a) Industrial entrepreneur confidence index (ICEI): this index is elaborated with the assistance of the Federations of Industries of 24 Brazilian states. The index is obtained on the basis of a survey that assesses the attitudes and stances of businessmen and their expectations in regard to the coming six months in terms of Brazilian economy and their own companies. The index is constructed based on two other indexes, one considering the current conditions and the other considering expectations for the next six months. The ICEI varies in the 0-100 interval.
- b) Output gap (Gap): this series uses the Gross Domestic Product (GDP) at current prices in R\$ million (series 4382 from the Central Bank of Brazil (CBB) website) seasonally adjusted by the method Census X12, deflated by the Extended Consumer Price Index (IPCA). The natural logarithm was applied to the series and its long-term trend was obtained through the Hodrick-Prescott filter. Subsequently, the difference between the output and its long-term trend was calculated.
- c) Investment (GFCF): the proxy used for measuring private investment is the Gross Fixed Capital Formation (MENDONÇA; LIMA, 2011; MONTES, 2013; MONTES; BASTOS, 2013). This indicator is published by the Brazilian Institute of Geography and Statistics (IBGE).

- d) Interest rate Selic (IR): it is a nominal interest rate (Selic — series 4189 from the CBB website). It is the main monetary policy instrument.
- e) Real exchange rate (TC): it is a real effective exchange rate indexed by the IPCA (series 11752 from the CBB website).
- f) Inflation rate (Infl.): it is the official inflation rate in Brazil measured by the IPCA accumulated in 12 months (series 13522 from the CBB website).
- g) Real interest rate (IR_real): this indicator is the result of the difference between the basic interest rate (Selic — series 4189) accumulated in annual terms and the inflation rate (series 13522).
- h) Credit as a proportion of the GDP (Credit): this series is obtained by dividing the series of credit operations in the financial system to the private sector (series 2046) by the GDP (series 4382).
- i) Index of central bank communication (IC): the index of central bank communication measures the perception of the Central Bank of Brazil in relation to the economic environment. This index is built using economic outlook information provided in the minutes of the Copom meetings. It is important to stress that some sorts of central bank communication lack clarity and such problem complicates the task of the researcher to assess the content being informed and transform that information into an index (MONTES; NICOLAY, 2015). Siklos and Bohl (2008, p. 250) emphasize this issue:

While many of the news sources are of the objective variety, that is, they are quantifiable, others are subject to the interpretation of the researcher who is attempting to determine from a particular statement, or speech, whether a central bank official is calling for higher or lower future interest rates, or some other financial asset price such as the exchange rate or stock prices. Consequently, as noted previously, there is clearly potential either for bias or for interpreting statements differently in hindsight. It is also conceivable, that statements are deliberately meant to obscure a central bank's likely course of action.

In fact, when we work with well-defined concepts, in which the regions of the elements are defined with a high degree of precision, the conventional set theory is a satisfactory approach to solve the problems posed. However, in the case of diffuse concepts or concepts with which it is difficult to define the belonging region, the theory of fuzzy sets is a recommended tool, since it mitigates the risk of classifying an element in the wrong set, as it may belong to some extent to a given set. Due to the fact that the minutes of the Copom meetings have great content related to various aspects of

the economy that connect with each other to some degree, the task of classifying these minutes incorporates interpretation, which increases the odds of misclassification. This problem is what we seek to reduce using the theory of fuzzy sets.¹

Thus, the methodology used to construct the index makes use of the theory of fuzzy sets (ZADEH, 1965). This theory is useful for classifying diffuse concepts that lose information when classified in binary form. The minutes are divided into sections and each section has numbered paragraphs. Each paragraph has its content analyzed as positive (optimistic) or negative (pessimistic) for the state of the economy. When it is considered optimistic, the paragraph assumes a value equal to 1, and when it is considered pessimistic, it assumes a value equal to 0. After analyzing the entire content of the minutes, a counting procedure is applied to measure the degree of economic stability perceived by the Central Bank. The count is the number of paragraphs with optimistic content regarding the economic environment divided by the total number of paragraphs. The index has values between 0 and 1 and increases when the central bank's perception regarding the economic environment gets more optimistic, i.e., the higher the index, the more optimistic about the state of the economy the central bank is.² Thus, the communication index is:

$$ic = \frac{\text{number of optimistic paragraphs}}{\text{total number of paragraphs}}$$

The methodology used to construct the index of communication (which uses the theory of fuzzy sets) can be generalized and used to evaluate different subjects covered by the releases. The same methodology can be applied to evaluate the communications related to economic growth forecast or expectations for the path of the exchange rate. Moreover, although the methodology uses the minutes of the Copom meetings, it can be extended to other types of announcements of different central banks. Due to the fact that the minutes of the Copom meetings present a large content related

¹ For more details regarding this issue, see Montes and Scarpari (2015) and Montes and Nicolay (2015).

² Before the end of 2005, the minutes were published monthly; after the beginning of 2006, they started to be published every 45 days. In order to adjust their publication to the database from 2006 on, regarding the months when they are not published, the agents use the latest information available, i.e., the minutes of the previous month. Thus, the value found in the index is repeated for the month when no minutes are published.

to several aspects of the economy, the classification of the document is a task that incorporates interpretation. Hence, the theory of fuzzy sets is recommended for the construction of this type of index, since it mitigates the risk of classifying objects in the wrong set.³

- j) Dummy variable for domestic shocks (Shoq): this dummy variable was created in order to consider domestic shocks that occurred in the period analyzed. This variable assumes values equal to 1 from the first quarter of 2001 to the fourth quarter of 2002, and 0 otherwise. This dummy variable seeks to capture the effects of the energy crisis and the impacts of the presidential election which chose Lula as president of Brazil (known as the “Lula effect” in the literature).

3.2 Analytical scheme and methodology

The scheme in Figure 1 illustrates the empirical analysis performed in this study. This scheme summarizes the core ideas investigated in the paper: the impact of the Central Bank’s perception regarding the state of the economy on entrepreneurs’ expectations and the influence of such expectations on the aggregate investment. Following Montes (2013) and Montes and Bastos (2013), the influence of the monetary policy, the economic activity and the exchange rate are considered in the analysis of the entrepreneurs’ expectations. Following Ribeiro and Teixeira (2001), Mendonça and Lima (2011) and Montes (2013), the effects of the real interest rate, the credit and the inflation are taken into account in the analysis of the aggregate investment.

³ The theory of fuzzy sets has been formalized to create an alternative to the conventional set theory. According to the theory of fuzzy sets, there are degrees of pertinence, so that an element is not classified as belonging or not to a set, exclusively; the element has a degree of pertinence according to a defined numerical function. Thus, the theory of fuzzy sets is useful for classifying diffuse concepts that lose information when classified in binary form (ZADEH, 1965).

Figure 1

Analytical scheme

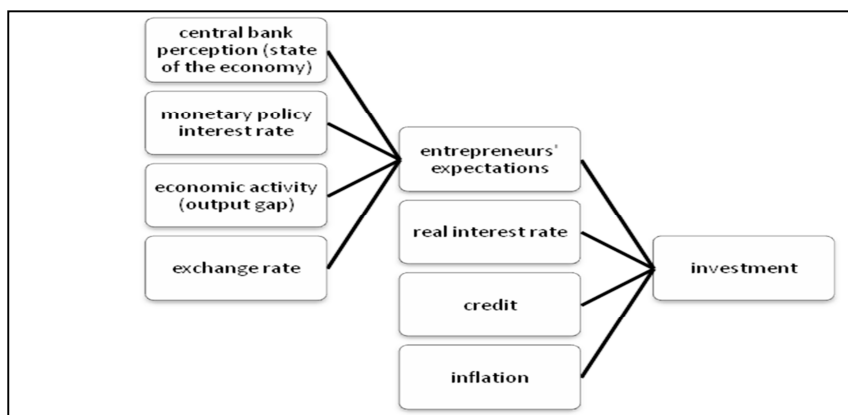


Table 1 shows the correlations and Figure 2 presents scatterplot graphs with regression lines. Table 1 and Figure 2 have the intention to indicate the relationship between the variables and thus serve as preliminary evidence of the signals of the coefficients in the estimates. The correlations are consistent with the arguments presented in the text and with economic theory. Positive correlations are found for the relation between the ICEI and the economic activity (Gap) and for the relation between the ICEI and the IC. On the other hand, a negative correlation is found for the relation between the ICEI and the basic IR. Moreover, positive correlations are found for the relation between the ICEI and the GFCF, and for the relation between the GFCF and the Credit. In turn, a negative correlation is found for the relation between the GFCF and the IR_real.

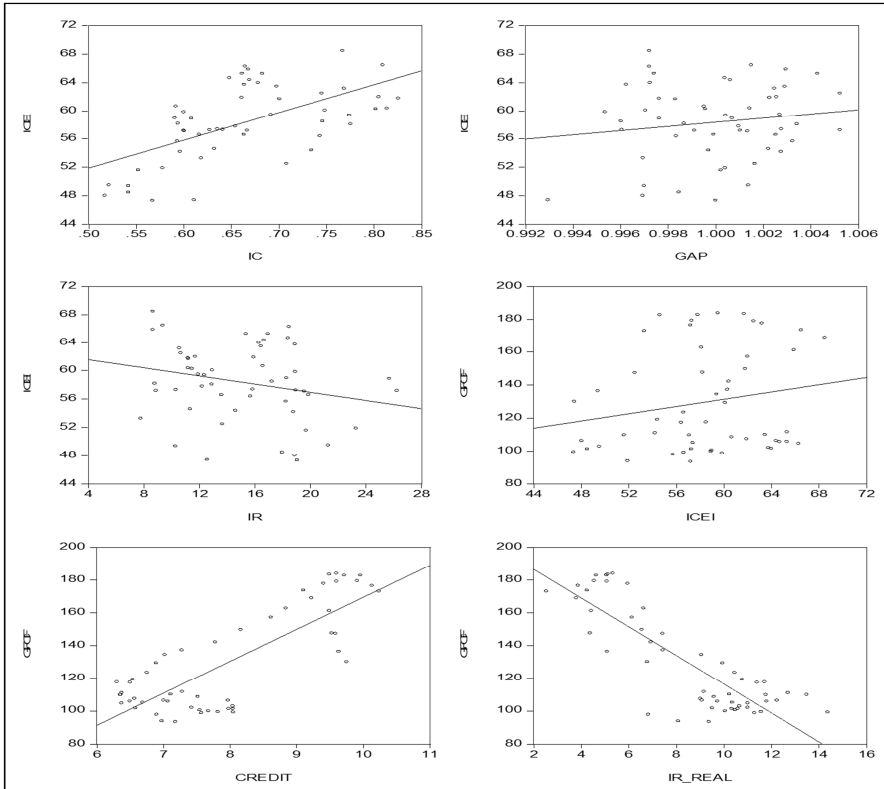
Table 1

Correlations between selected variables

VARIABLES	INDUSTRIAL ENTREPRENEUR CONFIDENCE INDEX (ICEI)	VARIABLES	INVESTMENT (GFCF)
ICEI	1.00	Investment (GFCF)	1.00
Output gap (Gap)	0.17	ICEI	0.19
Index of central bank communication (IC)	0.63	Credit as a proportion of the Gross Domestic Product (Credit)	0.77
Interest rate Selic (IR)	-0.23	Real interest rate (IR_real)	-0.84

Figure 2

Scatterplot graphs



A first condition to be analyzed before applying the econometric analysis is to check for the presence of unit roots in the series. Considering the low power problems and size distortions of the traditional tests — Augmented Dickey-Fuller (ADF), Phillips-Perron and Kwiatkowski, Phillips, Schmidt and Shin —, largely pointed in the literature⁴, we applied more robust tests. Therefore, we used the Dickey-Fuller generalized least squares (DF-GLS) test (ELLIOTT; ROTHENBERG; STOCK, 1996) and the Ng-Perron (NG; PERRON, 2001) unit root tests (i.e., ADF^{GLS} and $\overline{MZ}_{\alpha}^{GLS}$) with modified AIC (MAIC), and Perron (1996) unit root test, considering structural breaks. According to Ng and Perron (2001, p. 1519):

⁴ See Maddala and Kim (2003) for a survey of the literature.

Many unit root tests have been developed for testing the null hypothesis of a unit root against the alternative of stationarity. While the presence or absence of a unit root has important implications, many remain skeptical about the conclusions drawn from such tests. This concern is justifiable, as these tests generally suffer from two problems. First, many tests have low power when the root of the autoregressive polynomial is close to but less than unity (e.g., DeJong et al. (1992)). Second, the majority of the tests suffer from severe size distortions when the moving-average polynomial of the first differenced series has a large negative root (e.g., Schwert (1989), Perron and Ng (1996)). Although less severe, the problem also arises when there is a large negative autoregressive root in the residuals. The consequence is over-rejections of the unit root hypothesis.

The analysis of Elliott, Rothenberg, and Stock (ERS) (1996) shows that detrending data by GLS yields power gains for unit root tests. Ng and Perron (2001) find that GLS detrending also allows for a more precise autoregressive spectral density estimate and ensures that it is invariant to the parameters of the trend function. They also show that the MAIC is more robust when there are negative moving average errors. Ng and Perron (2001) suggest that the use of the MAIC in conjunction with the GLS detrended data results in a class of tests that has good size and power. The findings of the tests suggest that all series are $I(1)$ (Figure A.1 in the **Appendix**).

We conducted an empirical analysis using OLS, GMM and a GMM system. One reason for using the GMM is that it presents robust estimators even in the presence of serial autocorrelation and heteroskedasticity of unknown form, or nonlinearity, which is typical in macroeconomic time series models (HANSEN, 1982). Besides, one way to avoid the endogeneity and identification problems in the estimations is by using the GMM (HALL, 2005). As pointed out by Wooldridge (2001, p. 95), “[...] to obtain a more efficient estimator than two-stage least squares (or ordinary least squares), one must have overriding restrictions.” The weighting matrix in the equation was chosen to enable the GMM estimates to be robust, considering the possible presence of heteroskedasticity and autocorrelation of unknown form.

As pointed out by Cragg (1983), the overidentification analysis has an important role in the selection of instrumental variables to improve the efficiency of the estimators. We performed a standard J-test with the objective of testing this property for the validity of the overidentifying restrictions (HANSEN, 1982). The chosen instruments were dated to the period $t-1$ or earlier to help predict the contemporaneous variables, which are unavailable at time t . This procedure for the choice of instrumental variables follows Johnston (1984). The estimations were performed using the software E-Views 8.0.

3.3 Estimates for the industrial entrepreneur confidence index

Taking the works of Montes (2013) and Montes and Bastos (2013) as a reference, the variables of equation (1) have been defined. The central idea is to analyze the influence of central bank's perception regarding the state of the economy (based on the minutes of the Copom meetings) on entrepreneurs' expectations. The lags of the variables were determined empirically, following the general-to-specific method, observing the statistical significance of the coefficients and the principle of parsimony.

$$\begin{aligned}
 icei &= \alpha_1 + \alpha_2 icei_{t-1} + \alpha_3 gap_{t-1} + \alpha_4 ic + \alpha_5 ir + \alpha_6 tc_{t-2} + \varepsilon_t, \\
 \varepsilon &\sim N(0, \sigma_\varepsilon^2)
 \end{aligned}
 \tag{1}$$

The expected signs for the relations are expressed through the partial derivatives

$$\partial icei / \partial gap > 0; \partial icei / \partial ic > 0; \partial icei / \partial ir < 0; \partial icei / \partial tc > 0$$

Even if all series are I(1), it is possible to estimate, by using all series in level, if they are cointegrated. Hence, Johansen (1991) cointegration test was performed for the set of series — ICEI, Gap, IC, IR and TC. The choice of the VAR lag order was determined by using the Schwarz information criterion (SIC). The SIC indicates 2 lags (Figure A.2 in the **Appendix**). The cointegration test proposed by Johansen (1991, LR test statistic), based on the significance of the estimated eigenvalues, indicates that the trace statistic rejects the non-cointegration hypothesis (Figure A.3 in the **Appendix**).

Table 2 shows the results of the estimates. In OLS estimation, due to heteroskedasticity and autocorrelation, the Newey-West matrix was used. The Ramsey Regression Equation Specification Error Test (RESET) indicates that the model is not misspecified.⁵ Furthermore, the F-test shows that the equation is significant. Regarding the GMM, the J-statistic indicates that we cannot reject the hypothesis that the model is correctly specified.⁶

⁵ Diagnostic tests are shown in Figure A.4 (**Appendix**).

⁶ Instrumental variables: C, ICEI(-2), ICEI(-3), IC(-1), IC(-2), IR(-1), IR(-2), TC(-3), TC(-4), Gap(-2), Gap(-3), Gap(-4).

Table 2

Estimates of the ordinary least squares (OLS) and the generalized method of moments (GMM) for equation (1)

EXPLANATORY VARIABLES	OLS	GMM
Constant	-5.5695** (2.3039) [-2.4174]	-7.8780*** (2.5594) [-3.0780]
ICEI(-1)	0.3917*** (0.1378) [2.8418]	0.2634* (0.13380) [1.9690]
Gap(-1)	5.8010** (2.5814) [2.2472]	9.0320*** (2.6914) [3.3558]
IC	0.3545*** (0.1186) [2.9890]	0.2829* (0.1483) [1.9071]
IR	-0.1131 (0.0796) [-1.4208]	-0.1529*** (0.0513) [-2.9766]
TC(-2)	0.2280** (0.0953) [2.3916]	0.2288*** (0.0759) [3.0109]
F-statistic	12.7665	
Probability (F-statistic)	0	
Adjusted R ²	0.5405	0.5482
J-test		7.7246
Probability (J-test)		0.2589
Instrument rank		12

NOTE: Marginal Significance Levels: *** denotes 0.01, ** denotes 0.05 and * denotes 0.1. Standard errors are in parentheses and t-statistics are in square brackets.

The estimates reveal that the coefficients present the expected signs and are statistically significant through the OLS and GMM, except the interest rate (IR), which was not statistically significant through the OLS. The results for the influence of both economic activity and monetary policy on entrepreneurs' expectations corroborate the findings present in Montes (2013) and Montes and Bastos (2013). Positive signs were found for the relation between the ICEI and the Gap, i.e., when economic activity increases, entrepreneurs become more optimistic and thus their expectations and confidence rise. The estimated coefficients for the interest rate presented negative signs. Thus the higher the interest rate, the lower the expectations and confidence of entrepreneurs.

Positive signs were found in the relation between the ICEI and the IC. The evidence suggests that the content in the minutes of the Copom meetings directly affect the expectations and confidence of entrepreneurs, i.e., when the Central Bank reveals a more optimistic view about the state of the economy, the expectations and confidence of entrepreneurs regarding the economic environment increase.

Regarding the exchange rate, the estimated coefficients showed positive signs. This result indicates that when the exchange rate depreciates, entrepreneurs tend to form optimistic expectations and therefore increase confidence, since it stimulates exports.

3.4 Estimates for the aggregate investment

Taking as a reference the works of Mendonça and Lima (2011) and Montes (2013) for the Brazilian economy, the variables of equation (2) have been defined. A dummy variable was added in order to capture the effects of domestic shocks on the aggregate investment. The lags of the variables were determined empirically, following the general-to-specific method, observing the statistical significance of the coefficients and the principle of parsimony.

$$gfcf_t = \beta_1 + \beta_2 icei_{t-1} + \beta_3 credit_{t-1} + \beta_4 ir_real_{t-3} + \beta_5 infl_{t-1} + \beta_6 SHOQ + \xi_t, \xi \sim N(0, \sigma_\xi^2) \quad (2)$$

The expected signs for the relations are expressed through the partial derivatives

$$\partial gfcf / \partial icei > 0; \partial gfcf / \partial credit > 0; \partial gfcf / \partial ir_real < 0; \partial gfcf / \partial infl < 0; \partial gfcf / \partial shoq < 0$$

Due to the fact that all series are I(1), Johansen (1991) cointegration test was performed for the set of series — GFCF, ICEI, Credit, IR_real and Infl. The choice of the VAR lag order was determined by using the SIC. The SIC indicates 2 lags (Figure A.5 in the **Appendix**). The cointegration test proposed by Johansen (1991, LR test statistic), based on the significance of the estimated eigenvalues, indicates that the trace statistic rejects the non-cointegration hypothesis (Figure A.6 in the **Appendix**).

Table 3 shows the results of the estimates. In the OLS estimation, due to the problem of autocorrelation, the Newey-West matrix was used. The Ramsey test indicates that the model is not misspecified.⁷ Furthermore, the F-test shows that the equation is significant. In terms of the GMM estimation, the J-statistic indicates that we cannot reject the hypothesis that the model is

⁷ Diagnostic tests are shown in Figure A.7 (**Appendix**).

correctly specified.⁸ The estimated coefficients for the dummy variable (Shoq) showed negative signs, which justifies its inclusion in the equation.

Table 3

Estimates of the ordinary least squares (OLS) and the generalized method of moments (GMM) for equation (2)

EXPLANATORY VARIABLES	OLS	GMM
Constant	2.6091** (-1.1590) [2.5512]	2.3028** (-0.8902) [2.5867]
ICEI(-1)	0.3694** (-0.1774) [2.0830]	0.4302*** (-0.1294) [3.3253]
Credit(-1)	0.7362*** (-0.2226) [3.3081]	0.7343*** (-0.1563) [4.6966]
IR_real(-3)	-0.1489* (-0.0844) [-1.7639]	-0.1166* (-0.066) [-1.7671]
Infl(-1)	-0.2412*** (-0.0248) [-9.7165]	-0.2364*** (-0.0144) [-16.4320]
Shoq	-0.1262*** (-0.0288) [-4.3791]	-0.1819*** (-0.0186) [-9.7622]
F-statistic	74.5188	
Probability (F-statistic)	0	
Adjusted R ²	0.8823	0.8853
J-test		9.1252
Probability (J-test)		0.6922
Instrument rank		18

NOTE: Marginal Significance Levels: *** denotes 0.01, ** denotes 0.05 and * denotes 0.1. Standard errors in parentheses and t-statistics in square brackets.

The estimates show that when entrepreneurs are more optimistic about the economy (and therefore when the ICEI is high), the gross fixed capital formation increases. In this sense, the information provided by the central bank about its perceptions related to the state of the economy influences the

⁸ The instrumental variables are: GFCF(-1), GFCF(-2), GFCF(-3), GFCF(-4), Credit(-2), Credit(-3), Credit(-4), IR_real(-4), IR_real(-5), IR_real(-6), IR_real(-7), Infl.(-2), Infl.(-3), ICEI(-2), ICEI(-3), ICEI(-4), ICEI(-5).

expectations and confidence of entrepreneurs, and these expectations and confidence are important for investment decisions.

The estimated coefficients for the relationship between the credit and the GFCF presented positive signs, indicating that when the availability of credit increases, entrepreneurs make more investments. This result corroborates the findings presented by Mendonça and Lima (2011) and Montes (2013) for the Brazilian economy under inflation targeting. The estimated coefficients for the real interest rate had negative signs, indicating that the higher the interest rate, the lower the investments made by entrepreneurs — this result was also found by Mendonça and Lima (2011) and Montes (2013) for the Brazilian economy under inflation targeting. Moreover, the estimated coefficients for the inflation rate had negative signs — result also found by Mendonça and Lima (2011) —, indicating that in higher inflation environments, entrepreneurs reduce investments.

So far, the individual estimates provide evidence that the CBB's perception regarding the state of the economy directly affects the expectations of entrepreneurs and that the aggregate investment is affected by the expectations and confidence of entrepreneurs.

3.5 Estimates through the system of simultaneous equations

A manner of validating the equations and coefficients previously achieved is the estimation through a system of equations. Hence, a system of simultaneous equations is estimated by the GMM. Based on this system, it is possible to observe the transmission mechanism related to the influence of central bank's perception regarding the state of the economy on investment through the expectations and confidence of entrepreneurs. The system is as follows:

$$\text{System} \left\{ \begin{array}{l} icei = \gamma_1 + \gamma_2 icei_{t-1} + \gamma_3 gap_{t-1} + \gamma_4 ic + \gamma_5 ir + \gamma_6 tc_{t-2} + \vartheta_t \\ gfcf_t = \theta_1 + \theta_2 icei_{t-1} + \theta_3 credit_{t-1} + \theta_4 ir_real_{t-3} + \theta_5 infl_{t-1} \\ \quad \quad \quad + \theta_6 SHOQ + \tau_t \end{array} \right.$$

In which ϑ and τ are the error terms.

Table 4 shows the estimates of the system.⁹ The signs of the estimated coefficients are the same found in the equations estimated individually. In addition, all variables are statistically significant, and the standard errors of all variables are lower than those found in the individual estimates.

The evidence suggests that the CBB's perception regarding the state of the economy based on the economic outlook information provided in the minutes of the Copom meetings affects the expectations and confidence of entrepreneurs, i.e., when the monetary authority signals that the economy presents good indicators, entrepreneurs form optimistic expectations about the state of the economy and their own businesses. Nevertheless, when the monetary authority signals that problems are occurring in the economy, the expectations and confidence deteriorate. Thus, the perspectives of the central bank about the state of the economy act as a useful guide for expectations in the economy, because investments are sensitive to changes in expectations and confidence. So far, the findings reveal that the monetary policy and central bank communication affect investments through the interest rate channel and the expectations channel. Moreover, estimates show that the credit is an important element for investments.

⁹ The estimation of the system through the GMM applies the same instrumental variables of the individual estimates.

Table 4

Estimates of the generalized method of moments (GMM) for the system of simultaneous equations

EXPLANATORY VARIABLES	INDUSTRIAL ENTREPRENEUR CONFIDENCE INDEX (ICEI)	EXPLANATORY VARIABLES	INVESTMENT (GFCF)
Constant	-7.7108*** (1.9492) [-3.9558]	Constant	2.3330*** (0.6642) [3.5125]
ICEI(-1)	0.2013*** (0.0736) [2.7346]	ICEI(-1)	0.4144*** (0.0993) [4.1717]
Gap(-1)	8.7390*** (1.9292) [4.5298]	Credit(-1)	0.7525*** (0.1078) [6.9767]
IC	0.3468*** (0.0829) [4.1824]	IR_real(-3)	-0.1201** (0.0482) [-2.4926]
IR	-0.1532*** (0.0351) [-4.3613]	Infl(-1)	-0.2353*** (0.0114) [-20.4997]
TC(-2)	0.2522*** (0.0474) [5.3211]	Shoq	-0.1841*** (0.0164) [-11.1765]
Adjusted R ²	0.5447		0.8854
J-test	0.2238		
Probability (J-test)	> 0.90		

NOTE: Marginal Significance Levels: *** denotes 0.01, ** denotes 0.05 and * denotes 0.1. Standard errors in parentheses and t-statistics in square brackets.

3.6 Dynamic analysis through vector autoregression (VAR)

In order to provide robustness to the results already found, a dynamic analysis through VAR was done. In a general way, the dynamic analysis of vector autoregression is made through methods such as the impulse response function because it allows evaluation of the impulse on key variables caused by shocks (or innovations) provoked by residual variables over time (SIMS, 1980). As pointed out by Lutkenpohl (1991), the conventional method applies the "orthogonality assumption" and thus the result may depend on the

ordering of variables in the VAR. The works of Koop, Pesaran and Potter (1996) and Pesaran and Shin (1998) developed the idea of the generalized impulse response function as a manner of eliminating the problem of the ordering of variables in the VAR. The main argument is that the generalized impulse responses are invariant to any reordering of the variables in the VAR. Hence, the method of the generalized impulse response function is used.

Aiming at evaluating the transmission mechanism, the set of variables used in the VAR analysis is represented by GFCF, ICEI, IC, Gap and IR. Moreover, the dummy variable (Shoq) is used as an exogenous variable. The choice of the VAR lag order was determined by using the SIC. Table 5 indicates that the VAR lag order is 2.

Table 5

Vector Autoregression (VAR) lag order selection
according to the Schwarz information
criterion (SIC)

LAG	SIC
0	-14.06
1	-18.94
2	-19.05*
3	-18.74
4	-18.43

NOTE: The asterisk represents the lag chosen based on the SIC.

Figure 3 shows the results of the generalized impulse response functions. Figure 4 presents the stability of the VAR.

According to Figure 3, the ICEI is positively affected, with statistical significance, by an unexpected shock in the index of IC. This result is in accordance with those of the OLS and the GMM analyses. Moreover, when economic activity increases and therefore an unexpected shock in the Gap is observed, this causes a positive response, with statistical significance, in the ICEI. This result indicates that positive changes in economic activity positively affect the expectations and confidence of entrepreneurs. This result is in line with the evidence found by the estimations.

Corroborating the empirical literature and the evidence already found in this study, an unexpected shock in the interest rate adversely affects, with statistical significance, the expectations and confidence of entrepreneurs.

The results also suggest that when an unexpected shock in the ICEI occurs, the GFCF responds positively. Despite the fact that the result did not

show statistical significance, the great mass of the GFCF response was above the 0 axis (i.e., is in the area with positive values).

A positive shock in the index of central bank communication caused a positive change in investment. Moreover, a positive shock in the interest rate caused a decrease in investment.

Figure 3

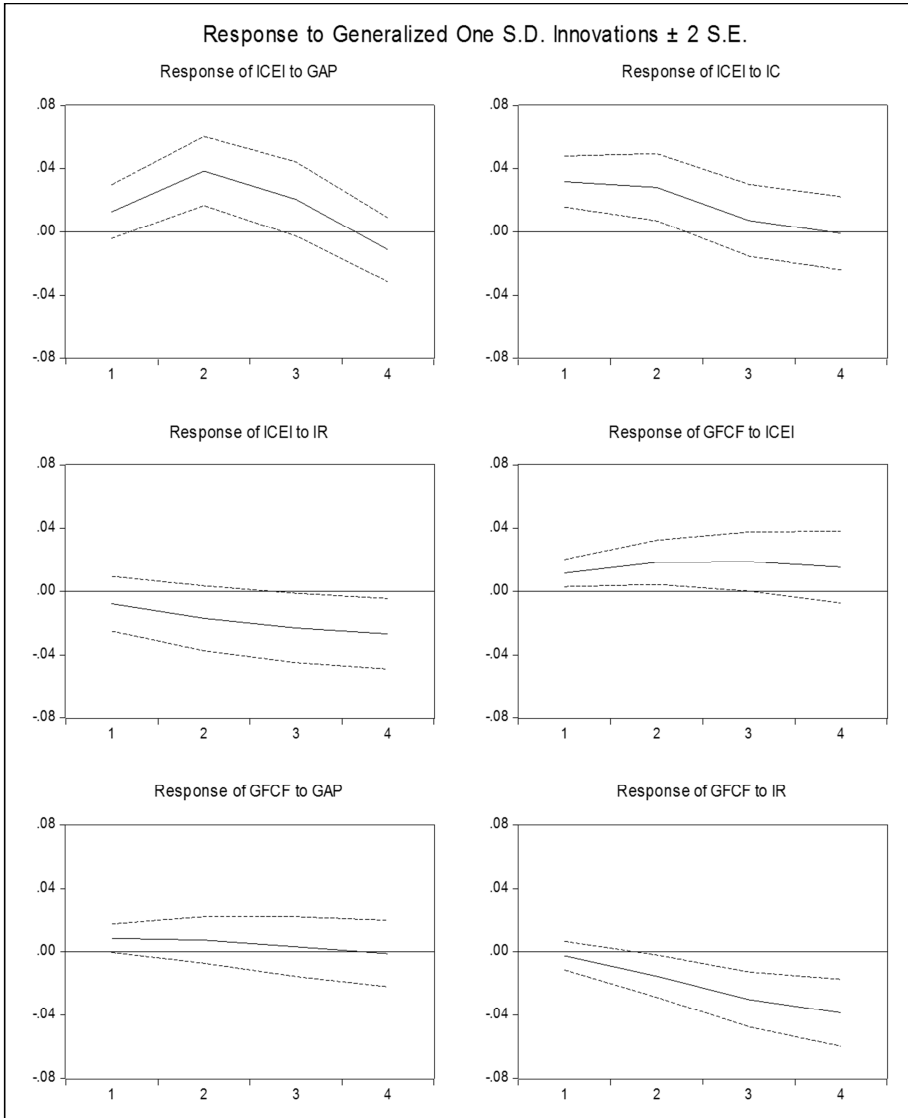
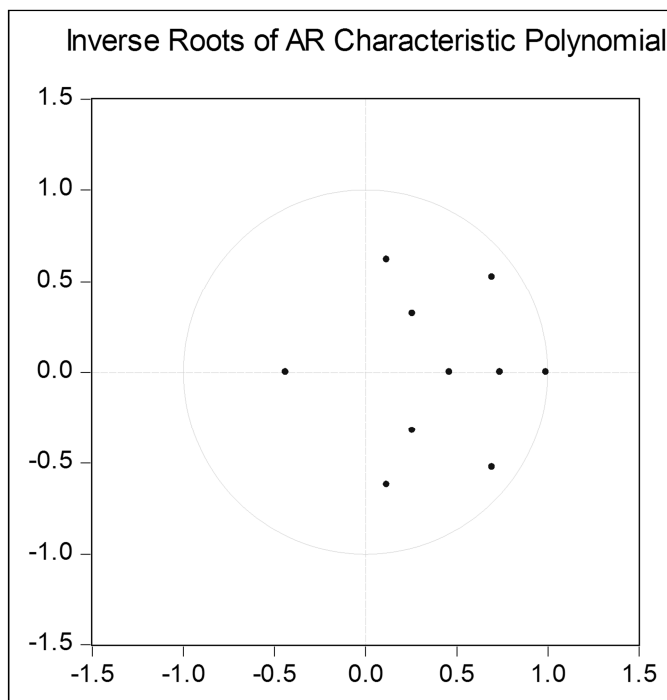


Figure 4

Vector Autoregression (VAR) stability



4 Conclusion

The literature on central bank communication is focused mostly on the effects of communication on financial market expectations. When reviewing the literature on central bank communication, a gap is observed with respect to empirical studies regarding the influence of this kind of communication on expectations in emerging countries. The present study sought to fill this gap by analyzing the influence of central bank communication on the expectations and confidence of entrepreneurs, and the influence of such expectations on the aggregate investment in Brazil. Besides, based on the minutes of the Brazilian Monetary Policy Committee meetings, we developed, using the theory of fuzzy sets, an indicator that reveals the Central Bank's perception related to the state of the economy.

The results show that the expectations formed by entrepreneurs follow the information provided by the central bank in relation to the economic environment, i.e., the state of the economy reported by the monetary

authority is taken into account by the industrial entrepreneurs and induces expectations to move in the same direction. Besides, the findings reveal that monetary policy and central bank communication affect investments through the interest rate channel and the expectations channel.

The study has important implications for the Central Bank's communication strategy. The expectations of entrepreneurs react in the direction of the communication of the monetary authority. Therefore, the monetary authority should be aware that what they reveal in their communications is embedded in the expectations of entrepreneurs. In this sense, the monetary authority should act in a committed way with credible objectives previously established.

Appendix

Figure A.1

Unit root test

Variables	DF-GLS				Ng-Perron				Perron-structural break				Perron-structural break				Perron-structural break			
	Lag	I/T	Test	5%	Lag	I/T	Test (MZ α^{GLS})	5%	Lag	I	Test	5%	Lag	I/T	Test	5%	Lag	T	Test	5%
icci	2	I/T	-2.731	-3.190	2	I/T	-11.649	-17.300	4	I	-4.934	-5.23	4	I/T	-5.322	-5.59	4	T	-4.319	-4.83
d(icci)	0	I	-6.081	-1.947	0	I	-24.968	-8.100	4	I	-5.248	-5.23	4	I/T	-5.328	-5.59	4	T	-5.298	-4.83
gdp	3	I	-2.000	-1.947	3	I/T	-2.253	-8.100	4	I	-4.995	-5.23	4	I/T	-4.878	-5.59	4	T	-4.870	-4.83
d(gdp)	3	I/T	0.110	-8.100	3	I/T	0.110	-8.100	2	I	-12.855	-5.23	2	I/T	-14.385	-5.59	2	T	-12.767	-4.83
gfcf	2	I/T	-1.762	-3.190	2	I/t	-6.360	-17.300	1	I	-3.926	-5.23	1	I/T	-4.964	-5.59	1	T	-4.949	-4.83
d(gfcf)	0	I	-4.356	-1.947	0	I	-20.474	-8.100	1	I	-5.732	-5.23	1	I/T	-6.366	-5.59	1	T	-5.870	-4.83
ir	4	I/T	-2.160	-3.190	4	I/T	-8.793	-17.300	2	I	-4.239	-5.23	2	I/T	-4.489	-5.59	2	T	-3.884	-4.83
d(ir)	0	I	-3.192	-1.947	0	I	-14.686	-8.100	1	I	-5.438	-5.23	1	I/T	-5.785	-5.59	1	T	-5.438	-4.83
tc	2	I/T	-1.932	-3.190	2	I/T	-5.920	-17.300	1	I	-4.145	-5.23	1	I/T	-4.826	-5.59	1	T	-4.226	-4.83
d(tc)	0	I/T	-5.063	-3.186	0	I/T	-22.883	-17.300	0	I/T	-5.842	-5.23	0	I/T	-5.898	-5.59	0	T	-5.321	-4.83
infl	4	I/T	-1.536	-3.190	4	I/T	-5.582	-17.300	4	I	-3.305	-5.23	4	I/T	-3.027	-5.59	4	T	-2.536	-4.83
d(infl)	0	I/T	-4.008	-3.186	0	I/T	-17.833	-17.300	3	I	-6.496	-5.23	3	I/T	-6.632	-5.59	3	T	-5.236	-4.83
ir_real	0	I/T	-1.827	-3.183	0	I/T	-7.486	-17.300	0	I	-3.157	-5.23	0	I/T	-3.690	-5.59	0	T	-3.511	-4.83
d(ir_real)	0	I/T	-5.162	-3.186	0	I/T	-22.886	-17.300	0	I	-6.873	-5.23	0	I/T	-7.446	-5.59	0	T	-6.828	-4.83
credit	1	I/T	-1.556	-3.186	1	I/T	-4.908	-17.300	1	I	-4.138	-5.23	1	I/T	-3.940	-5.59	1	T	-2.762	-4.83
d(credit)	0	I/T	-4.410	-3.186	0	I/T	-20.551	-17.300	0	I	-5.235	-5.23	0	I/T	-5.514	-5.59	0	T	-4.754	-4.83
ic	0	I/T	-2.573	-3.183	0	I/T	-11.004	-17.300	1	I	-4.630	-5.23	1	I/T	-4.660	-5.59	1	T	-4.381	-4.83
d(ic)	0	I/T	-5.485	-3.186	0	I/T	-23.981	-17.300	1	I	-5.971	-5.23	1	I/T	-6.130	-5.59	1	T	-5.999	-4.83

Figure A.2

Vector autoregression (VAR) lag order
selection for Brazil

Lag	SIC
0	-13.80
1	-17.47
2	-17.49*
3	-16.98
4	-17.00

NOTE: The asterisk represents the lag chosen based on the Schwarz information criterion (SIC).

Figure A.3

Johansen cointegration test

Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Test Type	No Intercept	Intercept	Intercept	Intercept	Intercept
	No Trend	No Trend	No Trend	Trend	Trend
Trace	1	1	1	1	2
Max-Eig	1	1	1	1	1
Information Criteria by Rank and Model					
Schwarz Criteria by Rank (rows) and Model (columns)					
0	-17.84	-17.84	-17.49	-17.49	-17.12
1	-17.83	-18.06*	-17.80	-18.05	-17.75
2	-17.40	-17.67	-17.47	-17.66	-17.44
3	-16.81	-17.10	-16.98	-17.26	-17.11
4	-16.07	-16.43	-16.38	-16.58	-16.51
5	-15.30	-15.61	-15.61	-15.81	-15.81
*Critical values based on MacKinnon-Haug-Michelis (1999)					
Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)					
Hypot.	Trace		0.05		
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Val.	Prob.**	
None *	0.66	102.56	76.97	0.00	
At most 1	0.36	47.77	54.08	0.16	
At most 2	0.24	25.00	35.19	0.40	
At most 3	0.16	10.73	20.26	0.57	
At most 4	0.03	1.66	9.16	0.84	
Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level					
* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level					
**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values					

Figure A.4

Diagnostic tests by the ordinary least squares (OLS) estimation for equation (1)

Ramsey RESET (numer of fifted terms= 1)	F-statistic 0.3097	p = 0.5806
Serial Correlation LM (1 lag)	F-statistic 15.1741	p = 0.0003
ARCH LM (1 lag)	F-statistic 0.9318	p = 0.3392
Jarque - Bera		1.0870 p = 0.5807

Figure A.5

Vector autoregression (VAR) lag
order selection

Lag	SIC
0	-4.25
1	-12.07*
2	-11.76
3	-11.33
4	-10.57

Figure A.6

Johansen cointegration test

Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Test Type	No Intercept	Intercept	Intercept	Intercept	Intercept
	No Trend	No Trend	No Trend	Trend	Trend
Trace	2	3	3	3	4
Max-Eig	2	3	3	1	1
Information Criteria by Rank and Model					
Schwarz Criteria by Rank (rows) and Model (columns)					
0	-11.99	-11.99	-11.76	-11.76	-11.54
1	-11.94	-12.01*	-11.79	-11.89	-11.68
2	-11.74	-11.73	-11.59	-11.63	-11.49
3	-11.25	-11.44	-11.36	-11.33	-11.24
4	-10.57	-10.84	-10.83	-10.83	-10.82
5	-9.81	-10.07	-10.07	-10.11	-10.11
*Critical values based on MacKinnon-Haug-Michelis (1999)					
Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)					
Hypot.		Trace	0.05		
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Val.	Prob.**	
None *	0.57	117.16	76.97	0.00	
At most 1	0.43	72.85	54.08	0.00	
At most 2	0.42	43.94	35.19	0.00	
At most 3	0.21	15.42	20.26	0.20	
At most 4	0.06	3.30	9.16	0.53	
Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level					
* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level					
**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values					

Figure A.7

Diagnostic tests by the ordinary least squares (OLS) estimation for equation (2)

Ramsey RESET (number of fitted terms= 1)	F-statistic 1.2508	p = 0.2696
Serial Correlation LM (1 lag)	F-statistic 28.9678	p = 0.0000
ARCH LM (1 lag)	F-statistic 2.5975	p = 0.1137
Jarque - Bera		0.8942 p = 0.6394

References

ANDERSSON, M.; DILLÉN, H.; SELLIN, P. Monetary policy signaling and movements in the term structure of interest rates. **Journal of Monetary Economics**, North-Holland, v. 53, n. 8, p. 1818-1855, 2006.

BEINE, M.; JANSSEN, G.; LECOURT, C. Should central bankers talk to the foreign exchange markets? **Journal of International Money and Finance**, [S.l.], v. 28, n. 5, p. 776-803, 2009.

BERGER, H.; De HAAN, J.; STURM, J. E. Does money matter in the ECB strategy? New evidence based on ECB communication. **International Journal of Finance and Economics**, Malden, MA, v. 16, n. 1, p. 16-31, 2011.

BERGER, H.; EHRMANN, M.; FRATZSCHER, M. Monetary policy in the media. **Journal of Money, Credit and Banking**, Columbus, OH, v. 43, n. 4, p. 698-709, 2011.

BLINDER, A. *et al.* Central bank communication and monetary policy: a survey of theory and evidence. **Journal of Economic Literature**, Pittsburgh, PA, v. 46, n. 4, p. 910-945, 2008.

BRAND, C.; BUNCIC, D.; TURUNEN, J. The impact of ECB monetary policy decisions and communication on the yield curve. **Journal of the European Economic Association**, [S.l.], v. 8, n. 6, p. 1266-1298, 2010.

BULÍŘ, A.; ČIHÁK, M.; JANSEN, D. What drives clarity of central bank communication about inflation? **Open Economies Review**, [S.l.], v. 24, n. 1, p. 125-145, 2013.

CARVALHO, C.; CORDEIRO, F.; VARGAS, J. Just words? A quantitative analysis of the communication of the Central Bank of Brazil. **Revista Brasileira de Economia**, Rio de Janeiro, v. 67, n. 4, p. 443-455, 2013.

CONNOLLY, E.; KOHLER, M. **News and interest rate expectations: a study of six central banks**. Sydney: Reserve Bank of Australia, 2004. (RBA Research Discussion Paper, 2004-10).

CONRAD, C.; LAMLA, M. J. **The high-frequency response of the EUR-US dollar exchange rate to ECB monetary policy announcements**. Zurich: KOF Swiss Economic Institute, ETH, 2007. (Working paper, 07-174).

COOK, T.; HAHN, T. The effect of changes in the federal funds rate target on market interest rates in the 1970s. **Journal of Monetary Economics**, North-Holland, v. 24, n. 3, p. 331-351, 1989.

COSTA FILHO, A. E.; ROCHA, F. Como o mercado de juros reage à comunicação do Banco Central? **Economia Aplicada**, Ribeirão Preto, v. 14, n. 3, p. 265-292, 2010.

COSTA FILHO, A. E.; ROCHA, F. Comunicação e política monetária no Brasil. **Revista Brasileira de Economia**, Rio de Janeiro, v. 63, n. 4, p. 405-422, 2009.

CRAGG, J. G. More efficient estimation in the presence of heteroscedasticity of unknown form. **Econometrica**, New York, v. 51, n. 3, p. 751-763, 1983.

DeJONG, D. N. *et al.* The power problem of unit root tests in time series with autoregressive errors. **Journal of Econometrics**, [S.l.], v. 53, n. 1-3, p. 323-343, 1992.

DEMIRALP, S.; KARA, H.; ÖZLÜ, P. Monetary policy communication in Turkey. **European Journal of Political Economy**, [S.l.], v. 28, n. 4, p. 540-556, 2012.

EHRMANN, M.; FRATZSCHER, M. Communication by Central Bank Committee members: different strategies, same effectiveness. **Journal of Money, Credit, and Banking**, Columbus, OH, v. 39, n. 2-3, p. 509-541, 2007.

EHRMANN, M.; FRATZSCHER, M. Purdah. On the rationale for Central Bank silence around policy meetings. **Journal of Money, Credit and Banking**, Columbus, OH, v. 41, n. 2-3, p. 517-528, 2009.

EHRMANN, M.; FRATZSCHER, M. The timing of Central Bank communication. **European Journal of Political Economy**, [S.l.], v. 23, n. 1, p. 124-145, 2007a.

ELLIOTT, G.; ROTHENBERG, T. J.; STOCK, J. H. Efficient tests for an autoregressive unit root. **Econometrica**, New York, v. 64, n. 4, p. 813-836, 1996.

FLESCH, R. A new readability yardstick. **Journal of Applied Psychology**, Washington, DC, v. 32, n. 3, p. 221-233, 1948.

FRATZSCHER, M. Oral interventions versus actual interventions in FX markets — an event-study approach. **The Economic Journal**, Malden, MA, v. 118, n. 530, p. 1079-1106, 2008.

GÜRKAYNAK, R. S.; SACK, B.; SWANSON, E. T. Do actions speak louder than words? The response of asset prices to monetary policy actions and statements. **International Journal of Central Banking**, San Francisco, CA, v. 1, n. 1, p. 55-93, 2005.

HALL, A. **Generalized method of moments**. Oxford: Oxford University Press, 2005.

HANSEN, L. Large sample properties of generalized method of moments estimators. **Econometrica**, New York, v. 50, n. 3, p. 1029-1054, 1982.

HAYO, B.; KUTAN, A. M.; NEUENKIRCH, M. The impact of U.S. central bank communication on European and pacific equity markets. **Economics Letters**, [S.l.], v. 108, n. 2, p. 172-174, 2010.

HAYO, B.; NEUENKIRCH, M. Bank of Canada communication, media coverage, and financial reactions. **Economics Letters**, [S.l.], v. 115, n. 3, p. 369-372, 2012.

HEINEMANN, F.; ULLRICH, K. Does it pay to watch central bankers' lips? The information content of ECB wording. **Swiss Journal of Economics**, Zurich, v. 143, n. 2, p. 155–185, 2007.

JANSEN, D. Does the clarity of central bank communication affect volatility in financial markets? Evidence from Humphrey-Hawkins testimonies. **Contemporary Economic Policy**, Fountain Valley, CA, v. 29, n. 4, p. 494-509, 2011.

JANSEN, D. Mumbling with great incoherence: was it really so difficult to understand Allan Greenspan? **Economics Letters**, v. 113, n. 1, p. 70-72, 2011a.

JANSEN, D.; De HAAN, J. Talking heads: the effects of ECB statements on the euro-dollar exchange rate. **Journal of International Money and Finance**, [S.l.], v. 24, n. 2, p. 343–361, 2005.

JANSEN, D.; De HAAN, J. **The importance of being vigilant: has ECB communication influenced euro area inflation expectations?** Munich: CESifo, 2007. (Technical report).

JANSEN, D.; De HAAN, J. Were verbal efforts to support the euro effective? A high-frequency analysis of ECB statements. **European Journal of Political Economy**, [S.l.], v. 23, n. 1, p. 245-259, 2007a.

JOHANSEN, S. Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in gaussian vector autoregressive models. **Econometrica**, New York, v. 59, n. 6, p. 1551-1580, 1991.

JOHNSTON, J. **Econometric Methods**. 3. ed. Singapore: McGraw-Hill, 1984.

KOHN, D. L.; SACK, B. Central Bank talk: does it matter and why? In: CONFERENCE HELD BY THE BANK OF CANADA, 2004, Ottawa.

Macroeconomics, Monetary Policy, and Financial Stability. Ottawa: Bank of Canada, 2004. p. 175-206.

KOOP, G.; PESARAN, M. H.; POTTER, S. M. Impulse response analysis in non-linear multivariate models. **Journal of Econometrics**, [S.l.], v. 74, n. 1, p. 119-147, 1996.

KUTTNER, N. K. Monetary policy surprises and interest rates: evidence from the Fed funds futures market. **Journal of Monetary Economics**, North-Holland, v. 47, n. 3, p. 523-544, 2001.

LUCCA, D.; TREBBI, F. **Measuring central bank communication: an automated approach with application to FOMC statements.** Cambridge, MA: National Bureau of Economic Research, 2009. (NBER Working Paper, n. 15367).

LÜTKEPOHL, H. **Introduction to multiple time series analysis.** Berlin: Springer, 1991.

MADDALA, G. S.; KIM, I. M. **Unit roots, cointegration and structural change.** Cambridge: Cambridge University Press, 2003.

MENDONÇA, H. F.; FARIA, I. Financial market reactions to announcements of monetary policy decisions: evidence from the Brazilian case. **Journal of Economic Studies**, Bradford, v. 40, n. 1, p. 54-70, 2013.

MENDONÇA, H. F.; FARIA, I. Transparência, comunicação e formação de expectativas: consequências para a política monetária. **Ensaios FEE**, Porto Alegre, v. 32, n. 2, p. 553-574, 2011.

MENDONÇA, H. F.; GALVEAS, K. A. S. Transparency and inflation: what is the effect on the Brazilian economy? **Economic Systems**, [S.l.], v. 37, n. 1, p. 69-80, 2012.

MENDONÇA, H. F.; LIMA, T. Macroeconomic determinants of investment under inflation targeting: empirical evidence from the Brazilian economy. **Latin American Business Review**, Rio de Janeiro, v. 12, n. 1, p. 25-38, 2011.

MONTES, G. C. Credibility and monetary transmission channels under inflation targeting: an econometric analysis from a developing country. **Economic Modelling**, [S.l.], v. 30, p. 670-684, 2013.

MONTES, G. C. *et al.* Effects of transparency, monetary policy signaling and clarity of central bank communication on disagreement about inflation expectations. **Applied Economics**, [S.l.], v. 48, n. 7, p. 590-607, 2016.

MONTES, G. C. Financial market reaction to central bank monetary policy communications under an inflation targeting regime: the case of Brazil. **CEPAL Review**, Santiago de Chile, n. 107, p. 165-181, 2012.

MONTES, G. C.; BASTOS, J. C. A. Economic policies, macroeconomic environment and entrepreneurs expectations: evidence from Brazil. **Journal of Economic Studies**, Bradford, v. 40, n. 3, p. 334-354, 2013.

MONTES, G. C.; NICOLAY, R. T. F. Central bank's perception on inflation and inflation expectations of experts: empirical evidence from Brazil. **Journal of Economic Studies**, Bradford, v. 42, n. 6, p. 1142-1158, 2015.

MONTES, G. C.; SCARPARI, A. Does central bank communication affect bank risk-taking? **Applied Economics Letters**, London, v. 22, n. 9, p. 751-758, 2015.

MUSARD-GIES, M. Do European Central Bank's statements steer interest rates in the Euro Zone? **Manchester School**, Manchester, v. 74, n. s1, p. 116-139, 2006.

NG, S.; PERRON, P. Lag length selection and the construction of unit root tests with good size and power. **Econometrica**, New York, v. 69, n. 6, p. 1519-1554, 2001.

PERRON, P.; NG, S. Useful modifications to unit root tests with dependent errors and their local asymptotic properties. **Review of Economic Studies**, Stockholm, v. 63, n. 3, p. 435-465, 1996.

PESARAN, M. H.; SHIN, Y. Generalized impulse response analysis in linear multivariate models. **Economics Letters**, [S.l.], v. 58, n. 1, p. 17-29, 1998.

RANALDO, A.; ROSSI, E. The reaction of asset markets to Swiss National Bank communication. **Journal of International Money and Finance**, [S.l.], v. 29, n. 3, p. 486-503, 2010.

REEVES, R.; SAWICKI, M. Do financial markets react to Bank of England communication? **European Journal of Political Economy**, [S.l.], v. 23, n. 1, p. 207-227, 2007.

RIBEIRO, M. B.; TEIXEIRA, J. R. An econometric analysis of private-sector investment in Brazil. **Cepal Review**, Santiago de Chile, n. 74, p. 153-166, 2001.

ROSA, C. Words that shake traders. **Journal of Empiric Finance**, [S.l.], v. 18, n. 5, p. 915-934, 2011.

ROSA, C.; VERGA, G. On the consistency and effectiveness of central bank communication: evidence from the ECB. **European Journal of Political Economy**, [S.l.], v. 23, n. 1, p. 146-175, 2007.

ROZKRUT, M. *et al.* Quest for central bank communication: does it pay to be "talkative"? **European Journal of Political Economy**, [S.l.], v. 23, n. 1, p. 176-206, 2007.

SCHWERT, G. W. Tests for unit roots: a Monte Carlo investigation. **Journal of Business and Economic Statistics**, Alexandria, VA, v. 7, n. 2, p. 147-160, 1989.

SIKLOS, P. L.; BOHL, M. Policy works and policy deeds: the ECB and the euro. **International Journal of Finance and Economics**, Malden, MA, v. 13, n. 3, p. 247-265, 2008.

SIMS, C. Macroeconomics and reality. **Econometrica**, New York, v. 48, n. 1, p. 1-48, 1980.

STURM, J.; De HAAN, J. Does central bank communication really lead to better forecasts of policy decisions? New evidence based on a Taylor rule model for the ECB. **Review of World Economics (Weltwirtschaftliches Archiv)**, [S.l.], v. 147, n. 1, p. 41-58, 2011.

ULLRICH, K. Inflation Expectations of Experts and ECB Communication. **North American Journal of Economics and Finance**, [S.l.], v. 19, n. 1, p. 93-108, 2008.

WOODFORD, M. **Interest and prices: foundations of a theory of monetary policy**. Princeton: Princeton University Press, 2003.

WOOLDRIDGE, J. M. Applications of generalized method of moments estimation. **Journal of Economic Perspectives**, Pittsburgh, PA, v. 15, n. 4, p. 87-100, 2001.

ZADEH, L. A. Fuzzy sets. **Information and Control**, [S.l.], v. 8, n. 3, p. 338-353, 1965.

Os impactos macroeconômicos da vulnerabilidade externa do Brasil no período 1999-2011: uma investigação por meio de vetores autorregressivos com correção de erros^{*}

Vanessa da Costa Val Munhoz^{**}

Doutora em Economia pelo Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional da Universidade Federal de Minas Gerais (Cedeplar-UFMG), Professora na Universidade Federal de Uberlândia

Resumo

Além do grande peso das transferências financeiras via juros, lucros e dividendos e do baixo crescimento das exportações domésticas *vis-à-vis* as exportações mundiais, o Brasil apresenta excessiva volatilidade de fluxos de capitais. Assim, o objetivo deste artigo é analisar a dimensão dos fluxos de capitais voláteis nesse país e suas implicações para condução de políticas macroeconômicas, como a monetária e a cambial. Especificamente, pretende-se examinar indicadores de endividamento externo e medidas de vulnerabilidade; bem como investigar a inter-relação entre saldo em transações correntes, Risco-País, câmbio, vulnerabilidade externa e juros. A análise empírica, realizada por meio de um modelo de vetores autorregressivos com correção de erros (VEC), indica que a vulnerabilidade brasileira guarda forte relação com a dinâmica do câmbio e dos juros, bem como com a do Risco-País; ao passo que apresenta menor relação como saldo em transações correntes.

^{*} Artigo recebido em abr. 2013 e aceito para publicação em ago. 2015.



Este trabalho está licenciado sob uma Licença Creative Commons Atribuição-NãoComercial 4.0 Internacional.

Open Acces (Acesso Aberto)

Revisora de Língua portuguesa: Susana Kerschner

^{**} *E-mail:* vanessacostaval@ie.ufu.br

Palavras-chave

Vulnerabilidade externa brasileira; fluxos de capitais; modelo VEC

Abstract

Besides the great weight of financial transfers through interest rates, dividends and profits and the slow growth of domestic exports vis-à-vis world exports, Brazil has excessive volatility of capital flows. So, the objective of this paper is to analyze the extent of volatile capital flows in Brazil and its implications for the conduction of macroeconomic policies, such as monetary and exchange rate policies. Specifically, we intend to examine indicators of external debt and measures of vulnerability, as well as to investigate the interrelationship between current account balance, country risk, exchange rate, external vulnerability and interest rate. The empirical analysis conducted by the vector error correction (VEC) model shows that the Brazilian vulnerability has a strong relationship with the dynamics of exchange and interest rates, as well as with that of country risk, but has a lower relationship with the current account balance.

Keywords

Brazilian external vulnerability; capital flow; VEC model

Classificação JEL: E44, F32, F36

1 Introdução

Este artigo parte da ideia de que a vulnerabilidade externa da economia brasileira deve ser entendida como a baixa capacidade da economia doméstica de enfrentamento de choques ou de fatores instabilizadores externos. Acredita-se que um país reduz sua capacidade de resistência frente a crises externas quando possui uma dependência exacerbada de capitais estrangeiros em um mundo de forte instabilidade do sistema financeiro internacional, fato que caracteriza exatamente o caso da economia brasileira. Além do grande peso das transferências financeiras via juros, lucros e dividendos e do baixo crescimento das exportações domésticas vis-

-à-vís as exportações mundiais, o Brasil apresenta excessiva volatilidade de fluxos de capitais, tanto de estrangeiros como de nacionais. Desse modo, a dimensão dos fluxos de capitais voláteis no Brasil e suas implicações para condução de políticas macroeconômicas, como a monetária e a cambial, são o fio condutor do presente trabalho.

Diante da severidade da crise financeira internacional e de suas extensões, a vulnerabilidade externa de países que dependem do ciclo de liquidez internacional, para o equilíbrio do balanço de pagamentos e para a redução da volatilidade da taxa de câmbio, voltou à tona nas discussões acadêmicas e políticas nacionais e internacionais. Para autores do *mainstream economics*, choques externos inesperados podem ser corrigidos a partir da “boa gestão” macroeconômica, com base na utilização de instrumentos convencionais de política econômica, sobretudo via manejo das taxas de juros. Todavia o que se quer apontar no presente trabalho é que a vulnerabilidade externa em países periféricos, como o Brasil, é explicada pela possibilidade de reversão súbita dos fluxos de capitais estrangeiros, que decorre de fatores puramente exógenos. Sendo assim, o potencial dessa vulnerabilidade estaria “camuflado” por uma melhora de indicadores de endividamento externo que o País apresenta nos últimos anos, devido ao aumento da capacidade de solvência externa (capacidade de pagamento dos compromissos financeiros externos) e da robustez dessa economia.

Assim, a hipótese deste trabalho é a de que não basta apresentar bons fundamentos econômicos para estar independente dos ciclos econômicos e financeiros internacionais. Acredita-se que a redução do potencial de vulnerabilidade externa do Brasil deve passar pela redução da livre mobilidade de capitais, ao menos daqueles com “viés de curto prazo”. Nesse sentido, a estratégia a ser seguida para um padrão mais adequado de reinserção internacional deve ser guiada pela diminuição do grau de abertura financeira da economia brasileira. É mister destacar a importância dos vínculos comerciais dessa economia e sua associação com os ciclos de preços das *commodities*. Não obstante, os canais financeiros são os que mais atingem o Brasil durante períodos de crises internacionais.

O objetivo geral deste artigo é analisar a dimensão financeira da vulnerabilidade externa brasileira a partir do perfil dos fluxos de capitais direcionados para essa economia e do peso da conta financeira no seu balanço de pagamentos. Especificamente, pretende-se examinar indicadores de endividamento externo e medidas de vulnerabilidade; bem como investigar a inter-relação entre saldo em transações correntes, Risco-País, câmbio, vulnerabilidade externa e juros. Sabe-se que os riscos associados ao setor externo brasileiro engendram uma velha questão recorrentemente examinada pelos economistas acadêmicos. No entanto, os desafios enfrentados nesse setor

ganham contornos específicos na conjuntura atual, de forma que as discussões merecem ser atualizadas. Por isso, este trabalho se justifica.

Para cumprir os objetivos propostos, o artigo está dividido em três seções, além desta **Introdução** e das **Considerações finais**. Na próxima seção, é discutida a vulnerabilidade externa em países emergentes, para contextualizar o debate teórico acerca desse fenômeno. Na seção 3, é examinado o peso da dimensão financeira do balanço de pagamentos brasileiro a partir dos fluxos de capitais componentes da conta financeira, bem como são apresentados indicadores da vulnerabilidade externa do Brasil. Na seção 4, realiza-se uma análise empírica da inter-relação entre câmbio, vulnerabilidade externa, juros, saldo em transações correntes e Risco-País, por meio de um modelo de vetores autorregressivos com correção de erros (VEC). Finalmente, nas **Considerações finais**, apresentam-se algumas conclusões.

2 Vulnerabilidade externa em países emergentes

Diversos acontecimentos históricos marcaram a primeira década do século XXI na economia mundial. Destacam-se, nesse período, sobretudo, o ciclo de crescimento da economia mundial entre os anos de 2003 e 2007¹, a crise financeira internacional — iniciada em 2007 e aprofundada em 2008-09 — e a rápida recuperação posterior do crescimento econômico dos países em desenvolvimento. Em virtude desses acontecimentos, tem-se discutido amplamente nos meios acadêmicos e políticos a configuração de uma nova ordem monetária e financeira internacional. Por conseguinte, no contexto de globalização financeira, faz-se necessária, também, a discussão de uma nova estratégia de inserção internacional brasileira, especificamente sobre o aspecto do grau de vulnerabilidade externa do País. Sugere-se, assim, que a instabilidade financeira no Brasil está associada ao peso da dimensão financeira no processo de reinserção externa, o que remete a repensar a necessidade de um sistema de regulação doméstica adequado.

A globalização financeira, a partir da mundialização das operações do capital, tanto em sua forma industrial como financeira, atribuiu um valor exorbitante ao mercado e à especulação, gerando uma grande instabilidade nas relações monetárias e financeiras internacionais. Como consequência

¹ Pinto (2010) argumenta que o ciclo de expansão mundial experimentado nos anos entre 2002 e 2007 foi uma decorrência dos novos fluxos comerciais e financeiros que conectaram um novo eixo da dinâmica da acumulação capitalista mundial: o eixo formado por Estados Unidos de um lado e China do outro.

da ampliação da liquidez dos mercados e da dilatação da lógica especulativa, que passou a guiar os agentes econômicos, gerou-se um enorme volume de capitais financeiros fluando entre os países, principalmente em direção aos países emergentes (CHESNAIS, 1995).

No final da década de 80 do século XX, a reinserção, especificamente, dos países latino-americanos ao mercado financeiro internacional teve efeitos positivos sobre o desempenho econômico dessas economias. Em que pese ao aumento dos graus de liberdade das políticas macroeconômicas nacionais, houve uma importante recuperação da demanda doméstica e, conseqüentemente, dos níveis de consumo, investimento e crescimento.

Todavia, ao se implementarem políticas de estabilização baseadas em âncoras cambiais, provocou-se uma sobrevalorização do câmbio real, que, em conjunto com um elevado grau de abertura comercial, gerou saldos negativos expressivos na conta comercial. Como resultado, o financiamento desses saldos deu-se pela via da atração dos fluxos de capitais externos por meio de altas taxas de juros domésticas. Com o aumento do grau de liberalização financeira externa, os capitais estrangeiros acabaram por incrementar a tendência à sobrevalorização cambial e o acúmulo de grandes estoques de passivo externo (mesmo com a melhora do endividamento externo).

Ocorre que as transformações financeiras da década de 80, ao implicarem uma mudança sistêmica na dinâmica financeira internacional, alteraram também a composição dos fluxos internacionais de capitais. Além da enorme movimentação de investimentos de portfólio, guiados basicamente por uma lógica especulativa de curto prazo, a entrada de capitais externos, sob uma forma ou outra, acaba por se refletir em transferências futuras de juros, lucros e dividendos. Por conseguinte, tais movimentos geram implicações importantes para as balanças de serviços, que se deterioram no longo prazo, resultando em deletérios saldos negativos de transações correntes nos países emergentes, levando à contínua dependência dos fluxos financeiros.

A insustentabilidade das contas externas diante de uma longa trajetória de câmbio real sobrevalorizado é potencializada, dessa maneira, pela abertura comercial, que leva a saldos negativos na balança comercial, bem como pela liberalização financeira externa, que tende a agravar o déficit em transações correntes, ao mesmo tempo em que pode promover a entrada maciça de capitais externos, contribuindo para a sobrevalorização cambial (CARCANHOLO, 2002). Ademais, os fluxos de capitais estrangeiros são determinados por uma dinâmica exógena aos países emergentes e por fatores conjunturais, que se revertem subitamente. Conseqüentemente, esses países permanecem vulneráveis externamente, embora a vulnerabili-

dade seja distinta da existente nas décadas de 80 e 90, período que se tornou foco principal de estudos dessa temática.

Mais recentemente, a principal resposta do mundo em desenvolvimento aos fluxos financeiros globais desregulados tem sido o acúmulo de reservas de moedas conversíveis, aquelas que pagam taxas de juros próximas à taxa de juros norte-americana — considerada a menor no conjunto do sistema —, em detrimento de mecanismos capazes de controlar os fluxos especulativos de capitais externos. O resultado é uma elevação do endividamento público, dado o diferencial entre as taxas de juros domésticas e a taxa de juros internacional, bem como crescentes déficits em transações correntes, excessiva volatilidade da taxa de câmbio e aumento do potencial de vulnerabilidade externa. Há que se valer, também, da argumentação de que se monta uma armadilha sobre a dívida pública diante de um processo de engrenagem macroeconômica decorrente da enorme volatilidade dos fluxos de capitais (BIAGE; CORRÊA; NEDER, 2008).

A desregulamentação e os desbalanceamentos dos fluxos financeiros podem levar, ainda, a crises de liquidez internacional e, mais especificamente, a crises financeiras e cambiais — as crises gêmeas. Foi exatamente esse o cenário que se verificou na economia mundial, na década de 90. Nessa década, o sistema capitalista experimentou uma sucessão de crises gêmeas nunca antes vistas. Os malefícios da globalização financeira começaram a ser sentidos e se manifestaram a partir, primeiramente, da crise do México, em 1994. Em seguida, partindo de um ataque especulativo contra a moeda tailandesa, já em 1997, iniciou-se uma série de crises no Sudeste Asiático, através de um “efeito dominó”. Não foi à toa que Krugman (2001) descreveu os anos 90 como a “era das crises monetárias”. Mais tarde, essas crises espalharam-se por Rússia (1998), Brasil (1999), Turquia e Argentina (2001), novamente no Brasil (2002) e, mais recentemente, por meio da crise do Subprime nos Estados Unidos (2007-08), que se transformou em crise financeira global, sendo que os seus efeitos ainda perduram.

Assim, uma vez presas na armadilha financeira, as próprias forças do mercado levam a economia à contração do crescimento econômico e à crescente fragilidade financeira. Junto com a fragilidade financeira externa, essa tendência contribui para o aumento da probabilidade de crises. Em suma, “[...] *under the current international financial architecture, once a country has fallen into a financial trap there is no mechanism able to take it out*” (FRENKEL, 2004, p. 21).

Desmaterializa-se, destarte, a crença de que a livre mobilidade de capitais traria benefícios de eficiência e alocação de capitais, principalmente para essas economias. É mister frisar que, não obstante se tenha esfriado a argumentação teórica e/ou empírica em prol da liberalização, o processo de

integração financeira internacional não foi revertido, o que continua suscitando estudos nessa área.

De todo modo, o vírus das sucessivas crises que abalaram o mercado financeiro internacional trouxe à baila uma reavaliação, no âmbito da abordagem convencional, sobre os possíveis custos e benefícios de um sistema financeiro internacional integrado. Mesmo dentro de organismos multilaterais começaram a surgir trabalhos que apontam para a ausência de evidências empíricas favoráveis à liberalização da Conta Capital e Financeira, como os de Stiglitz (2000) e Rogoff (2002). Destacam-se, também, afirmações de um autor famoso pelo argumento pró-liberalização e globalização financeira: em matéria publicada no **Valor Econômico**, Rodrik (2011) argumenta que a liberalização de capitais e a pressão por mais abertura comercial foram longe demais. Para ele, “está na hora de recuar”.

Para Stiglitz (2000, p. 1077), “[...] *the predictions of the advocates of capital market liberalization are clear, but unfortunately historical experience has not been supportive*”. Com base no mesmo argumento, salienta-se que a experiência recente aponta que a dependência exacerbada em relação aos capitais externos, em um mundo de forte instabilidade do sistema financeiro internacional, leva à baixa capacidade de resistência da economia nacional frente a choques externos, resultando no alto potencial de vulnerabilidade externa.

Seguiu-se, ao longo da última década, um debate acerca da investigação teórica e empírica sobre a relação entre globalização financeira e crescimento econômico ou, mais particularmente, entre liberalização e crescimento. Ademais, reestimulou-se a discussão sobre controles dos fluxos de capitais, sobretudo nas economias emergentes, as que mais sofreram com as crises. Vários economistas passaram a acreditar que controles sobre a entrada de capitais estrangeiros poderiam reduzir a vulnerabilidade dessas economias a instabilidades financeiras no cenário internacional.

Embora o comportamento dos fluxos internacionais de capitais seja tema de grande relevância e muito presente no debate entre economistas desde as crises financeiras dos anos 90, mais recentemente a discussão sobre o impacto negativo de fluxos de capitais desregulados nos países em desenvolvimento foi reacendida mais fortemente. Para além das fragilidades teóricas e/ou empíricas acerca dos benefícios propalados pelos teóricos da liberalização, as experiências positivas de Malásia, China, Chile e Colômbia — dentre outras —, com os controles de capitais, explicam o ressurgimento do debate acerca das consequências econômicas desse tipo de política, ao passo que alguns argumentos em direção à mobilidade irrestrita dos capitais permanecem em pauta.

Para Ostry *et al.* (2010) — economistas e pesquisadores do Fundo Monetário Internacional (FMI) —, as massivas ondas de influxos de capitais podem gerar complicações para o gerenciamento macroeconômico, assim como criam riscos financeiros. O apontamento é o de que o forte influxo de capitais em países emergentes pode gerar bolhas nos preços dos ativos financeiros e apreciar a moeda doméstica excessivamente. Com base nessa afirmação, os autores indicam que medidas de controle de capitais pelos países em desenvolvimento são desejáveis, sob certas circunstâncias. Mesmo tendo caráter limitado e temporário, essas conclusões parciais representam uma mudança de posição, uma vez que parte de uma instituição que tradicionalmente advoga a favor da plena abertura da conta de capitais.

Assim, estamos revivendo na atualidade o debate sobre a eficácia de controles de capitais temporários como política de resposta a crises. Com base nessa constatação e na verificação empírica de que os benefícios propalados pelos teóricos do processo de globalização financeira não foram observados nos últimos anos, pretende-se examinar a proposta de redução da livre mobilidade de capitais no Brasil, a fim de reduzir o potencial de vulnerabilidade externa de sua economia. O intuito deste trabalho é testar a inter-relação de uma medida de vulnerabilidade externa com variáveis macroeconômicas. Se choques (aumentos) da vulnerabilidade medida por meio da dimensão financeira da inserção externa brasileira indicarem impactos negativos sobre câmbio, juros e Risco-País, nossa posição será a favor de medidas que sejam capazes de reduzir o potencial desta vulnerabilidade. É a partir daí que indicaremos a necessidade, ou não, da adoção de controles de capitais mais abrangentes no Brasil.

3 Fluxos de capitais e análise de indicadores da vulnerabilidade externa brasileira

A atual dimensão da vulnerabilidade externa do Brasil pode ser vista a partir da natureza de curto prazo dos capitais que compõem a conta financeira do balanço de pagamentos e do enorme estoque de investimentos estrangeiros em ativos brasileiros, o que leva a fortes depreciações da taxa de câmbio em períodos de crises financeiras internacionais, ao passo que mantém o câmbio valorizado em períodos pós-crise e de estabilidade internacional. Além de gerarem impactos sobre o câmbio, os fluxos financeiros com “viés de curto prazo” (aqueles que predominam na conta financeira brasileira) levam à inflexibilidade da taxa de juros para atração contínua

desses capitais, fazendo com que o País mantenha um enorme diferencial de juros. Ademais, há impactos sobre o indicador de Risco-País, que é elemento importante para atuação de investidores em âmbito internacional. Assim, acredita-se que o exame do potencial de vulnerabilidade externa e de suas implicações para a condução de política macroeconômica no Brasil deve envolver uma análise do perfil, da composição e da volatilidade dos fluxos de capitais.

A liberalização da conta financeira do balanço de pagamentos, que ocorreu no Brasil, no início da década de 90, associada ao arranjo macroeconômico delineado a partir da implantação do Plano Real (centrado na meta de estabilização de preços e âncora cambial), provocou um forte aumento dos influxos de capitais estrangeiros. Em um primeiro momento, essa enxurrada de capitais seria importante para o financiamento da economia brasileira e poderia representar fonte para o investimento produtivo e contribuir para o desenvolvimento econômico do País. Entretanto esses fluxos de capitais apresentam natureza volátil, que tomam a forma de ciclos, nos quais se encadeiam fases de elevada liquidez, seguidas por períodos de absoluta escassez de recursos. Com isso, contar com um tipo de financiamento que pode escassear subitamente não é benéfico para a economia doméstica. Ademais, esses capitais, embora tenham contribuído para o aumento do estoque de reservas internacionais nos últimos anos, têm elevado abruptamente o estoque de passivo externo brasileiro.

A Tabela 1 apresenta os dados referentes ao passivo externo brasileiro a partir de 2001, ano em que inicia a série que examina o estoque de ativos e passivos externos — Posição Internacional de Investimentos (PII)²— do Banco Central. Observa-se que, mesmo com o aumento do estoque de ativo externo, o passivo externo líquido (PEL), composto pelo estoque de dívida externa bruta e pelo estoque de investimento externo menos os ativos externos em moeda forte, mais que dobrou entre 2001 e 2011. Do ponto de vista analítico, o conceito de passivo externo permite visualizar as potenciais pressões que os compromissos externos exercem sobre as reservas cambiais. Dessa feita, a abundância de liquidez nos mercados financeiros internacionais criou condições para a expansão privada das emissões de dívida, assim como dos empréstimos bancários, que estão reféns dos acontecimentos internacionais alheios à economia doméstica. Isso pode ser visto por meio da queda do estoque de investimentos externos no Brasil, no ano de 2008, como reflexo do auge da crise financeira internacional.

² A Posição Internacional de Investimento apresenta os ativos e os passivos externos do país de acordo com a 5.ª Edição do “Manual de Balanço de Pagamentos” do Fundo Monetário Internacional (BPM5). Uma explicação detalhada desse indicador será dada na seção 4 deste trabalho.

Tabela 1

Passivo externo do Brasil — dez./2001-dez./2011

(US\$ milhões)

DISCRIMINAÇÃO	DEZ/01	DEZ/02	DEZ/03	DEZ/04	DEZ/05	DEZ/06
Dívida externa bruta (1)	209.934	210.711	214.930	201.374	169.450	172.589
Estoque de investimentos externos	372.061	343.432	406.716	446.145	484.775	607.735
Investimento estrangeiro direto	121.948	100.863	132.818	161.259	181.344	220.621
Investimento em carteira	151.741	137.355	166.095	184.758	232.352	303.583
Derivativos	45	250	125	320	219	445
Outros investimentos	98.327	104.965	107.678	99.809	70.859	83.087
Passivo externo bruto	581.995	554.143	621.646	647.520	654.225	780.324
Estoque de investimentos no exterior	71 220	75 077	84 927	95 601	114 383	153 035
Investimento direto brasileiro	49 689	54 423	54 892	69 196	79 259	113 925
Investimento em carteira	6 402	5 845	6 950	9 353	10 834	14 429
Derivativos	42	105	81	109	119	113
Outros investimentos	15 087	14 705	23 004	16 943	24 171	24 567
Posição de reservas internacionais	35 866	37 823	49 296	52 935	53 799	85 839
Ativo externo	107.086	112.901	134.223	148.536	168.182	238.874
PASSIVO EXTERNO LÍQUIDO	474.909	441.242	487.423	498.983	486.042	541.451
DISCRIMINAÇÃO	DEZ/07	DEZ/08	DEZ/09	DEZ/10	DEZ/11	
Dívida externa bruta (1)	193.219	198.340	198.192	256.804	298.204	
Estoque de investimentos externos	920.284	691.588	1.079.881	1.503.363	1.470.626	
Investimento estrangeiro direto	309.668	287.697	400.808	674.764	669.670	
Investimento em carteira	509.648	287.533	561.848	663.801	602.903	
Derivativos	1.771	2.450	3.413	3.781	4.846	
Outros investimentos	99.197	113.908	113.813	161.017	193.208	
Passivo externo bruto	1.113.503	889.928	1.278.073	1.760.167	1.768.830	
Estoque de investimentos no exterior	199.456	214.420	240.566	328.978	370.764	
Investimento direto brasileiro	139.886	155.668	164.523	188.637	202.586	
Investimento em carteira	19.515	14.910	16.519	38.203	28.485	
Derivativos	142	609	426	797	668	
Outros investimentos	39.912	43.232	59.098	101.340	139.025	
Posição de reservas internacionais	180.334	193.783	238.520	288.575	352.012	
Ativo externo	379.789	408.203	479.085	617.552	722.776	
PASSIVO EXTERNO LÍQUIDO	733.713	481.725	798.988	1.142.615	1.046.054	

FONTE DOS DADOS BRUTOS: Banco Central do Brasil (2014).

(1) Não inclui os investimentos diretos através de empréstimos intercompanhia, item que, a partir de 2003, passou a ser contabilizado no estoque de dívida externa bruta.

Desse modo, os fluxos de capitais voláteis contribuem para aumentar a fragilidade externa das economias domésticas de países emergentes, pois as mudanças súbitas das expectativas dos investidores internacionais podem resultar em drástica redução do nível de desempenho da economia. Uma mudança nas expectativas dos agentes econômicos é amplificada pelo comportamento “imitativo” dos demais agentes (comportamento de manada e efeito contágio), o que leva a um ataque especulativo sem que sejam considerados os “fundamentos econômicos”. Ou seja, quando a incerteza nos mercados financeiros aumenta, os agentes tendem a prever a psicologia do mercado e não os lucros esperados dos ativos, tornando os mercados financeiros instáveis. Sendo assim, o comportamento dos outros agentes é mais “importante” do que a condução da política econômica (GABRIEL; OREIRO, 2008).

Nesse contexto, os efeitos instabilizadores dos fluxos de capitais voláteis tornaram-se explícitos nas diversas crises financeiras que eclodiram desde os anos 90, de tal sorte que os ciclos de liquidez internacional afetam o volume e direção dos fluxos de capitais destinados às economias emergentes, em especial ao Brasil.

Observa-se que a dinâmica dos fluxos de capitais direcionados ao Brasil acompanha os ciclos de liquidez internacional, de forma que, a partir de 1999, período de análise do presente artigo, ocorreram os seguintes subciclos: (a) 1999 a 2002, fase de relativa escassez de recursos internacionais destinados às economias emergentes; (b) 2003 a 2006, um novo ciclo de liquidez internacional; (c) 2007 e 2008, período de explosão e auge da crise financeira internacional recente; (d) 2009 a 2011, fase de nova fartura de capitais circulando entre fronteiras internacionais.

Entre 1999 e 2002, houve uma redução da participação dos investimentos em carteira (IC) no total da conta financeira do balanço de pagamentos, ao passo que os investimentos diretos passaram a desempenhar um importante papel. A intensa entrada de recursos em tal subconta deve-se ao avanço do processo de desestatização nos setores de utilidade pública, com destaque para o setor de telecomunicações, e à onda de expansão de grandes corporações produtivas e financeiras, impulsionada por operações de fusão e aquisição.

Destaca-se que a fuga de capitais que ocorreu no Brasil em fins de 1998, ao gerar grande perda de reservas internacionais, fez com que houvesse uma mudança do regime cambial brasileiro, de câmbio administrado para um regime de câmbio flutuante em janeiro de 1999. Com a adoção do novo regime e a elevação do Risco-País, o fluxo líquido de recursos em moeda estrangeira para o setor privado tornou-se negativo (conta outros investimentos), ou seja, as empresas passaram a reduzir seu endividamento

em moeda estrangeira, tendo em vista o aumento do risco cambial; de modo que a forma de financiar o déficit em transações correntes foi a atração de investimento estrangeiro direto (IED) e fluxos de capitais externos para a Bolsa de Valores de São Paulo (Bovespa) e para o sistema financeiro doméstico, sem gerar novos instrumentos e instituições para garantir o financiamento de longo prazo (CINTRA; PRATES, 2005).

A partir de meados de abril de 2002, a deterioração das expectativas foi acentuada pelas reduções de risco promovidas pelas agências de classificações de risco e de crédito e pelos analistas de bancos internacionais. Aliado a esse fato, a possibilidade de que Luiz Inácio Lula da Silva ganhasse a eleição presidencial e não cumprisse contratos acentuou ainda mais as expectativas negativas em torno do Brasil. Entretanto, quando ficou claro que Lula honraria as dívidas e os contratos anteriormente estabelecidos, as expectativas melhoraram, levando a uma redução das incertezas. Assim, no final de 2002, já foi possível notar o início de um novo ciclo de elevada liquidez internacional para as economias emergentes.

Esse novo ciclo de liquidez internacional surgiu depois das reduções das taxas de juros norte-americanas, o que mostra que a dinâmica da expansão ou retração de liquidez continuou sendo fortemente influenciada pelo movimento das taxas de juros do país emissor da moeda-chave do sistema monetário e financeiro internacional. Assim, as baixas taxas de juros dos países centrais levaram a uma expansão das aplicações em títulos de dívida de países emergentes (como o Brasil), indicando uma maior propensão a riscos e o retorno de posturas financeiras mais descobertas.

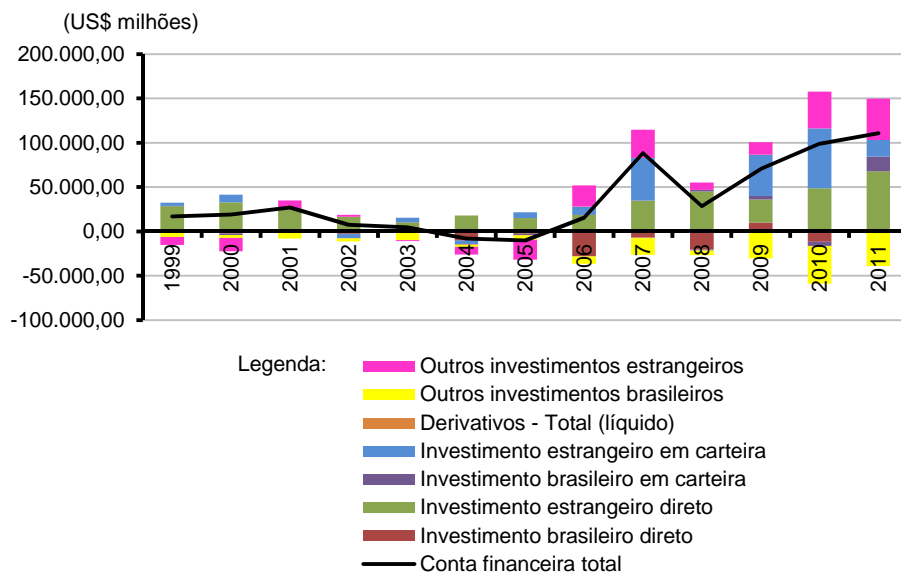
Além dessa fase favorável do ciclo de liquidez internacional, o Governo Lula deu continuidade ao processo de abertura financeira com a adoção de algumas medidas, seguindo a mesma estratégia dos governos anteriores. Duas medidas que se destacam são a unificação dos mercados de câmbio livre e flutuante e a extinção da Conta de Não Residentes (CC5) em março de 2005, o que significou uma liberalização adicional das saídas de capitais ao eliminar os limites de conversão de reais em dólares e de envio ao exterior para pessoas físicas e jurídicas. Com essa medida, tornou-se possível que qualquer residente no País efetuasse suas remessas diretamente, sem a intermediação das antigas contas de instituições financeiras não residentes. No mesmo dia da adoção dessa medida, a cobertura cambial às exportações foi flexibilizada, com a ampliação dos prazos de retenção de dólares no exterior pelos exportadores, o que ampliou a conversibilidade da conta corrente do balanço de pagamentos.

Não obstante isso, mesmo sendo um momento de liquidez internacional, houve momentos de reversão de recursos, como em 2004 e 2005. Em 2004, a sinalização de que as taxas de juros norte-americanas iriam ser

elevadas provocou uma instabilidade no mercado de títulos de dívida dos países “emergentes”, em especial dos títulos dos países da América Latina. Tal fato fez com que os especuladores fossem levados a reestruturar suas carteiras ao menor sinal de risco, o que gerou um movimento de volatilidade (Gráfico 1), ainda que não se possa considerar que tenha ocorrido uma brusca retração da liquidez.

Gráfico 1

Evolução da conta financeira total e das subcontas do Brasil — 1999 a 2011



FONTE DADOS BRUTOS: Banco Central do Brasil (2014).

No que tange aos indicadores de endividamento externo, observa-se, na Tabela 2, que tem havido uma melhora substancial desde o ano de 1999. Desde 2007, a dívida externa total líquida é negativa em relação ao Produto Interno Bruto (PIB). Outro destaque é que as exportações já crescem em proporção maior que a dívida externa total. O que se quer apontar com isso é que, embora haja a recorrente afirmação de que a vulnerabilidade externa teria diminuído nos últimos anos, o endividamento externo não é o único indicador importante para análise do potencial de vulnerabilidade. Deve-se, também, observar o perfil dos fluxos de capitais e a possibilidade contínua de reversão súbita de recursos. Nesse caso, a análise atual é alarmante: o estoque de investimento estrangeiro de carteira é mais que o

dobro do montante total de reservas internacionais do País — que poderia, assim, desaparecer imediatamente.

Tabela 2

Indicadores de endividamento externo tradicionais do Brasil — 1999-2011

DISCRIMINAÇÃO	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005
Serviço da dívida/exportações (%)	126,5	88,6	84,9	82,7	72,5	53,7	55,8
Serviço da dívida/PIB (%)	10,4	7,6	8,9	9,9	9,6	7,8	7,5
Juros/exportações (%)	33,7	29	28	23,6	19,4	14,8	12,2
Dívida total/PIB (%)	41,2	36,6	37,9	41,8	38,8	30,3	19,2
Dívida total líquida/PIB (%)	32,4	29,5	29,4	32,7	27,3	20,4	11,5
Reservas (liquidez)/dívida total (%)	15,1	14	17,1	18	22,9	26,3	31,7
Dívida total/exportações (Razão)	5	4,3	3,6	3,5	2,9	2,1	1,4
Dívida total líquida/exportações (Razão)	4	3,5	2,8	2,7	2,1	1,4	0,9
Reservas (liquidez)/juros (Razão)	2,2	2,1	2,2	2,7	3,5	3,7	3,7
DISCRIMINAÇÃO	2006	2007	2008	2009	2010	2011	
Serviço da dívida/exportações (%)	41,3	32,4	19	28,5	23	20,5	
Serviço da dívida/PIB (%)	5,2	3,8	2,3	2,7	2,2	2,1	
Juros/exportações (%)	10,8	9,5	7,9	9,1	6,7	6	
Dívida total/PIB (%)	15,9	14,1	12	12,2	12	12	
Dívida total líquida/PIB (%)	6,9	-0,9	-1,7	-3,8	-2,4	-2,9	
Reservas (liquidez)/dívida total (%)	49,7	93,3	104,3	120,6	112,4	118	
Dívida total/exportações (Razão)	1,3	1,2	1	1,3	1,3	1,2	
Dívida total líquida/exportações (Razão)	0,5	-0,1	-0,1	-0,4	-0,3	-0,3	
Reservas (liquidez)/juros (Razão)	5,8	11,8	13,3	17,2	21,4	22,8	

FONTE DOS DADOS BRUTOS: Banco Central do Brasil (2014).

Assim, percebe-se que, mesmo considerando uma melhora nos indicadores de risco e vulnerabilidade dos países emergentes, permanece um forte potencial de volatilidade nas contas financeiras dos balanços de pagamentos de tais países, na medida em que estas continuam tendo um forte peso de capitais instáveis e flexíveis. Ademais, o crescimento dos fluxos de investimentos estrangeiros diretos após 2006 insere-se em um movimento de retomada dos fluxos de investimento externo direto para os países emergentes. Contudo as outras modalidades de fluxos financeiros apresentam um caráter mais instável nesse período, de forma que, a partir de 2005, os investimentos em carteira³ apresentaram fluxos positivos, e os outros inves-

³ Uma qualificação importante deve ser feita com relação aos investimentos em carteira, pois tratam-se de compromissos financeiros — via títulos de renda fixa ou ações — que podem ser desfeitos a qualquer momento, por serem títulos negociados em mercados secundários. Não obstante a volatilidade dessa modalidade de fluxos financeiros, segundo Biancarelli (2011), esses fluxos merecem atenção especial, pois, tanto para os títulos quanto para as ações, o valor de mercado dos instrumentos funciona como um redutor automático do

timentos obtiveram uma redução no saldo negativo, apresentando ingresso líquido somente em 2006. Além disso, o setor público brasileiro aproveitou as condições de liquidez favoráveis de 2005 para reestruturar sua dívida externa, reduzir o endividamento líquido do setor público e pré-financiar compromissos externos.

Em 2007, os fluxos de capitais destinados à economia brasileira atingiram grandes montantes quando comparados aos influxos dos oito anos anteriores. Nesse ano, os fluxos totais da conta financeira atingiram cerca de US\$ 88,4 bilhões, e esse valor só não foi ainda maior devido à eclosão da crise Subprime no final de julho. Um dos principais determinantes desse elevado saldo registrado na conta financeira deve-se ao ciclo de liquidez internacional iniciado em 2003 e ao fato de que a economia brasileira aproveitou ao máximo o *boom* de capitais externos para os países emergentes.

A interação entre os fatores internos e externos condicionou o desempenho das três principais modalidades de fluxos de capitais, de modo que o crescimento dos fluxos de IED para a economia brasileira após 2004, liderado pela modalidade de participação no capital, insere-se em um movimento de retomada de investimentos pelas empresas transnacionais para os países emergentes. Essa retomada deve-se ao dinamismo econômico desses países e à alta dos preços das *commodities*⁴, e, no caso do Brasil, a absorção do IED aumentou, sobretudo, devido aos investimentos na atividade de extração de minerais metálicos.

Assim como os fluxos de IED, os outros investimentos estrangeiros (OIE) e os IC tiveram um aumento significativo até meados de 2007, sendo

estoque em momentos de estresse. Assim, se se tentasse vender os passivos de carteira em um momento de queda na confiança sobre o país, o preço desses papéis desabaria bem antes que parte significativa pudesse ser liquidada. Nesse sentido, o autor supracitado argumenta que a desvalorização dupla desses investimentos em momentos de crise (efeito câmbio e queda de preços) diminuiria os eventuais problemas que esses fluxos poderiam causar nesses momentos de dificuldade. Em virtude desse apontamento, o argumento é o de que o potencial de ameaça do enorme estoque de investimento em carteira frente o estoque de reservas internacionais não seria tão grande quanto parece à primeira vista. Todavia o que se argumenta aqui é que esses capitais têm um viés de curto prazo e que seu peso na conta financeira aumenta entre 2004 e 2011, justamente quando grande parte dos mesmos era dispensável para o fechamento do balanço de pagamentos.

⁴ Cabe destacar que, não obstante o preço das *commodities* seja um fator real e que, assim sendo, teria menor importância para explicar a vulnerabilidade externa da economia brasileira, a especulação subjacente aos preços internacionais das *commodities* é um fator que está alheio à condução da política econômica doméstica e que tem viés de curto prazo, assim como os capitais especulativos que ingressam no País. Desse modo, objetiva-se ressaltar a especulação (que se assemelha à especulação financeira) por trás desse fator real que é o preço das *commodities*.

que, no caso desses fluxos financeiros, os fatores internos⁵ também tiveram sua influência e estimularam tanto a aplicação de não residentes em títulos e ações emitidas por residentes no país ou no exterior, como a contração de créditos comerciais e empréstimos de curto prazo junto aos bancos no exterior.

Destacam-se, ainda, duas fases distintas na evolução da conta financeira delimitadas pela crise financeira a partir do estouro da bolha especulativa no mercado norte-americano de hipotecas de alto risco. A primeira corresponde ao primeiro semestre de 2007, quando a trajetória do ingresso líquido dos fluxos financeiros foi ascendente e ancorada no forte crescimento dos investimentos estrangeiros em carteira e dos outros investimentos estrangeiros; revelando uma “euforia” característica dos momentos que antecedem a eclosão das bolhas e agentes menos avessos a correr riscos. No segundo semestre desse ano, por sua vez, houve uma reversão dessa trajetória, tornando-a descendente, visto que essas modalidades sofrem alterações em suas trajetórias a qualquer sinal de mudança no cenário econômico internacional ou nas expectativas dos agentes econômicos. Além disso, em momentos de elevada aversão aos riscos e incerteza, a lógica de manada predomina nos mercados financeiros, e os investidores optam por liquidar posições mesmo com perdas.

Já em 2008, a conta financeira apresentou um superávit de US\$ 28.296,50 milhões. Um conjunto de fatores externos e internos contribuiu para atenuar a retração dos fluxos de capitais estrangeiros para o País, no contexto de aprofundamento da crise financeira internacional. Um desses fatores foi o desempenho excepcional do IED, que atingiu valor de cerca de US\$ 45 bilhões, estimulado pelas perspectivas de lucro nos setores produtores de *commodities* e nas indústrias baseadas em recursos naturais, bem como pelo maior dinamismo do mercado interno.

Ademais, a alta dos preços das *commodities* e a elevação da classificação do risco de crédito soberano do Brasil para “grau de investimento” pelas agências internacionais de *rating* favoreceram os investimentos de portfólio em ações. Verifica-se, também, que o diferencial entre as taxas de juros interna e externa estimulou as aplicações em títulos públicos de renda fixa no País e as captações de empréstimos de curto prazo no exterior.

Com relação a 2009, além da melhora no ingresso líquido dos fluxos de capitais estrangeiros, houve uma mudança na composição desse ingresso. Enquanto, no ano anterior, os IEDs corresponderam à maior parte dos recursos, em 2009 essa participação reduziu-se, mas voltou a aumentar em

⁵ Esses fatores internos correspondem à combinação de taxa de juros em patamar ainda elevado com a tendência de apreciação cambial e também ao *boom* de ofertas públicas iniciais de ações (IPOs).

2010 e 2011. Em 2009 e 2010, os investimentos estrangeiros em carteira passaram a ter a maior participação na conta financeira.

Esse movimento de retorno de capitais com caráter mais volátil deve-se a um novo movimento mais geral de retorno desses fluxos para as economias emergentes, ao longo dos últimos três anos, em um contexto de melhoria nas condições dos mercados financeiros internacionais. Todavia um conjunto de características específicas da economia brasileira contribuiu para fomentar a volta desses recursos. Por um lado, os investimentos em ações foram estimulados pelas perspectivas de alta dos preços desses papéis, associadas à forte desvalorização no último trimestre de 2008 e, em um momento posterior, à recuperação dos preços das *commodities* e do amplo mercado de consumo doméstico. Por outro lado, as captações externas, assim como as aplicações em títulos públicos de renda fixa no País, foram estimuladas pela manutenção do elevado diferencial entre os juros interno e externo, em um contexto de taxas de juros historicamente baixas nos países centrais, sobretudo em virtude das políticas de *quantitative easing* dos Estados Unidos. A partir de 2010, a elevação da taxa de juros básica pelo Banco Central do Brasil (BCB) induziu operações de arbitragem. Assim, o País captou recursos no exterior, sobretudo, na modalidade de empréstimos (OIE) e em títulos de renda fixa e ações (IEC).

Outro fator que influenciou o forte crescimento do ingresso de recursos externos foi a menor saída de capitais brasileiros para o exterior. Isso se deu em virtude do retorno líquido de investimentos brasileiros (principalmente diretos e, em menor medida, investimentos em carteira), em um contexto de baixas oportunidades de lucro nos países avançados, além de perspectivas favoráveis em relação à economia brasileira. Contudo a saída de recursos pela subconta outros investimentos brasileiros (OIB) registrou um forte crescimento, conforme Gráfico 1, em função de três fatores: (a) aumento dos ativos dos bancos brasileiros no exterior; (b) maior número de empresas exportadoras que utilizaram a prerrogativa de manter suas receitas no exterior, registradas no balanço de pagamentos como crédito comercial ativo; e, (c) em menor medida, os créditos comerciais ativos concedidos por residentes, em razão de uma mudança de ordem metodológica efetuada pelo Banco Central do Brasil, passaram a ser contabilizados nessa conta⁶ (OIB).

Paralelamente à saída de recursos pela modalidade OIB, houve uma entrada muito forte de recursos estrangeiros no Brasil via investimentos estrangeiros em carteira e investimentos diretos estrangeiros em 2010 e 2011. Esses influxos podem ser considerados uma armadilha sobre a vulnerabilidade externa brasileira, pois o capital estrangeiro que aqui aporta ex-

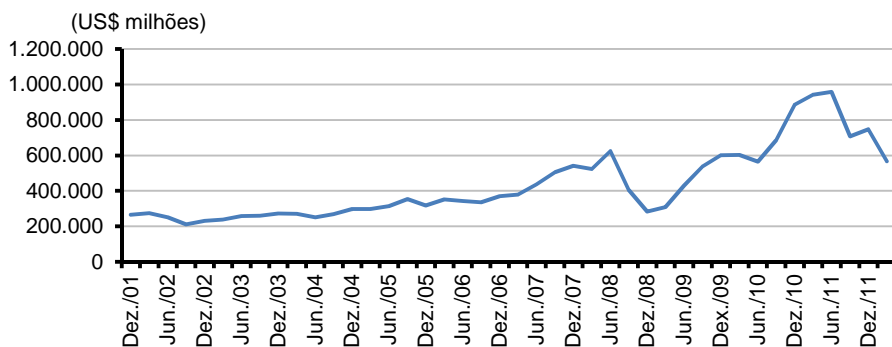
⁶ Anteriormente, esses créditos eram incluídos na conta outros investimentos estrangeiros com o sinal contrário, como uma redução do passivo de residentes.

pande sobremaneira o passivo externo brasileiro, como se observa na evolução da posição internacional de investimentos, no Gráfico 2. A questão relevante desse movimento é a de que, ao mesmo tempo em que o excesso de entrada de recursos estrangeiros permite a formação de reservas internacionais, diminuindo os indicadores tradicionais de endividamento externo, tende a piorar o déficit de transações correntes em virtude da apreciação cambial. Concomitantemente, a assunção de estoques de passivos externos são decorrentes dos sucessivos déficits de transações correntes. Forma-se, assim, um círculo vicioso, uma armadilha de difícil reversão, pois esses estoques são remunerados ao longo do tempo e eventualmente honrados em algum momento futuro.

Acredita-se que a redução dessa vulnerabilidade passa pela capacidade de a economia brasileira reequilibrar sua conta de transações correntes, o que exige modificações na estrutura produtiva do Brasil e uma estratégia de desenvolvimento que foge do escopo deste trabalho, mas também passa pela redução do volume de influxos de capitais e mudança do seu perfil. A proporção dos investimentos com “viés de curto prazo” é muito maior que a dos investimentos diretos, com impactos produtivos. Ademais, a própria definição de investimento direto deve ser qualificada, pois o mesmo pode estar contabilizando a compra de ações de uma companhia, desde que esta exceda 10% do capital votante. Ou seja, refere-se à troca de propriedade, e não a um efetivo investimento novo. Tendo em vista essa conceituação, também não se refere a um efetivo controle da empresa. Parte importante do capital que é contabilizado como investimento direto é, de fato, investimento em carteira em ações.

Gráfico 2

Passivo externo bruto (PEB), medido pela posição internacional de investimentos, do Brasil — dez./01-mar./12



FONTE DOS DADOS BRUTOS: Banco Central do Brasil (2014).

Para piorar a análise da armadilha sobre a vulnerabilidade brasileira, segundo previsão da United Nations Conference on Trade and Development (2012), a América Latina é a região com menor expectativa de crescimento de ingressos de IED no longo prazo. A projeção dessa instituição prevê crescimento das entradas de IED na região de apenas 4% em 2014 frente ao ano de 2011. Isto pode indicar que há uma tendência de o Brasil continuar aumentando a participação de investimentos em carteira no seu passivo externo.

Diante desse apontamento pergunta-se: quais as implicações que a elevação do passivo externo brasileiro tem para a condução de política macroeconômica doméstica? É essa a pergunta que embasará a análise empírica econométrica a ser desenvolvida na próxima seção. É de suma importância verificar as respostas da taxa de câmbio, de juros e do Risco-País frente a essa explosão do passivo externo financeiro do Brasil.

4 Análise empírica: inter-relação entre saldo em transações correntes, Risco-País, câmbio, vulnerabilidade externa e juros

O intuito da presente análise empírica é investigar os impactos macroeconômicos da vulnerabilidade externa brasileira medida através da Posição Internacional de Investimentos. Assim, usa-se a PII como *proxy* da vulnerabilidade externa, e a justificativa para seu uso é que esse indicador é capaz de auferir a dimensão financeira do passivo externo dessa economia. O passivo externo brasileiro medido pela PII está associado, em datas futuras, não apenas ao total de remuneração ao capital de empréstimos (como faz o conceito de dívida externa), mas também ao total de remuneração ao capital de risco. Como entendemos que os fluxos de capitais de curto prazo “escondem” um potencial importante da vulnerabilidade externa brasileira considera-se adequada a utilização, portanto, da PII.

A hipótese subjacente a esse objetivo empírico é a de que a vulnerabilidade brasileira guarda forte relação com a dinâmica da taxa de câmbio e de juros, bem como com a do Risco-País; ao passo que apresenta menor relação como saldo em transações correntes. Acredita-se que o componente financeiro do vínculo externo do Brasil afeta mais a evolução de longo prazo da vulnerabilidade externa do País do que o componente real (auferido pelas transações correntes). Da mesma forma, acredita-se que o lado real da economia tenha impactos menores sobre a vulnerabilidade externa do que as repercussões dos movimentos dos fluxos de capitais medidos

pela PII. A função impulso-resposta, entre outros instrumentos de um modelo VEC, parece ser conveniente para simular essas situações. Assim, procura-se estimar como a PII afeta as variações nas transações correntes, no Risco-País, na taxa de câmbio e na taxa de juros do Brasil.

4.1 Tratamento dos dados e o modelo de vetores autorregressivos com correção de erros

A PII apresenta os estoques de ativos e passivos financeiros externos de uma economia, ou seja, os haveres e as obrigações de residentes contra não residentes. O seu saldo representa uma espécie, bastante abrangente, de passivo externo líquido da economia, conforme apresentação do Banco Central do Brasil (2015), e guarda estreita relação com os fluxos da conta financeira do balanço de pagamentos, sendo compilados em cinco itens para posições ativas — investimento direto no exterior, investimento em carteira, derivativos, outros investimentos e reservas internacionais — e em quatro itens para posições passivas — investimento estrangeiro direto, investimento em carteira, derivativos e outros investimentos. Os dados são divulgados em milhões de dólares e são publicados de acordo com a quinta edição do **Manual de Balanço de Pagamentos** do Fundo Monetário Internacional, de 1993 (BANCO CENTRAL DO BRASIL, 2001), cuja fonte é o BCB através de suas tabelas especiais de séries temporais.

A taxa de juros foi selecionada, pois o nível de juros tem uma relação direta com a atração dos fluxos de capitais. Há, portanto, um canal direto entre a livre mobilidade de capitais e a política nacional de juros. Assim, à medida que a vulnerabilidade externa (medida por meio da PII) aumenta, deve haver impactos relevantes sobre a taxa de juros brasileira. A série utilizada é a taxa nominal Selic acumulada no mês (em %), que corresponde à série n.º 4.390 do BCB.

A taxa de câmbio foi selecionada por mostrar relação direta do cenário internacional com os movimentos dos fluxos de capitais e, principalmente, com a vulnerabilidade externa. A série da taxa de câmbio foi obtida no sistema gerenciador de séries temporais do BCB. A taxa de câmbio corresponde à taxa de câmbio real (R\$/US\$), sendo o câmbio cotado no seu valor de compra, câmbio comercial, e pela média. A variável selecionada corresponde à série n.º 3.697 do BCB.

O saldo em transações correntes representa o somatório dos valores líquidos da balança comercial, de serviços, de rendas e das transferências unilaterais correntes do balanço de pagamentos. Assim, essa série é utilizada com o intuito de capturar movimentos da economia real e suas relações

com a dimensão financeira da vulnerabilidade brasileira. A série foi obtida, também, no sistema gerenciador de séries temporais do BCB, correspondendo ao n.º 2.516.

O Risco-País foi calculado a partir do Emergent Markets Bonds Index Plus (EMBI+). O EMBI+ é um indicador calculado pelo JP Morgan para avaliar o prêmio de risco de títulos de economias emergentes em relação aos títulos do Tesouro dos Estados Unidos. Assim, justifica-se seu uso na presente análise empírica por ter associação com os fluxos financeiros de investidores estrangeiros, que observam o movimento do Risco-País ao investir em economias emergentes. Nesse caso, os dados foram extraídos da base de dados do banco de investimentos americano J. P. Morgan, que disponibiliza os dados EMBI+ em pontos base.

Finalmente, foi adotada também uma variável exógena, as reservas internacionais, para controlar a relação endógena entre as variáveis acima selecionadas. Essa escolha deve-se ao fato de o nível de reservas ter uma relação com os fluxos de capitais direcionados para a economia brasileira, mas essa relação é paralela as inter-relações acima propostas. Assim, esta se tornou uma variável-controle, sendo, portanto, exógena ao modelo proposto. A série utilizada foi a das reservas internacionais em seu conceito liquidez, em US\$ milhões, que corresponde à série n.º 3.546 do BCB.

Quadro 1

Especificação dos dados

SÉRIES	ESPECIFICAÇÕES
PIILOG	PII transformada em logaritmo natural
JUROSLOG	Taxa de juros Selic transformada em logaritmo natural
CAMBLOG	Taxa de câmbio transformada em logaritmo natural
TC_PIB	Saldo em transações correntes como % do PIB
EMBILOG	Risco-País medido em pontos base, transformado em logaritmo natural
RESEINTERLOG	Reservas internacionais transformadas em logaritmo natural

FONTE: Banco Central do Brasil (2014).
Instituto De Pesquisa Econômica Aplicada (2014).

O período de análise inicia em 1999, ano de alteração para o regime cambial flutuante no Brasil, e vai até 2011. Portanto abarca o período antes e depois da crise financeira internacional de 2007-08. A periodicidade é trimestral, devido à disponibilidade dos dados, principalmente por conta da PII, que só é disponibilizada nessa periodicidade.

O modelo de vetores autorregressivos com correção de erros é um modelo mais completo em relação ao modelo de vetores autorregressivos (VAR) irrestrito, utilizado para o caso de séries de tempo que são não estacionárias e que têm uma dinâmica em comum. Pode-se dizer que no mode-

lo VEC, “[...] suas variáveis, em virtude da dinâmica comum, têm um componente de longo prazo e um de curto prazo” (BUENO, 2011, p. 241). Trata-se, assim, de um modelo VAR restrito, designado para o uso de séries não estacionárias, que são reconhecidamente cointegradas. A cointegração refere-se às séries que apresentam uma tendência estocástica comum, de forma que as variáveis não podem mover-se no longo prazo independentemente uma da outra.

Dessa maneira, as variáveis, quando guardam uma relação de equilíbrio de longo prazo, são não estacionárias e têm uma tendência estocástica. O modelo VAR com variáveis não estacionárias, mas diferenciadas, omite variáveis relevantes. O modelo VEC corrige esse problema.

Foram feitos os testes de estacionariedade Augmented Dickey-Fuller (ADF) e Phillips-Perron (PP)⁷, que geram valores críticos para testar a hipótese nula de raiz unitária. Encontrou-se raiz unitária para as séries de posição internacional de investimentos (PIILOG), taxa de câmbio (CAMBIOLOG), saldo em transações correntes (TC_PIB), Risco-País (EMBILOG) e reservas internacionais (RESEINTERLOG). Apenas a taxa de juros foi especificada como uma série $I(0)$, constituindo um processo estacionário em nível. Assim, esses resultados permitem uma estrutura econométrica fundamentada no modelo de vetores autorregressivos com correção de erros, uma vez que se trabalha com séries não estacionárias⁸, assinalando a possibilidade de investigação sobre a existência de relações de cointegração entre as séries para o recorte temporal proposto. Para confirmação dessa adequação, é necessário ainda testar a cointegração das variáveis.

O próximo passo consiste na introdução de efeitos temporais no sistema via variáveis defasadas. Para tanto, definiu-se a estrutura de defasagens do modelo, isto é, o número de *lags* necessários para capturar as inter-relações dinâmicas do modelo. A seleção do *lag* baseou-se em um procedimento de redução do número de defasagens de cada modelo, tendo-se como referência os resultados dos critérios de informação de Akaike (AIC), Schwarz (SC) e Hannan-Quinn (HQ), conjuntamente com a análise dos resíduos do modelo. Conforme se pode verificar, a partir da Tabela 3, inicia-

⁷ Todos os testes e procedimentos do modelo VEC foram feitos com o auxílio do *software* Eviews 7.0. No caso dos testes de estacionariedade, não se reproduz aqui seus resultados por uma questão de espaço. Mas estão disponíveis mediante solicitação.

⁸ Na verdade, não se poderia incluir num mesmo modelo econométrico VEC variáveis com grau de integração diferentes. Todavia, segundo Laan, Cunha e Lélis (2012), esse ponto pode ser flexibilizado. Em virtude de as séries serem integradas de mesma ordem, $I(1)$, não há problema em se inserir uma única série com ordem de integração menor, $I(0)$. Isto é possível, pois, ao se alcançar um processo cointegrado entre algumas séries não estacionárias, a adição de uma série estacionária no VEC não causará mudanças significativas na robustez da regressão. Para detalhes, ver Campbell e Perron (1991).

se a seleção do modelo com quatro defasagens e reduz-se até zero defasagem, tomando os valores dos critérios de informação como referência.

Tabela 3

Seleção do *lag* para estimação do modelo de vetores autorregressivos com correção de erros (VEC), segundo os critérios de Akaike (AIC), Schwarz (SC) e Hannan-Quinn (HQ)

a) critério de informação									
SISTEMA/MÉTODO		Log-Likelihood	AIC	SC	HQ				
Sistema com 0 lag		157,2473	-6,135305	-5,745472	-5,987987				
Sistema com 1 lag		368,2216	-13,88423	(1)-12,51982	-13,36862				
Sistema com 2 lags		408,5301	-14,52209	-12,18309	(1)-13,63818				
Sistema com 3 lags		430,1507	-14,38128	-11,06770	-13,12907				
Sistema com 4 lags		459,4077	(1)-14,55866	-10,27049	-12,93815				

b) teste de autocorrelação residual Lagrange Multiplier (LM)									
LAG	Log-Likelihood		AIC		SC		HQ		
	Estatística LM	Probabilidade	Estatística LM	Probabilidade	Estatística LM	Probabilidade	Estatística LM	Probabilidade	
1	51,17199	0,0015	46,55498	0,0055	57,85114	0,0002	40,32095	0,0270	
2	33,06899	0,1294	27,55366	0,3288	26,19792	0,3971	40,33142	0,0270	
3	26,09588	0,4025	20,08146	0,7425	20,20104	0,7362	20,42334	0,7243	
4	25,88663	0,4137	23,28791	0,5608	30,54069	0,2047	17,37130	0,8679	

FONTE DOS DADOS BRUTOS: Banco Central do Brasil (2014).

Instituto De Pesquisa Econômica Aplicada (2014).

NOTA: Foi utilizado o *software* Eviews 7.0.

(1) Indica a defasagem selecionada pelo critério.

Pelo critério AIC, o número ideal de defasagens seria quatro. Essa ordem do VEC, contudo, produz resíduos com autocorrelação, considerando um nível de significância de 5%. Já pelo critério AIC, define-se um *lag* como a melhor construção, que apresenta o mesmo problema. Por sua vez, o critério HQ definiu o modelo com duas defasagens, que não apresenta autocorrelação serial nos resíduos. Assim, estima-se um VEC de ordem 2.

Já delimitada a quantidade de defasagens dos componentes endógenos do VEC, procedeu-se à análise de cointegração por meio do Teste de Johansen, a fim de detectar a existência de uma relação estável de longo prazo entre as variáveis. Os resultados em termos do número de vetores cointegrantes e defasagens utilizadas estão resumidos na Tabela 4. A análise de cointegração apontou evidências de relações de longo prazo entre as séries, pois o Teste Johansen identificou pelo menos dois vetores cointegrantes, a um nível de significância de 5%, pelo critério de traço, e um vetor cointegrante pelo critério de máximo-autovalor.

Tabela 4

Valores estatísticos do teste de cointegração de Johansen para um modelo de vetores autorregressivos com correção de erros (VEC) (2)

NÚMERO DE EQUAÇÕES COINTEGRADAS	ESTATÍSTICA TRAÇO		ESTATÍSTICA MÁXIMO-AUTOVALOR	
	Valor	Vetores Cointegrantes a 5% de Significância	Valor	Vetores Cointegrantes a 5% de Significância
Nenhuma	319,9307	77,74	263,3220	36,41
≤ 1	56,60866	54,64	25,24550	30,33
≤ 2	31,36315	34,55	18,10308	23,78
≤ 3	13,26007	18,17	13,10411	16,87
≤ 4	0,155962	3,74	0,155962	3,74

FONTE DOS DADOS BRUTOS: Banco Central do Brasil (2014).

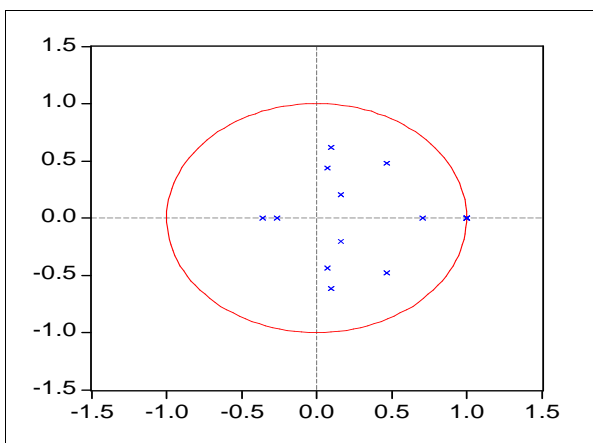
Instituto De Pesquisa Econômica Aplicada (2014).

NOTA: Foi utilizado o *software* Eviews 7.0.

Além dos testes já referidos, corroborou-se a estacionariedade do sistema econômico estimado por meio do teste de estabilidade estrutural (Figura 1). Ademais, testes de diagnóstico dos resíduos estão reportados na Tabela A.1. O teste Lagrange Multiplier (LM) não sugere evidência de autocorrelação, o teste de normalidade não permite rejeitar a hipótese de que os resíduos são normais, e o teste de heteroscedasticidade realizado não rejeita a hipótese nula de homoscedasticidade. Sendo assim, o modelo estimado é adequado.

Figura 1

Teste de estabilidade estrutural



É possível, a partir daí, conduzir os testes de impulso-resposta, de causalidade Granger e a análise de decomposição de variância, instrumentos do modelo VEC, que serão apresentados na próxima seção.

4.2 Resultados do modelo VEC

O modelo selecionado é um modelo VAR com correção de erros, com dois *lags* (com intercepto e tendência linear) e com duas tendências de longo prazo (com intercepto e tendência linear). A dinâmica estrutural do mecanismo de transmissão num modelo VAR-VEC é capturada pelas funções impulso-resposta (FIRs) e pela análise de decomposição da variância (ADV) do erro da previsão. Esses instrumentos são utilizados para identificação das inter-relações dinâmicas entre as variáveis do modelo.

A ADV mostra que os erros de previsão de uma dada variável podem ser decompostos pelos efeitos das demais variáveis, dizendo a proporção dos movimentos em uma sequência devido aos seus “próprios” choques *versus* os choques das outras variáveis. Para a ADV, este trabalho valeu-se da realização do teste de causalidade e exogeneidade de Granger-Block como uma melhor aproximação para definir um ordenamento estatisticamente consistente das variáveis no VAR. Assim, foi estabelecida a seguinte ordenação (Cholesky) das variáveis no VEC (das mais endógenas para as mais exógenas): TC_PIB, EMBILOG, PIILOG, CAMBLOG e JUROSLOG. Os resultados dessa análise estão apresentados na Tabela A.2.

As FIRs descrevem o efeito de um choque no tempo, em uma variável específica, sobre os valores correntes e futuros de outras variáveis do modelo. Um choque em qualquer variável afeta não apenas essa mesma variável, mas transmite choques a todas as outras variáveis endógenas por meio da estrutura dinâmica do modelo. Assim, esta análise permite a avaliação das reações em cadeia a partir de uma inovação ou choque em uma das variáveis. Neste modelo, focou-se nas respostas das variáveis macroeconômicas (transações correntes, Risco-País, câmbio e juros) em relação ao choque (impulso) da vulnerabilidade externa (medida pela PII). As respostas a um impulso na PII estão plotadas na Figura 2.

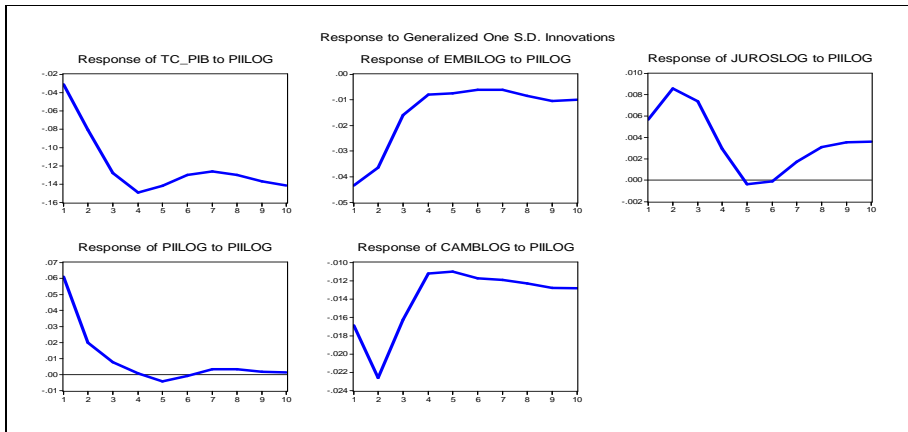
Foram examinados, ainda, os testes de causalidade de Granger, cujos resultados estão apresentados na Tabela A.3. Segundo Enders (2004), um teste de causalidade é usado para verificar se os *lags* de uma variável entram na equação de outra variável. O teste de causalidade de Granger visa examinar a questão da causalidade entre duas variáveis para se investigar a hipótese de que uma variável atribua importância para outra variável. Ou seja, a ideia por trás desse teste, ao verificar se uma determinada variável *x* causa *y*, é saber quanto se pode explicar dos valores correntes desta última,

tendo por base seus valores passados, e se tal explicação aumenta a sua eficácia ao acrescentar valores defasados da variável x . A hipótese nula do teste é que a variável x não causa, no sentido de Granger, a variável y . Isto significa que, ao rejeitar a hipótese nula, indica-se causalidade entre as variáveis.

Conforme esperado, a Figura 2⁹ mostra que um impulso na vulnerabilidade externa diminui o saldo em transações correntes, o que poderia indicar que o aumento do passivo externo leva a uma diminuição da capacidade exportadora do país e/ou de recebimento de renda do exterior. Contudo, a ADV, na Tabela A.2, mostra que a PII explica menos de 2% da variância do saldo em transações correntes. Ademais, os resultados do teste de causalidade de Granger (Tabela A.3) mostram que não há relação de causalidade entre PII e TC_PIB. Nesse sentido, pode-se dizer que é fraca a relação entre a vulnerabilidade externa brasileira e o lado real da economia representado pelo desempenho econômico do setor externo.

Figura 2

Função de impulso-resposta (FIR) das variáveis macroeconômicas aos impulsos generalizados da vulnerabilidade externa do Brasil — jan./1999- abr./2011



FONTE DOS DADOS BRUTOS: Banco Central do Brasil (2014).

Instituto De Pesquisa Econômica Aplicada (2014).

NOTA: 1. Funções Generalizadas de Resposta a Impulso, conforme Pesaran e Shin (1998).

2. Foi utilizado o *software* Eviews 7.0.

⁹ Em virtude de as funções de impulso-resposta serem sensíveis à ordem das variáveis inseridas no VAR, optou-se pelo uso das Funções Generalizadas de Resposta a Impulso, desenvolvidas por Pesaran e Shin (1998), que evitam o uso da decomposição de Cholesky para definição do ordenamento correto das variáveis.

Por sua vez, um choque na PII leva a um aumento do Risco-País, que não se dissipa após 10 trimestres do choque. Isto significa que a elevação do potencial de vulnerabilidade faz com que o risco de se investir na economia brasileira aumente em virtude do aumento do risco conforme avaliado pelo JP Morgan. Esse resultado deve ser relativizado pelo fato de que o Risco-País medido pelo EMBI envolve componentes subjetivos e que, no período recente, em virtude do acúmulo de reservas internacionais e de menores níveis da taxa de juros, o Risco-País caiu substancialmente. Isso significa que o efeito esperado da PII sobre o EMBI não é amplo. O exame da ADV corrobora isso, pois a PII explica menos de 3% do comportamento do Risco-País (conforme Tabela A.2). Em outras palavras, interpreta-se que as percepções de mercado podem não ter sido dependentes da forma de inserção externa brasileira, implicando que o rápido aumento do passivo externo não impôs diferença sobre o patamar prévio do Risco-País, pois este já se encontrava em um patamar historicamente baixo.

Já o efeito do saldo em transações correntes sobre o EMBI é significativo, pois, após 10 períodos, mais de 30% da variância do EMBI é explicada pelo TC_PIB. Esse efeito é confirmado pelo teste de causalidade de Granger, que mostra que, na Tabela A.3, há uma relação bicausal entre o Risco-País e o saldo em transações correntes, isto é, no sentido de Granger, o EMBI causa TC_PIB, bem como TC_PIB causa EMBI.

O primeiro impacto de um choque na PII sobre os juros é positivo, conforme a Figura 2, de forma que a taxa de juros aumenta quando se eleva a vulnerabilidade externa. Uma explicação para tal comportamento é a de que o Governo reage à elevação do passivo externo brasileiro aumentando a taxa de juros para dar continuidade à atração de capitais estrangeiros, elemento importante para o financiamento das contas externas, haja vista os recorrentes déficits em transações correntes no período analisado. No entanto, após dois trimestres do choque, a taxa de juros cai, voltando ao seu nível normal no quinto trimestre posterior ao impulso dado pela PII. Assim, há uma relação mais direta entre juros e vulnerabilidade externa, o que é corroborado pela ADV, pois aproximadamente 12% da variância da taxa de juros são explicados pela PII.

Enquanto isso, o efeito da PII sobre a taxa de câmbio é oscilante. O câmbio cai após um choque na vulnerabilidade externa, sendo que passa a aumentar no segundo trimestre, após o choque inicial, e, no quinto trimestre, volta a cair um pouco. Há também uma relação bicausal entre a taxa de câmbio e o saldo em transações correntes, o que parece óbvio, uma vez que o déficit em transações correntes no período recente foi provocado, entre outros motivos, pela forte apreciação cambial. Da mesma forma, um balanço de pagamentos com saldo em transações correntes deficitário é

financiado pela forte entrada de capitais estrangeiros, que leva a variações da taxa de câmbio. Contudo grande parte da variância do câmbio foi explicada pelo Risco-País, como mostra a Tabela A.2, sendo que o EMBI explica mais de 40% da variância do CAMBLOG. Esse efeito também foi observado pelo teste de causalidade de Granger, que mostrou que há uma relação de causalidade do EMBI para o câmbio.

No que toca à análise da causalidade de Granger da vulnerabilidade externa, a única variável que a PII causou nesse modelo foi a taxa de câmbio, conforme Tabela A.3. Isso indica, mais uma vez, a relação fraca entre transações correntes e PII, pois não há relação de causalidade entre essas variáveis.

Finalmente, cabe comentar como é decomposta a variância da PII. A variável que é responsável por maior parte de sua variância é o EMBI, seguida da taxa de juros, que, juntas, explicam mais de 50% da PII (Tabela A.2). Isso significa que a maior parte da variação da vulnerabilidade externa no Brasil está associada a movimentos do Risco-País e da taxa de juros. Nesse caso, não é nada desprezível também o papel da taxa de câmbio na decomposição da variância da PII, que alcança aproximadamente 18%. Por sua vez, o saldo em transações correntes explica menos de 7% da variância da PII, o que denota uma relação mais fraca entre o lado real da economia e a fragilidade do setor externo. Assim, pode-se dizer que as variáveis que impactam o potencial de vulnerabilidade brasileira, no modelo analisado, são aquelas ligadas ao comportamento do mercado financeiro internacional.

5 Considerações finais

Destaca-se, neste trabalho, que países emergentes que dependem de capitais estrangeiros para o equilíbrio do balanço de pagamentos e da taxa de câmbio estão sujeitos aos ciclos de liquidez internacional. Assim, não basta o país melhorar seus indicadores de endividamento interno e externo, pois os déficits de transações correntes terão que ser financiados pelos recursos financeiros externos, que geram impactos negativos sobre os níveis da taxa de juros e de câmbio. No caso da economia brasileira, viu-se que a instabilidade financeira está associada ao peso de capitais de curto prazo no balanço de pagamentos e que a estratégia de inserção externa tem provocado um grande acúmulo de passivos externos, o que nos remete a repensar a necessidade de um sistema de regulação financeira doméstica adequada. O excesso de entrada de recursos estrangeiros permite a formação de reservas internacionais, mas tende a piorar o déficit de transações correntes em virtude da apreciação cambial. Concomitantemente, há a as-

sunção de estoques de passivos externos, a fim de financiar os déficits de transações correntes. Forma-se, assim, um círculo vicioso, isto é, uma armadilha de difícil reversão, pois esses estoques são remunerados ao longo do tempo e eventualmente honrados em algum momento futuro.

A análise empírica realizada por meio de um modelo VEC mostrou que há um impacto negativo da Posição Internacional de Investimentos brasileira nos níveis da taxa de juros e de câmbio, bem como no patamar do Risco-País e no saldo em transações correntes. Não obstante isso, a relação entre a PII e o saldo TC_PIB foi mais fraca do que a relação entre PII e juros, câmbio e Risco-País. Isto permite concluir que há uma relação mais próxima do acúmulo de passivo externo com variáveis macroeconômicas, que representam especialmente a condução da política monetária e cambial no Brasil. Dito de outra maneira, concluímos que as variações da vulnerabilidade externa (representada pela PII) explicam muito mais as variáveis que representam o mercado financeiro do que a balança de transações correntes, que representa o lado real da economia.

Assim, se é o peso da dimensão financeira que representa a reinserção internacional brasileira nos últimos anos e que tem levado aos altos níveis de juros e à volatilidade cambial, deve-se utilizar alguma estratégia que diminua ou que selecione a entrada de capitais estrangeiros. O elevado grau de abertura financeira, analisado por meio dos influxos de capitais, tem causado impactos relevantes, sobretudo sobre o câmbio, desafiando a condução de políticas macroeconômicas no Brasil. Esse cenário continuará, caso o contexto de elevado apetite por risco (e, assim a demanda por ativos de países emergentes) predomine nos próximos meses e/ou anos.

Dessa forma, destaca-se a necessidade de medidas mais concretas, que inibam efetivamente a especulação dos investidores estrangeiros. Isso poderia ser atingido por meio de um controle de entrada articulado com um controle sobre a saída de capitais e que fosse exógeno aos contextos de crises financeiras. Além disso, a imposição de um requerimento de reserva não remunerada (ou formas de quarentena) poderia ser mais enfatizada. Mais ainda, torna-se imperioso: taxar amplamente os fluxos financeiros, a partir do estabelecimento de limites, margens e depósitos para os capitais que entram no País; regulamentar a operação de bancos em moeda estrangeira; bem como controlar o mercado futuro de dólares. Deve-se pensar, também, em políticas alternativas de controles de capitais, como os controles quantitativos que se referem à proibição de toda e qualquer movimentação de capitais de cunho especulativo em um determinado período de tempo. Essas seriam algumas possíveis estratégias para a economia brasileira e que estão incluídas no rol dos controles de capitais e da regulação prudencial.

Ademais, a análise prévia do perfil dos fluxos financeiros a partir do exame de cada subconta da conta financeira do balanço de pagamentos constitui uma importante estratégia para compreensão de quais capitais “atacar” durante a implementação de diferentes tipos de controles, bem como os seus possíveis “dribles”. Muitas vezes, os fluxos financeiros mais taxados não são os mais especulativos e voláteis. É necessário, portanto, um detalhado exame das características dos fluxos de capitais direcionados para o Brasil. Está claro que a desregulamentação financeira dos mercados permitiu uma enorme alavancagem de recursos e uma conseqüente perda financeira. O processo de regulamentação doméstica, cada vez mais salutar, deve passar por uma análise do perfil dos capitais ingressantes.

Apêndice

Tabela A.1

Testes de diagnóstico dos resíduos do modelo de vetores autorregressivos com correção de erros (VEC)

TESTES		ESTATÍSTICA	PROBABILIDADE
Autocorrelação dos resíduos	Estat-LM (3).....	24,16194	0,5100
Normalidade	Cholesky	1,296575	0,9353
Heteroscedasticidade	White	400,8408	0,7416

FONTE DOS DADOS BRUTOS: Banco Central do Brasil (2014).

Instituto De Pesquisa Econômica Aplicada (2014).

NOTA: Foi utilizado o *software* Eviews 7.0.

Tabela A.2

Análise de decomposição da variância

a) decomposição da variância de TC_PIB

PERIOD	S.E.	TC_PIB	EMBILOG	PIILOG	CAMBLOG	JUROSLOG
1	0,229034	100,0000	0,000000	0,000000	0,000000	0,000000
5	1,253560	66,01840	58,93885	58,93885	10,67588	14,76914
10	2,293205	58,93885	6,689345	1,167419	12,75362	20,45076

b) decomposição da variância de EMBILOG

PERIOD	S.E.	TC_PIB	EMBILOG	PIILOG	CAMBLOG	JUROSLOG
1	0,073267	0,441039	99,55896	0,000000	0,000000	0,000000
5	0,148016	14,86998	71,89865	2,433147	0,425864	10,37236
10	0,198825	30,41343	54,85214	2,183997	6,214717	6,335715

c) decomposição da variância de PIILOG

PERIOD	S.E.	TC_PIB	EMBILOG	PIILOG	CAMBLOG	JUROSLOG
1	0,061085	1,848067	34,20741	63,94452	0,000000	0,000000
5	0,090847	6,839261	35,12876	32,83945	16,89507	8,297444
10	0,124260	6,493282	31,03756	23,35394	17,64575	21,46947

d) decomposição da variância de CAMBLOG

PERIOD	S.E.	TC_PIB	EMBILOG	PIILOG	CAMBLOG	JUROSLOG
1	0,030427	4,629576	51,63557	1,744924	41,98993	0,000000
5	0,079420	7,108431	40,27287	0,501947	48,09223	4,024524
10	0,098201	4,751898	41,64008	0,702103	50,01458	2,891336

e) decomposição da variância de JUROSLOG

PERIOD	S.E.	TC_PIB	EMBILOG	PIILOG	CAMBLOG	JUROSLOG
1	0,032521	6,726324	1,841783	12,96691	0,560475	77,90451
5	0,092391	21,52674	2,294124	11,71969	3,789870	60,66958
10	0,102630	20,17727	2,654333	11,91813	11,26913	53,98113

FONTE DOS DADOS BRUTOS: Banco Central do Brasil (2014).

Instituto De Pesquisa Econômica Aplicada (2014).

NOTA: 1. Foi utilizado o *software* Eviews 7.0.

2. Ordenação de Cholesky: TC_PIB, EMBILOG, PIILOG, CAMBLOG e JUROSLOG.

Tabela A.3

Teste de causalidade de Granger

HIPÓTESE NULA	OBS	ESTATÍSTICA F	PROBABILIDADE
EMBILOG não causa Granger CAMBLOG	48	342,192	0,01719
CAMBLOG não causa Granger EMBILOG		190,690	0,12865
JUROSLOG não causa Granger CAMBLOG	48	110,307	0,36882
CAMBLOG não causa Granger JUROSLOG		0,50682	0,73095
PIILOG não causa Granger CAMBLOG	48	254,738	0,05453
CAMBLOG não causa Granger PIILOG		120,589	0,32379
TC_PIB não causa Granger CAMBLOG	48	260,888	0,05023
CAMBLOG não causa Granger TC_PIB		395,575	0,00866
JUROSLOG não causa Granger EMBILOG	48	0,67064	0,61630
EMBILOG não causa Granger JUROSLOG		133,135	0,27551
PIILOG não causa Granger EMBILOG	48	0,14649	0,96347
EMBILOG não causa Granger PIILOG		0,42999	0,78606
TC_PIB não causa Granger EMBILOG	48	275,315	0,04145
EMBILOG não causa Granger TC_PIB		233,217	0,07273
PIILOG não causa Granger JUROSLOG	48	0,20178	0,93587
JUROSLOG não causa Granger PIILOG		164,313	0,18291
TC_PIB não causa Granger JUROSLOG	48	133,941	0,27265
JUROSLOG não causa Granger TC_PIB		108,972	0,37504
TC_PIB não causa Granger PIILOG	48	0,65733	0,62531
PIILOG não causa Granger TC_PIB		0,73873	0,57130

FONTE DOS DADOS BRUTOS: Banco Central do Brasil (2014).

Instituto De Pesquisa Econômica Aplicada (2014).

NOTA: Foi utilizado o *software* Eviews 7.0.

Referências

BANCO CENTRAL DO BRASIL (BCB). **Estatísticas do Setor Externo:** Adoção da 6ª Edição do Manual de Balanço de Pagamentos e Posição Internacional de Investimentos (BPM6). Brasília, DF, 2015. (Nota Metodológica, n. 4 — Dívida externa).

BANCO CENTRAL DO BRASIL (BCB). **Notas metodológicas do balanço de pagamentos.** Brasília, DF, 2001. (Notas técnicas do Banco Central do Brasil, 1).

BANCO CENTRAL DO BRASIL (BCB). **Sistema Gerenciador de Séries Temporais.** 2014. Disponível em:

<<https://www3.bcb.gov.br/sgspub/localizarseries/localizarSeries.do?method=prepararTelaLocalizarSeries>>. Acesso em: 31 mar. 2014.

BIAGE, M.; CORRÊA, V. P.; NEDER, H. D. Risco País, fluxos de capitais e determinação da taxa de juros no Brasil: uma análise de impactos por meio da metodologia VEC. **Revista EconomiA**, Brasília, DF, v. 9, n. 1, p. 63-113, 2008.

BIANCARELI, A. M. Riscos na travessia? O financiamento externo e os desafios futuros da economia brasileira. In: CARNEIRO, R. M.; MATIJASCIC, M. **Desafios do Desenvolvimento Brasileiro**. Brasília, DF: IPEA, 2011. p. 87-102.

BUENO, R. L. **Econometria de Séries de Tempo**. [S.l.]: Cengage Learning, 2011.

CAMPBELL, J. Y.; PERRON, P. **Pitfalls and Opportunities: What Macroeconomics should know about unit roots**. Princeton: Department of Economics, Econometric Research Program, 1991. (Papers, 360).

CARCANHOLO, M. D. **Abertura Externa e Liberalização Financeira: Impactos sobre Crescimento e Distribuição no Brasil dos Anos 90**. 2002. 236 f. Tese (Doutorado em Economia) - Universidade Federal do Rio de Janeiro, Rio de Janeiro, 2002.

CHESNAIS, F. A Globalização e o curso do capitalismo de fim-de-século. **Economia e Sociedade**, Campinas, v. 5, p. 1-30, dez. 1995.

CINTRA, M. A. M.; PRATES, D. M. Os fluxos de capitais para o Brasil nos anos 90. In: LACERDA, A. C. de. (Org.). **Crise e Oportunidade: O Brasil e o Cenário internacional**. São Paulo: Sobeet; Lazuli, 2005. p. 220-263.

ENDERS, W. **Applied econometric time series**. 2. ed. New York: John Wiley, 2004.

FRENKEL, R. **From the Boom in Capital Inflows to Financial Traps**. [S.l.]: Initiative for Policy Dialogue, 2004. (IPD Working Paper).

GABRIEL, L. F.; OREIRO, J. L. Fluxos de capitais, fragilidade externa e regimes cambiais: uma revisão teórica. **Revista de Economia Política**, São Paulo, v. 28, n. 2, p. 331-357, 2008.

INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA (IPEA). **IPEAdata**. 2014. Disponível em: <<http://www.ipeadata.gov.br/>>. Acesso em: 31 mar. 2014.

KRUGMAN, P. **Crises Monetárias**. São Paulo: Makron Books, 2001.

LAAN, C. V.; CUNHA, A. M.; LÉLIS, M. T. A estratégia de acumulação de reservas no Brasil no período 1995-2008: uma avaliação crítica. **Economia e Sociedade**, Campinas, v. 21, n. 1, p. 1-38, 2012.

OSTRY, J. *et al.* **Capital Inflows: the role of controls**. [S.l.]: International Monetary Fund, 2010.(IMF Staff Position Note).

PESARAN, M. H.; SHIN, Y. Generalized Impulse Response Analysis in Linear Multivariate Models. **Economics Letters**, [S.l.], v. 58, n. 1, p. 17-29, 1998.

PINTO, E. C. O eixo sino-americano e a inserção externa brasileira: antes e depois da crise. In: ACIOLY, L.; CINTRA, M. A. M. (Org.). **Inserção internacional brasileira: temas de economia internacional**. Brasília, DF: Ipea, 2010. v. 2, p. 81-132. (Série Eixos Estratégicos do Desenvolvimento Brasileiro; Inserção Internacional Brasileira Soberana, livro 3).

RODRIG, D. Está na hora de recuar. **Valor Econômico**, São Paulo, 19 mar. 2011. Disponível em: <<http://www.valor.com.br/arquivo/877753/esta-na-hora-de-recuar>>. Acesso em: 20 out. 2013.

ROGOFF, K. Rethinking Capital Controls: When Should We Keep an Open Mind? **Finance and Development**, Washington, DC, v. 39, n. 4, 2002. Disponível em: <<http://www.imf.org/external/pubs/ft/fandd/2002/12/rogooff.htm>>. Acesso em: 21 nov. 2014.

STIGLITZ, J. Capital market liberalization, economic growth, and instability. **World Development**, [S.l.], v. 28, n. 6, p. 1075-1086, 2000.

UNITED NATIONS CONFERENCE ON TRADE AND DEVELOPMENT (UNCTAD). **World Investment Report 2012: Towards a New generation of investment Policies**. New York; Genova, 2012.

Havia déficits gêmeos no Brasil entre 1997 e 2012?*

Sergio R. B. Gadelha**

Doutor em Economia pela Universidade Católica de Brasília, Analista de Finanças e Controle da Secretaria do Tesouro Nacional

Luciana Miyuki Ikuno***


Especialista em Economia e Finanças pelo Centro de Estudos e Pesquisa em Economia e Gestão Governamental, em convênio com a Faculdade JK, Mestre em Ciências Contábeis pela Universidade de Brasília

Resumo

O objetivo deste estudo é investigar a relação de causalidade temporal entre déficit orçamentário e déficit em conta corrente, uma vez que o gerenciamento desses déficits é importante na promoção da estabilidade macroeconômica e no crescimento econômico sustentável, no caso brasileiro. Os resultados empíricos obtidos a partir da análise das funções de impulso-resposta e do teste de causalidade de Granger de um modelo de vetores autorregressivos (VAR) estimado mostra a existência de relação de bi-causalidade entre essas duas variáveis, rejeitando a hipótese dos déficits gêmeos para o Brasil, no período pós-Plano Real. Nesse caso, uma política de corte de déficit público não é suficiente para reduzir o déficit em conta corrente do balanço de pagamentos. Ações adicionais são necessárias e

* As opiniões expressas neste artigo são de exclusiva responsabilidade dos autores, não expressando necessariamente a posição da Secretaria do Tesouro Nacional. Quaisquer erros ou omissões são de exclusiva responsabilidade dos autores. Uma versão preliminar deste estudo foi submetida na forma de *working paper* na série Textos para Discussão da Secretaria do Tesouro Nacional (www.tesouro.fazenda.gov.br).

Artigo recebido em mar. 2014 e aceito para publicação em out. 2015.

 Este trabalho está licenciado sob uma Licença Creative Commons Atribuição-NãoComercial 4.0 Internacional.

Open Acces (Acesso Aberto)

Revisora de Língua Portuguesa: Elen Azambuja

** *E-mail:* professor.sergio.gadelha@gmail.com

*** *E-mail:* luciana.miyuki@gmail.com

compreendem diversas políticas, como, por exemplo, política de determinação das taxas de juros, política cambial e política de incentivo às exportações.

Palavras-chave

Política fiscal; déficits gêmeos; teste de causalidade de Granger

Abstract

The aim of this study is to investigate the temporal causality relationship between budget deficit and current account deficit, since tackling these deficits is important to promote macroeconomic stability and sustainable economic growth, in the case of Brazil. The empirical results obtained from the impulse-response functions analysis and the Granger causality test of an estimated vector autoregressive (VAR) model shows that bi-directional causality runs between these two variables, rejecting the twin deficit hypothesis for Brazil, in the post-Real Plan period. In this case, it is not sufficient for the Government to cut the budget deficit in order to reduce the current account deficit on the balance of payments. Additional actions are needed and they comprise various policies, namely, the exchange rate policy, the interest rates determination and export promotion policies.

Keywords

Fiscal policy; twin deficits; Granger causality test

Classificação JEL: C32, E62, F32, F41, H62

1 Introdução

A hipótese dos déficits gêmeos, baseada na crença de que os déficits fiscais são positivamente relacionados com os déficits externos, tem sido o pilar da política fiscal em diversos países. Os estudos internacionais relacionados a eles foram primeiramente impulsionados, por volta da década de 80, pela identificação de que a deterioração fiscal ocorrida nos Estados

Unidos sob a Administração Reagan havia sido acompanhada por déficits comerciais persistentes (CORSETTI; MULLER, 2006).

A presença de déficits gêmeos pode levar a uma massiva distorção nos recursos financeiros, à acumulação de dívida e à restrição ao desenvolvimento e ao crescimento da economia de uma nação.¹ Além disso, podem-se gerar tensões políticas e mudanças na condução da política macroeconômica. Rubin, Orzag e Sinai (2004) relatam evidências de que a presença desses déficits pode influenciar negativamente a expectativa e a confiança dos agentes, levando a um ciclo negativo e retroalimentado entre déficits fiscais, mercados financeiros e economia real. Por exemplo, os participantes nos mercados de câmbio e nos mercados de crédito internacional podem ter perda de confiança, na medida em que se preocupam com a trajetória dos déficits orçamentários e de contas externas. Como resultado, os investidores e os credores podem não realocar os fundos financeiros em investimentos em outros países, provocando uma fuga de capitais que, eventualmente, pode provocar uma valorização/apreciação da moeda nacional.

O estudo da relação de causalidade entre déficit governamental e déficit externo trata-se de tema relevante ao atual debate acadêmico, com importantes implicações para a política econômica, uma vez que um requisito fundamental para o crescimento econômico sustentável de uma nação é que esses déficits estejam sob controle. Além disso, a questão se o déficit externo é um bom preditor do déficit governamental, e vice-versa, é de alta importância para a análise de se e como esses déficits podem ser financiados (BOHN; INMAN, 1996). De acordo com Kalou e Paleologou (2012), é possível testar quatro hipóteses associadas à relação entre déficit orçamentário e déficit em conta corrente do balanço de pagamentos.

A primeira hipótese está associada à relação de causalidade unidirecional do déficit orçamentário para o déficit em conta corrente do balanço de pagamentos ($DG \rightarrow DTC$), validando a hipótese dos déficits gêmeos (BUSIÈRE; FRATZSCHER; MULLER, 2005; CHINN; ITO, 2007; CHINN; PRASAD, 2003), e fundamenta-se em duas explicações teóricas, a saber, o modelo Mundell-Fleming e a teoria keynesiana da absorção. A abordagem do modelo Mundell-Fleming (FLEMING, 1962; MUNDELL, 1963) postula que, sob o regime de câmbio flexível, o aumento do déficit orçamentário resulta em um crescimento da demanda agregada e da taxa real de juros doméstica, o que, por consequência, eleva a entrada líquida de capitais internacionais no País. O excesso de moeda estrangeira no País resulta em uma apreciação real da moeda nacional e na deterioração da balança co-

¹ É preciso ressaltar que esse argumento é válido exceto para o país emissor da moeda de referência internacional, ou seja, os Estados Unidos, única nação que não precisa se preocupar com a restrição externa.

mercantil, por meio do desestímulo às exportações e do aumento das importações, levando a uma deterioração do saldo em conta corrente. A segunda explicação teórica da relação entre os déficits gêmeos é a teoria keynesiana da absorção, a qual sugere que um aumento no déficit governamental provoca uma elevação na absorção doméstica e, portanto, na renda doméstica. O aumento na renda doméstica estimula as importações e, eventualmente, provocará déficits na balança comercial e em conta corrente do balanço de pagamentos (ABELL, 1990; AHMED, 1986; BACHMAN, 1992; DIBOGLU, 1997; LEACHMAN; FRANCIS, 2002; PIERSANTI, 2000; ROSENSWEIG; TALLMAN, 1993; VAMVOUKAS, 1997).²

Uma segunda hipótese informa que a deterioração do saldo em conta corrente do balanço de pagamentos resulta em um aumento do déficit orçamentário (ANORUO; RAMCHANDER, 1998; BAHARUMSHAH; LAU; KHALID, 2006; HATEMI; SHUKUR, 2002; KHALID; TEO, 1999; KIM; KIM, 2006; KOUASSI; MOUGOUÉ; KYMN, 2004). Essa causalidade reversa, ou seja, a existência de uma relação de causalidade unidirecional do déficit em conta corrente do balanço de pagamentos para o déficit orçamentário ($DTC \rightarrow DG$) foi chamada de “meta de saldo em conta corrente” por Summers (1988). Esse resultado ocorre quando a deterioração do saldo em conta corrente do balanço de pagamentos leva a um ritmo mais lento de crescimento e, portanto, eleva o déficit governamental. Um país que experimenta uma crise financeira ou de solvência de sua dívida pública devido a excessivos déficits em conta corrente do balanço de pagamentos pode enfrentar uma situação em que grandes injeções de recursos públicos são necessárias para reabilitar setores financeiros desestruturados, melhorar o sistema de governança corporativa e atenuar uma recessão, por exemplo. Trata-se de um resultado especificamente relacionado a pequenas economias abertas, que dependem principalmente do fluxo de entrada de capitais internacionais (por exemplo, investimentos diretos estrangeiros) para financiar seu desenvolvimento e sustentar o seu crescimento econômico (KALOU; PALEOLOGOU, 2012).

A terceira hipótese, baseada na teoria da equivalência ricardiana, mostra que não há relação de causalidade entre o déficit orçamentário e o déficit em conta corrente do balanço de pagamentos ($DTC \leftrightarrow DG$), de modo que a hipótese dos déficits gêmeos não encontraria respaldo teórico ou empírico (BARRO, 1974, 1989). Krugman (1992) destaca a fragilidade do vínculo

² A partir da nova metodologia do balanço de pagamentos vigente no Brasil, segundo o Manual de Balanço de Pagamentos do Fundo Monetário Internacional ([1993]), pode-se argumentar que um déficit na balança comercial poderá resultar em um déficit em conta corrente do balanço de pagamentos (isto é, um déficit em transações correntes), se os saldos da balança de renda, da balança de serviços e de transferências unilaterais correntes não forem suficientes para reverter o déficit da balança comercial.

existente entre desequilíbrios orçamentários e desequilíbrios comerciais. Em primeiro lugar, o desequilíbrio fiscal pode apenas deslocar os investimentos privados, isto é, provocar o efeito-deslocamento (*crowding-out*), ou estimular a poupança privada sem afetar o saldo em conta corrente, conforme postula a teoria da equivalência ricardiana. Além disso, Krugman (1992) argumenta que não são claros os canais de transmissão através dos quais um excesso da absorção doméstica sobre o produto nacional causaria efeitos adversos no saldo em conta corrente do balanço de pagamentos. Em vez disso, mudanças no saldo em conta corrente dependem de alterações na distribuição dos gastos mundiais, que, por sua vez, dependem de mudanças na taxa de câmbio real. A força condutora por trás da conta corrente do balanço de pagamentos é a resposta do consumo a vários choques na economia (KAUFMANN; SCHARLER; WINCKLER, 2002).

Finalmente, a quarta hipótese defende a existência de uma relação de bi-causalidade entre o déficit orçamentário e o déficit em conta corrente do balanço de pagamentos ($DTC \leftrightarrow DG$). Essa estrutura sugere que déficits fiscais provocam efeitos adversos ao saldo em conta corrente do balanço de pagamentos, ao passo que a deterioração das contas externas piora as contas fiscais de um país (ARIZE; MALINDRETOS, 2008; BAHARUMSHAH; LAU; KHALID, 2006; JAYARAMAN; CHOONG, 2007; KOUASSI; MOUGOUÉ; KYMN, 2004; LAU; TANG, 2009). As crises cambiais ocorridas em países da América Latina na década de 80 são apontadas como um exemplo em que se observou a relação de bi-causalidade entre essas duas variáveis.

A motivação para a realização deste estudo reside no fato de que a literatura empírica brasileira ainda é escassa em responder ao seguinte questionamento: a hipótese dos déficits gêmeos é válida para a economia brasileira no período pós-Plano Real?

A relação de causalidade entre déficit orçamentário e déficit externo continua sendo tema não consensual entre pesquisadores e formuladores de políticas, e, apesar da existência de inúmeros estudos empíricos e teóricos sobre o assunto, os resultados ainda permanecem inconclusivos para o caso brasileiro. Por exemplo, enquanto Rezende (2001)³, Silva, Lopes e

³ Rezende (2001, p. 293) cita o período da década de 70 e início dos anos 80 como um exemplo da validade da hipótese dos déficits gêmeos no Brasil e também destaca dois principais mecanismos de transmissão: “[...] o primeiro é de absorção: um aumento do déficit público eleva a demanda agregada e as importações, contribuindo para o aumento do déficit em conta corrente. O segundo pode ocorrer por meio da taxa de juros e do câmbio. O aumento do déficit público pressiona o mercado monetário e eleva a taxa de juros. O diferencial dos juros interno e externo provoca o aumento na entrada de capitais, o que na hipótese de uma taxa de câmbio flexível, leva a sobrevalorização cambial. Finalmente, com câmbio sobrevalorizado há um estímulo para aumentar as importações e reduzir as exportações, gerando um déficit externo”.

Alves (2012) defendem a existência da hipótese dos déficits gêmeos, Islam (1998) acredita em uma relação de bi-causalidade entre esses dois déficits no Brasil. Por essa razão, o presente estudo visa preencher uma lacuna existente na literatura sobre o tema, tomando como referência o período pós-Plano Real.

Em vista disso, o objetivo geral deste estudo é testar empiricamente a relação de causalidade entre déficit orçamentário e déficit externo, a fim de verificar qual das quatro hipóteses citadas anteriormente é válida para o caso brasileiro, usando dados mensais que cobrem o período de janeiro de 1997 a dezembro de 2012. Para a realização dessa investigação empírica, propõe-se, como objetivos específicos, o uso de técnicas de econometria de séries temporais, a partir da estimação de um modelo vetorial autorregressivo (VAR), como, por exemplo, o teste de causalidade de Granger, as análises das funções de impulso-resposta generalizadas e a decomposição da variância dos erros de previsão. O teste de causalidade de Granger, em particular, se revela adequado nesse contexto, sendo importante para os formuladores de políticas econômicas na tomada de decisões corretas para superar situações de instabilidade econômica. Por exemplo, se os desequilíbrios orçamentários causam efeitos adversos no saldo da conta corrente do balanço de pagamentos, então a política fiscal precisa ser mais prudente.

Este estudo contribui à literatura empírica por identificar a existência de uma relação de bi-causalidade de Granger entre déficit orçamentário e déficit em transações correntes no Brasil, no período analisado, corroborando as evidências obtidas por Islam (1998). Os resultados alcançados a partir das funções de impulso-resposta e da análise da decomposição da variância dos erros de previsão corroboram essas evidências, sugerindo que a hipótese dos déficits gêmeos não é confirmada para a economia brasileira.

O presente trabalho é estruturado em cinco seções. Além desta **Introdução**, a segunda seção trata da revisão de literatura sobre as principais teorias relacionadas aos déficits gêmeos e as pesquisas relacionadas ao tema. A terceira seção descreve a metodologia utilizada neste estudo. A quarta seção aborda a descrição das variáveis e o tratamento dos dados. A quinta seção reporta os resultados econométricos obtidos. Finalmente, a última seção apresenta as considerações finais e as implicações de políticas econômicas sobre os principais aspectos referentes ao tema analisado.

2 Revisão de literatura

2.1 Hipótese dos déficits gêmeos

A hipótese dos déficits gêmeos surge da afirmação de que o déficit público resulta em um déficit em transações correntes. Apesar de não haver um consenso nos resultados empíricos de estudos relacionados ao tema, essa relação é demonstrada teoricamente por meio das identidades macroeconômicas para uma economia aberta e com governo. Desse modo, partindo do pressuposto macroeconômico de que o investimento é igual à poupança, tem-se:

$$I = S \Leftrightarrow I_p + I_g = S_p + S_g + S_e \quad (1)$$

em que I denota investimento e S denota poupança. Considerando que I é formado pelo investimento privado (I_p) e pelo investimento do governo (I_g), e que S é formado pela poupança privada (S_p), pela poupança governamental (S_g) e pela poupança externa (S_e), verifica-se que:

$$\begin{aligned} (I_g - S_g) = (S_p - I_p) + S_e &\Leftrightarrow S_e = -(S_p - I_p) + (I_g - S_g) \\ \Leftrightarrow \underbrace{S_g}_{=DTC} = (I_p - S_p) + \underbrace{(I_g - S_g)}_{=DG} &\Leftrightarrow DTC = DG \therefore I_p = S_p \end{aligned} \quad (2)$$

em que $DG = (I_g - S_g)$ é definido como o déficit público (déficit orçamentário ou déficit governamental), e $(I_p - S_p)$ é o excesso de investimento privado sobre a poupança privada. Por hipótese, os investimentos privados devem ser totalmente financiados pela poupança privada. Uma nação com um déficit em conta corrente acaba por tomar emprestados recursos do resto do mundo, os quais deverão ser pagos no futuro. Por exemplo, se essa nação estiver aplicando os recursos dos empréstimos obtidos no exterior em investimentos mais produtivos disponíveis no resto do mundo, não haverá problemas, porque um investimento lucrativo irá gerar um alto retorno para cobrir o montante principal e os juros desses empréstimos internacionais. Como resultado, a nação irá crescer, apesar de seu estoque de dívida pública externa. Por outro lado, se o déficit em conta corrente ocorre por razão de se elevar a parcela de consumo, sem que haja melhoria no estoque de capital, então esse déficit irá fazer com que a nação tenha menos capacidade de pagar sua dívida pública externa no futuro.

De acordo com o conceito de déficits gêmeos, movimentos no déficit orçamentário levam a mudanças similares no déficit em conta corrente do balanço de pagamentos. Contudo, há uma outra forma alternativa de se

analisar a relação entre esses dois déficits, a partir da identidade da renda nacional para uma economia aberta:

$$Y = C + I + G + X - M \Rightarrow \underbrace{X - M}_{TC} = Y - C - I - G \Rightarrow TC = Y - (C + I + G) \quad (3)$$

em que Y é a renda nacional — ou Produto Interno Bruto (PIB) —; C é o consumo privado, ou consumo das famílias; I é o investimento agregado na economia proveniente tanto do setor público quanto do setor privado; G são os gastos governamentais com bens e serviços finais; X são as exportações de bens e serviços; e M são as importações de bens e serviços. A partir da equação (3), o saldo em conta corrente do balanço de pagamentos (TC) pode ser definido, de maneira bastante simplificada, como sendo a diferença entre exportações e importações, em que $(C + I + G)$ pode ser interpretado como o gasto com residentes domésticos ou absorção doméstica.

Em uma economia fechada, ou seja, uma economia sem comércio com o exterior, a poupança interna, ou poupança doméstica, que é a soma da poupança bruta do setor privado mais a poupança governamental ($S = S_p + S_g$), representa a própria poupança nacional (ou poupança agregada) da economia, a qual é igual ao investimento interno, ou investimento agregado ($S = I$). Todavia, no caso de uma economia aberta, essa relação pode ser definida da seguinte forma:

$$S = I \Rightarrow S_p + S_g + S_e = I \Rightarrow S_p + S_g = I - S_e \Rightarrow \underbrace{S_p + S_g}_{S_i} = I + TC \quad (4)$$

em que S_i é a poupança interna, de modo que a poupança agregada passa a ser expressa por $S = S_p + S_g + S_e = S_i + S_e$. Em outras palavras, a poupança agregada passa a ser expressa como a soma da poupança interna com a poupança externa (que, por definição, representa um déficit em transações correntes, isto é, $S_e = -TC$).

A equação (4) estabelece que uma economia aberta utiliza poupança interna e poupança externa para financiar seu investimento agregado, que é composto por investimento privado e investimento público. Em outras palavras, o endividamento externo permite o financiamento do investimento agregado em níveis além daqueles que poderiam ser financiados através de poupança doméstica. A poupança bruta do setor privado é definida como sendo:

$$S_p = Y - T - C \quad (5)$$

em que T é a arrecadação tributária ou, simplesmente, tributação. Já a poupança governamental será definida por:

$$S_g = T - G \quad (6)$$

Substituindo (6) em (4), tem-se:

$$S_p + S_g = I + TC \Rightarrow S_p = I + TC - S_g \Rightarrow S_p = I + TC - (T - G) \Rightarrow S_p = I + TC + (G - T) \Rightarrow \underbrace{-TC}_{=DTC} = I - S_p + \underbrace{(G - T)}_{=DG} \quad (7)$$

A equação (7) postula que um aumento no déficit governamental irá causar um aumento similar no déficit em conta corrente se, e somente se, poupança privada e investimento forem constantes ou iguais. Portanto, sob a hipótese dos déficits gêmeos, o déficit em conta corrente do balanço de pagamentos é uma função do déficit governamental, isto é, $DTC = f(DG)$.⁴

Por sua vez, Resende (2009) argumenta que as identidades das contas nacionais têm uma natureza contábil e representam apenas uma situação de equilíbrio macroeconômico *ex-post*. Para Feldstein (1992, p. 4), a identidade macroeconômica em que se baseia a hipótese dos déficits gêmeos “[...] não é uma teoria econômica ou uma regularidade empírica, mas uma identidade contábil sobre a qual não pode haver nenhum debate”. Esse argumento é reforçado por Simonsen e Cysne (1995, p. 165), ao comentarem que:

A contabilidade nacional [...] não passa de um aglomerado de tautologias [...]. As explicações da inflação e do déficit em transações correntes pelo déficit público [...] pecam extremamente pela extrema pobreza das hipóteses de comportamento [...]. As relações entre causa e efeito são muito mais complexas do que o simples instrumental da contabilidade nacional pode revelar.

Apesar de haver argumentos contrários à sua existência, a hipótese dos déficits gêmeos sempre esteve na vanguarda do debate político-econômico em diversas nações, sendo tema de constante investigação empírica. Por exemplo, Laney (1984) destacou a existência de uma relação de causalidade unidirecional do déficit orçamentário para o déficit em conta corrente, ao investigar a relação entre essas duas variáveis para os Estados Unidos e outras nações em desenvolvimento. Usando estimações por mínimos quadrados ordinários, o autor mostrou que o equilíbrio fiscal como um determinante do equilíbrio das contas externas era estatisticamente significativo e mais regular em países em desenvolvimento do que em nações

⁴ Rezende (2001), através de uma análise teórica, conclui que não há relação sistemática entre os déficits orçamentário e de conta corrente e a poupança nacional, explicando que, em uma economia aberta, a mudança nos preços relativos é o fator que faz com que o déficit público cause insuficiência na poupança nacional (dada uma taxa de investimento) e, consequentemente, a deterioração da conta corrente. Diferentemente, Resende e Vieira (2011) afirmam que essa relação, para economias abertas, se dá no âmbito do circuito *finance-investimento-poupança-funding*. Desse modo, verificam que o déficit público não leva à insuficiência da poupança nacional, devido ao fato de ser válida a precedência do investimento à poupança.

industrializadas. Esse resultado foi corroborado para a economia dos Estados Unidos por Hutchinson e Pigott (1984), Zietz e Pemberton (1990) e Bacham (1992).

Akbostanci e Tunç (2002) estudaram a hipótese dos déficits gêmeos para a economia da Turquia entre 1987 e 2001, e as evidências obtidas indicaram a existência de uma relação de longo prazo entre as variáveis, bem como umnexo de causalidade entre o saldo orçamentário e o saldo das contas externas. Kouassi, Mougoué e Kymn (2004) defendem a hipótese dos déficits gêmeos para Israel, ao passo que Baharumshah, Lau e Khalid (2006) reportam o mesmo resultado para a Tailândia. No que diz respeito aos países membros da Organização Para a Cooperação e Desenvolvimento Econômico (OCDE), Bartolini e Lahiri (2006) encontram evidências da validade da hipótese dos déficits gêmeos.

Corsetti e Muller (2006) constataram a ocorrência de déficits gêmeos no Canadá e no Reino Unido. Argumentam que o canal de transmissão é dado pelas mudanças nos movimentos de preços relativos internacionais; destarte, a propensão e a magnitude dos déficits gêmeos são influenciadas pelo grau de abertura do país e pela persistência dos choques fiscais. Há, no estudo, evidências empíricas de que países maiores e menos abertos, como os Estados Unidos e a Austrália, e com choques fiscais menos persistentes possuem um impacto menor no balanço externo. Nesses países, há uma resposta significativa dos investimentos privados.

Considerando a apreciação da taxa de câmbio real como fator contribuinte para a hipótese dos déficits gêmeos, tanto Salvatore (2006) quanto Araújo *et al.* (2009) testaram essa hipótese empiricamente. Contudo, os autores obtiveram resultados distintos. Salvatore (2006) verificou que a hipótese dos déficits gêmeos foi válida empiricamente para os países do G-7 durante o período de 1973 a 2006, enquanto Araújo *et al.* (2009) rejeitaram a hipótese, através da estimação de um modelo com dados em painel para 35 países, durante os anos de 1991 a 2000.

Hakro (2009) verificou que, a partir da estimação de um modelo VAR de dados de séries temporais multivariados para o Paquistão, havia uma relação de causalidade fluindo do déficit fiscal para os preços, a taxa de juros, o fluxo de capital, a taxa de câmbio e o déficit comercial, sugerindo que fossem feitas intervenções governamentais mínimas no País, pois acreditava que o orçamento equilibrado levaria ao autoajuste desses desequilíbrios e à confiança no comércio internacional.

Grier e Ye (2009) estudaram os déficits gêmeos nos Estados Unidos e verificaram, no curto prazo, um efeito significativamente positivo e persistente entre os déficits, que era inexistente no longo prazo. Ganchev (2010) testou a hipótese de causalidade entre os dois tipos de déficits com dados

da Bulgária. Os resultados obtidos indicaram que, no curto prazo, superávits fiscais se relacionam com déficits em conta corrente maiores. No entanto, no longo prazo, pode-se esperar a correlação positiva entre os déficits fiscais e em conta corrente, desde que a poupança externa tenha influência significativa na economia doméstica através do financiamento do déficit público e privado.

2.2 Hipótese da meta de saldo em conta corrente

Essa hipótese postula que uma queda nas exportações líquidas, causada por outros fatores que não os déficits orçamentários, resulta em um baixo crescimento da economia, impondo pressões crescentes para que o governo expanda os gastos em diversos programas, em um patamar acima de sua arrecadação tributária e que, dessa forma, provoque desequilíbrios no orçamento público. Por exemplo, efeitos adversos no desempenho comercial do setor de agricultura provocados por uma crise econômica e financeira internacional, o que resulta em déficits na balança comercial, poderão exigir um maior aporte de recursos governamentais, para estimular as exportações de produtos agrícolas e diminuir o impacto de uma recessão econômica. Logo, a relação de causalidade unidirecional ocorreria dos déficits em conta corrente do balanço de pagamentos para os déficits fiscais. Summers (1988) encontrou evidências dessa relação de causalidade em nações que adotavam metas de saldos em conta corrente. Já para Reisen (1998), assim como para Khalid e Teo (1999), a causalidade reversa é mais pronunciada em nações em desenvolvimento, como, por exemplo, países da América Latina nas décadas de 80 e 90, os quais possuíam recursos domésticos limitados e forte dependência de recursos externos. Segundo Khalid e Teo (1999), nos países desenvolvidos, ou os déficits externo e público eram independentes, ou tinham uma relação unidirecional do déficit público para o déficit em conta corrente. Já para os países em desenvolvimento, os resultados foram variados, ora apresentando causalidade unidirecional do déficit orçamentário para o déficit em conta corrente do balanço de pagamentos, ora mostrando causalidade unidirecional do déficit em conta corrente para o fiscal, assim como relação de bi-causalidade entre essas duas variáveis.

Alkswani e Al-Towajjari (1999) e Alkswani (2000) fornecem evidências empíricas de causalidade reversa entre déficit governamental e déficit em contas externas para a Arábia Saudita. Merza, Alawin e Bashayreh (2012) verificam se a hipótese dos déficits gêmeos é válida para o Kuwait, utilizando dados trimestrais cobrindo o período de 1993 a 2010. Os resultados obtidos indicam que o déficit em conta corrente Granger-causa o déficit orça-

mentário e que, no longo prazo, há uma relação negativa entre esses dois déficits, ou seja, um aumento no saldo em conta corrente implica a diminuição do superávit orçamentário ou o aumento do déficit orçamentário. Portanto, verifica-se que, nesse caso, não se confirma a hipótese dos déficits gêmeos.

Kalou e Paleologou (2012) testaram a hipótese para o caso da Grécia, para o período de 1960 a 2007. O resultado encontrado mostra que há a causalidade do déficit externo para o déficit interno. Esses autores indicam a possibilidade de o resultado decorrer do fato de o País ser devedor, já que é a nação da União Europeia com o maior índice dívida/PIB, pois uma parte significativa de sua receita é gasta com o pagamento da dívida e dos juros provenientes dela, o que leva à deterioração de sua conta corrente. Assim, o contínuo crescimento da dívida da Grécia levou à piora do déficit orçamentário.

Sobrino (2013) examinou a relação de causalidade entre o saldo em conta corrente do balanço de pagamentos, assim como o superávit fiscal e o gasto governamental para o Peru. Usando dados trimestrais abrangendo o período entre o primeiro trimestre de 1980 e o primeiro trimestre de 2012, os resultados obtidos rejeitaram a hipótese dos déficits gêmeos. Por outro lado, as evidências empíricas indicaram causalidade reversa, isto é, déficits externos Granger-causam déficits fiscais.

2.3 Hipótese da equivalência ricardiana

De acordo com a teoria da equivalência ricardiana, a mudança intertemporal dos tributos não afeta as decisões de consumo das famílias, que são fundamentadas nas suas restrições orçamentárias intertemporais, não influenciando, portanto, a taxa de juros real, a quantidade de investimento e o equilíbrio da conta corrente do balanço de pagamentos (KALOU; PALEOLOGOU, 2012). Assim, mantendo-se constante a taxa de juros real, qualquer redução nos impostos determina uma redução no consumo presente, o que eleva a poupança privada (SOBRINO, 2013). Quando o Governo corta impostos e aumenta seu déficit público, os cidadãos antecipam que esse corte nos impostos representará uma elevada carga tributária no futuro, e o ônus dessa carga tributária recairá sobre as gerações futuras. Logo, os cidadãos reduzem suas despesas com consumo e elevam a poupança privada para compensar a queda na poupança governamental, de modo que o déficit orçamentário não possui efeito sobre o déficit em conta corrente.

Estudos empíricos elaborados por Miller e Russek (1989), Dewald e Ulan (1990), Enders e Lee (1990), Evans e Hasan (1994), Wheeler (1999) e Kaufman, Scharler e Winckler (2002), dentre outros, encontram evidências

para a validade da teoria da equivalência ricardiana, em que os déficits fiscal e externo não são correlacionados. Garcia e Ramajo (2004) argumentam que os déficits governamentais não provocam quaisquer mudanças na taxa de juros e na taxa de câmbio, de modo que não se observa qualquer efeito nos desequilíbrios do balanço de pagamentos.

2.4 Hipótese de *feedback*

A hipótese de *feedback* postula uma relação de bi-causalidade entre déficit orçamentário e déficit externo. Na linha dessa pesquisa, Darrat (1988) utilizou o teste de causalidade de Granger em estrutura multivariada, combinado com o critério de informação de Akaike, para estudar a relação de causalidade entre déficit orçamentário e déficit em conta corrente para os Estados Unidos, em dados trimestrais, cobrindo o período do primeiro trimestre de 1960 ao quarto trimestre de 1984. Os resultados empíricos obtidos mostraram a existência de uma relação de bi-causalidade de Granger entre essas duas variáveis.

Islam (1998) analisou a hipótese dos déficits gêmeos no Brasil, abrangendo desde o primeiro trimestre de 1973 ao quarto trimestre de 1991, e os resultados empíricos encontrados indicaram uma relação de bi-causalidade de Granger entre os déficits externo e público, em um período caracterizado por várias reformas estruturais, instabilidade na economia e elevada inflação. Normandin (1999) também destaca que existe uma relação de bi-causalidade entre os déficits gêmeos na economia do Canadá. Lau e Baharumshah (2004) analisaram a hipótese dos déficits gêmeos na Malásia, cobrindo o período de 1975 a 2000, e os resultados a que chegaram indicaram relação de bi-causalidade de Granger para esse país.

Mukhtar, Zakaria e Ahmad (2007) utilizaram a metodologia de mecanismo de correção de erro e testes de Causalidade de Granger para verificar empiricamente a hipótese dos déficits gêmeos no Paquistão, utilizando-se de dados trimestrais para o período 1975-2005. Os resultados obtidos confirmaram a existência de relação de equilíbrio de longo prazo entre os dois déficits, e a ocorrência de bi-causalidade de Granger entre essas duas variáveis. Mehara e Zamanzadeh (2011) examinaram a relação entre déficit orçamentário corrente e déficit em conta corrente não petrolífero para a economia Iraniana durante o período de 1959 a 2007, baseados na análise de cointegração e na estimação de modelos vetoriais autorregressivos com mecanismos de correção de erro (VECM). Os resultados mostraram a existência de uma relação de bi-causalidade de Granger entre essas duas variáveis.

Silva, Lopes e Alves (2012) investigaram empiricamente a relação entre saldo em transações correntes, investimentos e gastos públicos no Brasil, a fim de verificar como se comporta a conta corrente frente a choques advindos da política fiscal e da necessidade de investimentos e como isso influencia o crescimento econômico do País, no período entre a implementação do Plano Real e meados de 2010. Os resultados do teste de causalidade de Granger indicaram a existência de relação de causalidade unidirecional do gasto do Governo para a conta corrente, evidenciando a hipótese dos déficits gêmeos para a economia brasileira.

3 Estratégia empírica

3.1 Teste de raiz unitária com quebra estrutural endógena

O trabalho pioneiro de Perron (1989) ilustra a importância de se incluir uma quebra estrutural nos testes tradicionais de raízes unitárias, uma vez que esses testes possuem baixo poder na presença de quebras estruturais, tornando-se viesados no sentido da não rejeição da hipótese nula de existência de raiz unitária, mesmo quando a série é estacionária. Pesquisas posteriores mudaram a hipótese de Perron (1989) de que o ponto de quebra é conhecido *a priori* e adotaram um procedimento endógeno para determinar o ponto de quebra a partir dos dados. Sob essa perspectiva, Saikkonen e Lütkepohl (2002) e Lanne, Saikkonen e Lütkepohl (2002) propõem que as quebras estruturais podem ocorrer ao longo de um número de períodos e expõem uma transição suave para um novo nível. Assim, uma função de mudança de nível, que é conhecida pela forma não linear geral $f(\theta)' \gamma$, é acrescentada ao termo determinístico $\mu_1 t$ do processo gerador de dados. O modelo é expresso pela seguinte regressão:

$$q_t = \mu_0 + \mu_1 t + f(\theta)' \gamma + v_t \quad (8)$$

em que θ e γ são parâmetros escalares desconhecidos, ao passo que v_t são erros residuais gerados por um processo AR(p) com possível raiz unitária. A mudança na função $f(\theta)' \gamma$ pode ser: (a) uma variável *dummy* de mudança simples com data de mudança T_b (*shift dummy*); (b) baseada em uma função de distribuição exponencial que permite uma mudança gradual não linear para um novo nível começando no período T_b (*exponencial shift*); (c) uma função racional no operador de defasagem aplicado a uma *dummy* de mudança (*rational shift*). Saikkonen e Lütkepohl (2002) e Lanne, Saikkonen e Lütkepohl (2002) propuseram um teste de raiz unitária baseado

na estimação do termo determinístico por mínimos quadrados generalizados (GLS) e a subtração dessa tendência da série original. Em seguida, um teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) foi desenvolvido para as séries ajustadas. Se a data da quebra é desconhecida, recomenda-se escolher uma ordem de defasagens maior no primeiro passo e, então, apanhar a data de quebra que minimiza a soma dos erros quadrados generalizada do modelo em primeiras diferenças. Valores críticos foram tabulados por Lanne, Saikkonen e Lütkepohl (2002).

3.2 Causalidade multivariada

A análise de causalidade inicia-se pela estimação de um modelo VAR envolvendo todas as variáveis mencionadas anteriormente. O conceito de causalidade no sentido de Granger está associado à ideia de precedência temporal entre variáveis. Assim, se y_t contém informação passada que ajuda na previsão de z_t e se essa informação não está contida em outras séries usadas no modelo, então y_t Granger-cause z_t (GRANGER, 1969). O modelo VAR em forma reduzida de dimensão p pode ser escrito como:

$$X_t = A_0 + A_1X_{t-1} + A_2X_{t-2} + \dots + A_pX_{t-p} + \zeta_t \quad (9)$$

onde X_t é um vetor de variáveis estacionárias, p é o número de defasagens, A_0 é um vetor de interceptos, A_i são matrizes de coeficientes, e ζ_t é um vetor de resíduos não autocorrelacionados e homoscedásticos. A seleção da ordem de defasagem é feita pelos usuais critérios de informação. Como a análise de causalidade não requer a estimação de parâmetros estruturais, não há necessidade de se adotar alguma estratégia de identificação em (9).

A causalidade de Granger da variável x para a variável y é avaliada testando-se a hipótese nula de que os coeficientes da variável x em todas as suas defasagens são, simultaneamente, estatisticamente iguais a zero, na equação em que y é a variável dependente. Caso a hipótese nula seja rejeitada, conclui-se que a variável x Granger-cause a variável y .

Além da causalidade de Granger, nessa etapa, duas outras técnicas econométricas são utilizadas na análise multivariada: as funções impulso-resposta (FIR) e a análise de decomposição de variância (ADV) do erro de previsão.

As funções de impulso-resposta permitem avaliar o comportamento individual das variáveis do sistema em resposta a algum choque em outra variável do modelo. Com esse instrumental, analisa-se a sensibilidade das variáveis, por meio de simulação, a choques específicos em um determina-

do período. Dessa forma, cada coeficiente demonstra a resposta de sua variável no modelo a uma inovação específica, mantendo constantes todas as demais inovações em todos os outros períodos. Em outras palavras, a função impulso-resposta descreve o caminho e as defasagens temporais necessárias para que as variáveis retornem à sua trajetória original. O efeito acumulado de uma mudança de uma unidade em diferentes inovações sobre uma variável é dado pelo somatório dos coeficientes das funções de impulso-resposta (ENDERS, 2010).

Com o objetivo de eliminar o problema de ordenação de variáveis no VAR, a função de impulso-resposta generalizada (FIRG) é utilizada. O principal argumento para esse procedimento é que o impulso-resposta generalizado não varia se houver reordenação de variáveis no VAR. Conforme apontado por Lutkepohl (1991), o método convencional para a análise da função de impulso-resposta aplica a hipótese da ortogonalidade, o que, por conseguinte, faz com que o resultado dependa da ordenação das séries no modelo VAR estimado. Koop, Pesaran e Potter (1996), assim como Pesaran e Shin (1998), desenvolveram a função de impulso-resposta generalizada como forma de eliminar o problema de ordenação das variáveis no modelo VAR. Há duas vantagens potenciais na aplicação desse método (EWING, 2003): (a) a função de impulso-resposta generalizada fornece resultados mais robustos do que o método ortogonalizado, e (b) devido ao fato de a ortogonalidade não ser imposta, a função impulso-resposta generalizada permite interpretar, de forma mais acurada, a resposta do impacto inicial decorrente de cada choque causado por uma variável sobre as demais.

A análise de decomposição de variância é um instrumento utilizado para descrever a dinâmica do sistema na abordagem VAR. Por este método, é possível identificar a proporção da variação total de uma variável devida a cada choque individual nas k variáveis componentes do modelo. A ADV fornece informações sobre a importância relativa de cada inovação sobre as variáveis do sistema (ENDERS, 2010).

A decomposição da variância dos erros de previsão mostra a evolução do comportamento dinâmico apresentado pelas variáveis do sistema econômico ao longo do tempo, isto é, permite separar a variância dos erros de previsão para cada variável em componentes que podem ser atribuídos por ela própria e pelas demais variáveis endógenas, apresentando, isoladamente, em termos percentuais, qual o efeito que um choque não antecipado sobre determinada variável tem sobre ela própria e sobre as demais variáveis pertencentes ao sistema.

A estabilidade dinâmica de um processo autorregressivo pode ser verificada a partir da análise do comportamento das raízes inversas do polinômio característico de um sistema VAR (LÜTKEPOHL, 1991), de acordo com

o seguinte entendimento: (a) se todas as raízes do polinômio característico se encontrarem dentro do círculo unitário, o sistema será estável, uma vez que todas as raízes devem ter módulo menor do que 1; (b) se alguma das raízes do polinômio característico estiverem fora do círculo unitário, isto é, apresentarem módulo maior do que 1, então o sistema é instável, com um comportamento de divergência explosiva; e (c) se ao menos uma das raízes encontrar-se sobre o círculo unitário, então o sistema é não estacionário, podendo apresentar uma trajetória de tendência estocástica ou um passeio aleatório (BIAGE; CORREA; NEDER, 2008).

4 Descrição das variáveis e tratamento dos dados

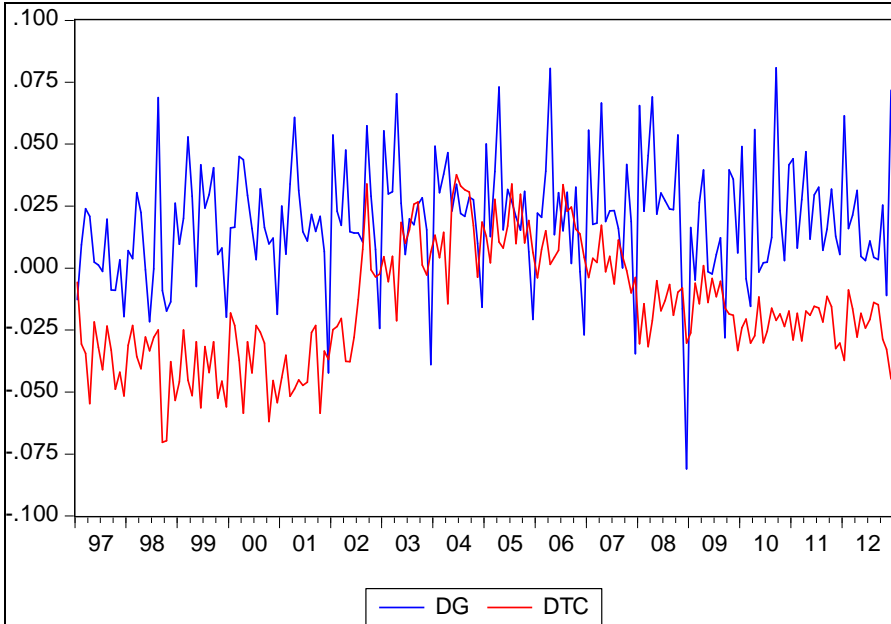
Os dados utilizados no estudo possuem frequência mensal e se referem ao período de janeiro de 1997 a dezembro de 2012, e as séries de saldo em conta corrente do balanço de pagamentos e de saldo orçamentário foram obtidas junto ao sítio eletrônico do IPEA (INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA, 2016). A Figura 1 reporta a trajetória temporal das duas séries em análise. É importante destacar que, entre 1997 e o final do primeiro semestre de 2002, assim como a partir do segundo semestre de 2007, o Brasil conviveu com superávit nas contas públicas e déficit na conta corrente do balanço de pagamentos, em proporção do PIB, o que, a princípio, contraria a validade da hipótese dos déficits gêmeos.

A variável déficit em conta corrente do balanço de pagamentos, ou déficit em transações correntes, representada pela série de saldo em transações correntes, em US\$ milhões, tem como fonte primária o Boletim do Banco Central do Brasil, Seção Balanço de Pagamentos (BCB Boletim/BP), código BPN12_STC12, de acordo com a metodologia do Manual de Balanço de Pagamentos do Fundo Monetário Internacional ([1993]). Os valores em dólares foram convertidos para reais por meio da taxa de câmbio nominal (R\$/US\$) para compra, valor médio (código BM12_ERC12).

Já a variável déficit governamental, representada pela série de necessidade de financiamento do setor público (NFSP), resultado primário do Governo Central, em R\$ milhões, tem como fonte primária o Ministério da Fazenda/Secretaria do Tesouro Nacional (código STN12_NFRPGFTOT12) e corresponde ao critério acima da linha, em que são explicitados os principais fluxos de receitas e despesas.

Figura 1

Evolução do saldo em transações correntes/Produto Interno Bruto (variável DTC_t) e da necessidade de financiamento do setor público/PIB (variável DG_t) — 1997-2012

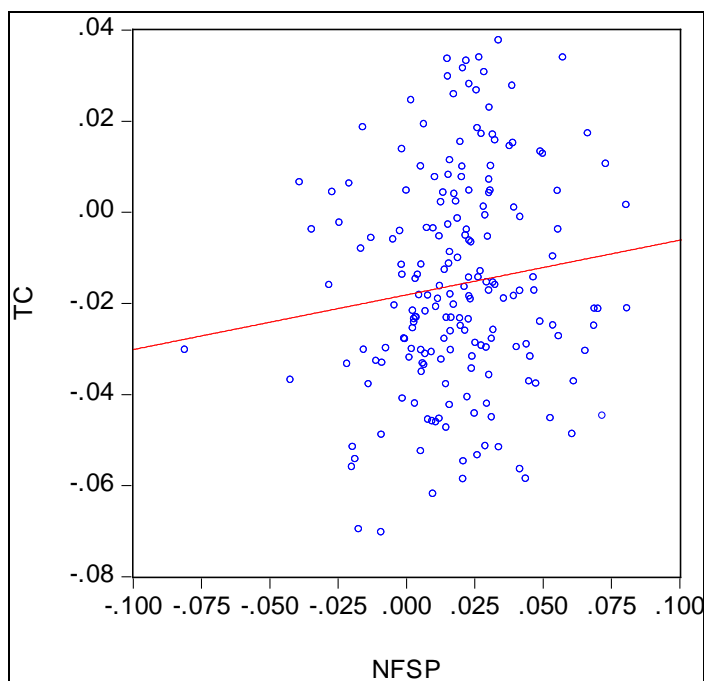


A série do PIB, em R\$ milhões, por sua vez, foi obtida junto ao sítio eletrônico do Banco Central do Brasil (código 4380). As séries do saldo em transações correntes (DTC_t) e do saldo orçamentário (DG_t) são expressas em proporção do PIB.

A Figura 2 a seguir mostra um diagrama de dispersão, estando o déficit em conta corrente do balanço de pagamentos em função do déficit público, ambos em proporção do PIB. Com a inclusão da linha de tendência linear, os resultados evidenciam a baixa correlação entre as variáveis analisadas. O coeficiente de correlação encontrado foi de 0,12, ou seja, foi bastante baixo. É interessante notar que, quando o coeficiente de correlação é calculado considerando um período de defasagem no tempo, isto é, quando se analisa o impacto do superávit primário/PIB de um ano sobre o saldo em transações correntes/PIB do ano subsequente, o valor do coeficiente de correlação é ainda baixo, 0,14, sugerindo que a teoria dos déficits gêmeos não é observada, quando se considera a existência de um efeito defasado. Entretanto, na próxima seção, uma investigação empírica mais profunda será realizada, para verificar a validade da hipótese dos déficits gêmeos para a economia brasileira.

Figura 2

Diagrama de dispersão dos pontos e linha de tendência linear



5 Análise dos resultados

5.1 Teste de raiz unitária com quebra estrutural endógena

Diversos estudos já realizados com o intuito de investigar a validade da hipótese dos déficits gêmeos ignoram os efeitos de quebras estruturais no comportamento das variáveis, quando se analisam suas propriedades de séries temporais. Em vista disso, neste estudo, aplicou-se o teste de Saikkonen e Lütkepohl (SL) (2002), cujo resultado apresentado no Quadro 1 indica que as séries de déficit governamental e de déficit externo, em proporção do PIB, são estacionárias em nível. O teste SL possibilita modelar as quebras estruturais e, dessa forma, identificar a estacionariedade das séries históricas analisadas de quatro maneiras distintas: *impulse dummy*, *shift dummy*, *exponential shift* e *rational shift*. Dada a característica volátil da série DTC_t , a sua ordem de integração somente foi possível de ser identi-

cada por meio das opções *shift dummy* e *exponential shift*, aos níveis de significância de 5% e 10% para a quebra estrutural de setembro de 2002, e ao nível de significância de 10% para a quebra estrutural de setembro de 1998. Haja vista que, das quatro opções fornecidas, duas delas já foram suficientes para identificar que a ordem de integração da série DTC_t é $I(0)$, os resultados obtidos são úteis ao indicar que a referida série atinge sua estacionariedade em nível. Já a série DG_t é $I(0)$, ou seja, atinge a estacionariedade em nível, sendo estatisticamente significativa ao nível de 1% nas quatro opções de modelagem de quebra e nas duas quebras estruturais consideradas.

A quebra estrutural de setembro de 1998 está relacionada à crise russa, a qual desencadeou um efeito-contágio e contribuiu para apontar desequilíbrios na economia brasileira (IAHN; MISSIO, 2009). Observou-se a deterioração dos fundamentos macroeconômicos, culminando em um colapso na economia brasileira, em 1999. Houve uma perda de reservas da ordem de US\$ 30 bilhões entre agosto e setembro de 1998, que, apesar da elevação da taxa de juros e do anúncio de um pacote fiscal, não mais se recuperou, o que refletia a descrença na possibilidade de manter a taxa de câmbio. Um indicador desse quadro foi a queda verificada no preço dos títulos da dívida externa brasileira (elevação dos *spreads* dos *C-bonds*) logo após a crise russa (GREMAUD; VASCONCELLOS; TONETO JUNIOR, 2009, p. 468).

A quebra estrutural de setembro de 2002 está relacionada ao período em que a taxa real de câmbio e o índice Embi+Brasil⁵ apresentaram tendência de aumento, devido à crise de confiança externa sobre a evolução da economia brasileira no período pré-eleitoral. Observou-se que um aumento da taxa nominal de juros em resposta ao crescimento da inflação acima da meta estipulada elevou não só o estoque da dívida pública para além do seu limite sustentável, por meio do impacto sobre o serviço dessa dívida, mas também a probabilidade de *default* e os prêmios de riscos, levando a uma fuga de capitais externos e a uma depreciação do real, ao invés de levar a uma apreciação. Como uma grande parcela da dívida pública estava indexada ao dólar, a desvalorização cambial provocou um aumento da dívida pública e afetou as expectativas de inflação, desencadeando um processo inflacionário e criando, então, um círculo vicioso.

⁵ O índice Embi+ (*emerging markets bond index plus*) é a medida mais utilizada pelo mercado para expressar o nível de risco de um país e é calculado pelo banco de investimentos americano J. P. Morgan. O Embi+Brasil mede a diferença entre o rendimento de um título expresso em dólar emitido pelo Governo brasileiro e um título correspondente emitido pelo Tesouro dos Estados Unidos da América.

Quadro 1

Teste de Saikkonen e Lütkepohl (SL) de raiz unitária, com quebra estrutura endógena, para o Brasil — 1997-2012

VARIÁVEIS	MODELOS	TIPOS DE QUEBRA	DATAS DA QUEBRA	ESTATÍSTICAS-TESTE	LAGS
DG_t	C	<i>Rational Shift</i>	2002:09	(1) -6,61	2
DG_t	C,T	<i>Rational Shift</i>	2002:09	(1) -5,92	2
DG_t	C	<i>Shift Dummy</i>	2002:09	(1) -6,22	2
DG_t	C,T	<i>Shift Dummy</i>	2002:09	(1) -5,53	2
DG_t	C	<i>Exponential Shift</i>	2002:09	(1) -6,35	2
DG_t	C,T	<i>Exponential Shift</i>	2002:09	(1) -5,58	2
DG_t	C	<i>Rational Shift</i>	2008:11	(1) -6,15	3
DG_t	C,T	<i>Rational Shift</i>	2008:11	(1) -7,75	3
DG_t	C	<i>Shift Dummy</i>	2008:11	-2,42	3
DG_t	C,T	<i>Shift Dummy</i>	2008:11	(1) -4,82	3
DG_t	C	<i>Exponential Shift</i>	2008:11	-2,74	3
DG_t	C,T	<i>Exponential Shift</i>	2008:11	(1) -4,63	3
DTC_t	C	<i>Rational Shift</i>	1998:09	-1,67	5
DTC_t	C,T	<i>Rational Shift</i>	1998:09	-1,63	5
DTC_t	C	<i>Shift Dummy</i>	1998:09	(2) -2,66	2
DTC_t	C,T	<i>Shift Dummy</i>	1998:09	-2,60	2
DTC_t	C	<i>Exponential Shift</i>	1998:09	(2) -2,62	2
DTC_t	C,T	<i>Exponential Shift</i>	1998:09	-2,55	2
DTC_t	C	<i>Rational Shift</i>	2002:09	-2,30	2
DTC_t	C,T	<i>Rational Shift</i>	2002:09	-2,19	2
DTC_t	C	<i>Shift Dummy</i>	2002:09	(3) -3,21	2
DTC_t	C,T	<i>Shift Dummy</i>	2002:09	(3) -3,03	2
DTC_t	C	<i>Exponential Shift</i>	2002:09	(3) -3,21	2
DTC_t	C,T	<i>Exponential Shift</i>	2002:09	(2) -3,00	2

FONTE DOS DADOS BRUTOS: IPEA (2016).

Banco Central do Brasil.

NOTA: 1. *Lags* significa defasagens. Variáveis na forma de logaritmos naturais. "C" significa constante. "T" significa tendência determinística.

2. Os valores críticos do teste de Saikkonen-Lutkepohl são os seguintes (Lanne *et al.* 2002) para os três tipos de quebra estrutural selecionada endogenamente: (a) modelo com constante: -3,48 (1%), -2,88 (5%) e -2,58 (10%); (b) modelo com constante e tendência determinística: -3,55 (1%), -3,0 (5%) e -2,76 (10%).

3. Contagem inicial máxima de 10 defasagens.

(1) Significância a 1%. (2) Significância a 10%. (3) Significância a 5%.

Já a quebra estrutural de novembro de 2008, que afetou a série de déficit governamental, está relacionada aos efeitos adversos da crise financeira internacional de 2008 a 2009 sobre o desempenho da economia brasileira, que afetou o comportamento de vários indicadores macroeconômicos e fiscais no período indicado, resultando na adoção de medidas fiscais para

enfrentar a recessão econômica. Como exemplo disso, pode-se citar as desonerações tributárias em setores específicos da economia, como o setor automobilístico, e aumento de gastos governamentais em programas sociais, como a extensão dos benefícios do seguro-desemprego, a manutenção e a expansão dos gastos no Programa Bolsa Família, o aumento do salário mínimo e a implantação do programa habitacional Minha Casa Minha Vida, destinado às famílias de rendimentos médios e baixos, para estimular o setor da construção civil. Além disso, o Governo Federal aumentou o seu próprio investimento através do Programa de Aceleração do Crescimento (PAC) e expandiu o volume de crédito disponível ao setor privado por meio de instituições financeiras federais. Observou-se, também, uma redução da meta de superávit primário em proporção do PIB, com a finalidade de não comprometer os planos de investimento público. Por fim, houve uma ampliação das transferências para estados e municípios com aportes financeiros feitos via bancos públicos.

5.2 Causalidade multivariada

A dinâmica da causalidade de Granger pode ser analisada a partir do modelo VAR estimado:

$$\begin{bmatrix} DTC_t \\ DG_t \end{bmatrix} = A_0 + A_1 \begin{bmatrix} DTC_{t-1} \\ DG_{t-1} \end{bmatrix} + A_2 \begin{bmatrix} DTC_{t-2} \\ DG_{t-2} \end{bmatrix} + \dots + A_8 \begin{bmatrix} DTC_{t-8} \\ DG_{t-8} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \xi_{1t} \\ \xi_{2t} \end{bmatrix} \quad (10)$$

onde A_0 é uma matriz-identidade. Note que ξ_{1t} e ξ_{2t} são termos de erros aleatórios, normalmente distribuídos, serialmente independentes e não correlacionados, com média zero e matriz de covariância finita. A hipótese nula é estabelecida a fim de determinar se DG_t não Granger-cause DTC_t , onde $\beta_{12}^{(i)}$ são os coeficientes de DG_{t-i} , $i = 1, 2, \dots, 8$ na primeira equação do sistema. A existência de causalidade de Granger de DG_t para DTC_t pode ser estabelecida a partir da rejeição da hipótese nula descrita na equação (10). De maneira análoga, pode-se verificar a hipótese nula de que DTC_t não Granger-cause DG_t , onde $\beta_{21}^{(i)}$ são os coeficientes de DTC_{t-i} , $i = 1, 2, \dots, 8$ da segunda equação do sistema VAR. Assim, a existência de causalidade de Granger de DTC_t para DG_t pode ser estabelecida a partir da rejeição de sua hipótese nula.

Os resultados econométricos obtidos a partir da estimação do modelo VAR estão demonstrados no Quadro 2. Devido aos resultados apresentados no teste SL de raiz unitária, houve a necessidade de se criar três variáveis *dummies* a fim de modelar as quebras estruturais identificadas. Em vista disso, a variável *dummy* de nível D1998 assume valor 1 no período de setembro de 1998 a dezembro de 2012, e zero no período restante. Já a

variável *dummy* de impulso D2002 assume valor 1 em setembro de 2002, e zero no período restante. Finalmente, a variável *dummy* de nível D2008 assume valor 1 no período de novembro de 2008 a dezembro de 2012, e zero no período restante.

No caso de DTC_t como variável dependente e suas defasagens como variáveis explicativas, observa-se que os coeficientes estimados na primeira, na segunda e na sexta defasagens são positivos e, individualmente, estatisticamente significantes aos níveis de 1% e 5%, conforme resultados da estatística *t*. Já os parâmetros estimados da DG_t são positivos e, individualmente, estatisticamente significantes na terceira e na quarta defasagens, a 1% e 5% de significância.

Por outro lado, no caso de DG_t como variável dependente, em relação às suas defasagens como variáveis explicativas, nota-se que os coeficientes estimados são negativos e, individualmente, estatisticamente significantes na segunda, na quarta e na oitava defasagens, aos níveis de significância de 1% e 10%. Por outro lado, na terceira defasagem, o parâmetro estimado é positivo e estatisticamente significativo a 10%.

Contudo, no que diz respeito ao saldo em transações correntes, os parâmetros estimados na terceira e na oitava defasagens são, individualmente, estatisticamente significantes a 5%. Todavia, o parâmetro estimado na terceira defasagem é negativo, ao passo que o parâmetro estimado na oitava defasagem é positivo. O coeficiente R^2 ajustado da primeira equação é de 0,76, indicando um bom ajuste dessa equação aos dados utilizados. Já na segunda equação do modelo VAR, o ajuste do modelo aos dados não é satisfatório, haja vista que $R^2 = 0,21$.

Sob a hipótese nula de que os resíduos do modelo VAR estimado são normais na estrutura multivariada, o resultado da estatística Jarque-Bera no primeiro componente é de 1,88 (valor-p = 0,3902), aproximadamente, de modo que não se pode rejeitar a hipótese nula de normalidade dos resíduos com base nesse teste. No tocante à hipótese nula de ausência de autocorrelação (correlação serial) de ordem k , em que k é o número de defasagens, é possível verificar, por meio dos resultados apresentados no Quadro 2, que não se pode rejeitar a referida hipótese nula, considerando 2 defasagens. Quanto à hipótese nula de ausência de heteroscedasticidade nos resíduos do modelo VAR estimado, os resultados do teste de White, não incluindo termos cruzados, indicam que não se pode mais rejeitar a hipótese nula, isto é, a hipótese de homoscedasticidade da variância dos resíduos está presente na estimação econométrica.

Quadro 2

Estimação do modelo de vetores autorregressivos (VAR) bivariados para o Brasil — 1997-2012

DISCRIMINAÇÃO	DTC_t	DG_t
DTC_{t-1}	0,341870 (1) [4,45219]	0,223105 [1,55180]
DTC_{t-2}	0,195444 (2) [2,43757]	-0,010835 [-0,07217]
DTC_{t-3}	0,078289 [1,00286]	-0,374107 (2) [-2,55948]
DTC_{t-4}	0,046098 [0,57569]	0,011112 [0,07411]
DTC_{t-5}	-0,077625 [-1,01445]	-0,114418 [-0,79862]
DTC_{t-6}	0,346973 (1) [4,53994]	-0,012228 [-0,08545]
DTC_{t-7}	-0,047114 [-0,59691]	0,144010 [0,97446]
DTC_{t-8}	0,043785 [0,60138]	0,300666 (2) [2,20556]
DG_{t-1}	0,035999 [0,87169]	-0,053524 [-0,69220]
DG_{t-2}	-0,021719 [-0,53405]	-0,126954 (3) [-1,66723]
DG_{t-3}	0,089924 (2) [2,23824]	0,139165 (3) [1,85001]
DG_{t-4}	0,127211 (1) [3,09023]	-0,267884 (1) [-3,47558]
DG_{t-5}	0,038127 [0,91190]	-0,001001 [-0,01279]
DG_{t-6}	-0,021927 [-0,54069]	-0,040789 [-0,53719]
DG_{t-7}	-0,060449 [-1,51006]	0,035507 [0,47373]
DG_{t-8}	-0,027723 [-0,68043]	-0,254066 (1) [-3,33045]
C	-0,002755	0,013527
D1998	[-0,72618]	(3) [1,90412]
D2008	-0,001531 [-0,36398]	0,022781 (1) [2,89256]
D2002	-0,000694 [-0,34296]	-0,006452 (3) [-1,70363]
R ² ajustado	0,044335 (1) [3,64875]	0,033432 [1,46949]
Estatística F	0,764102	0,206472
Critério de informação de Akaike	32,19790	3,506087
Teste de Jarque-Bera (4)	-5,983958	-4,729568
Teste LM de autocorrelação (5)		1,882063 (0,3902)
Teste de heteroscedasticidade de White (6)		3,447171 (0,4860)
		105,3798 (0,4712)

FONTE DOS DADOS BRUTOS: IPEA (2016). Banco Central do Brasil.

NOTA: 1. Selecionaram-se 8 defasagens ótimas pelos critérios LR (estatística teste LR modificada sequencial), FPE (erro de previsão final) e AIC (Critério de Informação de Akaike). Estatísticas-t entre colchetes.

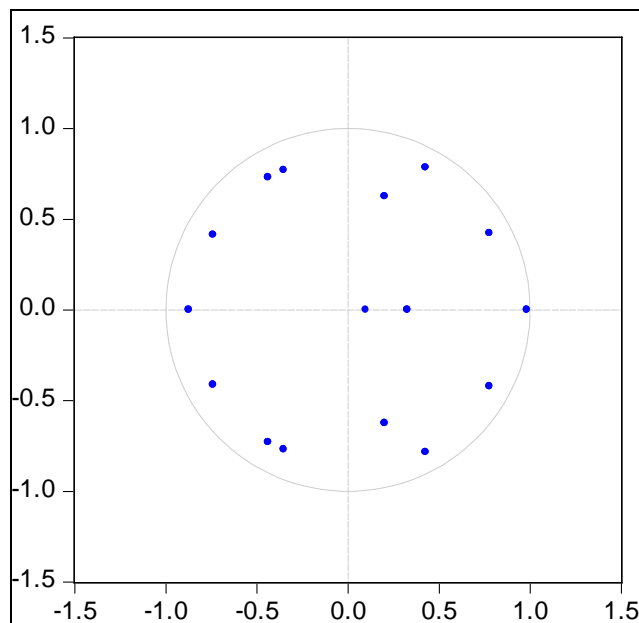
2. Número de observações incluídas após ajustamento: 184.

(1) Representa significância estatística a 1% ($t = |2,57|$). (2) Representa significância estatística a 5% ($t = |1,96|$). (3) Representa significância estatística a 10% ($t = |1,64|$). (4) Método de ortogonalização: Cholesky (Lutkepohl). Valor obtido para o primeiro componente. (5) Valor obtido para a segunda defasagem. (6) Teste de heteroscedasticidade de White com termos cruzados.

A Figura 3 mostra que não há raiz fora do círculo unitário, o que significa que o modelo VAR satisfaz a condição de estabilidade.

Figura 3

Raízes inversas do polinômio característico do processo autorregressivo (AR)



NOTA: Observa-se que nenhuma raiz se encontra fora do círculo unitário, de modo que o modelo de vetor autorregressivo (VAR) satisfaz a condição de estabilidade.

A Tabela 1 reporta os resultados da análise obtidos através do teste de causalidade de Granger/teste de Wald para Exogeneidade por blocos, aplicado aos dados brasileiros, permitindo identificar quais as variáveis que são fortemente exógenas (ENDERS, 2010). Observa-se uma relação de bi-causalidade de Granger, ao nível de significância de 1%.

Tabela 1

Resultados do teste de causalidade de Granger/teste de Wald para Exogeneidade por bloco, aplicado ao vetor autorregressivo (VAR) para o Brasil — 1997-2012

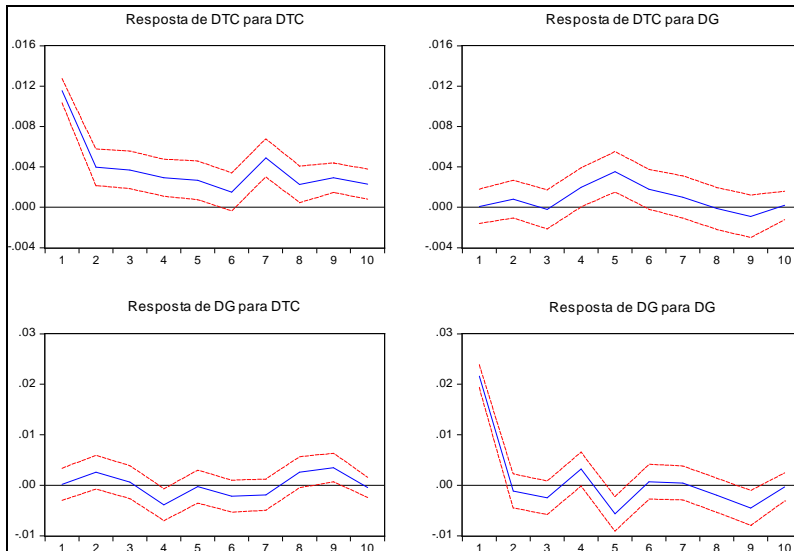
VARIÁVEIS INDEPENDENTES	VARIÁVEIS DEPENDENTES	
	DTC_t	DG_t
DTC_t	-	(1) 22,85783 (0,0036)
DG_t	(1) 23,09429 (0,0032)	-

NOTA: VAR Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests. Observações incluídas: 184. Os valores em parênteses são os valores-p. Todos os outros valores são estatísticas χ^2 da causalidade de Granger. Selecionaram-se 8 defasagens ótimas pelos critérios LR (estatística teste LR modificada sequencial), FPE (erro de previsão final) e AIC (Critério de Informação de Akaike). Inclusão de variáveis *dummies* de nível para os períodos 1998-09, 2002-09 e 2008-11.
(1) Significância estatística a 1%.

Em um contexto de modelagem VAR, é interessante também verificar como uma variável responde a um impulso em outra variável *ceteris paribus*, ou seja, em um exercício de estática comparativa. Isso é chamado de análise impulso-resposta. Nessa análise, é possível verificar o sentido dos efeitos de cada variável (impulso) sobre as outras variáveis (resposta). O efeito, nesse caso, pode ser positivo ou negativo. A Figura 4 mostra os resultados das funções de impulso-resposta generalizadas para o efeito provocado por um choque de um desvio-padrão.

Figura 4

Função impulso-resposta generalizada



A resposta de DTC_t em relação à sua própria dinâmica, por exemplo, é estável e positiva ao longo de 10 meses. Já a resposta de DG_t é instável, pois, inicialmente, é positiva, mas decrescente, tornando-se, em seguida, negativa (segundo e terceiro meses). No restante do período, observa-se alternância positiva e negativa na trajetória dessa variável.

A resposta de DTC_t a um choque de um desvio-padrão generalizado em DG_t é positiva até o segundo mês, tornando-se negativa no terceiro mês, e, então, retoma sua trajetória de crescimento até o oitavo mês, quando tende ao seu nível em estado estacionário. Ademais, a resposta de DG_t a uma inovação de um desvio-padrão generalizado em DTC_t é positiva até o terceiro mês, tornando-se negativa em seguida. Logo, os resultados das funções de impulso-resposta generalizadas não fornecem suporte empírico para a validade da hipótese dos déficits gêmeos.

A análise da decomposição da variância do erro de previsão fornece informação sobre o percentual de variação de uma dada variável que pode ser explicado pelos seus próprios valores defasados e por outras variáveis, ou seja, a proporção de movimentos de uma sequência que é devida a choques nela mesma contra choques de outras variáveis. A Tabela 2 reporta os resultados para a análise de decomposição da variância.⁶

Conforme a Tabela 2, os resultados da decomposição da variância dos erros em DTC_t mostram que, passados 10 meses após um choque não antecipado sobre essa variável, aproximadamente 91,16% de seu comportamento decorrem dela própria, e 8,83% são atribuídos ao DG_t . Se a hipótese dos déficits gêmeos fosse válida para o caso brasileiro, seria de se esperar que o comportamento de DTC_t estivesse sendo bastante afetado pelo choque em DG_t , mas não é isso que se observa. Já os resultados da decomposição da variância dos erros em DG_t mostram que, após esse mesmo período de tempo, aproximadamente 91,65% de seu comportamento decorrem dela própria, e 8,35% são referentes à DTC_t . Logo, os resultados da decomposição da variância dos erros de previsão não indicam evidências da validade da hipótese dos déficits gêmeos para o Brasil.

⁶ É importante destacar que os resultados da análise de decomposição da variância dos erros de previsão são sensíveis à inversão do ordenamento de Cholesky.

Tabela 2

Resultado da análise de decomposição da variância do saldo em transações correntes/
Produto Interno Bruto (DTC_t) e da necessidade de financiamento do setor
público/Produto Interno Bruto (DG_t) para o Brasil — 1997-2012

PERÍODOS	DECOMPOSIÇÃO DA VARIÂNCIA DE DTC_t		
	Erros-Padrão	DTC_t	DG_t
1	0,011538	100,0000	0,000000
2	0,012221	99,59501	0,404985
3	0,012769	99,59226	0,407736
4	0,013242	97,46187	2,538128
5	0,013951	91,44475	8,555252
6	0,014144	90,11326	9,886736
7	0,014995	90,78560	9,214401
8	0,015166	90,98319	9,016811
9	0,015473	90,98058	9,019420
10	0,015642	91,16266	8,837342

PERÍODOS	DECOMPOSIÇÃO DA VARIÂNCIA DE DG_t		
	Erros-Padrão	DTC_t	DG_t
1	0,021604	0,005479	99,99452
2	0,021786	1,392288	98,60771
3	0,021938	1,447542	98,55246
4	0,022509	4,331964	95,66804
5	0,023211	4,089947	95,91005
6	0,023325	4,934757	95,06524
7	0,023405	5,551551	94,44845
8	0,023633	6,634305	93,36569
9	0,024316	8,314365	91,68563
10	0,024322	8,346251	91,65375

FONTE DOS DADOS BRUTOS: IPEA (2016).

Banco Central do Brasil.

NOTA: Ordenamento de Cholesky: DTC_t e DG_t .

6 Considerações finais e implicações de políticas

O pressuposto da hipótese dos déficits gêmeos é que poupança e investimento se equivalem *ex-post*, e, portanto, em condições de equilíbrio macroeconômico, o excesso de gasto público em relação à tributação, sem a devida compensação por parte da poupança interna, resulta em absorção de poupança externa para financiamento da economia, ou seja, em déficits na conta corrente do balanço de pagamentos.

Este estudo procurou responder ao seguinte questionamento de maneira empírica: a hipótese dos déficits gêmeos é válida para a economia brasileira no período de janeiro de 1997 a dezembro de 2012? A resposta é não, pois os resultados obtidos indicam que há uma relação de bi-causalidade de Granger entre déficit orçamentário e déficit externo, em proporção do PIB, no período analisado, indicando que variações no comportamento fiscal precedem temporalmente variações nas contas externas do País, assim como mudanças na condução da política externa brasileira precedem temporalmente variações no desempenho da política fiscal brasileira, não validando, assim, a hipótese dos déficits gêmeos. Os resultados obtidos a partir das funções de impulso-resposta e da análise de decomposição da variância dos erros de previsão mostram que o desempenho de uma das variáveis analisadas não é afetado por choques na outra variável, mas, sim, pela trajetória da própria variável.

Em resumo, os resultados aqui obtidos corroboram as evidências obtidas por Islam (1998), mesmo que em período distinto ao deste estudo, de que existe uma relação de bi-causalidade de Granger entre déficit público e déficit externo, validando a hipótese de *feedback*. Em termos de implicações econômicas, um corte no déficit público não será efetivo para reduzir o déficit em conta corrente do balanço de pagamentos, pois há outras variáveis de controle que podem afetar o comportamento dessas duas variáveis, como, por exemplo, a taxa de câmbio, o tipo de regime cambial, a taxa de juros e a renda do resto do mundo. Assim, a redução do déficit governamental precisa vir acompanhada de outras medidas, como, por exemplo, política de determinação das taxas de juros, política cambial e política de incentivo às exportações.

Referências

- ABELL, J. D. Twin deficits during the 1980s: an empirical investigation. **Journal of Macroeconomics**, [S.l.], v. 12, n. 1, p. 81-96, 1990.
- AHMED, S. Temporary and permanent government spending in an open economy: some evidence for the United Kingdom. **Journal of Monetary Economics**, [S.l.], v. 17, n. 2, p. 197-224, 1986.
- AKBOSTANCI, E.; TUNC, G. I. **Turkish twin deficits**: an error correction model of trade balance. Ankara: Economic Research Center, 2002. (ERC Working Paper in Economics, n. 6).

ALKSWANI, M. A. The twin deficits phenomenon in petroleum economy: evidence from Saudi Arabia. In: ECONOMIC RESEARCH FORUM ANNUAL CONFERENCE, 7., 2000, Amman. [**Anais...**]. Amman: Economic Research Forum, 2000. Disponível em: <<http://www.mafhoum.com/press2/79E15.pdf>>. Acesso em: 30 abr. 2016.

ALKSWANI, M. A.; AL-TOWAIJARI, H. A. Cointegration, error correction and the demand for money in Saudi Arabia. **Economia Internazionale**, Genova, v. 52, n. 3, p. 299-308, 1999.

ANORUO, A.; RAMCHANDER, S. Current account and fiscal deficits: evidence from five developing economies of Asia. **Journal of Asian Economics**, [S.l.], v. 9, n. 3, p. 487-501, 1998.

ARAÚJO, T. F. *et al.* Déficitos gêmeos e taxa de câmbio real. **Revista de Economia Contemporânea**, Rio de Janeiro, v. 13, n. 1, p. 5-30, 2009.

ARIZE, A. C.; MALINDRETOS, J. Dynamic linkages and granger causality test between trade and budget deficits: evidence from Africa. **African Journal of Accounting, Economics, Finance and Banking Research**, [S.l.], v. 2, n. 2, p. 1-19, 2008.

BACHAM, D. D. Why is the US current account deficit so large? Evidence from vector autoregressions. **Southern Economic Journal**, Chattanooga, TN, v. 59, n. 2, p. 232-240, 1992.

BAHARUMSHAH, A. Z.; LAU, E.; KHALID, A. M. Testing twin deficits hypothesis using VARs and variance decomposition. **Journal of the Asia Pacific Economy**, [S.l.], v. 11, n. 3, p. 331-354, 2006.

BARRO, R. J. Are government bonds net wealth? **Journal of Political Economy**, Chicago, IL, v. 82, n. 6, p. 1095-1117, 1974.

BARRO, R. J. The Ricardian approach to budget deficits. **Journal of Economic Perspectives**, Pittsburgh, PA, v. 3, n. 2, p. 37-54, 1989.

BARTOLINI, L.; LAHIRI, A. Twin deficits: twenty years later. **Current Issues in Economics and Finance**, New York, v. 12, n. 7, 2006.

BIAGE, M.; CORREA, V. P.; NEDER, H. D. Risco país, fluxos de capitais e determinação da taxa de juros no Brasil: uma análise de impactos por meio da metodologia VEC. **Economia**, Brasília, DF, v. 9, n. 1, p. 63-113, jan./abr. 2008.

BOHN, H.; INMAN, R. P. Balanced-budget rules and public deficits: evidence from the U.S. States. **Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy**, [S.l.], v. 45, n. 1, p. 13-76, 1996.

BUSSIÈRE, M.; FRATZSCHER, M.; MULLER, G. J. **Productivity shocks, budget deficits and the current account**. Frankfurt am Main: European Central Bank, 2005. (Working Paper Series, n. 509).

CHINN, M. D.; ITO, H. Current account balances, financial development and institutions: assaying the world “saving glut”. **Journal of International Money and Finance**, [S.l.], v. 26, n. 4, p. 546-569, 2007.

CHINN, M. D.; PRASAD, E. S. Medium-term determinants of current accounts in industrial and developing countries: an empirical exploration. **Journal of International Economics**, [S.l.], v. 59, n. 1, p. 47-76, 2003.

CORSETTI, G.; MULLER, G. F. Twin deficits: squaring theory, evidence and common sense. **Economic Policy**, London, v. 21, n. 48, p. 597-638, 2006.

DARRAT, A. F. Have large budget deficits caused rising trade deficits? **Southern Economic Journal**, Chattanooga, TN, v. 54, n. 4, p. 879-886, 1988.

DEWALD, W. G.; ULAN, M. The twin deficit illusion. **Cato Journal**, Washington, DC, v. 10, p. 689-707, 1990.

DIBOGLU, X. Accounting for U.S. current account deficits: an empirical investigation. **Applied Economics**, Abingdon, UK, v. 29, p. 787-793, 1997.

ENDERS, W. **Applied econometric time series**. 3. ed. New York: Wiley series in probability and mathematical statistics, 2010.

ENDERS, W.; LEE, B. S. Current account and budget deficits: twin or distant cousins? **The Review of Economics and Statistics**, Cambridge, MA, v. 72, n. 3, p. 373-381, 1990.

EVANS, P.; HASAN, I. Are consumers Ricardian? Evidence for Canada. **Quarterly Review of Economics and Finance**, Champaign, IL, v. 34, n. 1, p. 25-40, 1994.

EWING, B. T. The response of the default risk premium to macroeconomic shocks. **The Quarterly Review of Economics and Finance**, Champaign, IL, v. 43, n. 2, p. 261-272, 2003.

FELDSTEIN, M. **The budget and trade deficits aren't really twins**. Cambridge: National Bureau of Economic Research, 1992. (NBER Working paper, n. 3966).

FLEMING, J. M. Domestic financial policies under fixed and under floating exchange rates. **Staff Papers of International Monetary Fund**, [S.l.], v. 9, n. 3, p. 369-380, 1962.

FUNDO MONETÁRIO INTERNACIONAL. **Manual de Balanço de Pagamentos**. 5. ed. [S.l.], [1993]. Disponível em:

<<http://www.imf.org/external/pubs/ft/bopman/bopman.pdf>>. Acesso em 30 abr. 2016.

GANCHEV, G. T. The twin deficit hypothesis: the case of Bulgaria. **Financial Theory and Practice**, Zagreb, v. 34, n. 4, p. 357-377, 2010.

GARCIA, A.; RAMAJO, J. Budget deficit and interest rates: empirical evidence for Spain. **Applied Economics Letters**, London, v. 11, n. 11, p. 715-718, 2004.

GRANGER, C. W. J. Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral models. **Econometrica**, New York, v. 37, n. 3, p. 424-438, 1969.

GREMAUD, A. P.; VASCONCELLOS, M. A. S.; TONETO JUNIOR, R. **Economia brasileira contemporânea**. 7. ed. São Paulo: Atlas, 2009.

GRIER, K.; YE, H. Twin sons of different mothers: the long and the short of the twin deficits debate. **Economic Inquiry**, Fountain Valley, CA, v. 47, n. 4, p. 625-638, 2009.

HAKRO, A. N. Twin deficits causality link-evidence from Pakistan. **International Research Journal of Finance and Economics**, Victoria Mahé, v. 24, p. 54-70, 2009.

HATEMI, A.; SHUKUR, G. Multivariate-based causality tests of twin deficits in US. **Journal of Applied Statistics**, Abingdon, v. 29, n. 6, p. 817-824, 2002.

HUTCHINSON, M. M.; PIGOTT, C. Budget deficits, exchange rate and current account: theory and US evidence. **Economic Review**, San Francisco, v. 4, p. 5-25, 1984.

IAHN, J. F.; MISSIO, F. J. Uma revisão da macroeconomia brasileira nos anos 90: o *mix* da política fiscal, monetária e cambial. **Pesquisa & Debate**, São Paulo, v. 20, n. 1, p. 1-29, 2009.

INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA (IPEA). **Ipeadata**. 2016. Disponível em: <<http://www.ipeadata.gov.br/>>. Acesso em: 30 abr. 2016.

ISLAM, M. F. Brazil's twin deficits: an empirical examination. **Atlantic Economic Journal**, Atlanta, v. 26, n. 2, p. 121-128, 1998.

JAYARAMAN, T. K.; CHOONG, C. K. **Do fiscal deficits cause current account deficits in the Pacific island countries?** A case study of Fiji. Suva: University of South Pacific, 2007. (Working Paper, n. 8).

KALOU, S.; PALEOLOGOU, S. M. The twin deficits hypothesis: revising an EMU country. **Journal of Policy Modeling**, [S.l.], v. 34, n. 2, p. 230-241, 2012.

KAUFMANN, S.; SCHARLER, J.; WINCKLER, G. The Austrian current account deficit: driven by twin deficits or by intertemporal expenditure allocation? **Empirical Economics**, Vienna, v. 27, n. 3, p. 529-542, 2002.

KHALID, A. M.; TEO, W. G. Causality tests of budget and current account deficits: cross-country comparisons. **Empirical Economics**, Vienna, v. 24, n. 3, p. 389-402, 1999.

KIM, C. H.; KIM, D. Does Korea have twin deficits? **Applied Economics Letters**, London, v. 13, n. 10, p. 675-680, 2006.

KOOP, G.; PESARAN, M. H.; POTTER, S. M. Impulse response analysis in non-linear multivariate models. **Journal of Econometrics**, [S.l.], v. 74, n. 1, p. 119-147, 1996.

KOUASSI, E.; MOUGOUÉ, M.; KYMN, K. O. Causality tests of the relationship between the twin deficits. **Empirical Economics**, Vienna, v. 29, n. 3, p. 503-525, 2004.

KRUGMAN, P. R. **Currencies and crises**. Cambridge: MIT Press, 1992.

LANEY, O. L. The strong dollar, the current account, and the federal deficits: cause and effect. **Federal Reserve Bank of Dallas Economic Review**, Dallas, p. 1-14, Jan. 1984.

LANNE, M.; SAIKKONEN, P.; LÜTKEPOHL, H. Comparison of unit root tests for time series with level shifts. **Journal of Time Series Analysis**, Malden, MA, v. 23, n. 6, p. 667-685, 2002.

LAU, E.; BAHARUMSHAH, A. Z. On the twin deficits hypothesis: is Malaysia different? **Pertanika Journal of Social Sciences and Humanities**, Selangor, v. 12, n. 2, p. 87-100, 2004.

LAU, E.; TANG, T. C. Twin deficits in Cambodia: an empirical study. **Economics Bulletin**, [S.l.], v. 29, n. 4, p. 2783-2794, 2009.

LEACHMAN, L. L.; FRANCIS, B. Twin déficits: apparition or reality? **Applied Economics**, Abingdon, UK, v. 34, p. 1121-1132, 2002.

LÜTKEPOHL, H. **Introduction to multiple time series analysis**. Berlin: Springer, 1991.

MEHRARA, M.; ZAMANZADEH, A. Testing twin deficits hypothesis in Iran. **Interdisciplinary Journal of Research in Business**, [S.l.], v. 1, n. 9, p. 7-11, 2011.

MERZA, E.; ALAWIN, M.; BASHAYREH, A. The relationship between current account and government budget balance: the case of Kuwait. **International Journal of Humanities and Social Science**, New York, v. 2, n. 7, p. 168-177, 2012.

MILLER, S. M.; RUSSEK, F. S. Are the twin deficits really related? **Contemporary Policy Issues**, [S.l.], v. 7, n. 4, p. 91-115, 1989.

MUKHTAR, T.; ZAKARIA, M.; AHMAD, M. An empirical investigation for the twin deficits hypothesis in Pakistan. **Journal of Economic Cooperation**, Ankara, v. 24, n. 4, p. 63-80, 2007.

MUNDELL, R. A. Capital mobility and stabilization policy under fixed and flexible exchange rates. **Canadian Journal of Economics and Political Science**, [S.l.], v. 29, n. 4, p. 475-485, 1963.

NORMANDIN, M. Budget deficit persistence and the twin deficits hypothesis. **Journal of International Economics**, [S.l.], v. 49, n. 1, p. 171-193, 1999.

PERRON, P. The great crash, the oil price shock, and the unit root hypothesis. **Econometrica**, New York, v. 57, n. 6, p. 1361-1401, 1989.

PESARAN, M. H.; SHIN, Y. Generalized impulse response analysis in linear multivariate models. **Economics Letters**, [S.l.], v. 58, n. 1, p. 17-29, 1998.

PIERSANTI, G. Current account dynamics and expected future budget deficits: some international evidence. **Journal of International Money and Finance**, [S.l.], v. 19, n. 2, p. 255-271, 2000.

REISEN, H. **Sustainable and excessive current account deficits**. [S.l.]: OECD, 1998. (OECD Development Centre Technical Paper, n. 132). Disponível em:

<<http://www.oecd-ilibrary.org/docserver/download/5lgsjhvj7chc.pdf?expires=1461874978&id=id&accname=guest&checksum=FDA9AC304CBD2D37717897CA1D1B80F0>>. Acesso em: 30 abr. 2016.

RESENDE, M. F. C. Déficitos gêmeos e a poupança nacional: abordagem teórica. **Revista de Economia Política**, São Paulo, v. 29, n. 1, p. 24-42, 2009.

RESENDE, M. F. C.; VIEIRA, F. A. C. Taxa de câmbio real e déficits gêmeos na economia monetária: relações de causalidade. **Economia & Tecnologia**, Curitiba, v. 7, n. 1, p. 27-42, 2011.

REZENDE, F. **Finanças Públicas**. 2. ed. São Paulo: Atlas, 2001.

ROSENEWEIG, J. A.; TALLMAN, E. W. Fiscal policy and trade adjustment: are the deficits really twins? **Economic Inquiry**, Fountain Valley, CA, v. 31, n. 4, p. 580-594, 1993.

RUBIN, R. E.; ORZAG, P. R.; SINAI, A. Sustained budget deficits: long run U.S. economics performance and the risk of financial and fiscal disarray. In: THE ANDREW BRIMMER POLICY FORUM, 2004, San Diego. **National Economic and Financial Policies for Growth and Stability**. San Diego: [s.n.], 2004. Disponível em: <<http://www.brookings.edu/~media/research/files/papers/2004/1/05budgetdeficit-orszag/20040105.pdf>>. Acesso em: 30 abr. 2016.

SAIKKONEN, P.; LÜTKEPOHL, H. Testing for a unit root in a time series with a level shift at unknown time. **Econometric Theory**, New York, v. 18, n. 2, p. 313-348, 2002.

SALVATORE, D. Twin deficits in the G-7 countries and global structural imbalances. **Journal of Policy Modeling**, [S.l.], v. 28, n. 6, p. 701-712, 2006.

SILVA, C. G.; LOPES, D. T.; ALVES, V. S. V. Déficit em conta corrente, investimentos e gasto público no Brasil: uma análise empírica. **Revista Economia Ensaios**, Uberlândia, v. 26, n. 2, p. 49-62, 2012.

SIMONSEN, M. H.; CYSNE, R. P. **Macroeconomia**. 2. ed. Rio de Janeiro: Fundação Getúlio Vargas, 1995.

SOBRINO, C. R. The twin deficits hypothesis and reverse causality: a short-run analysis of Peru. **Journal of Economics, Finance and Administrative Science**, Lima, v. 18, n. 34, p. 9-15, 2013.

SUMMERS, L. H. Tax policy and international competitiveness. In: FRENKEL, J. (Ed.). **International aspects of fiscal policies**. Chicago; London: University of Chicago Press, 1988. p. 349-375. National Bureau of Economic Research Conference Report Series.

VAMVOUKAS, G. A. Have large budget deficits caused increasing trade deficits? Evidence from a developing country. **Atlantic Economic Journal**, Atlanta, v. 25, n. 1, p. 80-90, 1997.

WHEELER, M. The macroeconomic impacts of government debt: an empirical analysis of the 1980s e 1990s. **Atlantic Economic Journal**, Atlanta, v. 27, n. 3, p. 273-284, 1999.

ZIETZ, J.; PEMBERTON, D. K. The US budget and trade deficits: a simultaneous equation model. **Southern Economic Journal**, Chattanooga, TN, v. 57, n. 1, p. 23-34, 1990.

Convergência de renda: uma análise em painel para as regiões brasileiras no período 1995-2009*

Rafaela Rodrigues Gomes**

Graduada em Ciências Econômicas e Mestre em Desenvolvimento Regional pelo Programa de Pós-Graduação em Economia pela Universidade Federal de Sergipe


Fernanda Esperidião***

Graduada em Ciências Econômicas pela Universidade Estadual de Londrina, Mestre em Economia pela Universidade Estadual de Maringá e Doutora em Desenvolvimento e Crescimento Econômico pela Universidade Federal do Paraná, professora adjunta na Universidade Federal de Sergipe

Resumo

O presente trabalho examina a hipótese da convergência do Produto Interno Bruto (PIB) *per capita* nas regiões brasileiras, no período 1995-2009, com foco no capital humano. Os estados brasileiros foram divididos em quatro amostras, no intuito de gerar uma maior homogeneidade na análise, necessária para tratar a questão da convergência. Tendo como aparato as teorias e os modelos de crescimento econômico, foram testadas as hipóteses de convergência β (absoluta e condicional) e σ -convergência durante o período citado. Utilizando o Software Stata versão 12.1, os coeficientes foram estimados através de dados em painel dinâmico. Os resultados apontaram a existência de σ -convergência, β -absoluta e β -condicional, obtendo, no caso da convergência absoluta, taxas de crescimento bem superiores às encon-

* Artigo recebido em dez. 2013 e aceito para publicação em abr. 2016.

 Este trabalho está licenciado sob uma Licença Creative Commons Atribuição-NãoComercial 4.0 Internacional.

Open Acces (Acesso Aberto)

Revisão de Língua Portuguesa: Breno Camargo Serafini

** E-mail: rafaela.economista1@yahoo.com.br

*** E-mail: nandaesper16@gmail.com

tradas na literatura empírica. Sob a utilização de *proxies* do capital humano, a convergência condicional mostrou-se aparentemente diferenciada entre as amostras consideradas, revelando a persistência das diferenças inter-regionais.

Palavras-chave

Capital humano; dados em painel; convergência do PIB *per capita*

Abstract

This paper examines the hypothesis of GDP per capita convergence in Brazilian regions during the period from 1995 to 2009, with a focus on human capital. Brazilian states were divided into four samples in order to generate greater homogeneity in the analysis, which is necessary to address the issue of convergence. Based on the theories and models of economic growth, we tested the hypothesis of β - (absolute and conditional) convergence, and σ - convergence during the same period. Using Stata software, version 12.1, the coefficients were estimated drawing on the dynamic panel data. The results indicate the existence of σ -, β -absolute and β -conditional convergence, obtaining, in the case of absolute convergence, growth rates well above those found in the empirical literature. Under the use of proxies of human capital, the conditional convergence proved to be apparently different between the samples considered, revealing the persistence of inter-regional differences.

Keywords

Human capital; panel data; convergence of GDP per capita

Classificação JEL: J24, C23, O47

1 Introdução

A temática da convergência tem sido amplamente discutida na literatura sobre crescimento econômico. Desde o trabalho de Baumol (1986), o

debate sobre a hipótese da convergência tem-se intensificado tanto no campo teórico dos modelos de crescimento como no âmbito da metodologia para verificação empírica. A tentativa de entender por que determinados países e regiões crescem mais rápido que outros é um dos principais questionamentos das teorias sobre crescimento econômico. O modelo de crescimento exógeno de Robert Solow (1956) explica que a distribuição de renda entre capital e trabalho é determinada, em mercados competitivos, no nível macroeconômico, ao longo do tempo, através de mudanças tecnológicas e mudanças no tamanho do estoque de capital e de força de trabalho.

As hipóteses do crescimento exógeno formuladas por Solow (1956) aguçaram os economistas a buscar e incorporar modelos mais sofisticados de análise, na tentativa de enquadrar fatores não explicados pela teoria neoclássica. Com o surgimento dos modelos de crescimento endógeno, tendo como principais precursores Romer (1986) e Robert Lucas (1988), constatou-se a importância do capital humano no processo de crescimento e como essa variável pode afetar a renda *per capita*.

Muitos estudos na linha da convergência condicional feitos para o Brasil, tais como Ferreira e Diniz (1995), Ferreira e Ellery Jr. (1996), Zini Jr. (1998) e Azzoni *et al.* (2000), chegaram à conclusão de que o crescimento econômico tem uma estreita relação com o nível de educação das pessoas, o que significa que a educação é um importante fator de produção, como enfatizado por Romer (1990) e Lucas (1988). Observou-se que a inclusão do capital humano tem efeito sobre a renda, porque ela está atrelada à capacidade dos indivíduos na realização de suas atividades, uma vez que pessoas mais capacitadas realizam maior quantidade e/ou melhor qualidade de trabalho, *ceteris paribus*, no mesmo período de tempo e com a mesma quantidade de capital e tecnologia (BECKER, 1984; LUCAS, 1988; ROMER, 1986; SHULTZ, 1973).

Assim, o objetivo do presente estudo é analisar a existência, ou não, de convergência do Produto Interno Bruto (PIB) *per capita* nas regiões brasileiras, tendo em vista a influência de fatores educacionais no período 1995-2009. São utilizadas três diferentes *proxies* de capital humano, quais sejam: taxa de analfabetismo, taxa de matrícula no ensino médio e número médio de anos de estudo. O propósito é medir os impactos dos diferentes níveis de capital humano sobre as taxas de convergência dos estados brasileiros.

A metodologia adotada neste trabalho consistiu na estimação de regressões em painel dinâmico, com base no modelo elaborado por Cravo e Soukiazis (2006). A utilização de dados em painel tem como principal vantagem captar as mudanças no comportamento dos indicadores analisados, obtendo dados mais informativos e eficientes, promovendo um maior contro-

le para a omissão de variáveis que estão presentes ao longo do tempo (tais como a tecnologia), o que não seria possível apenas com dados *cross section* ou com séries temporais.

Além desta **Introdução**, o presente artigo está estruturado em mais quatro seções. A 2 aborda os modelos de crescimento econômico, os conceitos de convergência e alguns estudos empíricos sobre essa temática. Na seção 3, descreve-se a metodologia utilizada no estudo. A 4 apresenta os resultados encontrados para σ -convergência, β -absoluta e β -Condicional para as regiões brasileiras. E, por fim, apresentam-se as conclusões a respeito do tema proposto, como também dos resultados da análise quantitativa desenvolvida.

2 Modelos de crescimento e convergência

Baseado em premissas neoclássicas, o economista Robert Solow delineou o principal modelo de crescimento econômico que predominou no período entre a década de 50 e início dos anos 80, configurando-se como o modelo de maior importância no debate sobre crescimento após a Segunda Guerra. O modelo de Solow (1956) descreve o processo de crescimento equilibrado da economia, pressupondo uma função de produção do tipo *Cobb-Douglas*, com retornos constantes de escala, em que o crescimento econômico é dado pela alocação dos insumos — capital (K) e trabalho (L), e por um fator de eficiência A (variável tecnológica), que representa a contribuição do trabalho na produção agregada, de forma que $Y_t = F(K_t, A_t L_t)$.

Solow considerava que a economia tinha o chamado *steady state* (estado estacionário), no qual o volume de crescimento deveria ser de grandeza suficiente para acompanhar o aumento demográfico e a depreciação de ativos, de maneira que o crescimento *per capita* permanecesse estável. A forma estrutural da função de produção proposta por Solow faz com que, independentemente do nível inicial da relação de crescimento de capital e trabalho, ambos convirjam em direção a um nível de equilíbrio estável. Isso ocorre, porque a variação dos preços dos fatores provocará o ajustamento automático das forças de oferta e demanda por fatores de produção, causando o equilíbrio da relação capital-trabalho e determinando, consequentemente, a taxa de crescimento equilibrado de longo prazo.

Nessa perspectiva, a adoção dos pressupostos neoclássicos é capaz de produzir convergência condicional, no sentido de que os países e/ou regiões com menor dotação de capital por trabalhador eficiente crescerão mais rápido do que os de maior dotação, uma vez controladas as diferenças nos parâmetros que definem a posição de equilíbrio no longo prazo. De

acordo com Barro e Sala-i-Martin (1994), esse resultado provém do fato de que a taxa de crescimento do estoque de capital por trabalhador é diretamente proporcional à distância do país ou da região em relação ao seu próprio *steady state*.

Dessa forma, o modelo de crescimento exógeno de Solow (1956) pressupõe que, numa economia com progresso tecnológico e crescimento populacional, o produto cresceria ao longo do tempo. No estado de crescimento equilibrado, o produto e o capital por trabalhador cresceriam independentemente da taxa de poupança, porém essa mesma taxa afetaria o nível do produto por trabalhador no estado estacionário. Aumentos na poupança conduziriam a aumentos na taxa de crescimento acima do estado de equilíbrio, apenas por um período curto de tempo.

Nesse sentido, no modelo de Solow, pode-se concluir que um país, ao poupar mais ou gastar mais em educação, alcançará um nível mais alto de produto por trabalhador no estado estacionário. Porém, a partir de tal conclusão, não se pode dizer que, ao poupar ou gastar em capital humano, um país poderá se sustentar, permanentemente, em crescimento maior do produto por trabalhador.

A determinação do progresso tecnológico como um elemento exógeno pelo modelo de Solow deu margem a vários questionamentos, e o principal deles está na sua origem. As hipóteses de crescimento exógeno aguçaram os economistas a buscarem e incorporarem modelos mais sofisticados de análise, na tentativa de enquadrar fatores não explicados pela teoria neoclássica. Assim, surgem as novas teorias do crescimento, tendo como precursores Paul Romer (1986, 1990) e Robert Lucas (1988), que agregaram a ideia de capital humano como um fator no modelo de crescimento.

Os modelos de crescimento endógeno partem do pressuposto da existência de rendimentos não decrescentes (ao menos constantes) de escala, quebrando, assim, uma das hipóteses — base do modelo neoclássico tradicional. Os pioneiros do crescimento endógeno integraram a possibilidade de explicar o crescimento através de determinantes endógenos à economia, como os investimentos em P&D, assinalados por Romer (1990), ou em capital humano, como defendido por Lucas (1988), possibilitando, assim, uma conexão entre poupança e crescimento.

Lucas e Romer exploraram a possibilidade de que a acumulação conjunta de capital físico e humano poderia ser suficiente para sustentar o crescimento, ou seja, eles acreditavam na geração de um crescimento contínuo, mesmo sem progresso tecnológico. Os teóricos do crescimento endógeno tinham a noção de que o conhecimento era gerado de forma endógena, mas apenas quando esse elemento foi incorporado em modelos formais foi

possível ter uma ideia mais clara de sua importância para o crescimento e, principalmente, para a determinação da tecnologia nos diferentes países.

Segundo as conclusões de Lucas (1988), as taxas de crescimento dos países desenvolvidos tenderiam a ter certa estabilidade, considerando longos períodos de tempo, pelo fato de terem uma estrutura mais sólida em termos de capital físico e humano. Já os países menos desenvolvidos tenderiam a ser mais instáveis, apresentando oscilações nos seus índices de crescimento.

No entanto, apesar de trazerem importantes avanços em relação ao modelo anterior, os novos modelos de crescimento não reúnem aspectos geradores de consenso entre os economistas. Mesmo assim, os estudos posteriores à teoria neoclássica tradicional têm caráter mais complementar do que contestador. Aos poucos, novos estudos vão considerando fatores omitidos pelas teorias anteriores, na tentativa de gerar uma análise mais adequada à realidade que está sendo analisada.

2.1 Convergência de renda: conceitos

Em sentido geral, a convergência de renda é uma tendência de diminuição progressiva no tempo das diferenças entre as rendas relativas das economias ricas e pobres. Os critérios de classificação e conceituação sobre convergência, no entanto, não seguem um padrão homogêneo na literatura econômica. O surgimento e a evolução dos conceitos fundamentam-se nos trabalhos empíricos sobre o tema, nos quais a heterogeneidade dos resultados favorece a discussão sobre o que pode ser considerado convergência e como ela se comporta em longo prazo.

Segundo Galor (1996), há três conceitos de convergência comumente utilizados na literatura: convergência β -absoluta, convergência β -condicional e clubes de convergência. Partindo-se da hipótese de β -convergência absoluta, o nível de renda dos países convergiria, no longo prazo, para o mesmo estado estacionário, independentemente de suas condições iniciais, ou seja, todos os países convergiriam para um mesmo nível de renda *per capita*, tendo como pressuposto a existência de um estado estacionário único para o qual todas as economias iriam convergir. Tal hipótese é derivada do modelo de Solow (1956), podendo ser testada, empiricamente, pela seguinte equação de Barro e Sala-i-Martin (1990):

$$\frac{1}{T} \ln \left(\frac{y_{i,t_0+T}}{y_{i,t_0}} \right) = \beta - \left(\frac{1-e^{-\lambda t \Delta}}{T} \right) \log(y_{i,t_0}) + \varepsilon_{i,t_0+T} \quad (1),$$

em que T representa o tempo decorrido entre o período inicial (t_0) e o ano t , e em que y_{i,t_0+T} representa o PIB *per capita* no T -ésimo ano, após o período inicial; y_{i,t_0} é o PIB *per capita* do período inicial, e ε_{i,t_0+T} é a média dos erros nos T períodos, após o período inicial. Para que a hipótese de convergência seja aceita, é necessário que o coeficiente estimado β seja positivo e estatisticamente diferente de zero, com $0 < \beta < 1$, de maneira que ocorra uma correlação negativa entre o logaritmo do PIB *per capita* inicial (y_{i,t_0}) e sua taxa de crescimento no período até $t_0 + T$.

O conceito de convergência absoluta sugere que economias com menor PIB *per capita* inicial possuem, em média, maiores taxas de crescimento que economias com maior PIB *per capita* inicial, em que o coeficiente estimado (β) mede a velocidade de aproximação entre as economias com menor renda inicial e as economias com maior renda inicial, sendo denominado velocidade de convergência. Segundo Bertussi e Figueiredo (2009), através de manipulação algébrica, partindo da equação (1) pode-se calcular, diretamente, a velocidade de convergência a partir da seguinte equação:

$$\lambda = \frac{-\ln(1+\beta.t)}{t} \quad (2)$$

A velocidade de convergência λ pode ser melhor compreendida através do conceito de meia-vida. Esta, por sua vez, mede o tempo necessário para que economias com menor renda inicial reduzam à metade a distância existente em relação às economias com maior renda inicial. O cálculo da meia-vida é dado por:

$$MV = \frac{\ln 2}{\lambda} \quad (3)$$

Na hipótese de β -convergência condicional, o nível de renda *per capita* das economias é igual em relação às suas características estruturais (tecnologia, capital humano, preferências, etc.), convergindo, no longo prazo, para o mesmo estado estacionário, independentemente de suas condições iniciais. Tal hipótese infere que os países apresentam diferentes condições iniciais e, nesse sentido, tenderão para diferentes estados estacionários. Em outras palavras, as nações menos desenvolvidas não necessariamente deveriam alcançar o nível de renda *per capita* das nações mais desenvolvidas, ao contrário do pressuposto da convergência β absoluta (GALOR, 1996).

Para a estimação da β -convergência condicional, Sala-i-Martin (1996) sugere que sejam incorporadas outras variáveis ao modelo, as quais representariam uma *proxy* para os diferentes *steady states* das diversas economias. A nova equação apresenta-se da seguinte forma:

$$\gamma_{i,t,t+T} = \alpha - \beta \text{Log}(y_{i,t}) + \psi X_{i,t} + \varepsilon_{i,t+T} \quad (4),$$

em que $\gamma_{i,t,t+T} = \ln(y_{i,t+T}/y_{i,t})$ representa a taxa de crescimento da renda *per capita* entre os períodos t e $t + T$; $\log(y_{i,t})$ é o logaritmo natural da renda *per capita* da economia i no tempo t , e $X_{i,t}$ é um vetor de variáveis que torna constante o *steady state* da economia.

O terceiro tipo de hipótese de convergência que se vem caracterizando em estudos empíricos no Brasil são os clubes de convergência, que, na perspectiva de Galor (1996), baseiam-se na possibilidade de que a movimentação dinâmica de um país, nos âmbitos regional ou estadual, pode ser caracterizada por múltiplos estados estacionários. Nessa concepção, as nações com as mesmas características estruturais e também com as mesmas condições iniciais tenderiam a convergir para o mesmo estado estacionário no longo prazo.

Além dessas hipóteses listadas por Galor, há também o conceito de σ -convergência¹, que pode ser verificado através do estudo da dispersão das rendas *per capita*s, geralmente medida pela variância. Esse tipo de convergência só ocorrerá, se observada uma queda na dispersão das séries analisadas, implicando que as rendas dos países e/ou regiões estariam se aproximando ao longo do tempo. À exceção dos clubes de convergência, os demais conceitos aqui explicitados (σ -convergência, β -absoluta e β -condicional) serão utilizados, neste estudo, para testar a hipótese de convergência entre as regiões brasileiras.

2.2 Estudos empíricos sobre convergência

Ao comprovar que, no período 1870-79, existiu convergência absoluta entre 16 dos países analisados em seus estudos, Baumol (1986) concluiu pela existência de convergência entre países desenvolvidos. Todavia os resultados do seu trabalho foram contestados por De Long (1988), que

¹ O conceito de σ -convergência foi introduzido por Barro (1991), no intuito de diferenciá-lo da convergência $-\beta$ absoluta. Barro argumenta que a convergência $-\sigma$ é uma condição necessária, mas não suficiente, para a ocorrência de convergência $-\beta$. Ambos os conceitos são úteis na literatura, dando diferentes informações a respeito do fenômeno da convergência.

apontou, dentre outras falhas, o viés existente na seleção dos países analisados no estudo e acrescentou alguns países que, no ano de 1870, tinham grandes chances de crescimento e que, no entanto, seus resultados apontaram para um caminho de divergência. Assim, a partir desses estudos, a hipótese de convergência entre as nações tem-se revelado um tema bastante controverso.

A concepção dos modelos de crescimento exógeno defendia a existência de convergência condicional entre as economias. Assim, a economia convergiria para o seu *steady-state*, dado que a velocidade da convergência seria proporcional à distância em que a economia se encontrasse em relação ao seu estado estacionário. Nesse sentido, ao se considerarem duas economias com os mesmos parâmetros de taxa de poupança, crescimento demográfico e depreciação, e também o mesmo estado estacionário, tenderia a crescer, mais rapidamente, a economia mais distante do seu estado estacionário comum.

Barro e Sala-i-Martin (1991) levantaram a hipótese de que a convergência entre as regiões de um mesmo país ocorreria de forma mais rápida do que entre diferentes países, justificando que os parâmetros que definem uma economia são mais homogêneos, quando avaliados dentro de uma mesma nação. Partindo desse pressuposto, pode-se dizer que os estados que compõem uma mesma região formam um grupo com características estruturais mais homogêneas. Nesse sentido, na análise feita neste estudo para as regiões brasileiras, supõe-se que há possibilidade de convergência β -absoluta dentro de uma mesma região, devido à redução das peculiaridades.

Os resultados de Barro e Sala-i-Martin (1991) confirmaram as hipóteses propostas, utilizando regressões do tipo *cross-section* com dados de cidades japonesas, regiões europeias e estados norte-americanos. Lucas (1988) também pontua que fazer comparações entre as taxas de crescimento dentro dos países se torna mais coerente do que quando ela é feita entre países.

Barro e Sala-i-Martin (1992) encontraram a existência de convergência absoluta nos estados norte-americanos, no período 1840-88, porém, ao utilizarem dados *cross-section* numa análise em nível mundial para 110 países, detectaram apenas convergência condicional no período 1960-85. Sala-i-Martin (1996) obtém os mesmos resultados para o mesmo grupo de 110 países no período 1960-90, porém detectou convergência absoluta para uma subamostra de países da Organização de Cooperação e Desenvolvimento Econômico (OCDE).

A hipótese de convergência começou a ser investigada nos estudos brasileiros, em meados dos anos 90. Os estudos iniciais foram inspirados

pelo modelo aplicado para a economia norte-americana, demonstrando uma preocupação com a convergência da renda *per capita* como medida de produtividade agregada da economia. Além disso, há, na maioria desses estudos, uma subjacente motivação em submeter a testes empíricos os pressupostos do modelo neoclássico de crescimento econômico, formulado segundo a versão original de Barro e Sala-i-Martin (1990).

Nesse sentido, Ferreira e Ellery Jr. (1996) buscaram verificar a existência de convergência *per capita* e estimar a velocidade do processo para o período 1970-90. A metodologia adotada foi a participação de cada estado na arrecadação total de Impostos sobre Circulação de Mercadorias e Serviços (ICMS), nos anos 1985-90, calculando-se, depois, a taxa de crescimento dessa participação para cada um dos estados. Os resultados apontados para o teste de β -convergência entre 1970 e 1990 foram positivos, com uma taxa de 1,3% a.a., mais baixa que os 2% encontrados por Sala-i-Martin (1990), ressaltando a afirmação de que os estados mais pobres do Brasil estariam diminuindo a distância que os separa dos mais ricos.

Vergolino e Monteiro Neto (1996) analisaram a hipótese de convergência da renda *per capita* para as microrregiões da Região Nordeste no período 1970-93, utilizando regressões das taxas de crescimento do PIB microrregional contra o log do PIB microrregional *per capita* do período inicial (1970). Os autores constataram poucas evidências de convergência absoluta entre os estados (cuja renda sofre influência das capitais) e verificaram divergência entre as microrregiões.

O estudo de Arraes (1997) procurou analisar a hipótese de convergência entre os PIBs *per capita* dos estados nordestinos no período 1970-95. Utilizando um modelo econométrico não linear com análise *cross-section* para os estados, detectou a existência de convergência β -absoluta e σ -convergência nos estados nordestinos, enfatizando que elas aconteceram com rápida velocidade.

Zini Jr. (1998) realizou testes de convergência da renda *per capita* para os estados do Brasil no período 1939-94. A renda *per capita* é obtida dividindo o PIB dos estados por sua respectiva população. Os resultados obtidos pelo autor apontam a existência de β convergência entre os estados, porém com uma velocidade baixa, em torno de 0,8% e 0,9% ao ano. Como indicado anteriormente, a baixa velocidade de convergência é também compatível com outros estudos feitos com os dados brasileiros.

Azzoni (2001) utilizou uma metodologia similar à de Ferreira (1998), no intuito de analisar a evolução da desigualdade regional em 20 estados brasileiros, no período 1939-95. O autor concluiu que há uma tendência de convergência da renda regional no Brasil, porém com oscilações importantes ao longo do tempo, na evolução da desigualdade, entre as regiões, den-

tro do País. Com relação à velocidade de convergência, Azzoni (2001) destaca que a convergência absoluta é de 0,68% a.a, e, no caso da convergência condicional, é de 1,29% a.a. Isso implica que, em, aproximadamente, 102 e 54 anos, ocorrerá uma diminuição pela metade na desigualdade da renda.

O estudo feito por Souza e Porto Jr. (2002) analisou a hipótese de convergência para os municípios nordestinos no período 1970-91. Através da metodologia de Drennan e Lobo (1999), os autores rejeitaram a hipótese de convergência para a renda *per capita* dos municípios da Região Nordeste do Brasil ao nível de significância estatística de 0,01. O teste não permitiu afirmar que os municípios pobres cresceram a taxas maiores do que os municípios relativamente ricos. Segundo os autores, há uma tendência de longo prazo de desaparecimento do grupo dos muito ricos, porém o grupo dos muito pobres continua significativo. Esses resultados apontam uma persistência na desigualdade da distribuição de rendas interestaduais no Brasil, além de negarem a hipótese de convergência.

Azzoni e Barossi Filho (2003) analisaram a renda *per capita* de 20 estados brasileiros para o período 1947-98. A metodologia adotada consistiu em testes de raiz unitária de Perron (1989) para as séries de renda *per capita*. Foram rejeitadas as hipóteses de quebras estruturais, e os resultados indicam a presença de convergência estocástica de renda *per capita* entre os estados brasileiros: “[...] *convergence within the regions, that is, states converging to the income level in the region they belong to, is not homogeneous in the country*” (AZZONI; BAROSSO-FILHO, 2003, p. 9).

Amorim, Scalco e Braga (2008) buscaram verificar, no período 1980-2000, se as funções de produção dos modelos de crescimento de Solow simples e aumentado explicariam o padrão de renda *per capita* nos estados brasileiros de uma forma agregada e para os setores agropecuária, indústria e serviços. Os autores constataram a existência de convergência absoluta para o caso geral e para os setores indústria e serviços. No caso da convergência condicional, apenas o setor indústria apresentou tendência à convergência.

Através da metodologia de Regressões ponderadas geograficamente (RPG), Ribeiro e Almeida (2012) buscaram analisar a hipótese de convergência local para as áreas mínimas comparáveis (AMCs) no Brasil. Os principais resultados confirmam a hipótese de múltiplos equilíbrios. Porém, de maneira mais sofisticada que a análise de clubes de convergência, os resultados da análise local indicam que cada AMC estaria convergindo para o seu específico estado estacionário.

Matos Filho, Silva e Carvalho (2012) analisaram a convergência de renda *per capita* entre as microrregiões da Região Nordeste do Brasil no

período 1985-2008. Para isso, foram executadas regressões em *cross-section*, entre a taxa de crescimento do PIB, entre 1985 e 2000, e o seu nível, em 1985. Em todas as regressões, foram constatados processos de β -convergência, o que foi confirmado, posteriormente, por testes de σ -convergência.

O estudo feito por Araújo, Santos e Rocha (2013) procurou analisar a distribuição espacial da renda *per capita*, bem como abordar o fenômeno da convergência de renda *per capita* para as microrregiões piauienses no período 1991-2010, a partir de dados do IPEADATA e do Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais Anísio Teixeira (INEP). Os resultados obtidos sugerem a existência de um processo de convergência, tanto absoluta quanto condicional, de renda, entre os municípios do estado, no período analisado.

Silva e Paixão (2013) buscaram verificar a formação de clubes de convergência de renda para os municípios brasileiros no período 2000-10, através dos métodos não paramétricos de: densidade Kernel, regressão quantílica linear e do *constrained smoothing B-splines* (COBS). A análise da densidade Kernel indicou que a distribuição da renda é bimodal, e o método *constrained smoothing B-splines*, que testou a hipótese de β -convergência, constatou a não linearidade entre os quantis e ratificou a formação de dois polos de convergência.

Os resultados alcançados pelos estudos sobre convergência no Brasil não são correlacionados entre si, de forma clara, o que pode estar associado à diversidade de metodologias e bases de dados utilizadas. O processo de convergência de renda *per capita* aparece nesses trabalhos como algo instável ou fracionado em determinados períodos, chegando também a não existir. Tais constatações só reafirmam a existência das desigualdades enraizadas no Brasil, contrariando as formulações neoclássicas de Robert Solow.

3 Metodologia

O método de estimação para a análise de convergência absoluta e condicional será realizado através de dados em painel dinâmico, estimando regressões através do Software Stata versão 12.1, baseado na metodologia utilizada em Cravo e Soukiazis (2006), que examinaram o processo de convergência entre os estados brasileiros a cada cinco anos, no período 1980-2000, utilizando os diferentes conceitos de convergência e dando uma especial atenção ao papel do capital humano como fator condicionante para este.

Cravo e Soukiazis (2006) dividiram os estados brasileiros em três amostras, quais sejam: (a) todos os estados do Brasil; (b) os estados das Regiões Sul e Sudeste; e (c) os estados da Região Nordeste. Essa divisão objetivou detectar os diferentes processos de convergência e também tentar entender o impacto do capital humano a partir do nível de desenvolvimento dos estados. Os autores também introduziram, em sua análise, *dummies* estaduais, com a finalidade de testar, se os efeitos não observados de cada estado seriam importantes para a análise de convergência. Os autores explicam que, para a utilização das *dummies*, é necessário inserir $i-1$ variáveis *dummies*. Dessa forma, um dos efeitos teria que ser retirado, no intuito de evitar uma perfeita colinearidade, ou seja, quando os efeitos do tempo somariam um.

Ao assumir a análise de dados em painel, parte-se do modelo geral, especificado na seguinte forma:

$$Y_{it} = \alpha + X_{it}\beta + v_i + z_t + \varepsilon_{it} \quad (5),$$

em que v_i representa os efeitos específicos, ou as características, das unidades que não variam ao longo do tempo; z_t expressa características que variam no tempo t ; e ε_{it} é o termo de erro.

Segundo Wooldridge (2002), quando se utilizam dados em painel, normalmente se têm dois modelos a serem escolhidos para tratamento dos dados: o modelo de efeitos fixos e o de efeitos aleatórios. O modelo de efeitos fixos (*fixed effects*) utiliza o método Least Square Dummy Variable (LSDV), em que as diferenças entre as economias podem ser representadas nos diferentes termos constantes, a partir da inclusão de variáveis *dummies* para cada economia. Já o modelo de efeitos aleatórios (*random effects*), estimado a partir do método Generalized Least Square (GLS), incorpora os efeitos individuais no termo do erro, ou seja, tem como suposição que a especificidade de cada unidade de análise é distribuída de forma aleatória.

Partindo da equação (5), podem-se estimar as equações de efeitos fixos e aleatórios, de acordo com as pressuposições feitas a respeito da possível correlação entre o termo de erro e as variáveis explicativas x_{it} . Assim, a equação que representa o modelo de efeitos fixos é tal que:

$$Y_{it} = \alpha_i + X_{it}\beta + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

No caso, X_{it} é a variável explicativa, e a mudança dos efeitos é a mesma para todas as unidades e períodos; α_i é uma variável constante, que

captura os efeitos dessas variáveis; β é a medida dos efeitos parciais de X_{it} no período t por unidade i ; e ε_{it} é o termo independente e distribuído igualmente para os indivíduos no tempo, com média 0 e variância σ_{ε}^2 .

Já a estimação do modelo de efeitos aleatórios pode ser representada pela seguinte equação:

$$Y_{it} = X_{it}\beta + u_{it} \quad (7),$$

em que u_{it} é o termo de erro combinado, ou seja, $u_{it} = \alpha_i + \varepsilon_{it}$, pressupondo que os efeitos não observados α_i sejam *iid* (independentes e identicamente distribuídos) e com variância σ_{ε}^2 . Assim, no modelo de efeitos aleatórios, assume-se que o efeito não observado α_i é não correlacionado com a variável explicativa.

Vale salientar que, na análise aqui pretendida, tal como feito por Cravo e Soukiazis (2006) nas regressões que utilizaram o método de efeitos fixos, também foram introduzidas *dummies* estaduais, com o objetivo de captar as particularidades existentes em cada estado. A intenção foi verificar se os resultados se tornam mais significativos quando as *dummies* são incluídas, ou seja, se os efeitos não observados possuem importância para a análise de convergência.

Segundo Islam (2003), quando se utilizam dados em painel para a análise de convergência, opta-se, normalmente, pelo modelo de efeitos fixos. No entanto, para identificar qual o melhor modelo a ser escolhido, utiliza-se o Teste de Hausman (1978), o qual assume como hipótese nula que o efeito individual não está correlacionado com os efeitos explicativos. Assim, Hausman (1978) testa se os estimadores fixos e aleatórios são significativamente diferentes. Quando a hipótese nula é rejeitada, conclui-se que os efeitos aleatórios são inconsistentes, e, por isso, é preferível a utilização do modelo de efeitos fixos. A probabilidade de rejeitar, ou não, a hipótese nula (H_0) é de 5% para amostras grandes, que é a probabilidade padrão em análises econométricas, e é de 10% para amostras pequenas.

3.1 Fonte e tratamento dos dados

Os dados coletados para as regiões brasileiras no período 1995-2009 foram retirados do IPEADATA e do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), sendo que os dados que correspondem à variável dependente PIB *per capita* (Y) e as variáveis explicativas (taxa de analfabetismo

($T_{xanalfa}$)², anos de estudos (X_{estudo})³ e a taxa de matrícula no ensino médio ($T_{xmédio}$)⁴ são da base de dados do IPEADATA. Já os dados sobre a população foram retirados do IBGE. Vale salientar que, mesmo existindo disponibilidade de dados desagregados do Censo e da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD), o presente estudo optou por utilizar dados agregados.

Dessa forma, para medir a convergência nas regiões brasileiras, a taxa média de crescimento do PIB *per capita* no período 1995-2009 foi calculada para períodos trienais. Islam (1995) e Temple (1999) recomendam que esse espaço de tempo tem o intuito de prevenir a influência dos ciclos econômicos, ao contrário da utilização de taxas de crescimento anuais. Como o foco principal deste estudo é testar a hipótese de convergência nos estados nordestinos, e se o capital humano teria influência significativa para tal ocorrência, o intervalo de tempo considerado torna-se conveniente, visto que os impactos da educação não se dão no curto prazo.

Assim como feito por Nakabashi (2005), Cravo e Soukiazis (2006) e Abitante (2007), para a construção da análise desenvolvida neste trabalho optou-se por transformar as variáveis, obtendo-se o logaritmo natural (log-log) dos seus valores, a fim de proporcionar um melhor ajuste ao modelo. Outra questão relevante é que a transformação dos dados em logaritmo reduz a discrepância entre os valores estimados, sendo uma técnica comumente utilizada para correção de heteroscedasticidade. Desse modo, tal modelo torna-se bastante conveniente, pois se pode trabalhar diretamente em termos de elasticidade, dado que os coeficientes gerados através do modelo log-log são as elasticidades da variável dependente com relação às variáveis explicativas.

A divisão da amostra para os estados brasileiros, utilizada no presente estudo, segue a mesma feita por Cravo e Soukiazis (2006). O diferencial está na inclusão da amostra que contém os estados das Regiões Centro-Oeste e Norte e também na utilização de uma nova periodicidade das taxas de crescimento, que passa a ser trienal. O intuito é tentar ilustrar o comportamento mais recente do fenômeno da convergência do PIB *per capita* nas regiões brasileiras, considerando o período 1995-2009.

² Da população de 15 anos ou mais.

³ Da população adulta com idade de 25 anos ou mais.

⁴ Da população com idade entre 15 e 17 ou com mais de oito anos de estudo.

4 Resultados

4.1 Convergência sigma (σ)

A existência de σ -convergência é detectada através da análise da variância σ^2 , que consiste em observar a dispersão das rendas *per capita* dos estados ao longo do período de análise escolhido. Ferreira e Ellery Jr. (1996) argumentam que, pelo fato de os PIBs *per capita* dos estados estarem aumentando com o tempo, isso pode levar a uma subestimação da convergência sigma, uma vez que há uma tendência natural da variância aumentar com o tempo. Como solução, os autores sugeriram que, ao invés de considerar apenas a variância, deve-se levar em conta também o coeficiente de variação, que é dado pela divisão do desvio-padrão da amostra pela sua média $CV = \sigma^2/\mu$. Assim, constata-se que há convergência, se for observada uma queda na dispersão das séries, o que implica dizer que as rendas *per capita* dos estados estar-se-iam aproximando ao longo do tempo. Veja-se a Tabela 1:

Tabela 1

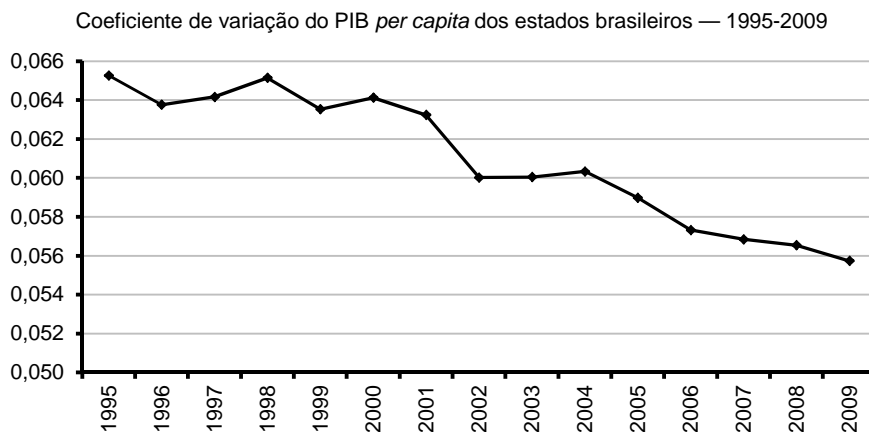
Coeficientes de variação do Log do Produto Interno Bruto *per capita* — 1995-2009

ANOS	VARIÂNCIA σ^2	CV = (σ^2/μ)
1995	0,293942	0,065270
1996	0,281925	0,063764
1997	0,286562	0,064164
1998	0,295693	0,065141
1999	0,278911	0,063532
2000	0,288658	0,064123
2001	0,280830	0,063240
2002	0,261691	0,060023
2003	0,262413	0,060047
2004	0,267725	0,060330
2005	0,256614	0,058972
2006	0,244047	0,057324
2007	0,245792	0,056847
2008	0,243901	0,056540
2009	0,236767	0,055736

FONTE DOS DADOS BRUTOS: IPEADATA.

Com base nos resultados obtidos na Tabela 1, não se rejeita a hipótese de σ -convergência do PIB para os estados brasileiros. Graficamente, tem-se (Gráfico 1):

Gráfico 1



FONTE DOS DADOS BRUTOS: IPEADATA.

A partir do Gráfico 1, apesar de se observarem algumas oscilações que caracterizam divergência, nos anos 1997, 1998, 2000 e 2004, a dispersão do PIB *per capita* diminuiu durante o período completo, com a redução sendo mais acentuada a partir de 2004. Nos estudos de Ferreira e Ellery Jr. (1996), Arraes (1997), Azzoni (2001) e Matos Filho, Silva e Carvalho (2012), também foram encontradas evidências de σ -convergência.

4.2 Convergência β -absoluta

A hipótese de convergência absoluta pode ser testada a partir da equação (1), descrita na seção 3, extraída de Barro e Sala-i-Martin (1990), a qual relaciona a taxa de crescimento da renda *per capita* com o log da renda inicial *per capita* da economia analisada. Como explicado na seção 6, para testar a existência, ou não, de convergência, foram utilizadas as taxas médias de crescimento do PIB calculadas para cada três anos, no período 1995-2009.

A análise foi feita a partir da divisão dos estados brasileiros em quatro amostras, quais sejam: (a) todos os estados do Brasil (incluindo o Distrito Federal); (b) os estados das Regiões Sul e Sudeste; (c) os estados das Regiões Centro-Oeste e Norte; e (d) os estados da Região Nordeste. Essa divisão teve o intuito de gerar uma maior homogeneização para análise, na tentativa de verificar se o capital humano gera diferenças no processo de convergência das regiões brasileiras. A estimação através de dados em painel e os seus respectivos resultados para a análise trienal de convergência absoluta estão descritos no Quadro 1.

Observa-se que os sinais dos coeficientes estimados β se mostram coerentes com o predito na teoria, uma vez que o log do PIB *per capita* inicial (LnY_{pc}) apresentou relacionamento negativo e significativo, em termos estatísticos, aos níveis de 95% e 99% de confiança, em relação à taxa de crescimento do PIB *per capita* (Y) no período. Isso significa que há uma tendência de os estados mais pobres crescerem mais rápido do que os mais ricos, afetando, positivamente, a redução das disparidades econômicas entre os estados analisados, caracterizando, assim, convergência absoluta.

Quadro 1

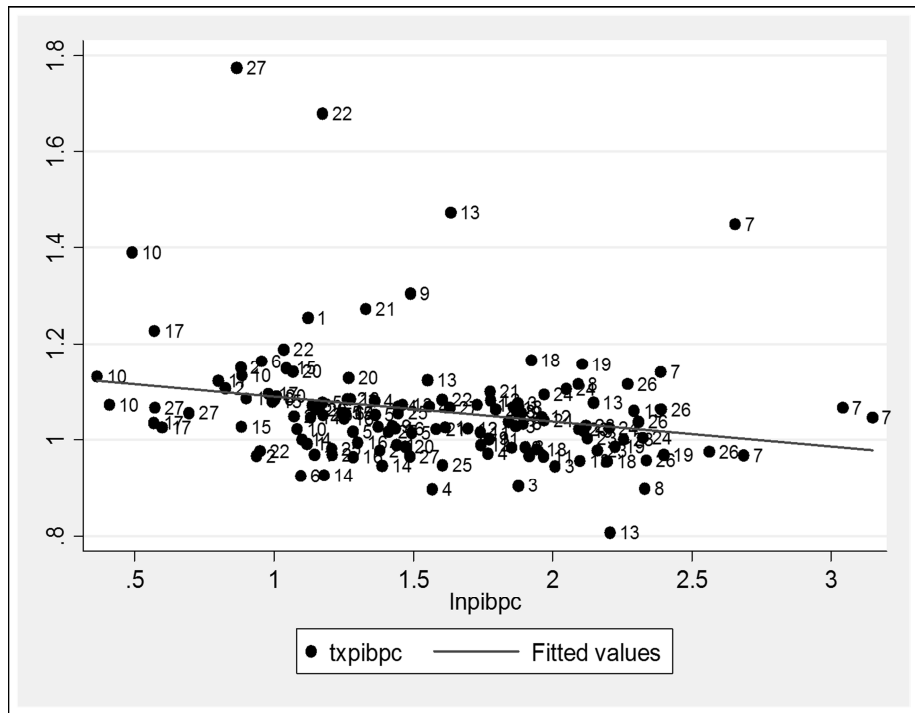
Convergência absoluta, em intervalos trienais — 1995-2009

Variável dependente (Y): taxas de crescimento trienais do PIB <i>per capita</i>					
	Estimações	Brasil	Sudeste/Sul	Centro-Oeste /Norte	Nordeste
Random Effects (GLS)	Constante (α)	0,1267796	0,1904426	0,1312494	1,122301
	XlnYpc (β)	-0,0467876 (2,89) (1)	-0,0790041 (1,87) (2)	-0,0403463 (1,07)	-0,1329572 (4,40) (1)
	R² ajustado	0,0590	0,3580	0,0201	0,3005
	Meia-Vida	13 (anos)	6,89 (anos)	Não há convergência	3,17(anos)
	Velocidade (λ)	0,0532	0,1005		-0,2186
Fixed Effects (LSDV)	Dummies	(3)	(4)	(5)	(6)
	Constante (α)	0,2675989	0,5042882	0,2609813	1,183304
	XlnYpc (β)	-0,1761613 (6,24) (1)	-0,2436458 (4,57) (1)	-0,1710244 (4,21) (1)	- 0,155223 (-2,47) (1)
	R² ajustado	0,1260	0,3972	0,1026	0,3625
	Meia-vida	1,62 ano	2,27 anos	1,79 ano	2,31 anos
	Velocidade (λ)	0,4254	0,3044	0,3863	0,2993
		Brasil	Sudeste/Sul	Centro-Oeste / Norte	Nordeste
	Teste de Wald (Heterocedasticidade)	Chi2(27)= 7587.00 Prob>chi2=0. 000	Chi2(7)= 276.37 Prob>chi2=0.0 000	Chi2(11)= 1184.53 Prob>chi2=0.0 000	Chi2(9)= 381,29 Prob>chi2=0. 000
	Teste de Wooldridge (Autocorrelacionado)	F(1,26)= 9.824 Prob>F= 0.0042	F(1,6)= 0.040 Prob>F= 0.8472	F(1,10)= 10.206 Prob>F= 0.0096	F(1,8)= 11,214 Prob>F= 0,0101
	Teste de Hausman (7)	Chi2(2) = 9.57 Prob>chi2 = 0.002	Chi2(1) = 13.52 Prob>chi2 = 0.002	Chi2(1) = 3,78 Prob>chi2 = 0,0520	Chi2(1) = 0,05 Prob>chi2 = 0,828

(1) Variáveis significativas ao nível de 1% — os valores já estão corrigidos dos problemas de heteroscedasticidade e autocorrelação. (2) Variáveis significativas ao nível de 5% — os valores já estão corrigidos dos problemas de heteroscedasticidade e autocorrelação. (3) De 27 *dummies*, todas são positivas, sendo que 25 foram significativas a 1%, e duas foram significativas ao nível de 10%. 4. De sete *dummies*, três foram significativas a 5%; duas, a 10%; e uma foi significativa a 1%. 5. De 11 *dummies*, seis foram significativas a 1%, três *dummies* foram significativas a 10%, e uma *dummy* foi significativa a 5%. 6. De nove *dummies*, cinco são positivas e têm significância estatística ao nível de 5%, e três *dummies* tem significância ao nível de 5%. 7. Testa a hipótese de efeitos aleatórios contra efeitos fixos.

Como ilustração, tem-se a representação gráfica da amostra utilizada na Figura 1. Os pontos representam as observações da amostra, e, entre eles, está a linha de previsão da regressão. A relação entre as variáveis é negativamente inclinada, indicando que, quanto maior o log do PIB inicial, menores serão as taxas de crescimento do PIB *per capita*.

Figura 1

Convergência β -absoluta – estados brasileiros (intervalos trienais) — 1995-2009

Os pontos mais afastados da reta representam os estados das Regiões Nordeste, Centro-Oeste (exceto o Distrito Federal) e Norte, que, em sua maioria, apresentaram os menores PIBs *per capita* iniciais e, portanto, tenderiam, *ceteris paribus*, a obter maiores taxas de crescimento. Sala-i-Martin (1996), Ferreira e Ellery Jr. (1996), Arraes (1997), Azzoni (2001), Amorim, Scalco e Braga (2008), Matos Filho, Silva e Carvalho (2012) e Araújo, Santos e Rocha (2013) também constataram a existência de convergência absoluta em seus estudos.

Quando os efeitos específicos são assumidos como aleatórios (regressão estimada através do método GLS), os resultados mostram-se satisfatórios, à exceção da amostra das Regiões Centro-Oeste e Norte, a qual não

apresentou indícios de convergência absoluta através desse método. O teste de Hausman sugere que o modelo de efeitos fixos é mais apropriado do que o modelo de efeitos aleatórios, exceto para a amostra da Região Nordeste.

Através do método de efeitos fixos, observaram-se altas taxas anuais de convergência em todas as amostras, sendo 42,5% para o Brasil, 30,5% para as Regiões Sul e Sudeste, 38,6% para as Centro-Oeste e Norte, e 4,2% para a Região Nordeste. Assim, a inclusão das *dummies* tornou o processo de convergência mais rápido, gerando, conseqüentemente, uma queda na meia-vida, ou seja, reduziu-se o tempo necessário para que economias com menor PIB inicial reduzam à metade a distância existente em relação às economias com maior PIB.

Segundo Azzoni (1997), uma limitação importante para se estudar a questão da convergência é a disponibilidade de informações estatísticas para um período de tempo considerável, visto que o fenômeno da convergência, por sua natureza estrutural, necessita de longos períodos, para que possa se manifestar. Porém, apesar de o período de análise utilizado neste estudo ser de apenas 15 anos, as taxas de convergência absoluta obtidas foram superiores às encontradas na literatura que utilizam séries bem longas, como, por exemplo, Ferreira e Ellery Jr. (1996), Azzoni (1997) e Zini Jr. (1998).

No entanto, é importante observar uma diferença básica nos resultados dos modelos de efeitos aleatórios e fixos. Apesar de ambos terem apresentado um coeficiente negativo e significativo e utilizarem, em sua regressão, as mesmas variáveis, apenas os resultados na regressão de efeitos aleatórios indicam um processo de convergência absoluta. Ou seja, os estados estariam convergindo para uma mesma renda de equilíbrio. Contudo o coeficiente β do modelo com efeitos fixos sugere a existência de convergência condicional: os estados só convergiriam para a mesma renda, caso apresentassem características semelhantes não observadas. Dessa forma, pode-se aprofundar a análise testando a hipótese de convergência condicional com foco no capital humano.

4.3 Convergência β -condicional

Para a análise de convergência condicional através de dados em painel com efeitos fixos⁵, foram utilizadas três diferentes *proxies* para represen-

⁵ Para a análise de convergência condicional, adotou-se o método de efeitos fixos, visto que o teste de Hausman apontou-o como o mais apropriado em praticamente todas as regressões.

tar o capital humano, no intuito de controlar, *ceteris paribus*, os diferentes pontos de equilíbrio, quais sejam: taxa de analfabetismo (*Txanalfa*), taxa de matrícula do ensino médio (*Txmédio*) e anos de estudo (*Xestudo*). Como proposto por Cravo e Soukiazis (2006), cada variável do capital humano será introduzida, separadamente, na análise de convergência, para prevenir problemas de multicolinearidade e também para medir o impacto individual de cada nível de capital humano sobre o PIB *per capita*. Os resultados da análise de convergência condicional para períodos trienais, utilizando método de efeitos fixos, encontram-se no Quadro 2.

Ao se analisar os resultados obtidos para a taxa de analfabetismo (*Txanalfa*) na regressão, constata-se que a convergência só ocorre nas amostras das Regiões Sul, Sudeste e Nordeste. Como previsto, os coeficientes obtidos por essa variável foram negativos, o que significa que, quanto mais alta for essa taxa, menor será o crescimento do PIB *per capita*. A velocidade de convergência para as Regiões Sul e Sudeste foi de 11,4% a.a., e, para a Nordeste, essa velocidade foi bastante baixa, cerca de 0,68%⁶ a.a., revelando uma diferenciação entre os processos de convergência nas duas amostras.

Ao se inserir a variável taxa de matrícula no ensino médio (*Txmédio*), também se constata a existência de convergência através da relação inversa apresentada pela variável log do PIB *per capita* (*XlnYpc*) e as taxas de crescimento trienais. Todos os coeficientes estimados para a variável *Txmédio* têm os sinais previstos pela literatura e são significativos, indicando que o estoque de capital humano no nível médio é relevante para explicar o processo de convergência entre as regiões brasileiras.

Na amostra com todos os estados do Brasil, a velocidade de convergência encontrada foi de 3,14% a.a., sendo esta um pouco mais baixa do que a encontrada por Cravo e Soukiazis (2006), que foi de 4,77% a.a., para esse mesmo nível de capital humano. Já para as amostras das Regiões Centro-Oeste e Norte, Sudeste e Sul e Nordeste, as taxas encontradas foram de 6,06%, 1,48%, e 1,23% respectivamente. Estas duas últimas taxas se aproximam das que foram observadas nos estudos de Ferreira e Ellery Jr. (1996) e Bertussi e Figueiredo (2009), que foram de 1,39% e 1,15% a.a. respectivamente.

⁶ Azzoni (2001), ao analisar a evolução da desigualdade regional em 20 estados brasileiros, no período 1939-95, encontrou essa mesma taxa de 0,68% a.a. para convergência absoluta.

Quadro 2

Convergência condicional (efeitos fixos), em intervalos trienais — 1995-2009

Variável dependente (Y): taxas de crescimento trienais do PIB <i>per capita</i>					
	Estimações	Brasil	Sudeste/Sul	Centro-Oeste /Norte	Nordeste
Taxa de Analfabetismo (LSDV)	<i>Dummies</i>	(1)	(1)	(1)	(1)
	XlnYpc (β)	-0,2226696 (3,00) (1)	-0,5544348 (5,33) (1)	-0,1788869 (2,15) (2)	0,4070031 (5,13) (1)
	Tx analfa	0,0892112 (0,91)	-0,2248414 (3,27) (1)	-0,02500703 (0,14)	-0,3426421 (2,90) (1)
	R ² ajustado	0,3074	0,5299	0,1032	0,5395
	Constante (α)	0,5758526	1,670679	0,3408989	4,431559
	Meia-vida	Não há convergência	6,05 anos	Não há convergência	100,7 anos
	Velocidade (λ)		0,1144		0,0068
	Teste de Wald (Heteroscedasticidade)	Chi2(27)= 4026.71 Prob>chi2=0.0000	Chi2(7)= 69.05 Prob>chi2=0.000	Chi2(11)= 1369.60 Prob>chi2=0.0000	Chi2(9)= 21,79 Prob>chi2=0,0096
	Teste de Wooldridge (Autocorrelação)	F(1,26)= 7.568 Prob>F= 0.0107	F(1,6)= 0,081 Prob>F= 0,7850	F(1,10)= 10.272 Prob>F= 0.0094	F(1,8)= 7,880 Prob>F= 0,0229
	Teste de Hausman (3)	Chi2(2) = 7.07 Prob>chi2 = 0.0291	Chi2(2) = 25,19 Prob>chi2 = 0.0000	Chi2(2) = 3.33 Prob>chi2 = 0,1891	Chi2(2) = 5.45 Prob>chi2 = 0,0656
Taxa de Matrícula no Ensino Médio (LSDV)	<i>Dummies</i>	(1)	(1)	(1)	(1)
	XlnYpc (β)	-0,4340771 (11,47) (1)	-0,3856859 (5,99) (1)	-0,4708759 (5,14) (1)	-0,3879937 (4,83) (1)
	Txmédio	0,1573557 (9,79) (1)	0,0930443 (3,23) (1)	0,2525825 (4,32) (1)	0,1090083 (3,84) (1)
	R ² ajustado	0,2781	0,4689	0,3735	0,5059
	Constante (α)	0,638357	0,4438258	-0,213143	2,879105
	Meia-vida	22 anos	46,6 anos	11,4 anos	55,9 anos
	Velocidade (λ)	0,0314	0,0148		0,0606
	Teste de Wald (Heteroscedasticidade)	Chi2(27)= 2914.59 Prob>chi2=0.0000	Chi2(7)= 143.59 Prob>chi2=0.0000	Chi2(11)= 89.62 Prob>chi2=0.0000	Chi2(9)= 21,82 Prob>chi2=0.0095
	Teste de Wooldridge (Autocorrelação)	F(1,26)= 2.220 Prob>F= 0.1482	F(1,6)= 0.996 Prob>F= 0.3567	F(1,10)= 0.829 Prob>F= 0.3841	F(1,8)= 3,388 Prob>F=0,1029
	Teste de Hausman (3)	Chi2(2) = 29.94 Prob>chi2 = 0.0000	Chi2(2) = 22.89 Prob>chi2 = 0.0000	Chi2(2) = 17.86 Prob>chi2 = 0.0001	Chi2(1) = 6,77 Prob>chi2 = 0,0339

(continua)

Quadro 2

Convergência condicional (efeitos fixos), em intervalos trienais — 1995-2009

Variável dependente (Y): taxas de crescimento trienais do PIB <i>per capita</i>					
	Estimações	Brasil	Sudeste/Sul	Centro-Oeste /Norte	Nordeste
Anos de Estudos (LSDV)	Dummies	(1)	(1)	(1)	(1)
	XlnYpc (β)	-0,2895148 (3,45) (1)	-0,5137637 (5,06) (1)	-0,2589994 (1,94) (2)	-0,3756083 (3,99) (1)
	Xestudo	0,2565875 (1,73) (4)	0,3801141 (3,03) (1)	0,2892925 (0,85)	0,311001 (2,94) (1)
	R² ajustado	0,3285	0,5027	0,1263	0,4998
	Constante (α)	-0,0402631	0,3714419	-0,1374281	2,564471
	Meia-vida	4,31 anos	7,69 anos	Não há convergência	26,6 anos
	Velocidade (λ)	0,1607	0,0900		0,0260
	Teste de Wald (Heteroscedasticidade)	Chi2(27)= 3885.72 Prob>chi2=0.000	Chi2(7)= 37.95 Prob>chi2= 0.0000	Chi2(11)= 1574.45 Prob>chi2=0.0000	Chi2(9)= 28.64 Prob>chi2=0.0007
	Teste de Wooldridge (Autocorrelação)	F(1,26)= 8.840 Prob>F= 0.0063	F(1,6)= 1.735 Prob>F= 0,2359	F(1,10)= 10.320 Prob>F= 0.0093	F(1,8)= 5,230 Prob>F= 0,0515
	Teste de Hausman (3)	Chi2(2) = 13.54 Prob>chi2 = 0.0011	Chi2(2) = 24,89 Prob>chi2 = 0.0000	Chi2(2) = 5.03 Prob>chi2 = 0.0808	Chi2(2) = 4,97 Prob>chi2 = 0,0834

NOTA: 1. *Txanalfita* é a taxa de analfabetismo da população com 15 anos ou mais.2. *Txmédio* é o percentual de jovens com idade entre 15 e 17 anos que frequentam o ensino médio ou completaram 8 anos de estudos.3. *Xestudo* é o número médio de anos de escolaridade da população com mais de 25 anos.(1) Coeficiente estimado estatisticamente significativo para o nível de 1%. (2) Coeficiente estimado estatisticamente significativo para o nível de 5%. (3) Testa a hipótese dos efeitos aleatórios contra os efeitos fixos. Os dados entre parênteses representam a estatística *t*. (4) Coeficiente estimado estatisticamente significativo para o nível de 10%. Os valores do quadro já estão corrigidos dos problemas de heteroscedasticidade e autocorrelação.

Sob a hipótese de convergência condicionada ao estoque de educação no nível médio, as desigualdades mostram-se mais acentuadas quando se consideram as amostras das Regiões Sul e Sudeste e Nordeste, sendo que, nesta última, estima-se uma meia-vida em torno de 56 anos para que o nível da renda *per capita* inicial possa atingir metade do nível do estado estacionário. Isso implica um processo de convergência bastante lento e aparentemente diferenciado entre as quatro amostras consideradas, quando se utiliza a variável taxa de matrícula do ensino médio.

A última *proxy* utilizada para o capital humano foi a média de anos de estudo. Pode-se observar que a inserção da variável (*Xestudo*) torna as equações estimadas mais robustas (quando se compara com os resultados obtidos para convergência absoluta) em termos de significância estatística dos coeficientes e do grau de explicação das variáveis independentes (*Xs*). Os coeficientes estimados para o log do PIB *per capita* inicial (*LnYpc*) reve-

laram a existência de convergência condicionada à *proxy* média de anos de estudos (*Xestudo*), à exceção, mais uma vez, da amostra das Regiões Centro-Oeste e Norte.

Na regressão feita com todos os estados brasileiros, o aumento da escolaridade média em um ano provoca um aumento de 0,25% na taxa de crescimento do PIB *per capita*. Na amostra das Regiões Sul e Sudeste, o impacto é de 0,38%, e, na Nordeste, esse aumento é de 0,31%. Com relação à amostra para os estados nordestinos, quando se compara com os resultados obtidos pela variável taxa de matrícula no ensino médio, a inserção da variável anos de estudo reduz em, aproximadamente, 29 anos o tempo gasto para os estados mais pobres eliminarem as disparidades em relação aos estados mais ricos, bastando, aproximadamente, 26,6 anos para os estados nordestinos atingirem o estado estacionário.

Para os estados das Regiões Sul e Sudeste, o impacto da variável (*Xestudo*) foi ainda mais significativo, reduzindo a meia-vida em quase 39 anos. A taxa de convergência calculada para a amostra da Nordeste foi de 2,6% a.a., sendo esta maior que a encontrada por Barro e Sala-i-Martin (1990) para os estados norte-americanos, que foi de 2% a.a. Dessa forma, os resultados parecem sugerir que, dentre as três *proxies* utilizadas para representar o capital humano, a variável média de anos de estudo é a que melhor explica o processo de convergência condicional para as regiões brasileiras no período analisado.

5 Considerações finais

O presente artigo objetivou analisar a hipótese de convergência do PIB *per capita* nas regiões brasileiras, no período 1995-2009, com foco principal na convergência condicional, utilizando três *proxies* de capital humano, para controlar as diferenças estruturais entre os estados brasileiros.

Através da análise do coeficiente de variação do PIB *per capita*, observou-se que houve uma queda na dispersão dos PIBs, no período completo, com a redução sendo mais acentuada a partir de 2004. No entanto, o processo de σ -convergência se mostrou instável, principalmente nos anos de 1997, 1998, 2000 e 2004. A convergência β -absoluta também foi detectada, ocorrendo a taxas bem elevadas, em torno de 29% e 42% ao ano.

No que se refere aos estados nordestinos, um dos argumentos plausíveis para as altas taxas de convergência encontradas para a Região Nordeste, no período aqui analisado, conforme enfatizado por Ribeiro e Almeida (2012), está no fato de que esses estados, por ainda estarem distantes do seu *steady state*, apresentam chances de reduzir as desigualdades de

suas rendas *per capita* frente aos estados mais ricos. Dessa forma, dependendo do impulso dado à economia nordestina, o impacto no crescimento pode ser bem significativo. Em outras palavras, grande parte do potencial econômico da Região Nordeste ainda está inexplorado, e, por isso, sua capacidade de crescimento tende a ser maior.

A deficiência no conceito de β -convergência absoluta está em supor que tanto as economias ricas como as pobres possuem idênticas tecnologias (o que não se aplica à realidade). O resultado do coeficiente β do modelo com efeitos fixos sugere a existência de convergência condicional, ou seja, os estados só convergiriam para a mesma renda de equilíbrio, caso apresentassem características não observadas semelhantes. Assim, a hipótese de convergência condicional, com a inclusão das *proxies* para o capital humano, mostrou-se empiricamente mais sólida para a análise do crescimento nas regiões brasileiras.

No entanto, como enfatizado por Sala-i-Martin (1996), a tendência de β -convergência condicional não implica dizer que as desigualdades entre as regiões, em termos de PIB *per capita*, estão diminuindo ou tendem a desaparecer ao longo do tempo. Dessa forma, os resultados da análise de convergência condicional apontaram que a heterogeneidade existente entre os estados brasileiros deve ser levada em consideração na análise do crescimento econômico.

Sob a utilização das variáveis de capital humano, a convergência condicional revelou-se aparentemente diferenciada entre as amostras consideradas, principalmente nas regressões estimadas com as variáveis taxas de matrícula no ensino médio e anos de estudo. Tal constatação aponta o fato de que diferentes níveis de capital humano possuem diferentes impactos no crescimento. As amostras consideradas na análise econométrica apontaram velocidades de convergência diferentes, sugerindo que as regiões brasileiras estariam convergindo para suas específicas rendas de equilíbrio e que, portanto, alcançarão o estado estacionário em períodos distintos.

Assim como verificado no trabalho feito por Cravo e Soukiazis (2006), a variável anos de estudo (*Xestudo*) mostrou ser superior às demais *proxies* utilizadas para representar o capital humano. De fato, a introdução dessa variável gerou um aumento da velocidade de convergência e a redução da meia-vida, principalmente para a Região Nordeste, sugerindo uma influência positiva da educação na determinação da taxa de crescimento dessa região.

Pode-se concluir, através das estimativas obtidas nas regressões, que a hipótese de σ -convergência, β -absoluta e β -condicional, para as regiões brasileiras no período 1995-2009 não foi rejeitada. No entanto, o processo de convergência condicional se mostrou diferenciado, principalmente entre

as amostras das Regiões Sul/Sudeste e Nordeste, enquanto, para a amostra das Regiões Centro-Oeste/Norte, não houve o processo de convergência condicional na maioria das regressões. Essas constatações só reforçam a persistência das desigualdades regionais existentes no Brasil. Assim, faz-se necessário ampliar este estudo, no intuito de obter mais evidências empíricas sobre a convergência da desigualdade de renda entre as regiões brasileiras, para que se possa detectar, de maneira mais robusta, a ocorrência, ou não, desse processo, como também para entender a evolução dessa desigualdade.

Referências

ABITANTE, K. G. Desigualdade no Brasil: Um estudo sobre convergência de renda. **Pesquisa & Debate**, São Paulo, v. 18, n. 2, p. 155-169, 2007.

AMORIM, A. L.; SCALCO, P. R.; BRAGA, M. J. Crescimento econômico e convergência de renda nos estados brasileiros: Uma análise a partir dos grandes setores da economia. **Revista Econômica do Nordeste**, Fortaleza, v. 39, n. 3, p. 359–370, 2008.

ARAÚJO, H. G. R.; SANTOS, R. K. B.; ROCHA, R. de M. Análise da territorialidade no Piauí na perspectiva da convergência de renda no período de 1991 a 2010. In: CONGRESSO DA SOCIEDADE BRASILEIRA DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO E SOCIOLOGIA RURAL - NORDESTE, 8., 2013, Parnaíba. **Anais...** Brasília, DF: SOBER, 2013. Disponível em: <<http://www.viiisoberne.com.br/anais/ARQUIVOS/GT6-280-141-20131003202131.pdf>>. Acesso em: 2 dez. 2013.

ARRAES, R. A. Convergência e crescimento econômico do Nordeste. **Revista Econômica do Nordeste**, Fortaleza, v. 28, n. esp., p. 31-41, 1997.

AZZONI, C. R. Concentração regional e dispersão das rendas *per capita*s estaduais: Análise a partir de séries históricas estaduais de PIB, 1939-1995. **Estudos Econômicos**, São Paulo, v. 27, n. 3, p. 341-393, 1997. Disponível em: <http://www.fea.usp.br/feaecon//media/livros/file_13.pdf>. Acesso em: 16 jan. 2013.

AZZONI, C. R. Economic growth and regional income inequality in Brazil. **The Annals of Regional Science**, [Berlin], v. 35, n. 1, p. 133-152, 2001.

AZZONI, C. R. *et al.* **Geography and income convergence among Brazilian states**. Washington, DC: Inter-American Development Bank, 2000. (Research Network Working paper, 3096). Disponível em: <<http://www6.iadb.org/res/laresnetwork/files/pr56finaldraft.pdf>>. Acesso em: 15 maio 2013.

AZZONI, C. R.; BARROSSI FILHO, M. **A Time Series Analysis of Regional Income Convergence in Brazil**. São Paulo: NEREUS/USP, 2003. (TD Nereus 09-2003). Disponível em: <http://www.usp.br/nereus/wp-content/uploads/TDNereus_09_03.pdf>. Acesso em: 8 jun. 2013.

BARRO, R. **Economic growth in a cross section of countries**. Cambridge, MA: National Bureau of Economic Research, 1991. (NBER Working Paper, n. 3120).

BARRO, R. J.; SALA-I-MARTÍN, X. X. Convergence across states and regions. **Brookings Papers on Economic Activity**, Washington, DC, n. 1, p. 107-182, 1991.

BARRO, R. J.; SALA-I-MARTÍN, X. X. Convergence. **The Journal of Political Economy**, Chicago, IL, v. 100, n. 2, p. 223-251, 1992.

BARRO, R. J.; SALA-I-MARTÍN, X. X. **Economic growth and convergence across the United States**. Cambridge, MA: National Bureau of Economic Research, 1990. (NBER Working Paper, n. 3419).

BARRO, R. J.; SALA-I-MARTÍN, X. X. **Quality improvements in models of growth**. Cambridge, MA: National Bureau of Economic Research, 1994. (NBER Working Paper, n. 4610).

BAUMOL, W. J. Productivity Growth, Convergence and Welfare. **American Economic Review**, Pittsburgh, PA, v. 76, n. 5, p. 1072-1085, 1986.

BECKER, G. S. **El capital humano**. Madrid: Alianza, 1984.

BERTUSSI, G. L.; FIGUEIREDO, L. de. **Investigando a Hipótese de Convergência na América Latina e no Leste Asiático: uma abordagem de regressão quantílica**. Belo Horizonte: UFMG/Cedeplar, 2009. (Texto para discussão, n. 355).

CRAVO, T.; SOUKIAZIS, E. **Human capital as a conditioning factor to the convergence process among the Brazilian States**. Coimbra: CEUNEUROP, 2006. (Discussion Paper, n. 35).

DE LONG, B. Productivity Growth, Convergence and Welfare: Comment. **The American Economic Review**, Pittsburgh, PA, v. 78, n. 5, p. 1138-1154, 1988. Disponível em: <<http://abacus.bates.edu/~daschae/delong88.pdf>>. Acesso em: 20 fev. 2013.

DRENNAN, M. P.; LOBO, J. A simple Test of Convergence of Metropolitan Income in the United States. **Journal of Urban Economics**, [S.l.], v. 46, n. 3, p. 350-359, 1999.

FERREIRA, A. **Convergence in Brazil: Past and Future**. Belo Horizonte: CEDEPLAR, 1998. (Texto para discussão, 119).

FERREIRA, A.; DINIZ, C. Convergência entre las rentas *per capita* estaduais em Brasil. **Revista Latino-americana de Estudios Urbano Regionales**, Santiago de Chile, v. 21, n. 62, p. 17-31, 1995.

FERREIRA, P. C. G.; ELLERY JUNIOR, R. G. Convergência entre a renda *per capita* dos Estados Brasileiros. **Revista de Econometria**, Rio de Janeiro, v. 16, n. 1, p. 83-103, 1996.

GALOR, O. Convergence? Inferences from theoretical models. **Economic Journal**, [S.l.], v. 106, n. 437, p. 1056-1069, 1996.

HAUSMAN, J. Specification tests in Econometrics. **Econometrica**, New York, v. 46, n. 6, p. 1251-1271, 1978.

ISLAM, N. Growth empirics: a panel data approach. **The Quarterly Journal of Economics**, Cambridge, MA, v. 110, n. 4, p. 1127-1170, 1995.

ISLAM, N. What have we learnt from the convergence debate? **Journal of Economic Surveys**, Malden MA, v. 17, n. 3, 309-362, 2003.

LUCAS, R. E. On the Mechanics of Economic Development. **Journal of Monetary Economics**, North-Holland, v. 22, n. 1, p. 3-42, 1988. Disponível em:

<<http://www.parisschoolofeconomics.eu/docs/darcillonhibault/lucasmechanicseconomicgrowth.pdf>>. Acesso em: 15 fev. 2013.

MATOS FILHO, J. C.; SILVA, A. B.; CARVALHO, T. N. A convergência da renda nas microrregiões da Região Nordeste do Brasil. **Economia e Desenvolvimento**, Recife, v. 11, n. 2, p. 67-86, 2012.

NAKABASHI, L. **Três ensaios sobre capital humano e renda por trabalhador**. 2005. 127 f. Tese (Doutorado) - Programa de Pós Graduação em Economia, Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional (CEDEPLAR), Universidade Federal de Minas Gerais, Belo Horizonte, 2005.

PERRON, P. The Great Crash the Oil Price Shock and the Unit Root Hypothesis. **Econometrica**, New York, v. 57, n.6, p. 1361-1401, 1989.

RIBEIRO, E. C. B. A; ALMEIDA, E. S. Convergência Local de renda no Brasil. **Economia Aplicada**, Ribeirão Preto, v. 16, n. 3, p. 399-420, 2012.

ROMER, P. Human Capital and Growth: Theory and Evidence. **Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy**, North Holland, v. 32, p. 251-286, 1990.

ROMER, P. Increasing Returns and Long-Run Growth. **The Journal of Political Economy**, Chicago, IL, v. 94, n. 5, p. 1002-1037, 1986.

SALA-I-MARTÍN, X. X. **On growth and states**. 1990. Doctorate (Ph.D. dissertation) – Harvard University, Cambridge, MA, 1990.

SALA-I-MARTÍN, X. X. Regional cohesion: evidence and theories of regional growth and convergence. **European Economic Review**, [S.I.], v. 40, n. 15, p. 1325-1352, 1996.

SCHULTZ, T. W. **O capital humano: investimentos em educação e pesquisa**. Rio de Janeiro: Zahar, 1973.

SILVA, W. S.; PAIXÃO, A. N. Convergência de renda para os municípios Brasileiros: Uma Aplicação do Método Constrained B-Spline Smoothing (Cobs) - no período de 2000 a 2010. **Revista de Economia**, Curitiba, v. 39, n. 2, p. 160-182, 2013.

SOLOW, R. M. A Contribution to the Theory of Economic Growth. **The Quarterly Journal of Economics**, Cambridge, MA, v. 70, n. 1, p. 65-94, 1956. Disponível em: <<http://piketty.pse.ens.fr/files/Solow1956.pdf>>. Acesso em: 12 nov. 2012.

SOUZA, N. J.; PORTO JUNIOR, S. **Crescimento Regional e novos testes de convergência para os municípios da Região Nordeste do Brasil**. Porto Alegre: Programa de Pós-Graduação em Economia / UFRGS, 2002. (Texto para Discussão, n. 11).

TEMPLE, J. R. W. A positive effect of human capital on growth. **Economic Letters**, [S.I.], v. 65, n. 1, p. 131-134, 1999.

VERGOLINO, J. R. O.; MONTEIRO NETO, A. A hipótese de convergência da renda: Um Teste para o Nordeste do Brasil como Dados Microrregionais, 1970-1993. **Revista Econômica do Nordeste**, Fortaleza, v. 27, n. 4, p. 701-724, 1996.

WOOLDRIDGE, J. M. **Introductory econometrics: a modern approach**. 2. ed. Mason, OH: Thomson, 2002.

ZINI JUNIOR, A. A. Regional income convergence in Brazil and its socioeconomic determinants. **Economia Aplicada**, Ribeirão Preto, v. 2, n. 2, p. 383-411, 1998.

Proposição e cálculo do Índice de Desenvolvimento Educacional (IDE) para os estados brasileiros: uma aplicação da análise fatorial de 2007 a 2011*

*Dieison Lenon Casagrande***

Doutorando no Programa de Pós-Graduação (PPG) em Economia da Universidade Federal de Pernambuco (PIMES-UFPE) e Mestre pelo PPG em Economia e Desenvolvimento da Universidade Federal de Santa Maria (PPGE&D-UFSM)

*Paulo Henrique de Oliveira Hoeckel****

Doutorando em Economia no Programa de Pós-Graduação em Economia da PUCRS e Mestre pelo PPGE&D-UFSM

*Claílton Ataídes de Freitas*****

Doutor em Economia Aplicada pela Universidade de São Paulo (USP) e Professor do Departamento de Ciências Econômicas da UFSM e do PPGE&D-UFSM


*Cezar Augusto Pereira dos Santos******

Professor da Unochapecó e Mestre pelo PPGE&D-UFSM

Resumo

O artigo tem como objetivo construir um Índice de Desenvolvimento Educacional (IDE) para elencar os 27 estados brasileiros, durante o período de 2007 a 2011, através do ferramental dos Métodos Quantitativos da Estatística Multivariada, pela aplicação da metodologia da análise fatorial (AF), atra-

* Artigo recebido em ago. 2013 e aceito para publicação em out. 2015.

 Este trabalho está licenciado sob uma Licença Creative Commons Atribuição-NãoComercial 4.0 Internacional.

Open Acces (Acesso Aberto)

Revisão de Língua Portuguesa: Breno Camargo Serafini

** *E-mail:* dieisonlenon@yahoo.com.br

*** *E-mail:* ph.hoeckel@gmail.com

**** *E-mail:* caf@ccsh.ufsm.br

***** *E-mail:* cezarsantos1975@hotmail.com

vés da qual serão adotados os escores fatoriais para a elaboração do referido índice. Seu uso baseia-se no interesse em contar com um índice único para cada estado do Brasil, para cada período, e, assim, hierarquizar as unidades da Federação. Os resultados encontrados para o IDE evidenciam certa heterogeneidade regional. Assim, o IDE médio para o período é de 0,371, e o Distrito Federal e os Estados de São Paulo e Rio de Janeiro encontram-se no topo desse *ranking*. Por outro lado, os estados da Região Nordeste, como Piauí, Maranhão, Bahia e Paraíba, encontram-se na parte inferior dessa hierarquização.

Palavras-chave

Índice de Desenvolvimento Educacional; análise fatorial; estados brasileiros

Abstract

This paper aims to build an Educational Development Index (EDI) to rank the 27 Brazilian states during the period from 2007 to 2011, through the tools of Quantitative Methods of Multivariate Statistics, by applying the methodology of Factorial Analysis, which will provide the factorial scores for the preparation of this index. Its use is based on the interest in having a single index for each Brazilian state for each period, thus establishing a hierarchy of the country. The results obtained for the EDI show some regional heterogeneity. So the average of the EDI for the period is 0.371, and the states of Distrito Federal, São Paulo and Rio de Janeiro are at the top of this ranking. By contrast, the states of the Northeast, such as Piauí, Maranhão, Bahia and Paraíba, are at the bottom of the ranking.

Keywords

Educational Development Index; factorial analysis; Brazilian States

Classificação JEL: C02, I21

1 Introdução

Transformações sociais, mudanças e progressos tecnológicos e a globalização estão entre as principais causas da transformação e da evolução do sistema educacional brasileiro, sendo esse um campo amplamente discutido na literatura¹. A educação necessita de mudanças, para que possa se adequar às demandas da sociedade contemporânea, visando atingir suas expectativas e objetivos quanto ao mercado de trabalho e quanto à minimização dos problemas sociais. Assim, espera-se que o sistema educacional brasileiro, quando avaliado, principalmente por órgãos de caráter internacional, perca o rótulo de ser apontado como um dos fatores responsáveis pelo baixo grau de desenvolvimento do País.

Segundo Menezes Filho (2001), a importância da educação para o bem-estar de uma nação já foi bastante documentada. Muitos estudos apontam o investimento em capital humano como sendo o responsável por grande parte das diferenças de produtividade entre os países.² Dessa forma, em nível mundial, muitos estudos têm sido realizados, com o intuito de investigar os efeitos da educação sobre o crescimento econômico, e encontram fortes evidências dessa relação. Dentre os mais recentes, cabe destacar: Lee e Lee (1995), Barro (2001), Bosworth e Collins (2003), Stevens e Weale (2003), Podrecca e Carmeci (2004), Jamison, Jamison e Hanushek (2007), Altinok (2007), Hanushek e Woessmann (2008, 2009), Aghion *et al.* (2009) e Sahlgren (2014).

Historicamente, a questão da educação não fora tratada como a prioridade dos governos. Contextualizando esse argumento, da década de 50 a meados dos anos 80, o principal objetivo dos planos de governo era a promoção da industrialização (claro que existiam objetivos secundários) e, como consequência, o aumento do endividamento externo (mesmo durante o período do Milagre Econômico e durante a década de 70). Ao longo das décadas de 80 e 90, a prioridade central foi o combate à inflação e ao baixo crescimento econômico (da mesma forma, associados a outros fatores, como a crise da dívida na primeira metade da década de 80), e, nos anos 2000, a prioridade se voltou para o crescimento econômico e, mais recentemente, para o combate aos efeitos da crise mundial. Portanto, com esse argumento, percebe-se que os problemas de cunho estritamente econômico predominaram (ou predominam) nas políticas governamentais, e a educação ainda não foi percebida pelos governos como fundamental para garantir

¹ Autores como Oliveira (2009), Sander (2007), Gadotti (2000) e Dourado (2007), dentre outros, discutem a educação e seu processo de evolução na atualidade.

² Para mais informações, ver Hall e Jones (1998) e Mankiw, Romer e Weil (1992).

o crescimento sustentável e alavancar o desenvolvimento econômico. Conforme Castro (2009), em países desenvolvidos, a educação é parte das políticas sociais e compõe o núcleo do sistema de promoção social, mediante a sua capacidade de ampliar as oportunidades para os indivíduos, além de ser um elemento estratégico para o desenvolvimento econômico.³

Apesar de progressos limitados entre 1999 e 2007 (a partir de 2008, houve certa estagnação na melhora desses resultados, principalmente devido à crise econômica), o Brasil continua sendo a nação com a maior população de crianças fora da escola na região do Caribe e América Latina e o décimo segundo país na esfera mundial, com cerca de 3,36 milhões de pessoas de quatro a 17 anos fora da escola, em 2013.⁴ Além disso, o que é repassado nas escolas coloca o estudante brasileiro como um dos mais despreparados no conhecimento de língua pátria, matemática e ciência, na amostra realizada em 160 países pela UNESCO. Isso significa que, em média, os estudantes brasileiros têm dificuldade de se expressar, quer seja na linguagem falada, quer seja na escrita, e conhecem pouco os fundamentos básicos da matemática. A qualidade da educação oferecida às crianças brasileiras é outro aspecto considerado nos relatórios da UNESCO. Conforme o relatório de 2010 (UNITED NATIONS EDUCATIONAL SCIENTIFIC AND CULTURAL ORGANIZATION, 2010), no Brasil, assim como no Chile, na Colômbia, no México, no Uruguai e na Argentina, de 36% a 58% dos alunos foram incapazes de demonstrar a habilidade de leitura normalmente alcançada no meio do período da escola primária, em países desenvolvidos.

Assim, é de primordial importância e relevância para o crescimento e desenvolvimento econômico do Brasil que, em todos os estados, o acesso à educação seja democrático e que o ensino público seja tão bom, se não melhor, do que o ensino das escolas privadas. Isso é uma realidade em termos de ensino superior, mas é imprescindível que o seja, também, para os ensinos fundamental e médio (HADDAD, 2003).

Educação e crescimento estão diretamente interligados no que diz respeito à formação de profissionais qualificados e, conseqüentemente, no aumento do nível de produção do País. Além do mais, a educação representa um valor intrínseco para o desenvolvimento de um país, pois altos níveis de escolaridade aumentam os rendimentos das pessoas, promovem

³ De acordo com Fernandes e Gremaud (2009), a questão do acesso à escola mereceu, nos anos 80 e 90, um certo esforço, sendo que o País conseguiu colocar quase a totalidade das crianças na escola. Porém, em relação aos indicadores de fluxo escolar, o Brasil ainda permanece com fortes dificuldades: altas taxas de repetência e elevada proporção de adolescentes que abandonam a escola sem concluir a educação básica; isso aliado à baixa proficiência obtida em exames padronizados.

⁴ Informações referentes ao Relatório de Monitoramento Global de EPT, 2013 (UNITED NATIONS EDUCATIONAL SCIENTIFIC AND CULTURAL ORGANIZATION, 2013).

desenvolvimento social, inserem o país em um patamar mais produtivo e contribuem para a redução de desigualdades inter-regionais.

Segundo Barros *et al.* (2001), no Brasil, a combinação de um sistema educacional público precário com as graves imperfeições do mercado de crédito tem feito com que o nível de investimentos em capital humano esteja sistematicamente abaixo dos padrões internacionais. Esse fato surpreende, na medida em que todas as estimativas existentes para as taxas de retorno desse tipo de investimento apresentam valores bastante atraentes.

Ainda de acordo com Barros *et al.* (2001), a despeito das elevadas taxas de retorno à educação, o Brasil apresenta indicadores educacionais abaixo dos padrões internacionais. Ainda mais preocupante é o fato de que o subinvestimento em capital humano é tanto mais acentuado quanto mais pobre é a família. Dado que pessoas menos escolarizadas serão, com maior probabilidade, pobres no futuro, essa natureza diferenciada do investimento em educação leva à transmissão intergeracional da pobreza, ou seja, os indivíduos nascidos em famílias pobres hoje tenderão a ter escolaridade inferior e serão, com maior probabilidade, os pobres de amanhã. E assim, o reflexo desses aspectos é sentido no mercado de trabalho, principalmente com os baixos índices de produtividade apresentados na economia brasileira.

Para Souza e Oliveira (2006), a ampliação da expansão do estoque de conhecimentos gera um aumento mais que proporcional, nos níveis de renda. Ainda segundo os autores, o capital humano, o capital físico e a força de trabalho estão intimamente associados ao conhecimento técnico. Desse modo, os novos conhecimentos produzem externalidades positivas, que são apropriadas pelos agentes produtivos, elevando o nível de produção agregada, e, assim, as regiões que mantiveram investimentos crescentes na ciência básica e aplicada, na descoberta de novos produtos e processos e em educação e saúde de sua população tendem a crescer mais rapidamente.

Como é estreita a relação da educação com as outras várias dimensões sociais (saúde, redução do crescimento populacional, queda da mortalidade infantil, aumento da expectativa de vida) e econômicas (renda *per capita*, crescimento econômico, distribuição de renda), então, ao se propor construir um índice que retrate a situação da educação em nível das unidades da Federação no Brasil, não se pode negligenciar o seu caráter multidimensional⁵.

Diante dessa problemática, o presente estudo tem por objetivo construir um índice, ou indicador, que contemple diferentes aspectos do desenvolvimento da educação no Brasil, através do ferramental estatístico da análise fatorial (AF) e, a partir deste, diagnosticar, em termos relativos, a situação

⁵ O conceito de multidimensional está associado ao amplo caráter de agrupamento físico em um único indicador de várias dimensões, simultaneamente.

da educação em cada estado brasileiro. É de comum acordo na literatura que um indicador de desenvolvimento educacional pode ser empregado com sucesso em comparações entre diferentes espaços geográficos, o que facilita o desenvolvimento de políticas específicas para enfrentar as necessidades individuais.

Para atender a tais objetivos, o presente artigo encontra-se dividido em seis seções. A primeira contempla esta breve **Introdução**, enquanto a segunda seção apresenta a justificativa e motivação do estudo. Na terceira, traz-se uma abordagem de alguns dos principais indicadores educacionais presentes na literatura. Na sequência, as quarta e quinta seções abordam, respectivamente, a metodologia e os resultados da pesquisa. Por fim, finaliza-se com a seção de **Conclusões**.

2 Motivação e justificativa

O diagnóstico da situação relativa da educação em nível regional contribui com a discussão sobre qual a melhor estratégia de desenvolvimento (e/ou crescimento) para o País, para, assim, livrá-lo desse estágio não confortável em que se encontra a educação, facilitando, dessa forma, a elaboração de políticas específicas para enfrentar os problemas estruturais da educação no Brasil.

A justificativa para a elaboração desse índice ocorre à luz de dois pontos centrais. O primeiro diz respeito à sua importância como mecanismo de elaboração de políticas públicas. Além da existência dos já tradicionais índices de mensuração das diferenças regionais — como o Índice de Desenvolvimento Humano (IDH), por exemplo —, a construção desse indicador propõe um mecanismo prático e com um foco central: a mensuração da dimensão educação. Esse aspecto representa uma das principais causas das diferenças interestaduais e pode vir a servir como um expoente no direcionamento das principais medidas a serem adotadas pelos formuladores de políticas na área de educação, com o intuito da redução desse *gap* educacional entre as regiões, para, assim, o País crescer de forma mais homogênea.

Quanto ao segundo ponto, a essência do método de análise proposto (análise fatorial), por ser um método *data-driven* e não apresentar o critério de escolha de variáveis delimitado pela literatura precedente, possibilita a extração de informações, expressas realmente pelo comportamento das variáveis em análise. A abordagem *data-driven* não necessita de modelos *ad hoc*, evitando-se, assim, o direcionamento dos resultados por critérios subjetivos. Em contrapartida, tal direcionamento será dado pela qualidade e

pela quantidade de dados disponíveis, daí a necessidade de uma ampla gama de dados para a confiabilidade dos resultados provindos dessa análise.

Logo, o principal motivo pela escolha do método proposto está no fato de querer avaliar o efeito real das variáveis na construção do índice, evitando a indução predeterminada da importância de cada dimensão na sua essência, como, por exemplo, o IDH, que apresenta escores iguais em sua construção para dimensões que não necessariamente têm o mesmo impacto, feita de forma *ad hoc*.

Dado que a dimensão educação é influenciada por diversas variáveis⁶, e que diferentes indicadores já foram construídos para a sua avaliação, mensurá-la se torna um desafio, dado que esta não pode ser diretamente observada. Segundo Blalock (1974), ainda que o desenvolvimento da teoria seja importante em si mesmo, os mais sérios e importantes problemas que requerem imediata e forte atenção são aqueles de conceitos e mensuração.

Nesse sentido, Zeller e Carmines (1980) afirmam que a transformação de conceitos em indicadores empíricos não é um processo simples, pois o mesmo conceito pode ser operacionalizado de formas diferentes. Dessa forma, conforme Tabachnick e Fidell (2007), um processo alternativo de mensuração é identificar variáveis que “caminham juntas”, ou seja, variáveis que apresentam a mesma estrutura subjacente. Tecnicamente, isso pode ser implementado através da análise fatorial, cuja principal função, das diferentes técnicas de análise fatorial, é reduzir uma grande quantidade de variáveis observadas a um número reduzido de fatores.

No entanto, nessa perspectiva, para Freitas, Paz e Nicola (2007), a análise fatorial é suscetível de críticas, principalmente pelo fato de que, ao selecionar as relações mais importantes, ajuda a interpretar as relações que surgem de cada fator separado. Como as escolhas e as interpretações são, em maior ou menor medida, subjetivas, não se pode assegurar que essas relações sejam as únicas e verdadeiras. Apesar dessa crítica, o método da análise fatorial é uma ferramenta importante para a definição de um padrão de relações específico⁷.

Agora, para concretizar essa junção do método de abordagem com nosso problema de pesquisa, cabe uma maior argumentação acerca dos fundamentos perante os elementos de avaliação da educação. Segundo

⁶ Ver Glewwe *et al.* (2011), que analisaram mais de 9.000 estudos publicados entre 1990 e 2010, tanto na literatura da educação quanto na literatura econômica, para investigar quais características da escola e específicas dos professores têm fortes impactos positivos na aprendizagem e no tempo de permanência do aluno na escola.

⁷ Dentre outras desvantagens da utilização desse método, podemos citar: a nomenclatura dos fatores pode ser difícil, sendo que vários atributos podem estar altamente correlacionados, mas sem nenhuma razão aparente; sendo completamente independentes as variáveis observadas, a análise fatorial é incapaz de produzir um padrão significativo.

Fernandes e Gremaud (2009), existem hoje evidências robustas de que a escolaridade, medida como anos de estudo completos, é uma variável-chave na determinação do progresso econômico de indivíduos e nações. Além dos aspectos econômicos, a escolaridade tem sido associada também a uma variedade de benefícios não econômicos: melhor saúde, redução da criminalidade, menor incidência de gravidez na adolescência, maior coesão social, dentre outros. Enquanto os benefícios da educação são bem conhecidos, a maneira pela qual ela gera esses benefícios é ainda pouco compreendida. Nesse aspecto, a hipótese mais difundida é que, na escola, os indivíduos adquirem determinados conhecimentos e desenvolvem habilidades que possuem um alto valor social.

De acordo com Fernandes e Gremaud (2009), as avaliações educacionais podem ser vistas como um caso particular das avaliações de programas e/ou políticas e, desse modo, estão relacionadas à ideia de resultados. Independentemente do contexto em que elas estão inseridas e de seus objetivos, as avaliações educacionais, ou buscam aferir resultados passados, ou inferir resultados futuros. Isso não significa que elas sejam sempre conduzidas com base em indicadores de resultados. Além disso, o debate sobre avaliações orientadas por resultados e avaliações orientadas por insumos e processos é, em grande parte, um debate sobre medida. Caso duas medidas, uma baseada em resultados e outra baseada em insumos e processos, convergissem, no sentido de apresentarem a mesma ordenação de escolas, a medida baseada em insumos e processos deveria ser preferida. Isto porque ela dá mais retorno às escolas, pois, além de dar um diagnóstico da qualidade, sinaliza quais os pontos mais vulneráveis que deveriam ser atacados (FERNANDES; GREMAUD, 2009).

No entanto, ainda conforme Fernandes e Gremaud (2009), diversos estudos têm apontado a fraca correlação (condicional nas características observáveis dos estudantes) entre as variáveis de insumos e processos e o desempenho dos estudantes em exames padronizados. Essa fraca correlação tem sido a base para as críticas de medidas de qualidade da escola baseadas em insumos e processos, pois, como ressaltam Hanushek e Raymond (2003), uma recompensa para as escolas pode advir da melhora de processos, ao invés de melhora no desempenho dos estudantes. Esse tipo de argumentação, no entanto, pressupõe que essa fraca correlação decorre da deficiência das variáveis de insumos e processos em explicar a qualidade da escola, e não da debilidade dos resultados dos testes em medir essa qualidade.

Contudo Fernandes e Gremaud (2009) afirmam que, embora boa parte dos problemas levantados já estivesse presente há muito tempo, nas avaliações educacionais, eles não costumavam criar tanta polêmica como nos

dias de hoje. A polêmica atual está ligada à nova função que os exames assumem nas políticas de *accountability*⁸, cujo cerne é considerar não apenas os alunos, mas escolas, professores, diretores e gestores como responsáveis pelo desempenho dos estudantes.

Porém, como ressaltado por Fernandes e Gremaud (2009), tais programas buscam verificar se a aprendizagem proporcionou, aos estudantes, determinadas competências e conhecimentos. É importante ressaltar que os programas de *accountability* surgem nos países desenvolvidos, onde o problema de acesso à escola e permanência nela está praticamente resolvido. A defasagem idade-série não é também um problema sério nesses países. Em países onde esses problemas não estão resolvidos, enfatizar os resultados dos exames pode ser precipitado. Para Chay, McEwan e Urquiola (2005), o fenômeno de “reversão para a média” faz com que o desempenho médio das escolas em testes padronizados, como o Sistema de Avaliação da Educação Básica (SAEB), a Prova Brasil ou o Programme for International Student Assessment (PISA) possa variar muito de um momento de avaliação para outro.⁹

3 Aspectos educacionais do Brasil

No nível nacional, as diferenças educacionais na população são grandes, bem como os diferenciais salariais associados a essas diferenças. Tais diferenças regionais, fato bem comum à realidade brasileira, afloram, quando são analisados alguns números referentes ao desempenho estadual da educação. Apesar de o Brasil ter caminhado rumo à universalização do ensino, segundo Oliveira (2007), o único indicador que fora praticamente universalizado até o início deste século fora o acesso ao ensino fundamental, enquanto indicadores como repetência, abandono escolar, distorção idade/série e, principalmente, indicadores de aprendizagem, embora apresentem certo sucesso, desenharam um quadro de profundas desigualdades regionais. Ainda segundo Oliveira (2007), mesmo com a regularização do fluxo escolar, é comum encontrar falta de escolas em regiões específicas, o que se atribui ao fato de a oferta excedente não se encontrar em áreas onde as crianças são mais excluídas.

⁸ O termo *accountability* tem sido traduzido como transparência, responsabilização, prestação de contas e outros. Na falta de concordância sobre a melhor tradução, manteremos o termo em inglês.

⁹ Paro (2000) também faz uma crítica aos objetivos parciais das avaliações baseadas em exames padronizados.

Nessa mesma ótica, temos que um aspecto particularmente importante do sistema de ensino brasileiro é que, virtualmente, todos entram na escola; no entanto, apenas 84% concluem o quarto ano, 57% concluem o ensino fundamental, e apenas 37% atingem o nível de conclusão do ensino médio, dos quais apenas 28% saem com o devido diploma (INSTITUTO DE PESQUISA ECONOMICA E SOCIAL, 2006).

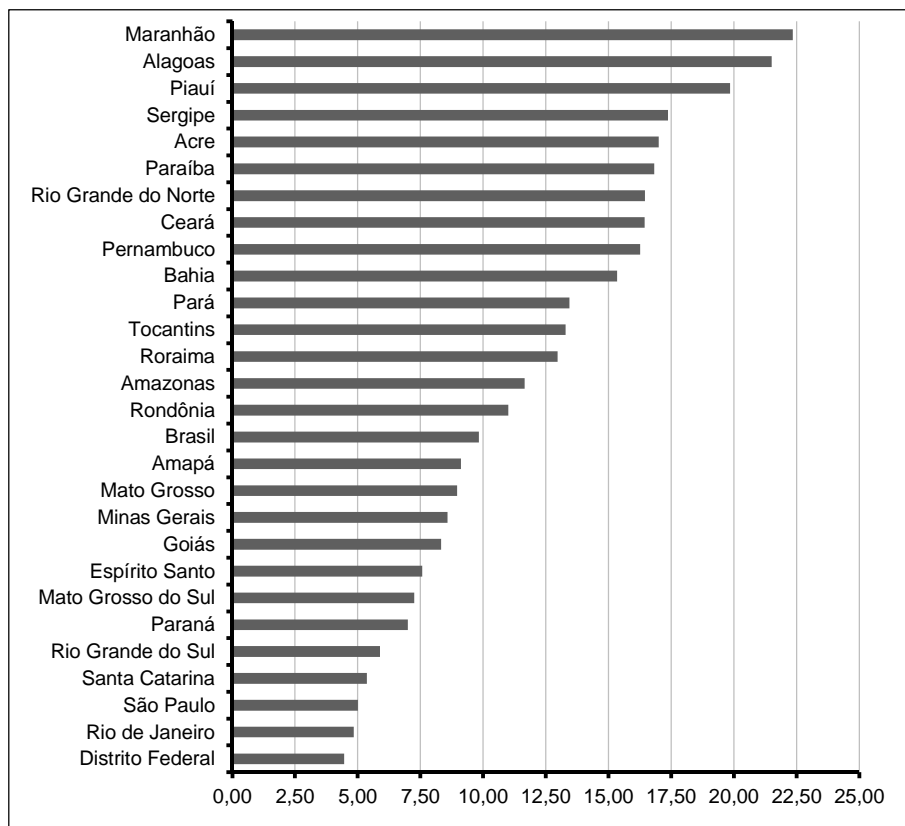
Uma análise histórica dos principais indicadores de desempenho educacional regional aponta que a sua evolução não se deu de forma convergente; pelo contrário, indica um aumento cada vez maior das desigualdades regionais.

Frequentemente, a taxa de analfabetismo é apontada como uma das principais evidências do atraso educacional do Brasil. A Figura 1 retrata o analfabetismo em cada unidade da Federação (UF) e no Brasil. Percebe-se uma grande heterogeneidade regional, ou seja, os estados das Regiões Norte e Nordeste, em sua quase totalidade, ficam acima da média nacional, enquanto os das demais regiões apresentam desempenho superior ao da média nacional. Esse desempenho heterogêneo fica mais evidente, ao se analisarem os extremos: enquanto o Distrito Federal aponta uma taxa de analfabetismo de 4,46%, Maranhão e Alagoas apresentam-na superior a 20%.

Apesar dos problemas estruturais da educação no Brasil, em pelo menos um quesito — número médio de anos de estudo — ela vem apresentando números favoráveis a partir de 2005. Isso está caracterizado na Figura 2, a qual revela uma evolução de quase 10% na população com maior nível de instrução, pois, em 2011, a população brasileira com mais de 11 anos de estudo representava 35,05% do total, contra os 27,12% apontados em 2005.

Figura 1

Percentual da taxa de analfabetismo das pessoas de cinco anos ou mais de idade, por unidade da Federação e no Brasil — 2011

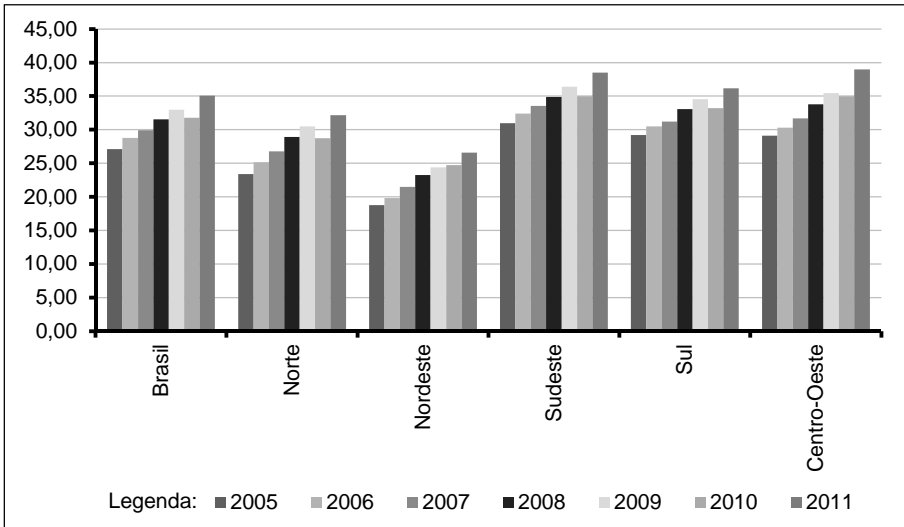


FORNTE DOS DADOS BRUTOS: Censo da Educação do INEP (INSTITUTO NACIONAL DE ESTUDOS E PESQUISAS EDUCACIONAIS ANÍSIO TEIXEIRA, 2011).

Contudo persiste ainda uma grande diferença regional. Em 2011, a Região Centro-Oeste apresentou um percentual de 39% da população com mais de 11 anos de estudo, enquanto, na Nordeste, esse número reduziu-se para 26,5%. No entanto, cabe ressaltar que, nesse período, foi a Região Nordeste a com maior taxa de crescimento da população com mais de 11 anos de estudo, com cerca de 6,0%, enquanto a média nacional foi de 4,4%. Em termos gerais, houve expansão da qualificação pessoal, especialmente nas Regiões Norte e Nordeste, fato esse fundamental para uma maior geração de renda regional e, por consequência, fundamental para o crescimento regional.

Figura 2

Percentual de pessoas de 10 anos ou mais, com mais de 11 anos de estudo, por regiões e no Brasil — 2005-11

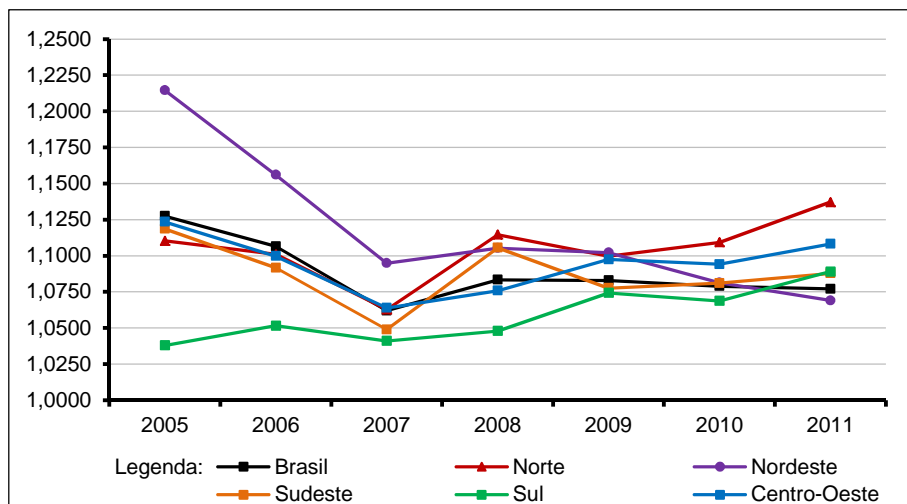


FONTE DOS DADOS BRUTOS: Censo da Educação do INEP (INSTITUTO NACIONAL DE ESTUDOS E PESQUISAS EDUCACIONAIS ANÍSIO TEIXEIRA, 2005, 2006, 2007, 2008, 2009, 2010, 2011).

Outro indicador considerado que expressa o desempenho educacional brasileiro é a taxa de escolarização bruta — o qual demonstra o número de matrículas em determinado nível de ensino em relação à demanda potencial adequada para aquele nível. De acordo com a Figura 3, pode-se inferir que uma taxa de escolarização maior que 100% indica uma defasagem em relação a idade e conclusão do nível de ensino, fato atribuído tanto pela repetência, quanto pelo retorno de pessoas que não concluíram essa etapa. A análise desse indicador é um pouco dúbia, pois a sua variação pode ser reflexo de aspectos tanto negativos quanto positivos. Um fator positivo é dado pelo aumento do atendimento escolar, que eleva a taxa de escolarização bruta; por outro lado, essa taxa também pode aumentar, em decorrência do número de repetências nesse nível escolar. Em 2011, o Brasil atingiu uma taxa de 107,7%, o que indica que existia 7,7% a mais de pessoas cursando o ensino fundamental em relação ao universo da população de sete a 14 anos, ou seja, 7,7% das pessoas dessa faixa etária estão cursando um nível de ensino inadequado para a sua idade.

Figura 3

Taxa de escolarização bruta no ensino fundamental,
nas regiões brasileiras e no Brasil — 2005-2011



FONTE DOS DADOS BRUTOS: Censo da Educação do INEP (INSTITUTO NACIONAL DE ESTUDOS E PESQUISAS EDUCACIONAIS ANÍSIO TEIXEIRA, 2005, 2006, 2007, 2008, 2009, 2010, 2011).

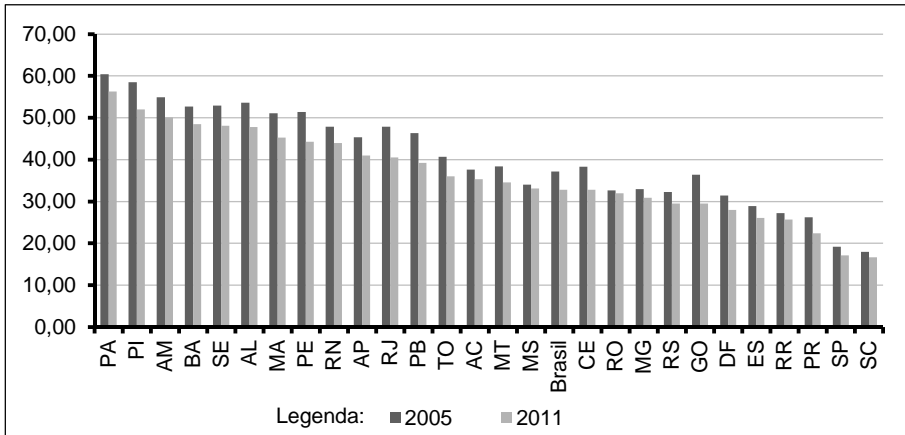
NOTA: No ano de 2011, a faixa etária referente ao ensino fundamental é de seis a 14 anos.

Por fim, analisar-se-á outro indicador que caracteriza o desempenho educacional no Brasil: a evolução do padrão de distorção idade/série, ou interrupção no fluxo escolar, o qual é considerado um dos maiores gargalos no sistema educacional brasileiro.

Verifica-se, na Figura 4, que essa taxa, em todos os estados brasileiros, declinou de 2005 a 2011. Contudo, para a maioria dos estados da Região Nordeste, essa taxa permaneceu acima de 40% em 2011, ou seja, em torno de 40% da população com idade ideal para cursar esse nível de ensino não o faz. O pior desempenho é verificado no Estado do Pará, onde essa taxa chegou a mais de 56%, em 2011. No outro extremo, está Santa Catarina, com 16,30%. Apesar da melhora ocorrida nesse período, ainda há muito a ser feito, dado que o ideal seria não haver interrupção no fluxo escolar.

Figura 4

Percentual da taxa de distorção idade/série no ensino médio,
nos estados e no Brasil — 2005 e 2011



FONTE DOS DADOS BRUTOS: Censo da Educação do INEP (INSTITUTO NACIONAL DE ESTUDOS E PESQUISAS EDUCACIONAIS ANÍSIO TEIXEIRA, 2005, 2006, 2007, 2008, 2009, 2010, 2011).

Nesta seção, foram abordados alguns dos indicadores que expressam o desempenho do sistema educacional brasileiro e evidenciam certas heterogeneidades regionais. No entanto, existe uma gama de outros indicadores que poderiam ser utilizados e que expressam, com a mesma importância, as diferenças regionais apontadas, como indicadores de rendimento escolar (taxa de aprovação/reprovação), razão aluno professor (tanto na educação básica quanto no ensino superior), qualificação dos professores (dado pelo nível de formação), gastos públicos com educação, dentre outros. Contudo foram selecionadas pelos autores as informações estatísticas que apontassem, de forma mais clara, essas diferenças.

4 Aspectos metodológicos

Nesta seção, inicialmente, são abordadas as variáveis utilizadas na análise. Num segundo momento, abordam-se os aspectos metodológicos da análise fatorial, e, por fim, apresenta-se o método de construção, através dos escores fatoriais, do Índice de Desenvolvimento Educacional.

4.1 Seleção das variáveis e fonte dos dados

A fim de mensurar o desempenho educacional no nível estadual, no Brasil, foram selecionadas variáveis que permitissem abranger vários aspectos, a partir das estatísticas disponíveis, ao longo do período 2007-11.

A pré-seleção das variáveis dá-se pelo referencial teórico da Economia da Educação, que aponta os principais determinantes de cada uma das dimensões elencadas. Nesse contexto, a recente literatura de Hanushek e Woessmann (2007, 2008, 2010, 2012) aponta o papel das habilidades cognitivas na promoção do desenvolvimento econômico, através do impacto da educação sobre os demais determinantes econômicos¹⁰. Outro aspecto determinante na definição das variáveis foi a sua disponibilidade ao longo do período de amostra.

Hanushek e Woessmann (2010) argumentam que o resultado econômico é determinado pelo nível de capital humano e por uma variedade de outros fatores. Sendo assim, a literatura aponta uma diversidade de variáveis (fatores) que afetam o desempenho da educação, bem como diversas são as medidas adotadas para avaliar o desempenho da educação. Entre os estudos que identificam os fatores que afetam a qualidade do ensino tem-se: Afonso e Aubyn (2006) analisam o número de professores por estudante e o tempo gasto na escola; Gundlach, Woessmann e Gmelin (2001) analisam os gastos por estudante; Hanushek e Luque (2003) investigam os efeitos do tamanho da classe e características relacionadas aos professores (utilizam como variáveis o tamanho da classe e a experiência e o grau de educação dos professores); Achilles (1999), Woessmann e West (2006) e Schanzenbach (2014) investigam o efeito do tamanho da classe sobre o aprendizado dos alunos; Campbell, Hombro e Mazzeo (2000), Barro e Lee (2001) e Organisation for Economic Co-Operation and Development (2014) investigam o efeito da relação aluno/professor e encontram um efeito positivo da menor relação aluno/professor sobre o aprendizado.

Ainda Hanushek e Woessmann (2007), Barber e Mourshed (2007) e Spaul (2013) indicam que a qualidade dos professores tem um impacto poderoso sobre o resultado dos alunos (justificando a inclusão de variáveis como número de professores doutores e mestres por instituição e número de habitantes e número de professores doutores na educação básica). Estudos como os de Barro (1991), Mankiw, Romer e Weil (1992) e Levine e Renelt (1992) utilizam a taxa de escolarização como uma medida de desempenho da educação. Além disso, estudos mais recentes, como Sala-i-

¹⁰ Essa literatura se desenvolve através da análise de microdados (no nível de indivíduos), análise esta que está além do escopo desta pesquisa.

-Martín, Doppelhofer e Miller (2004) e Baldacci *et al.* (2008) apontam que taxas de escolarização (de diversos níveis) são um dos determinantes mais robustos do crescimento econômico, com certa sensibilidade dos indicadores, associados aos modelos estatísticos utilizados. Por fim, Cascio, Clark e Gordon (2008) utilizam uma tradicional medida de escolaridade, anos de estudo.

Portanto, fundamentado na literatura citada e com base na disponibilidade informacional, foram selecionados 17 indicadores, que se julga serem capazes de captar e expressar essas diferenças estaduais. Esses indicadores contemplam diferentes categorias, como desempenho, capital humano, estrutura e fatores econômicos. Tais indicadores são apresentadas no Quadro 1.

Os dados utilizados para a execução da pesquisa são secundários e têm como fonte principal as sinopses estatísticas da educação básica e da educação superior do Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais Anísio Teixeira (INEP)¹¹. As informações referentes à população por classe etária provêm do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (2012), e as referentes aos gastos com educação estão disponíveis no Sistema de Informações sobre Orçamentos Públicos em Educação (FUNDO NACIONAL DE DESENVOLVIMENTO DA EDUCAÇÃO, 2012).

Quadro 1

Descrição das variáveis

INDICADORES	DESCRIÇÃO	
TANALF	Taxa de analfabetismo (%). Representa o quociente entre a população analfabeta e a população total de um mesmo grupo etário. Considera-se analfabeto aquele indivíduo que é incapaz de ler e escrever ao menos um bilhete simples na sua língua de origem.	
DISTEF	Distorção idade/série - ensino fundamental	Corresponde ao total de matrículas de pessoas que estão cursando determinada série em idade superior à considerada ideal sobre o total de matrículas na série em questão. Esse índice é importante, por determinar problemas relacionados com a alta repetência em determinada série, que é um dos principais problemas no sistema de ensino brasileiro, com graves consequências para os níveis de escolaridade da população.
DISTEM	Distorção idade/série - ensino médio	

(continua)

¹¹ As sinopses estatísticas da educação básica e da educação superior do INEP são referentes ao período 2007-11. As variáveis selecionadas dessa base de dados são as seguintes: taxa de analfabetismo, taxa de distorção idade/série do ensino fundamental e do ensino médio, taxa de escolarização bruta do ensino fundamental, número de professores da educação básica, alunos matriculados, número de turmas, número de instituições de ensino, taxa de aprovação do ensino médio, matrículas e professores no ensino superior, qualificação dos profissionais (mestres e doutores), número de concluintes do ensino superior e o número de docentes com ensino superior.

Quadro 1

Descrição das variáveis

INDICADORES	DESCRIÇÃO
TESCBEF	Taxa de escolarização bruta no ensino fundamental (%). É dada pela razão entre as matrículas em um determinado nível de ensino e a população em idade adequada de cursar tal nível. Possibilita avaliar o volume de matrículas nesse nível, em função da demanda potencial na faixa etária adequada.
TRENDESC	Taxa de rendimento escolar (Taxa de aprovação no ensino médio - %). Corresponde ao total de alunos aprovados em determinado nível de ensino sobre o total de matrículas efetuado nesse nível de ensino.
COMA	Relação concluintes/matriculados no ensino superior (%). Corresponde ao total de alunos concluindo o ensino superior num determinado período sobre o total de matrículas.
PROFEB	Razão professor da educação básica/mil habitantes. Relaciona o número de professores com a população em geral. É um importante indicador, que demonstra a disponibilidade da oferta de professores para as unidades geográficas.
ANES	Anos de estudo (pessoas de 10 anos ou mais com mais de 11 anos de estudo - %). Corresponde à média dos anos de estudos concluídos por uma determinada população. Representa a relação entre as pessoas com mais de 11 anos de estudo com a população acima dos 10 anos de idade.
DR	Doutores/cem mil habitantes. É um importante indicador da qualificação dos profissionais de ensino. Representa a relação entre o número de doutores em determinada região com a população em geral.
MSDR	Mestre e doutor/instituição de ensino superior. Corresponde ao número de mestres e doutores em determinada região geográfica, ponderado pelo número de instituições de ensino superior.
DOCENTESES	Docentes com ensino superior/total de professores educação básica (%). Corresponde ao percentual entre o número de professores com ensino superior atendendo à educação básica sobre o número total de professores.
ALPROF	Razão aluno/professor. Indica a relação entre o número de alunos pelo número de professores. É um importante indicador dos recursos educacionais.
ALTUR	Número de alunos/turma. Corresponde ao número de alunos matriculados sobre número de turmas das instituições.
INSTAL	Número de instituições/1.000 alunos. É obtido pela relação entre o número de instituições de ensino a cada mil alunos matriculados.
MATRPROF	Relação matrícula/professor ensino superior. Corresponde ao número de alunos matriculados no ensino superior para cada professor.
ALES	Alunos matriculados ensino superior/população (%). Indica a proporção da população que consegue atingir o ensino superior, apontado pela razão entre o número de matrículas no ensino superior e a população em geral.
GASTOS	Gastos do Fundo Nacional de Desenvolvimento da Educação (FNDE) com educação (mil reais/aluno matriculado). Esse indicador é obtido pela razão entre o montante despendido para a educação em relação ao somatório de alunos matriculados na educação básica e no ensino superior.

FONTE: Rigotti e Cerqueira (2004).
 Riani e Golgher (2004).
 Rigotti (2004).

4.2 Técnica de determinação dos escores fatoriais¹²

Como já abordado anteriormente, a mensuração do desenvolvimento educacional que vise representar, de forma mais fidedigna possível, a realidade de uma unidade geográfica deve envolver a análise de uma multiplicidade de variáveis, o que requer a utilização de uma ferramenta que possibilite o tratamento de um grande número de variáveis, reduzindo essas dimensões para um reduzido número de dimensões, mas sem perder informações relevantes do fenômeno em questão. Para tanto, utiliza-se a análise fatorial.

Antes de se entrar, propriamente, no mérito da análise fatorial, é necessário efetuar a análise de confiabilidade do constructo utilizado para a obtenção dos dados. A confiabilidade é caracterizada como o grau em que uma escala produz resultados consistentes entre medidas repetidas ou equivalentes de um mesmo objeto, relevando-se a ausência do erro (CORRAR; PAULO; DIAS FILHO, 2007). Trata-se da análise das escalas de mensuração, que permite determinar a extensão em que os itens estão relacionados com os demais e a fidedignidade do constructo. Portanto, conforme Corrar, Paulo e Dias Filho (2007), um modelo bastante utilizado é o Alfa de Cronbach (α), que trata da consistência interna baseada na correlação média entre os itens. Ainda, de acordo com Hair *et al.* (2006), a ideia principal da medida de consistência interna é que os itens ou indicadores individuais da escala devem medir o mesmo constructo e, assim, serem altamente intercorrelacionados.

Geometricamente, o Alfa de Cronbach pode ser calculado pela seguinte fórmula:

$$\alpha = \frac{k(cov/var)}{1+(k-1)\left(\frac{cov}{var}\right)} \quad (1)$$

em que k é o número de variáveis consideradas; cov , a média das covariâncias; e var , a média das variâncias.

O valor assumido por α está entre 0 e 1, e, quanto mais próximo de 1, maior a fidedignidade das dimensões do constructo. No entanto, não há uma consistência quanto a um valor mínimo aceitável para essa estatística. Contudo, Hair *et al.* (2006) consideram 0,7 um mínimo ideal para pesquisas aplicadas, mas também podem ser aceitos valores próximos a 0,6 para pesquisas exploratórias.

¹² Para os cálculos dos modelos apresentados nesta seção, utiliza-se o pacote estatístico Stata (Statistics Data Analysis) 10.1.

O método da análise fatorial¹³ é uma técnica estatística multivariada que tem como objetivo a transformação de um número relativamente grande de variáveis em um número reduzido de fatores que possam explicar, de forma simples, as variáveis originais (MANLY, 1986). No ambiente econômico, essas variáveis estão, de alguma maneira, correlacionadas.

Além da redução do número de variáveis, a análise fatorial é uma técnica de interdependência, isto é, não há explicitada uma variável dependente, empregando, assim, o conceito de variável estática (KLEFENS, 2009). Porém, segundo Hair *et al.* (2006), esse conceito não é utilizado para prever uma variável dependente, mas, sim, para maximizar o poder de explicação do conjunto total de variáveis.

Desse modo, a análise fatorial pode ser realizada através do método de componentes principais¹⁴, que faz com que o primeiro fator contenha o maior percentual de explicação da variância total das variáveis da amostra, que o segundo fator contenha o segundo maior percentual, e assim sucessivamente (FERREIRA JUNIOR; BAPTISTA; LIMA, 2004).

No modelo apresentado a seguir, cada variável observada X_i , representa uma combinação linear dos n componentes principais. Desse modo, cada uma das i -ésimas variáveis é uma combinação de k ($k < n$) fatores comuns e de um fator específico. Genericamente, um modelo de análise fatorial pode ser apresentado da seguinte forma, considerando que cada variável se relaciona, linearmente, com k fatores comuns (F), um fator único (U) e um termo aleatório:

$$X_i = A_{i1}F_1 + A_{i2}F_2 + \dots + A_{ik}F_k + U_i + E_i \quad (2)$$

em que X_i são as variáveis originais; A_{ik} , as cargas fatoriais, usadas para combinar linearmente os fatores comuns; F_1, F_2, \dots, F_k , os fatores comuns; U_i , o fator único; e E_i , o termo de erro que capta a variação específica de X_i não explicada pela combinação linear das cargas fatoriais com os fatores comuns.

As cargas fatoriais A_{ik} indicam a intensidade das relações entre as variáveis normalizadas X_i e os fatores. Quanto maior uma carga fatorial, mais associada com o fator se encontra a variável. O quadrado das cargas fatoriais representa a contribuição relativa de cada fator para a variância total da

¹³ A técnica da análise fatorial surgiu com Charles Spearman, em 1904, para descrever a inteligência através de um único fator. Spearman (1904) desenvolveu um método para a criação de um índice geral de inteligência (fator "g"), com base nos resultados de vários testes que avaliavam essa aptidão. No entanto, o termo análise fatorial foi introduzido por Thurstone (1931).

¹⁴ Segundo Corrar, Paulo e Dias Filho (2007), o método da Análise de Componentes Principais procura uma combinação linear entre as variáveis, de forma que o máximo da variância seja explicada.

variável. Por outro lado, para cada variável, a soma dessas cargas fatoriais ao quadrado oferece a estimativa da comunalidade, que indica a proporção da variância total de cada variável que é explicada pelo conjunto de fatores comuns. O Eigenvalue, ou raiz característica, expressa a variância total do modelo explicada por cada fator. Seu valor é dado pelo somatório dos quadrados das cargas fatoriais de cada variável associada ao fator específico. A raiz característica dividida pelo número de variáveis (X_i) determina a proporção da variância total explicada pelo fator.

Para determinar o número de fatores a serem utilizados pela matriz de correlação R , extraem-se apenas os fatores associados a raízes características maiores do que a unidade (ZAMBRANO; LIMA, 2004). Segundo Hair *et al.* (2006), com a adoção de um número muito reduzido de fatores, não é possível identificar estruturas importantes existentes nos dados, e, por outro lado, se o número é excessivo, pode vir a ter problemas de interpretabilidade dos dados.

Estimadas as cargas fatoriais, com o intuito de obter uma estrutura de fatores mais simplificada, o próximo passo consiste em efetuar a rotação dos fatores. De acordo com Hair *et al.* (2006), o efeito final de rotacionar a matriz fatorial é redistribuir a variância dos primeiros fatores para os últimos, com a intenção de atingir um padrão fatorial mais simples e mais significativo. Essa rotação altera a parcela de contribuição de cada fator, mas mantém os valores das comunalidades e a proporção de variância explicada pelo conjunto de fatores, dado que ela maximiza a carga de uma variável em um único fator, permitindo, assim, uma melhor representatividade de cada fator.

Os métodos de rotação fatorial ortogonal¹⁵ que se destacam na literatura e são encontrados em Mingoti (2005) são: Critério Varimax, Quatimax e Orthomax¹⁶. Conforme Hoffmann (1999), a técnica Varimax é um dos critérios mais usados nos estudos de análise fatorial envolvendo a transformação ortogonal e, segundo Mingoti (2005), produz soluções mais práticas que as outras técnicas. Esse método de rotação foi o utilizado no presente estudo. Após calcular as cargas fatoriais e identificar os fatores, estimam-se os escores fatoriais — variável importante para a elaboração do IDE.

Desse modo, o escore para cada observação (UF) é o resultado da multiplicação do valor padronizado das variáveis, pelo coeficiente do escore

¹⁵ Rotação fatorial ortogonal é a rotação fatorial, computada de forma que os fatores sejam extraídos de modo que seus eixos se mantenham em 90 graus. Assim, cada fator se mantém independente, ou ortogonal, em relação aos demais (ANDERSON *et al.*, 2009).

¹⁶ Para o desenvolvimento algébrico dos critérios de rotação dos fatores, ver Mingoti (2005, p. 121-130).

fatorial correspondente, sendo a expressão geral para estimação do j -ésimo fator F_j dada por:

$$F_j = W_{j1}X_1 + W_{j2}X_2 + W_{j3}X_3 + \dots + W_{jn}X_n \quad (3)$$

em que os W_{ji} são os coeficientes dos escores fatoriais, e n , o número de variáveis.

Monteiro e Pinheiro (2004) apontam que, quanto mais distante de zero for o escore fatorial de uma observação, em valores positivos, melhor será a posição relativa da observação em um fator. Portanto, o desempenho dos estados em cada fator é determinado pelos valores comparativos da coluna correspondente ao fator na matriz de escores fatoriais.

Por fim, cabe realizar a análise da qualidade do ajuste do modelo de análise fatorial. Para tanto, foram utilizadas duas medidas para examinar as intercorrelações entre as variáveis. O primeiro é o Teste de Esfericidade de Bartlett (Bartlett Test of Sphericity), o qual testa a hipótese de que as variáveis sejam não correlacionadas na população. A hipótese básica afirma que a matriz de correlação da população é uma matriz identidade, o que indica que o modelo fatorial é inapropriado. Para prosseguir com a análise, é preciso que a hipótese de que não há correlação entre as variáveis seja rejeitada¹⁷.

O outro indicador verifica o grau de intercorrelações entre as variáveis e a adequação da AF. A estatística de Kaiser-Meyer-Olkin (KMO) é um indicador que compara a magnitude do coeficiente de correlação observado com a magnitude do coeficiente de correlação parcial¹⁸. Considerando que os valores deste variam de 0 a 1, valores para KMO menores do que 0,5 indicam a não adequabilidade da análise. Valores entre 0,5 e 0,6 indicam uma adequabilidade ruim do modelo; entre 0,6 e 0,7, regular; entre 0,7 e 0,8, ruim; entre 0,8 e 0,9, ótimo; e entre 0,9 e 1,0, excelente (HAIR *et al.*, 2006).

Desse modo, a elaboração do Índice de Desenvolvimento Educacional de cada estado será feita através dos escores fatoriais, ou seja, dos valores dos fatores de cada uma das 27 observações (estados). O método para a elaboração do IDE será desenvolvido na subseção seguinte.

¹⁷ A estatística desse teste é dada por: $\chi^2 = - \left[(n-1) - \frac{2p+5}{6} \right] \ln |R|$, que tem uma distribuição qui-quadrado com $v = \frac{p(p-1)}{2}$ graus de liberdade, em que n é o tamanho da amostra; p , o número de variáveis; e $|R|$, o determinante da matriz de correlação.

¹⁸ A medida de KMO é dada por: $KMO = \frac{\sum_{i \neq j} R_{ij}^2}{\sum_{i \neq j} R_{ij}^2 + \sum_{i \neq j} Q_{ij}^2}$, em que R_{ij} é a correlação amostral entre as variáveis X_i e X_j ; e Q_{ij} , a correlação parcial entre X_i e X_j .

4.3 Método de cálculo do Índice de Desenvolvimento Educacional

O IDE é calculado a partir da soma dos escores fatoriais, multiplicados pelas raízes características (autovalores) dos fatores comuns ortogonais. No entanto, espera-se que os escores associados aos estados tenham distribuição simétrica, em torno da média zero. Desse modo, metade apresenta sinais negativos; e a outra metade, sinais positivos, sendo que os de menor desenvolvimento educacional apresentarão valores negativos.

Uma vez obtidos os escores fatoriais, a proporção da variância explicada pelos fatores extraídos e os F_{ij} , é possível realizar o cálculo do Índice Bruto de Desenvolvimento Educacional (IBDE), dado pela seguinte equação:

$$IBDE_i = \sum_{j=1}^p \frac{\sigma_j^2}{\sum \sigma_j^2} F_{ij}, \quad (4)$$

em que $IBDE_i$ é o Índice Bruto de Desenvolvimento Educacional do i -ésimo estado; σ_j^2 , a variância explicada pelo j -ésimo fator; p , o número de fatores utilizados na análise; e F_{ij} , o j -ésimo escore fatorial do i -ésimo estado.

Por fim, obtido o $IBDE_i$, é possível calcular o Índice de Desenvolvimento Educacional, utilizando-se a seguinte equação:

$$IDE_i = \frac{(IBDE_i - IBDE^{min})}{(IBDE^{max} - IBDE^{min})} \quad (5)$$

em que $IBDE_i$ é o valor do Índice Bruto de Desenvolvimento Educacional do i -ésimo estado analisado, e $IBDE^{min}$ e $IBDE^{max}$ são os valores mínimos e máximos, respectivamente, obtidos para o $IBDE_i$ do i -ésimo estado.

Desse modo, o IDE_i constitui-se de um índice que tem como referência o melhor valor de $IBDE_i$ dentre os 27 estados analisados. Assim, o estado com melhor desempenho da educação apresentará IDE_i igual a 1 (um), e os demais apresentarão resultados inferiores, conforme o seu desenvolvimento, para cada período analisado¹⁹.

E, em um último tópico de análise, foram consideradas três categorias de grau de desenvolvimento educacional. Aqueles estados cujos resultados se situam meio desvio-padrão acima da média serão rotulados como de alto grau de desenvolvimento educacional; como desenvolvimento médio, serão classificados os situados entre meio desvio-padrão acima e abaixo da média; e aqueles com valores inferiores a meio desvio-padrão abaixo da média serão classificados como de baixo desenvolvimento educacional.

¹⁹ Como se trata de um índice que varia entre 0 e 1, o estado que apresentar o pior índice será igual a zero, enquanto, no outro extremo, o melhor será igual a 1.

5 Resultados e discussões

Nesta seção, estão os resultados da aplicação da análise fatorial na determinação do IDE, para o período 2007-11.

A primeira estatística a ser analisada é o Alfa de Cronbach, o qual testa a consistência interna dos dados. Esses resultados estão apresentados na Tabela 1.

Tabela 1

Estadística Alfa de Cronbach — 2007-11

DISCRIMINAÇÃO	2007	2008	2009	2010	2011
Estatística α	0,8683	0,8598	0,8442	0,8431	0,8396

FONTE DOS DADOS BRUTOS: Censo de Educação do INEP (2007-2011).
IPEA.

Sistema de Informações sobre Orçamentos Públicos em Educação.

NOTA: Valores padronizados para a estatística Alfa de Cronbach. Em adição, também foram analisadas as estatísticas Alfa de Cronbach para as dimensões apresentadas no Quadro 1, que, por restrições de espaço, foram omitidas. No entanto, suas estatísticas encontram-se entre 0,50 e 0,80, em todos os casos (com exceção da dimensão capital humano referente a 2011, com estatística de 0,4662).

Através das estatísticas de α presentes na Tabela 1, para o período 2007-11, infere-se que as intercorrelações entre os itens apresentam valores acima de 0,7 e, por isso, podem ser consideradas um bom ajuste, dada a dificuldade em se conseguir consolidar uma base de dados com essas variáveis.

A aplicação da análise fatorial pelo método dos componentes principais à base de dados, para o período em questão, possibilitou a extração de cinco fatores com raiz característica maior que a unidade e que sintetizam as informações contidas nas 17 variáveis originais para o ano de 2007, sendo, do mesmo modo, para os anos de 2008 e 2010, conforme o Quadro 2. No entanto, para o ano de 2009, extraíram-se quatro fatores com raiz característica maior que a unidade, e, para o ano de 2011, extraíram-se seis fatores com essa característica²⁰.

Antes de analisar a participação de cada fator na explicação da variância total, cabe verificar a qualidade dos resultados da aplicação da análise fatorial. Para determinar se os dados suportam essa aplicação, é aplicado o Teste de Esfericidade de Bartlett, cujo objetivo é constatar a presença de correlações entre as variáveis. Através dos resultados do Quadro 2, para

²⁰ Na literatura sobre análise multivariada, não se encontram informações sobre uma regra que deve ser seguida quanto à determinação do número de fatores. O critério adotado para a presente pesquisa é o requisito que a raiz característica associada ao fator seja maior que a unidade.

esse teste, são encontrados valores elevados, ou seja, 514,02 para 2007; 458,11 para 2008; 436,42 para 2009; 455,04 para 2010; e 456,67 para 2011. Assim, sob o nível de significância de 1%, a matriz de correlação entre as variáveis difere de uma matriz identidade²¹.

Quadro 2

Raiz característica, percentual explicado por cada fator e variância acumulada — 2007-11

ANOS	FATORES	RAIZ CARACTERÍSTICA	VARIÂNCIA EXPLICADA PELO FATOR (%)	VARIÂNCIA ACUMULADA (%)	TESTE DE ESFERICIDADE DE BARTLETT ($\chi^2(136)$)	ESTATÍSTICA KMO
2007	F1	6,7763	39,86	39,86	514,02	0,5137
	F2	3,2809	19,30	59,16		
	F3	1,8907	11,12	70,28		
	F4	1,3158	7,74	78,02		
	F5	1,1391	6,70	84,72		
2008	F1	6,4187	37,76	37,76	458,11	0,6566
	F2	3,4046	20,03	57,78		
	F3	1,7748	10,44	68,22		
	F4	1,4988	8,82	77,04		
	F5	1,1482	6,75	83,79		
2009	F1	6,3492	37,35	37,35	436,42	0,6503
	F2	3,4019	20,01	57,36		
	F3	1,9893	11,70	69,06		
	F4	1,4493	8,53	77,59		
2010	F1	6,5360	38,45	38,45	455,04	0,5976
	F2	2,9701	17,47	55,92		
	F3	2,0133	11,84	67,76		
	F4	1,4122	8,31	76,07		
	F5	1,1396	6,70	82,77		
2011	F1	6,3033	37,08	37,08	456,67	0,4903
	F2	2,8671	16,87	53,94		
	F3	2,1165	12,45	66,39		
	F4	1,3932	8,20	74,59		
	F5	1,1630	6,84	81,43		
	F6	1,0401	6,12	87,55		

FONTE DOS DADOS BRUTOS: Censo de Educação do INEP (2007-2011).

IPEA.

Sistema de Informações sobre Orçamentos Públicos em Educação.

²¹ Cada um desses valores se refere à estatística chi-quadrado, com 136 graus de liberdade. Ao nível de significância de 1%, a estatística crítica de chi-quadrado com 136 graus de liberdade é de 135,807, que faz com que o valor calculado seja maior que o crítico, não se aceitando, assim, a hipótese nula da matriz de correlação ser igual a uma matriz identidade.

Em seguida, como medida de adequabilidade amostral, empregou-se a estatística KMO. Os resultados calculados são de 0,5137, 0,6566, 0,6503, 0,5976 e 0,4903 para os anos de 2007 a 2011 respectivamente. Desse modo, baseando-se na classificação fornecida por Hair *et al.* (2006), estatísticas acima de 0,50 indicam que os dados são adequados à realização da análise fatorial. Para o presente caso, para o período 2007-10, os valores são superiores a 0,5, o que indica que os dados são adequados à realização da análise fatorial. Quanto à estatística KMO para 2011, como seu valor se encontra muito próximo a 0,5, não se impossibilita essa aplicação²². Então, perante esses testes, conclui-se que as amostras de dados são passíveis de serem analisadas com a aplicação da análise fatorial.

Ainda conforme o Quadro 2, percebe-se uma forte concentração da participação do Fator 1 na explicação da variância total. Esses resultados mostram que, para o ano de 2007, os cinco fatores com raiz característica maior que um explicam, conjuntamente, 84,72% da variância total; para o ano de 2008, esses mesmos cinco fatores representam 83,79% da variância. No entanto, no ano de 2009, foram identificados quatro fatores com raiz característica maior que um, os quais representam 77,59% da variância total. Já em 2010, foram, novamente, identificados cinco fatores, que expressam 82,77% da variância total, e, por fim, para 2011, foram identificados seis fatores, os quais explicam 87,55% da variância total das variáveis.

As matrizes com as cargas fatoriais para os anos de 2007 e 2011 encontram-se, respectivamente, nas Tabelas 2 e 3, nas quais estão identificadas as variáveis que compõem cada um dos fatores, o grau de correlação entre cada variável e cada fator, bem como a comunalidade.²³

Para a interpretação das cargas fatoriais, foram consideradas apenas aquelas com valores superiores a 0,6, as quais se encontram destacadas nas tabelas. Os valores encontrados para as comunalidades revelam que, praticamente, todas as variáveis têm sua variabilidade captada e representada pelos fatores apontados. Desse modo, tem-se que a menor comunalidade encontrada para 2007 é de 60,48%, enquanto, para o ano de 2011, é de 69,58%.

A partir dos dados da Tabela 2, observa-se que o Fator 1 possui a maior parcela de variância entre os fatores obtidos e se encontra, forte e negativamente, correlacionado com as variáveis TANALF, DISTEF e DISTEM e correlaciona-se, com menos intensidade, com o número de instituições de ensino a cada mil alunos. Esses três primeiros indicadores estão

²² Os demais testes são favoráveis à aplicação da análise fatorial.

²³ Por razões de espaço, as cargas fatoriais para os anos de 2008, 2009 e 2010 não foram apresentadas.

estritamente relacionados ao desempenho dos alunos; então, essa forte relação negativa irá dar um peso mais elevado aos estados que apresentam, por exemplo, maiores taxas de analfabetismo, induzindo a região a que pertence a uma situação comparativa inferior à dos demais estados. Por outro lado, o Fator 1 encontra-se positivamente correlacionado com as variáveis ANES, DR, DOCENTESES, ALES e GASTOS, as quais estão estritamente relacionadas à categoria capital humano, através da qual se infere que uma população com mais anos de estudo e com profissionais mais qualificados nas instituições faz a diferença no desenvolvimento regional. Além disso, a percentagem de alunos com acesso ao ensino superior e os gastos federais com educação são importantes fatores que contribuem para evidenciar essas diferenças, mesmo que esses gastos, em âmbito nacional, não estejam produzindo os resultados esperados.

Tabela 2

Cargas fatorias e comunalidades — 2007

VARIÁVEIS	CARGAS FATORIAIS					COMUNALIDADE
	F1	F2	F3	F4	F5	
TANALF	-0,8919	-0,1540	-0,0443	-0,1023	0,1266	0,8476
DISTEF	-0,8959	0,1991	0,1592	-0,0699	0,2426	0,9313
DISTEM	-0,8640	0,2604	0,1266	-0,0521	0,2871	0,9154
TESCBEF	-0,4801	0,0113	-0,5278	-0,0463	0,4754	0,7374
PROFEB	-0,2252	-0,8523	0,3713	-0,0200	0,1565	0,9399
ALUPROF	-0,4300	0,7610	-0,0271	0,2888	-0,1714	0,8776
ANES	0,8958	0,1701	0,2561	0,0093	0,1642	0,9240
ALTUR	-0,2006	0,8005	0,1833	0,3151	0,1834	0,8476
INSTAL	-0,6624	-0,5390	0,0862	-0,2477	-0,1066	0,8094
TRENDESC	0,4222	-0,5385	-0,2597	0,2704	-0,3350	0,7210
MATRPROF	-0,0588	0,3305	0,5600	0,3260	-0,2687	0,6048
DR	0,7992	0,2830	-0,0672	-0,4254	0,2052	0,9463
COMA	0,2411	-0,1132	-0,6476	0,4644	0,3194	0,8081
MSDR	0,1043	0,5595	-0,1227	-0,6860	-0,1879	0,8449
DOCENTESES	0,7449	0,2358	-0,4240	-0,0428	-0,0509	0,7947
ALES	0,8876	-0,0323	0,2698	-0,0092	0,2620	0,9303
GASTOS	0,6725	-0,1480	0,5011	0,0505	0,4414	0,9226

FONTE DOS DADOS BRUTOS: Censo de Educação do INEP (2007-2011).

IPEA.

Sistema de Informações sobre Orçamentos Públicos em Educação.

A participação dos demais fatores é de menor importância na explicação total, contudo cabe identificar as variáveis associadas a cada fator. Ao Fator 2, estão relacionadas as variáveis PROFEB, ALPROF e ALTUR, sendo estas associadas ao capital humano e a questões estruturais. Já o Fator 3 está relacionado somente com a variável COMA, referente ao percentual

de concluintes do ensino superior, e o Fator 4 está relacionado com o número de mestres e doutores por instituição de ensino superior (MSDR).

Na Tabela 3, estão presentes as cargas fatoriais para 2011. Nessa análise, de modo semelhante a 2007, verifica-se uma associação forte e negativa do Fator 1 (que expressa 37,08% da variância total) com as variáveis TANALF, DISTEF e DISTEM e uma correlação negativa, não tão intensa, com o número de instituições a cada mil alunos. Por outro lado, há um aumento da carga fatorial associado à participação na população das pessoas com mais de 11 anos de estudo e também existe uma relação positiva desse fator com as variáveis DOUTOR, DOCENTESES, ALES e GASTOS, mesma relação apresentada no período já analisado.

A relação do Fator 2, que explica 16,87% da variância total, ocorre, de forma negativa, com a variável PROFEB e, positiva, com as variáveis ALPROF e ALTUR. Ainda, o Fator 3 está relacionado, positivamente, com a variável MATRPROF, ou seja, associado a questões estruturais. Por fim, os Fatores 4, 5 e 6, encontram-se relacionados positivamente com as variáveis MSDR, TRENDESC e TESCBEF respectivamente. Essas três variáveis estão associadas, respectivamente, a questões de qualificação profissional e ao desempenho dos alunos nos diversos níveis de ensino.

Tabela 3

Cargas fatoriais e comunalidades — 2011

VARIÁVEIS	CARGAS FATORIAIS						COMUNALIDADE
	F1	F2	F3	F4	F5	F6	
TANALF	-0,8643	-0,1833	0,1719	-0,0148	0,0651	-0,0366	0,8160
DISTEF	-0,8443	0,1837	0,2597	0,2874	0,0238	0,0873	0,9048
DISTEM	-0,8574	0,2527	0,2019	0,2183	-0,1042	-0,0201	0,8986
TESCBEF	0,3071	-0,2312	0,3108	0,1726	0,2263	0,7180	0,8409
PROFEB	-0,2176	-0,8346	0,3614	0,1160	-0,1968	0,1082	0,9384
ALPROF	-0,4018	0,7125	0,3059	-0,3151	0,1712	0,1542	0,9150
ANES	0,9013	0,0566	0,2310	0,1144	0,0282	-0,0564	0,8859
ALTUR	-0,0265	0,7589	0,4699	-0,3087	-0,0875	-0,0181	0,9007
INSTAL	-0,6651	-0,5939	0,0546	0,1923	0,2895	-0,1925	0,9560
TRENDESC	0,2356	-0,3821	0,0036	-0,4277	0,6876	0,0630	0,8612
MATRPROF	0,0042	0,0475	0,8595	0,0187	0,1975	-0,0417	0,7821
DR	0,7567	0,2386	-0,1456	0,4501	0,1150	-0,1950	0,9046
COMA	0,3422	-0,2164	0,2960	-0,3374	0,1878	-0,5433	0,6958
MSDR	-0,0942	0,4987	-0,1257	0,6138	0,5449	-0,1341	0,9650
DOCENTESES ...	0,7913	0,1645	-0,2890	-0,1228	0,0870	0,2697	0,8321
ALES	0,7959	-0,1285	0,4377	0,2349	-0,0378	-0,0357	0,8995
GASTOS	0,7321	-0,0470	0,4923	0,1677	-0,2639	-0,0912	0,8867

FONTE DOS DADOS BRUTOS: Censo de Educação do INEP (2007-2011).

IPEA.

Sistema de Informações sobre Orçamentos Públicos em Educação.

Nessa perspectiva, além da utilização da AF para a extração das cargas fatoriais e dos autovalores, sua metodologia também tem como intuito identificar as variáveis que compõem cada um dos fatores, o que possibilita eleger um rótulo para cada fator. A redução da dimensionalidade e a constituição dos fatores para o período em análise são apresentadas no Quadro 3.

Desse modo, os fatores comuns aos períodos analisados são rotulados da seguinte forma²⁴: o Fator 1 é identificado como inerente a características desempenho-estruturais, sendo que, ao longo do período, representa uma variação total média 38,1% do modelo. Existe grande concentração das variáveis abordadas nesse fator, o que justifica sua proporção na explicação total da variância. As correlações dos indicadores associadas a esse fator são elevadas, próximas a 0,90, sendo as principais a taxa de analfabetismo e o grau de distorção (correlações negativas) e anos de estudo, alunos no ensino superior e o número de doutores (correlações positivas).

Quadro 3

Descrição dos fatores

ANOS	INDICADORES			
	Fator 1	Fator 2	Fator 3	Fator 4
2007	tanalf, distef, distem, anes, instal, dr, docenteses, ales, gastos	profef, aluprof, altur	matrprof, coma	msdr
2008	tanalf, distef, distem, anes, instal, dr, docenteses, ales, gastos	profef, aluprof, altur	matrprof	trendesc
2009	tanalf, distef, distem, anes, instal, dr, docenteses, ales, gastos	profef, aluprof, altur	matrprof	msdr
2010	tanalf, distef, distem, anes, instal, dr, docenteses, ales, gastos	profef, aluprof, altur, msdr	matrprof	trendesc
2011	tanalf, distef, distem, anes, instal, dr, docenteses, ales, gastos	profef, alprof, altur	matrprof	msdr

Já o Fator 2 é responsável pela alocação estrutural do ensino básico, o qual explica, em média, 18,74% da variação total do modelo. As variáveis que o compõem, a saber, razão aluno/professor, alunos por turma e o número de professores da educação básica, estão conectadas à questão estrutural, problema este enfrentado por muitas escolas brasileiras.

²⁴ O processo de “rotular” os fatores concentrar-se-á nos quatro primeiros fatores, por dois motivos principais: primeiramente, porque, ao longo do período de análise, tais fatores explicam, em média, 76,66% da variância; em segundo lugar, pelo fato de tais fatores apresentarem alternância relativamente baixa das variáveis que os compõem. Além disso, outro aspecto relevante de ser mencionado, o qual é uma limitação do presente estudo, dada a quantidade relativamente pequena de indicadores, é que alguns fatores foram representados por apenas uma variável.

Por fim, o Fator 3 está associado ao número de matrículas por professor no ensino superior, correspondendo a 11,51% da variação total do modelo, e o Fator 4 representa, em média, 8,32% da variação total do modelo, podendo ser identificado como associado ao grau de qualificação dos profissionais do ensino superior. Dada a composição desses fatores, o melhor rótulo para tais é o próprio indicador que os compõe.

Com isso, pode-se observar a importância e o relacionamento individual de cada indicador com os fatores que formarão o IDE. Uma vez verificadas as cargas fatoriais, o passo seguinte é observar os escores fatoriais, ou seja, o valor do fator para cada estado.

No Quadro 4, estão representados o Índice brasileiro de desenvolvimento educacional (IBDE), resultante da aplicação da Equação 4 aos escores fatoriais, o IDE, resultante da Equação 5, e o *ranking* dos estados brasileiros. A interpretação do IDE segue a lógica de que os escores próximos a um (unidade) indicam grau de desenvolvimento elevado, por outro lado, quanto mais próximo a zero, mais atrasado é o estado em comparação aos demais.

O IDE nacional médio situou-se em 0,433, ao longo do período. Desse modo, tanto através do Quadro 4, quanto através da Figura 5, percebe-se o desenho de um mapa geográfico que coloca os estados da Região Nordeste no extremo inferior, e, por outro lado, o extremo superior apresenta, principalmente, o Distrito Federal e os Estados de São Paulo e Rio de Janeiro como os mais desenvolvidos, quando o quesito analisado é a educação. O fato de o Distrito Federal ocupar o topo desse *ranking* pode ser explicado pelo comportamento de seus próprios indicadores, se analisados individualmente. Conforme visto anteriormente, é o que apresenta a menor taxa de analfabetismo; tem uma das melhores estatísticas de distorção idade-série; apresenta a maior porcentagem da população com mais de 11 anos de estudo, quando analisadas estatísticas associadas a questões estruturais e — principalmente — de capital humano; além de possuir a maior concentração de professores com grau de qualificação elevado ponderado pela população. Voltando ao lado econômico, é a região geográfica que detém a maior relação entre gastos federais por aluno matriculado em todos os níveis de ensino.

Quadro 4

Índice brasileiro de desenvolvimento educacional (IBDE), Índice de Desenvolvimento Educacional (IDE) e *ranking* (R) dos estados brasileiros e do Brasil — 2007-11

UF	2007			2008			2009			2010			2011		
	IBDE	IDE	R	IBDE	IDE	R	IBDE	IDE	R	IBDE	IDE	R	IBDE	IDE	R
DF	1,752	1,000	1	1,482	1,000	1	1,760	1,000	1	1,772	1,000	1	1,517	1,000	1
SP	0,940	0,709	2	0,882	0,747	3	0,841	0,655	3	0,818	0,650	3	0,715	0,693	2
RJ	0,660	0,609	3	0,927	0,766	2	1,017	0,721	2	0,855	0,664	2	0,518	0,618	3
MS	0,240	0,458	7	0,416	0,550	6	0,331	0,463	5	0,217	0,430	6	0,481	0,604	4
AP	0,130	0,419	10	0,455	0,566	4	0,269	0,440	7	0,158	0,408	8	0,411	0,577	5
RS	0,189	0,440	8	0,327	0,512	7	0,637	0,578	4	0,474	0,524	4	0,269	0,523	6
RR	-0,150	0,318	18	-0,435	0,190	22	-0,176	0,273	18	-0,052	0,331	16	0,269	0,523	7
PR	0,427	0,525	4	0,420	0,551	5	0,322	0,460	6	0,321	0,468	5	0,189	0,492	8
SE	-0,121	0,329	16	-0,010	0,370	15	0,066	0,363	12	-0,041	0,335	15	0,185	0,491	9
SC	0,094	0,406	13	0,165	0,444	11	0,210	0,417	8	0,132	0,399	10	0,145	0,475	10
ES	0,107	0,410	12	0,035	0,389	14	-0,081	0,308	16	0,038	0,364	13	0,083	0,452	11
RN	-0,236	0,287	19	-0,177	0,299	17	0,155	0,397	10	0,046	0,367	12	0,045	0,437	13
GO	0,277	0,471	6	0,173	0,447	10	0,069	0,365	11	0,141	0,402	9	0,043	0,436	14
RO	0,054	0,391	14	-0,140	0,315	16	-0,139	0,287	17	-0,223	0,268	18	-0,012	0,415	15
MT	-0,002	0,371	15	0,133	0,430	13	-0,015	0,333	14	0,032	0,362	14	-0,023	0,411	16
MG	0,121	0,416	11	0,174	0,447	9	0,035	0,352	13	0,058	0,371	11	-0,111	0,377	17
PB	-0,737	0,108	26	-0,535	0,148	25	-0,419	0,181	21	-0,483	0,173	25	-0,135	0,368	18
CE	-0,378	0,237	22	-0,464	0,178	23	-0,409	0,185	20	-0,326	0,231	23	-0,163	0,358	19
TO	-0,409	0,225	23	-0,333	0,233	19	-0,442	0,173	24	-0,602	0,129	26	-0,205	0,341	20
AM	0,316	0,485	5	0,156	0,440	12	-0,062	0,315	15	-0,088	0,318	17	-0,217	0,337	21
PE	-0,139	0,322	17	-0,279	0,256	18	-0,346	0,209	19	-0,267	0,252	19	-0,261	0,320	22
AC	-0,255	0,281	20	-0,478	0,172	24	-0,514	0,145	25	-0,278	0,248	20	-0,278	0,314	23
PA	-0,279	0,272	21	-0,418	0,197	20	-0,441	0,173	23	-0,278	0,248	21	-0,301	0,305	24
AL	-0,410	0,225	24	-0,428	0,193	21	-0,429	0,177	22	-0,304	0,238	22	-0,511	0,224	25
BA	-0,485	0,198	25	-0,587	0,126	26	-0,614	0,108	26	-0,426	0,194	24	-0,750	0,133	26
MA	-0,847	0,069	27	-0,778	0,045	27	-0,897	0,001	27	-0,955	0,000	28	-0,882	0,083	27
PI	-1,039	0,000	28	-0,885	0,000	28	-0,901	0,000	28	-0,916	0,014	27	-1,098	0,000	28
BR	0,182	0,437	9	0,202	0,459	8	0,176	0,405	9	0,176	0,415	7	0,074	0,448	12

FONTE DOS DADOS BRUTOS: Censo de Educação do INEP (2007-2011).

IPEA.

Sistema de Informações sobre Orçamentos Públicos em Educação.

Em contrapartida, a concentração dos estados da Região Nordeste na parte inferior do Quadro 4 é explicada por suas altas taxas de analfabetismo, em torno de 19%, em 2011, pela acentuada diferença no grau de qualificação dos professores (por exemplo, na Região Nordeste, a proporção de professores doutores a cada 100 mil habitantes é de 38,15; enquanto, na Sudeste, essa proporção é de 63,92; já na Região Sul, é de 69,80) e pela baixa parcela da população com 11 anos ou mais de estudo (na Região Nordeste, essa estatística é de 26,50%, enquanto, nas Regiões Sudeste, Sul e Centro-Oeste, é de 38,50%, 36,15% e 38,96% respectivamente).

Em uma análise individual de alguns estados, percebe-se que o Distrito Federal ocupa o topo do *ranking* ao longo de todo o período, seguido por São Paulo e Rio de Janeiro. Alguns estados em particular merecem destaque, pela melhora em sua colocação ao longo do período. Amapá e Rio Grande do Norte ocupavam, respectivamente, a 10.^a e a 19.^a posição em 2007, já, em 2011, ocuparam a 5.^a e a 13.^a posição respectivamente. Essa melhora no desempenho é fruto da evolução em indicadores, como taxa de analfabetismo, proporção da população com mais de 11 anos de estudo, melhor qualificação dos docentes, dentre outros. Por outro lado, alguns estados apresentaram uma brusca queda no *ranking*, de que são exemplos Goiás, Minas Gerais e Amazonas.

A parte inferior do *ranking* permanece ocupada pelo Piauí no período, seguido por Maranhão, Bahia e Alagoas. Particularmente, esses quatro estados praticamente não deixaram as quatro últimas colocações desde 2007. Esse desempenho é reflexo das altas taxas de analfabetismo apresentadas, não apenas por estes, mas por toda a Região Nordeste, por apresentar baixos investimentos em educação²⁵ e também pela baixa qualificação dos profissionais que atuam nas instituições. De modo geral, os demais estados não apresentaram grandes oscilações em sua posição, mantendo-se estáveis ao longo da série.

Para uma análise mais agregada, a Figura 5 apresenta o IDE médio para o período 2007-11 para os estados brasileiros, o qual se situou em 0,371, com um desvio-padrão de 0,2025, e, a partir daí, foram elaboradas categorias de desenvolvimento da educação. Assim, os estados que apresentaram um IDE superior à média mais meio desvio-padrão (0,472) foram classificados como de alto grau de desenvolvimento. Já os estados que se enquadraram no intervalo de 0,471 a 0,280 foram classificados como de

²⁵ O baixo grau de investimento federal em determinada região, neste caso, a Nordeste, afeta também o desempenho das demais regiões. Isso ocorre porque há uma transferência intrarregional de recursos, e como não há uma base adequada para gerar resultados a esses investimentos nessa região, ocorre um comprometimento do desenvolvimento das demais regiões, em função dessa má alocação de recursos.

médio desenvolvimento educacional, e, por fim, os que apresentaram IDE abaixo de 0,270 foram classificados como de baixo desenvolvimento educacional.

O total de estados pertencentes à categoria de alto desenvolvimento chega a apenas sete (Distrito Federal, São Paulo, Rio de Janeiro, Rio Grande do Sul, Mato Grosso do Sul, Paraná e Amapá)²⁶, o que significa que apenas um seleto grupo apresenta um desenvolvimento educacional destacável no País. Nessa categoria, não se percebe a presença de estados da Região Nordeste.

Os estados que apresentam IDE médio são 11 (Santa Catarina, Goiás, Minas Gerais, Espírito Santo, Mato Grosso, Amazonas, Sergipe, Rio Grande do Norte, Rondônia, Roraima e Pernambuco), sendo a grande parte das UF classificadas nessa categoria. E novamente, a Região Nordeste, juntamente com alguns estados da Região Norte, predomina na categoria de baixo IDE. Nessa categoria, estão presentes nove estados (Pará, Ceará, Acre, Tocantins, Alagoas, Paraíba, Bahia, Maranhão e Piauí).

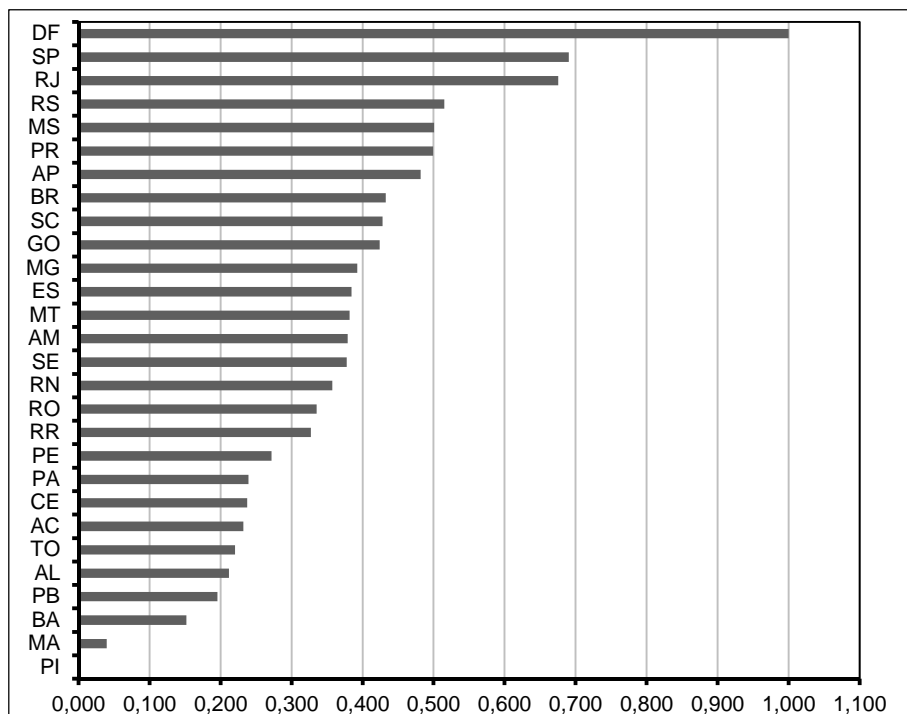
Assim, os principais resultados desta seção confirmam as evidências levantadas nas primeiras seções, apontando que o desempenho do sistema educacional brasileiro necessita de ajustes urgentes. E assim, a educação pode ser tomada como um ponto de partida para a redução das desigualdades de salário e renda existentes entre as regiões brasileiras.

Nesse aspecto, os resultados apresentados nesta seção vêm evidenciar, ainda mais, as discrepâncias estaduais e regionais apontadas anteriormente e o baixo dinamismo para reverter tal situação, particularmente pela Região Nordeste, de modo que, através de um índice ou de uma classificação, se torna mais acessível essa interpretação.

²⁶ A razão do Estado do Amapá se encontrar nesse grupo se dá pela maior participação das variáveis associadas, principalmente o capital humano, quando comparado aos demais estados das Regiões Norte e Nordeste.

Figura 5

Índice de Desenvolvimento Educacional médio para os estados brasileiros
e para o Brasil — 2007-11



6 Conclusões

A questão da educação nacional é um tema que ocupa a pauta de debates há décadas, no Brasil. Com o passar do tempo, novas questões vão surgindo, e poucas incógnitas inerentes ao seu desempenho são solucionadas. Assim, a utilização da estatística multivariada, particularmente, da análise fatorial, possibilitou a criação do Índice de Desenvolvimento Educacional. A sua importância está na capacidade de efetuar uma agregação dos 17 indicadores de desempenho da educação em cada um dos estados brasileiros, em uma única variável, para os cinco anos de análise. Desse modo, com o objetivo central sendo a criação desse índice e a análise de alguns dos indicadores considerados pontos cruciais, o desenvolvimento da educação é representado através do IDE.

Inicialmente, a análise de alguns indicadores já serve para elucidar o desenvolvimento heterogêneo apresentado pelo sistema educacional brasi-

leiro, já que, mesmo tendo passado por um processo de reorganização nas últimas décadas, as resultantes são inferiores às desejadas. Nesse âmbito, é frequente encontrar traços na literatura que apontam que o baixo desempenho educacional brasileiro acarreta à nação vários problemas sociais e econômicos. Pelo lado social, o baixo nível educacional do brasileiro é considerado um dos grandes causadores da pobreza e da má distribuição de renda no País. Pelo lado econômico, prejudica o crescimento da economia e aumenta o atraso tecnológico em relação às outras economias.

Desse modo, os resultados provenientes da presente pesquisa apontam que estados e regiões com desenvolvimento econômico em estágios mais elevados que os demais apresentam valores superiores para o IDE. Assim, o topo do *ranking* é ocupado pelo Distrito Federal, o qual apresenta melhor desempenho em vários dos indicadores de análise, enquanto a maior concentração dos estados se dá na categoria de médio desenvolvimento.

Do lado contrário, na cauda inferior do desempenho da educação, estão os estados da Região Nordeste, a qual também se encontra em um diferente estágio quando comparada, na esfera econômica, às outras regiões. Desse modo, ao identificar isso, as políticas governamentais podem apresentar maior grau de eficiência nessa região.

Face às estatísticas que foram apresentadas anteriormente, é de suma importância melhorar o sistema de ensino brasileiro. Um dos primeiros passos para isso é garantir um conhecimento detalhado sobre a educação brasileira e sua evolução recente em diferentes recortes temporais e geográficos. Assim, o que aqui é discutido contempla indicadores que possam possibilitar, de alguma forma, o entendimento e uma possível evolução dessa situação.

Por fim, recomendam-se futuras pesquisas, utilizando o IDE para avaliar a situação da educação, em nível municipal, de estados específicos, bem como, através dos aspectos teóricos da literatura recente desenvolvida por Hanushek e Woessmann, podem-se incorporar novas medidas de avaliação do desempenho da educação (por exemplo, ENEM, PISA e SAEB). Além disso, dentre as limitações do presente estudo, pode-se argumentar que o número de indicadores utilizados na extração das cargas fatoriais é pequeno, sendo que podem ser obtidos resultados mais robustos com inclusão de novas variáveis.

Referências

ACHILLES, C. **Let's Put Kids First, Finally: Getting Class Size Right.** Thousand Oaks, CA: Corwin, 1999.

AFONSO, A.; AUBYN, M. St. Cross-country efficiency of secondary education provision: A semi-parametric analysis with non-discretionary inputs. **Economic modeling**, [S.l.], v. 23, n. 3, p. 476-491, 2006.

AGHION, P. *et al.* The causal impact of education on economic growth: evidence from US. 2009. **Brookings Papers on Economic Activity**, Washington, DC, spring 2009. Disponível em: <http://www.brookings.edu/economics/bpea/~media/Files/Programs/ES/BP_EA/2009_spring_bpea_papers/2009_spring_bpea_aghion_et_al.pdf>. Acesso em: 28 abr. 2016.

ALTINOK, N. **Human capital quality and economic growth**. Dijon: Institute for Research in the Sociology and Economics of Education, 2007. (Working paper DT, 2007/1).

ANDERSON, R. *et al.* **Análise Multivariada de Dados**. 6. ed. Porto Alegre: Bookman, 2009.

BALDACCI, E. *et al.* Social Spending, Human Capital, and Growth in Developing Countries. **World Development**, [S.l.], v. 36, n. 8, p. 1317–1341, 2008.

BARBER, M.; MOURSHED, M. **How the world's best-performing school systems come out on top**. [S.l.]: McKinsey & Company, 2007.

BARRO, R. J. Economic growth in a cross section of countries. **The Quarterly Journal of Economics**, Cambridge, MA, v. 106, n. 2, p. 407-443, 1991.

BARRO, R. J. Human capital and growth. **American Economic Review**, Pittsburgh, PA, v. 91, n. 2, p. 12-17, 2001.

BARRO, R.; LEE, J. W. International data on educational attainment: updates and implications. **Oxford Economic Papers**, Oxford, v. 53, n. 3, p. 541-563, 2001.

BARROS, R. P. *et al.* Determinantes do desempenho educacional no Brasil. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Rio de Janeiro, v. 31, n. 1, p. 1-42, 2001.

BLALOCK, H. M. **Measurement in the social sciences: Theories and strategies**. Chicago, IL: Aldine, 1974.

BOSWORTH, B. P.; COLLINS, S. M. The empirics of growth: An update. **Brookings Papers on Economic Activity**, Washington, DC, v. 34, n. 2, p. 113-206, 2003.

CAMPBELL, R.; HOMBO, C. M.; MAZZEO, J. **Trends in Academic Progress: Three Decades of Student Performance**. Washington, DC: U.S. Department of Education, 2000.

CASCIO, E.; CLARK, D.; GORDON, N. **Education and the age profile of literacy into adulthood**. Cambridge, MA: National Bureau of Economic Research, 2008. (NBER Working Paper, 14073)

CASTRO, J. A. Evolution and inequality in Brazilian education. **Educação & Sociedade**, Campinas, v. 30, n. 108, p. 673-697, 2009.

CHAY, K. Y.; McEWAN, P. J.; URQUIOLA, M. The central role of noise in evaluating interventions that use test scores to rank schools. **American Economic Review**, Pittsburgh, PA, v. 95, n. 4, p. 1237-1258, 2005.

CORRAR, L. J.; PAULO, E.; DIAS FILHO, J. M. (Org.). **Análise Multivariada para os Cursos de Administração, Ciências Contábeis e Economia**. São Paulo: Atlas, 2007.

DOURADO, L. F. Políticas e Gestão da Educação Básica no Brasil: Limites e Perspectivas. **Educação e Sociedade**, Campinas, v. 28, n. 100, p. 921-946, out. 2007. Disponível em: <<http://www.cedes.unicamp.br>>. Acesso em: out. 2010.

FERNANDES, R.; GREMAUD, A. P. Qualidade da educação: avaliação, indicadores e metas. In: GIAMBIAGI, F. **Educação Básica no Brasil: construindo o país do futuro**. Rio de Janeiro: Elsevier, 2009. v. 1, p. 213-238.

FERREIRA JÚNIOR, S.; BAPTISTA, A. J. M. S.; LIMA, J. E. A modernização agropecuária nas microrregiões do Estado de Minas Gerais. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, Brasília DF, v. 42, n. 1, p. 73-89, 2004.

FREITAS, C. A.; PAZ, M. V.; NICOLA, D. S. Analisando a modernização da agropecuária gaúcha: uma aplicação da análise fatorial e cluster. **Análise Econômica**, Porto Alegre, v. 25, n. 47, p. 121-149, 2007.

FUNDO NACIONAL DE DESENVOLVIMENTO DA EDUCAÇÃO (Brasil) (FNDE). **Sistema de Informações sobre Orçamentos Públicos em Educação (SIOPE): Relatório de Indicadores**. 2012. Disponível em: <<https://www.fnde.gov.br/siope/consultaIndicadoresEstaduais.do>>. Acesso em: dez. 2012.

GADOTTI, M. **Perspectivas atuais da educação**. Porto Alegre: Artes Médicas Sul, 2000.

GLEWWE, P. W. *et al.* School resources and educational outcomes in developing countries: A review of the literature from 1990 to 2010. Cambridge, MA: National Bureau of Economic Research, 2011. (NBER Working Paper, 17554).

GUNDLACH, E.; WOESSMANN, L.; GMELIN, J. The decline of schooling productivity in OECD countries. **The Economic Journal**, Malden, MA, v. 111, n. 471, p. 135-147, 2001.

HADDAD, S. **O direito à educação no Brasil**. São Paulo: DhESC Brasil, 2003. Disponível em: <<http://escoladegestores.mec.gov.br/site/8-biblioteca/pdf/sergiohaddad.pdf>>. Acesso em: 6 maio 2016.

HAIR, J. F. *et al.* **Multivariate data analysis**. Upper Saddle River, NJ: Pearson Prentice Hall, 2006. v. 6.

HALL, R.; JONES, C. **Why do some countries produce so much more output per worker than others?** Cambridge, MA: National Bureau of Economic Research, 1998. (NBER Working Paper, 6564).

HANUSHEK, E. A.; LUQUE, J. A. Efficiency and equity in schools around the world. **Economics of Education Review**, [S.l.], v. 22, n. 5, p. 481-502, 2003.

HANUSHEK, E. A.; WOESSMANN, L. Do better schools lead to more growth? Cognitive skills, economic outcomes, and causation. **Journal of Economic Growth**, [S.l.], v. 17, n. 4, p. 267-321, 2012.

HANUSHEK, E. A.; WOESSMANN, L. Education and economic growth. **Education Next**, Cambridge, MA, v. 8, n. 2, p. 62-70, 2008.

HANUSHEK, E. A.; WOESSMANN, L. **Schooling, cognitive skills, and the Latin American growth puzzle**. Cambridge, MA: National Bureau of Economic Research, 2009. (NBER Working Paper, 15066).

HANUSHEK, E. A.; WOESSMANN, L. **The role of education quality for economic growth**. [S.l.]: World Bank, 2007. (Policy Research Working Paper, n. 4122).

HANUSHEK, E. A.; WOESSMANN, L. **The economics of international differences in educational achievement**. Cambridge, MA: National Bureau of Economic Research, 2010. (NBER Working Paper, 15949).

HANUSHEK, E.; RAYMOND, M. Improving educational quality: How best to evaluate our schools? In: KODRZYCKI, Y. (Ed.). **Education in the 21st Century: Meeting the Challenges of a Changing World**. Boston, MA: Federal Reserve Bank of Boston, 2003. p. 193-224.

HOFFMANN, R. **Componentes Principais e Análise Fatorial**. Piracicaba: Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, 1999. (Série Didática, n. 90).

INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA (IPEA). **Ipeadata: Dados sociais**. 2012. Disponível em <<http://www.ipeadata.gov.br>>. Acesso em: dez. 2012.

INSTITUTO DE PESQUISA ECONOMICA E SOCIAL (IPEA). **Brasil: o estado de uma nação**. Brasília, DF: IPEA, 2006.

INSTITUTO NACIONAL DE ESTUDOS E PESQUISAS EDUCACIONAIS ANÍSIO TEIXEIRA (INEP). **Informações Estatísticas**. 2005. Disponível em: <<http://portal.inep.gov.br/basica-levantamentos-acessar>>. Acesso em: 12 dez. 2012.

INSTITUTO NACIONAL DE ESTUDOS E PESQUISAS EDUCACIONAIS ANÍSIO TEIXEIRA (INEP). **Informações Estatísticas**. 2006. Disponível em: <<http://portal.inep.gov.br/basica-levantamentos-acessar>>. Acesso em: 12 dez. 2012.

INSTITUTO NACIONAL DE ESTUDOS E PESQUISAS EDUCACIONAIS ANÍSIO TEIXEIRA (INEP). **Informações Estatísticas**. 2007. Disponível em: <<http://portal.inep.gov.br/basica-levantamentos-acessar>>. Acesso em: 12 dez. 2012.

INSTITUTO NACIONAL DE ESTUDOS E PESQUISAS EDUCACIONAIS ANÍSIO TEIXEIRA (INEP). **Informações Estatísticas**. 2008. Disponível em: <<http://portal.inep.gov.br/basica-levantamentos-acessar>>. Acesso em: 12 dez. 2012.

INSTITUTO NACIONAL DE ESTUDOS E PESQUISAS EDUCACIONAIS ANÍSIO TEIXEIRA (INEP). **Informações Estatísticas**. 2009. Disponível em: <<http://portal.inep.gov.br/basica-levantamentos-acessar>>. Acesso em: 12 dez. 2012.

INSTITUTO NACIONAL DE ESTUDOS E PESQUISAS EDUCACIONAIS ANÍSIO TEIXEIRA (INEP). **Informações Estatísticas**. 2010. Disponível em: <<http://portal.inep.gov.br/basica-levantamentos-acessar>>. Acesso em: 12 dez. 2012.

INSTITUTO NACIONAL DE ESTUDOS E PESQUISAS EDUCACIONAIS ANÍSIO TEIXEIRA (INEP). **Informações Estatísticas**. 2011. Disponível em: <<http://portal.inep.gov.br/basica-levantamentos-acessar>>. Acesso em: 12 dez. 2012.

INSTITUTO NACIONAL DE ESTUDOS E PESQUISAS EDUCACIONAIS ANÍSIO TEIXEIRA (INEP). **Informações Estatísticas**. 2012. Disponível em: <<http://portal.inep.gov.br/basica-levantamentos-acessar>>. Acesso em: 12 dez. 2012.

JAMISON, E. A.; JAMISON, D. T.; HANUSHEK, E. A. The effects of education quality on mortality decline and income growth. **Economics of Education Review**, [S.l.], v. 26, n. 6, p. 772-789, 2007.

KLEFENS, P. C. O. **O biplot da análise fatorial multivariada**. 2009. 103 f. Dissertação (Mestrado) - Universidade de São Paulo, Piracicaba, 2009.

LEE, D. W.; LEE, T. H. Human capital and economic growth: Tests based on the international evaluation of educational achievement. **Economics Letters**, [S.l.], v. 47, n. 2, p. 219-225, 1995.

LEVINE, R.; RENELT, D. A Sensitivity Analysis of Cross-Country Growth Regressions. **American Economic Review**, Pittsburgh, PA, v. 82, n. 4, p. 942-963, 1992.

MANKIW, N. G.; ROMER, D.; WEIL, D. A Contribution to the Empirics of Economic Growth. **The Quarterly Journal of Economics**, Cambridge, MA, v. 107, n. 2, p. 407-437, 1992.

MANLY, B. F. J. **Multivariate statistical methods-a primer**. New York: Chapman and Hall, 1986.

MENEZES FILHO, N. A. **A Evolução da Educação no Brasil e seu Impacto no Mercado de Trabalho**. São Paulo: Departamento de Economia/USP, 2001. Disponível em: <www.ifb.com.br/documentos/artigo_naercio.pdf>. Acesso em: 6 maio 2016.

MINGOTI, S. **Análise de dados através de métodos de estatística multivariada: Uma Abordagem Aplicada**. Belo Horizonte: Editora UFMG, 2005.

MONTEIRO, V. P.; PINHEIRO, J. C. Critério para implantação de tecnologias de suprimentos de água potável em municípios cearenses afetados pelo alto teor de sal. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, Rio de Janeiro, v. 42, n. 2, p. 365-387, 2004.

OLIVEIRA, D. A. Profissão docente e gestão democrática da educação. **Revista Extra-classe**, [S.l.], v. 1. p. 210-217, 2009.

OLIVEIRA, R. P. Da universalização do ensino fundamental ao desafio da qualidade: uma análise histórica. **Educação e Sociedade**, Campinas, v. 28, n. 100, p. 661-690, 2007.

ORGANISATION FOR ECONOMIC CO-OPERATION AND DEVELOPMENT (OECD). **Education at a Glance 2014: OECD Indicators**. [S.l.], 2014.

PARO, V. H. Educação para a democracia: o elemento que falta na discussão da qualidade do ensino. **Revista Portuguesa de Educação**, Braga, v. 13, n. 1, p. 23-38, 2000.

PODRECCA, E.; CARMELI, G. **Education and Growth: A dynamic Analysis with Panel Data**. Fisciano: DiSES, 2004. (Working Papers DiSES).

RIANI, J. L. R.; GOLGHER, A. B. Indicadores educacionais confeccionados a partir de bases de dados IBGE. In: RIOS-NETO, E. L. G.; RIANI, J. de L. R. (Org.). **Introdução à Demografia da Educação**. Campinas: ABEP, 2004. v. 1, p. 89-128.

RIGOTTI, J. I. R. Variáveis de educação dos censos demográficos brasileiros de 1960 a 2000. In: RIOS-NETO, E. L. G.; RIANI, J. de L. R. (Org.). **Introdução à demografia da educação**. Campinas: ABEP, 2004. v. 1, p. 129-142.

RIGOTTI, J. I. R.; CERQUEIRA, C. A. As bases de dados do INEP e os indicadores educacionais: conceitos e aplicações. In: RIOS-NETO, E. L. G.; RIANI, J. de L. R. (Org.). **Introdução à demografia da educação**. Campinas: ABEP, 2004. v. 1, p. 73-88.

SAHLGREN, G. H. **Incentive to Invest?** How education affects economic growth. London: Adam Smith Institute, 2014. Disponível em: <<http://www.adamsmith.org/wpcontent/uploads/2014/07/IncentivetolInvest.pdf>>. Acesso em: 6 maio 2016.

SALA-I-MARTÍN, X.; DOPPELHOFER, G.; MILLER, R. I. Determinants of long-term growth: A Bayesian averaging of classical estimates (BACE) approach. **American Economic Review**, Pittsburgh, PA, v. 94, n. 4, p. 813-835, 2004.

SANDER, B. **Administração da Educação no Brasil: genealogia do conhecimento**. Brasília, DF: Liber, 2007.

SCHANZENBACH, D. W. **Does Class Size Matter?** Boulder, CO: Education Policy Center, 2014.

SOUZA, N. J.; OLIVEIRA, J. C. Relações entre geração de conhecimento e desenvolvimento econômico. **Revista Análise**, Porto Alegre, v. 17, n. 2, p. 211-223, 2006.

SPAULL, N. **South Africa's education crisis: The quality of education in South Africa 1994-2011**. Johannesburg: Centre for Development and Enterprise, 2013.

SPEARMAN, C. "General intelligence" objectively determined and measured. **The American Journal of Psychology**, Champaign, IL, v. 15, n. 2, p. 201-293, 1904.

STEVENS, P.; WEALE, M. **Education and economic growth**. London: National Institute of Economic and Social Research, 2003. Disponível em: <http://cee.lse.ac.uk/conference_papers/28_11_2003/martin_weale.pdf>. Acesso: 6 maio 2016.

TABACHNICK, B.; FIDELL, L. **Using multivariate analysis**. Needham Heights: Allyn & Bacon, 2007.

THURSTONE, L. L. Multiple factor analysis. **Psychological Review**, Washington, DC, v. 38, n. 5, p. 406-427, 1931.

UNITED NATIONS EDUCATIONAL SCIENTIFIC AND CULTURAL ORGANIZATION (UNESCO). **Monitoramento dos Objetivos de Educação para Todos no Brasil**. 2010. Disponível em: <<http://unesdoc.unesco.org/images/0018/001899/189923por.pdf>>. Acesso em: 6 maio 2016.

UNITED NATIONS EDUCATIONAL SCIENTIFIC AND CULTURAL ORGANIZATION (UNESCO). **Relatório de Monitoramento Global de EPT**. Paris, 2013. Disponível em: <<http://unesdoc.unesco.org/images/0022/002256/225654por.pdf>>. Acesso em: 6 maio 2016.

WOESSMANN, L.; WEST, M. Class-size effects in school systems around the world: Evidence from between-grade variation in TIMSS. **European Economic Review**, [S.l.], v. 50, n. 3, p. 695-736, 2006.

ZAMBRANO, C.; LIMA, J. E. Análise Estatística Multivariada de Dados Socioeconômicos. In: SANTOS, M. L.; VIEIRA, W. C. (Ed.). **Métodos quantitativos em economia**. Viçosa: UFV, 2004. p. 556-577.

ZELLER, R. A.; CARMINES, E. G. **Measurement in the social sciences: The link between theory and data**. Cambridge: Cambridge University Press, 1980.

Um estudo sobre o crescimento da receita pública e sua relação causal com a despesa no Estado de Goiás*

Flávio Henrique de Sarmiento Seixas**

Doutorando e Mestre em Economia pela Universidade Federal de Uberlândia (UFU), Especialista em Mercado de Capitais pela Escola Brasileira de Economia e Finanças da Fundação Getúlio Vargas (EPGE-FGV) e em Gestão Pública pela Universidade Estadual de Goiás (UEG), Economista pela Universidade Federal Fluminense (UFF), Professor Adjunto da Universidade Paulista e Instrutor de Finanças Públicas da Escola de Governo de Goiás, Gestor Fazendário da Secretaria da Fazenda do Estado de Goiás

Cleomar Gomes da Silva***

Doutor em Economia pela Escola de Economia de São Paulo da Fundação Getúlio Vargas (EESP-FGV), Professor do Instituto de Economia da Universidade Federal de Uberlândia (IE-UFU) e Pesquisador do Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq)

Resumo

Este artigo analisa o desempenho das contas públicas de Goiás para o período compreendido entre os anos de 2002 e 2011. O primeiro objetivo é

* Este artigo é um resumo com atualizações da monografia **Finanças Públicas de Goiás: comportamento da arrecadação e análise da causalidade entre receitas e despesas (2002/2011)**, premiada com menção honrosa no XVII Prêmio Tesouro Nacional (2012). Artigo recebido em dez. 2013 e aceito para publicação em nov. 2015.



Este trabalho está licenciado sob uma Licença Creative Commons Atribuição-NãoComercial 4.0 Internacional.

Open Acces (Acesso Aberto)

Revisão de Língua Portuguesa: Breno Camargo Serafini

** E-mail: fhseixas@yahoo.com.br

*** E-mail: cleomargomes@gmail.com

O autor agradece o apoio financeiro do Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq) e da Fundação de Amparo à Pesquisa de Minas Gerais (Fapemig).

entender as causas para o fato de a arrecadação total goiana ter superado o crescimento econômico do Estado. Em segundo lugar, busca-se analisar se essa arrecadação leva a constantes elevações das despesas do Estado, ou se a causalidade é reversa. Em outras palavras, o Estado de Goiás segue uma política do tipo “arrecadar e gastar” ou “gastar e arrecadar”? Para isso, será utilizada a metodologia econométrica dos Modelos de Correção de Erros (VEC). Os resultados apontam uma relativa força de tributação autônoma advinda da arrecadação total do Imposto sobre Circulação de Mercadorias e Serviços (ICMS), muito em razão do esforço fiscal refletido nos subgrupos Dívida ativa e Ação fiscal, acompanhado de um volume de transferências governamentais crescentes. Do ponto de vista econométrico, os resultados apontam um sincronismo fiscal entre receitas e despesas, amenizando a situação fiscal — bem pior — em que o Estado de Goiás se encontrava no passado recente.

Palavras-chave

Arrecadação; orçamento intertemporal; Modelo de Correção de Erros (VEC)

Abstract

This paper analyzes the performance of public accounts of the State of Goiás for the period between 2002 and 2011. The first goal is to understand why revenues in Goiás have surpassed the state's economic growth. Secondly, we aim at analyzing whether revenues in Goiás led to constant increases in expenditures, or whether the causality is reversed. In other words, did the state follow a “tax and spend” or a “spend and tax” policy? In this regard, Error Correction Models are used as an econometric methodology. The results indicate a relative strength of independent revenues coming from the collection of the Tax on Circulation of Goods and Services (ICMS), much due to the tax effort reflected in the subgroups Debt and Fiscal Action, accompanied by a growing volume of government transfers. From the econometric point of view, the results point to a “fiscal synchronism” between revenues and expenditures in Goiás, easing the (much worse) fiscal situation of the state in the recent past.

Keywords

Revenue; intertemporal budget; Vector Error Correction (VEC)

Classificação JEL: H7, H72, C32

1 Introdução

Ao longo dos últimos anos, Goiás tem apresentado resultados fiscais que merecem análise mais pormenorizada. No período 2002-11, o crescimento real acumulado de 76,6% das receitas primárias superou, em boa medida, a variação real de 56,1% do Produto Interno Bruto (PIB). O crescimento econômico anual efetivo foi de 5,07%, em média, e o correspondente em relação às receitas, 6,52%. Pode-se dizer que a base de expansão das receitas registrou resultado “extraeconômico”¹ de 13,13%. O desempenho favorável econômico foi capaz de guindar a economia local ao posto de nono maior PIB dentre as unidades subnacionais e fazer com que sua participação no PIB nacional, a preços constantes, saltasse de 2,09% em 1995 para 2,72% em 2011. Nesse contexto, o desempenho da arrecadação ameniza, em parte, o esforço fiscal requerido para cumprir com os inúmeros compromissos pós-acordos de dívida e Lei de Responsabilidade Fiscal.

Por outro lado, o comportamento das despesas do Estado de Goiás registrou sensível piora, refletindo no resultado primário do biênio 2009-10, que se reduziu, de R\$ 1,05 bilhão em 2008 para cerca de R\$ 140 milhões em 2010. Em 2011, houve significativa recuperação, R\$ 1,9 bilhão em valores correntes, em razão de aumento nominal de arrecadação e de forte contingenciamento de gastos.

Essa instabilidade dos resultados primários goianos, sobretudo com as quedas recentes, põe em risco o ajuste fiscal e compromete a capacidade de poupança estadual, por conseguinte, as possibilidades de investimentos públicos e de sustentação do crescimento econômico regional. Nesse sentido, a relação entre receitas e despesas gera debate importante ligado à causalidade do processo. Em outras palavras, as elevações de arrecadação no Estado levam a elevações das despesas estaduais, ou a causalidade acontece de forma reversa? A clara compreensão da relação intertemporal entre receitas e gastos é crucial para correções necessárias de possíveis desequilíbrios fiscais no Estado de Goiás, cuja metodologia pode ser utilizada para análise das finanças públicas de outros estados da Federação.

¹ Considerado a fração do crescimento da arrecadação total acima do crescimento da atividade econômica (do PIB).

O presente artigo tem, portanto, dois objetivos: primeiramente, compreender as razões que levaram o Estado a obter resultados extraeconômicos na arrecadação total tributária, avaliando se o aumento da arrecadação de Goiás, bem acima do seu próprio crescimento econômico, está mais associado ao aumento das fontes de arrecadação próprias estaduais do que de outras fontes (transferências do Governo Federal). Seria a arrecadação do Imposto sobre Circulação de Mercadorias e Serviços (ICMS) total ou a arrecadação espontânea o balizador desses resultados expressivos? Ou, por outro lado, seriam as transferências do Governo Federal que estariam alavancando tais resultados?² Dado esse cenário inicial, parte-se para o segundo objetivo: uma análise econométrica da relação de causalidade entre receitas e despesas no Estado de Goiás. Em outras palavras, as finanças públicas goianas seguem uma política do tipo “arrecadar e gastar” ou “gastar e arrecadar”? Para isso, será utilizada a metodologia econométrica dos Modelos de Correção de Erros (VEC).

Os resultados apontam uma relativa força de tributação autônoma advinda da arrecadação total de ICMS, muito em razão do esforço fiscal refletido nos subgrupos Dívida ativa e Ação fiscal, acompanhado de um volume de transferências governamentais crescentes. Do ponto de vista econométrico, os resultados apontam um **sincronismo fiscal** entre receitas e despesas, amenizando a situação fiscal — bem pior — em que o Estado de Goiás se encontrava no passado recente.

Além desta **Introdução**, o artigo segue estruturado da seguinte forma: a seção 2 realiza a revisão da literatura sobre o tema. A 3 sintetiza a situação fiscal contemporânea dos estados brasileiros. A seção 4 expõe as evidências e os resultados extraeconômicos da arrecadação goiana. A 5 realiza a análise econométrica de causalidade entre receitas e despesas, bem como apresenta seus resultados. A última seção conclui a análise.

2 Revisão da literatura

O debate sobre a causalidade orçamentária intensificou-se nos anos 80 do século passado, a partir de contestações às conclusões até então predominantes, de que haveria correlação positiva entre arrecadação e gastos. A política defendida pelos norte-americanos para controle de gastos era, exatamente, o corte nas receitas, *starve the beast* (NISKANEN, 2006),

² Não é o propósito deste artigo entrar na discussão do papel dos incentivos fiscais nesse processo.

endossada por Friedman (2003) e Becker, Lazear e Murphy (2003), reafirmando que haveria um duplo efeito positivo do corte das receitas.

Niskansen (2006), porém, apresenta três argumentos contrários à teoria predominante — implausibilidade teórica, inconsistência com os fatos e o problema da disciplina fiscal —, e ganha força a percepção de que haveria uma relação inversa entre receitas e gastos. Assim, seria possível um comportamento fiscal do tipo *spend-tax*, ao invés de *tax-spend*, implicando que cortes e/ou aumentos nos impostos causariam aumentos e/ou reduções dos gastos.

No Brasil, vários movimentos de aumento de arrecadação tributária vieram acompanhados de aumentos dos gastos públicos, o que pode sugerir uma dinâmica perversa, na qual o fortalecimento da arrecadação provoca o descontrole dos gastos públicos. Dados do Governo Federal revelam que a arrecadação tributária cresceu 11 pontos percentuais em proporção ao crescimento do PIB, no período 1990-2008. Da mesma forma, e de acordo com Silva *et. al* (2010), o crescimento real da receita líquida passou de 5,3% em 2000 para 9,8% em 2007, enquanto o crescimento real das despesas foi de 6,3% em 2000 para 9,3% em 2007.

Sem dúvida, a perpetuação desse tipo de dinâmica é uma das razões principais para o entrave do crescimento econômico sustentado, o que também pode ser dito de outra forma: a compreensão mais clara da relação intertemporal entre receitas e gastos públicos é fundamental para a construção de projetos de correção dos desequilíbrios fiscais. Verificar se o mesmo pode se dar em níveis subnacionais é tarefa de igual importância, razão pela qual se propõe análise equivalente das contas públicas de um ente federativo, a do Estado de Goiás, cuja literatura econômica oferece muito poucas análises.

Um debate importante dá-se em torno da causalidade do processo: seria o fortalecimento da arrecadação o responsável pelo aumento dos gastos públicos ou a causalidade seria reversa ou, ainda, poderia haver sincronismo fiscal? Na tentativa de explicar o comportamento (causalidade) dos gastos públicos em função da receita governamental, surgem quatro possíveis conceitos que elucidam essa relação.

- a) **Arrecadar e gastar:** segundo esse princípio, as mudanças na receita levam a alterações nos gastos públicos. A relação causal dá-se a partir de uma elevação da arrecadação para um conseqüente aumento dos dispêndios. Isso implica dizer que, para o caso de redução dos impostos, haveria também a devida redução dos gastos do governo. Para essa situação, a sugestão apregoada por seus seguidores é a de deixar que a fera (governo) passe fome (ou, em inglês, *starve the beast*), provocando o corte de seus gastos.

- b) **Gastar e arrecadar:** hipótese defendida por Peacock & Wiseman (1961, p. 24-25), que apregoam que uma elevação temporária nos gastos públicos provocaria mudanças permanentes na receita, via elevação de taxas. Em outras palavras, os gastos governamentais ocorreriam antes que houvesse recursos para o seu pagamento. Endividado, o governo procuraria fixar suas metas fiscais, de modo a pagar sua dívida ou mantê-la, ao menos, sustentável.
- c) **Sincronismo fiscal:** tanto receitas quanto despesas são definidas simultaneamente, antes da sua ocorrência. Os eleitores comparariam os benefícios e custos marginais dos serviços públicos, quando da formulação das decisões de gastos e receitas públicas.
- d) **Separação institucional:** decisões sobre taxaço são tomadas independentemente de se saber onde os recursos serão alocados. Isso ocorre devido à falta de consenso entre os agentes tomadores de decisões (SILVA *et al.*, 2010, p. 267).

2.1 Fundamentação da metodologia econométrica

Analisando a literatura disponível que trata do assunto, encontram-se vários autores que utilizaram diferentes metodologias econométricas para diversos países. O Quadro 1 mostra que, a depender do país e do período analisado, as evidências podem apontar cada um dos conceitos já especificados. Destacam-se aqui os estudos referentes a unidades subnacionais, que é o objetivo deste artigo para o caso goiano. Firoozi, Mahdavi & Westerland (2009, p. 07) analisam a relação entre receitas e despesas para todos os 50 estados norte-americanos, via metodologia econométrica de dados em painel *bootstrap*, para o período 1963-97. A evidência estatística sugeriu que, enquanto os impostos formam um conjunto definido exogenamente, as despesas se ajustam a desvios da relação de equilíbrio, tanto de longo como de curto prazos, e às alterações nos impostos e de outras fontes de recursos (arrecadação). Dito de outra forma, as despesas parecem suportar o fardo de adaptação em resposta ao desequilíbrio orçamental. Uma implicação desse estudo é que o tamanho do governo em nível estadual-local não é determinado pela demanda de despesas, mas, sim, pela oferta de recursos, tais como impostos e subsídios.

Quadro 1

Causalidade orçamentária na literatura internacional

AUTOR	METODOLOGIA	LOCAL	PERÍODO	CONCLUSÃO
Von Furstenberg (1986)	Cointegração e vetores autorregressivos	Estados Unidos	1954-82	Gastar e arrecadar
Hakkio e Rush (1991)	Cointegração e vetores autorregressivos	Estados Unidos	1950-88	Gastar e arrecadar
Baghestani e McNown (1994)	Cointegração e vetores autorregressivos - correção de erros	Estados Unidos	1955-89	Separação institucional
Baffes, J; Shah, A (1994)	Cointegração e análise de dados em painel	Argentina	1913-84	Sincronismo fiscal
		México	1985-84	Sincronismo fiscal
		Brasil	1908-85	Arrecadar e gastar
Payne (1998)	Cointegração e vetores autorregressivos - correção de erros	24 estados - EUA	1942-92	Arrecadar e gastar
		08 estados - EUA		Gastar e arrecadar
		08 estados - EUA		Sincronismo fiscal
		05 estados - EUA		Sem evidências de relação
Darrat (1998)	Cointegração e análise de causalidade de Granger	Turquia	1967-94	Sincronismo fiscal
Cheng (1999)	Cointegração e análise de causalidade de Granger	Brasil	1962-91	Sincronismo fiscal
		Chile	1954-94	
		Panamá	1949-93	
		Peru	1953-94	Arrecadar e gastar
		Colômbia	1950-93	
		República Dominicana	1951-91	
		Honduras	1950-95	
		Paraguai	1958-93	
Chang (2002)	Cointegração e vetores autorregressivos	Japão	1951-96	Arrecadar e gastar
		Coreia do Sul		
		Taiwan		
		Reino Unido		
		Estados Unidos	1951-96	Gastar e arrecadar
		Austrália		
		África do Sul	1951-96	Sincronismo fiscal
		Canadá	1951-96	Sincronismo fiscal
		Nova Zelândia	1951-96	Sem evidências de relação
Tailândia				

(continua)

Quadro 1

Causalidade orçamentária na literatura internacional

AUTOR	METODOLOGIA	LOCAL	PERÍODO	CONCLUSÃO
Romer e Romer (2007)	Modelo de regressão univariado	Estados Unidos	1947-2006	Sem evidências de relação
Chang e Chiang (2009)	Utilização de dados de painel	15 países da OCDE	1992-2006	Sincronismo fiscal
Afonso, R. & Rault, C. (2009)	Utilização de dados de painel <i>bootstrap</i>	Países membros da União Europeia	1960-2006 e subperíodos	Predominância no arrecadar e gastar
Firoozi, F.; Mahdavi, S. & Westerlund, J. (2009)	Utilização de dados de painel <i>bootstrap</i>	50 estados norte-americanos	1963-97	Predominância no arrecadar e gastar
Chowdhury (2011)	Utilização de dados de painel	50 estados norte-americanos	1970-2009	40% dos estados sem qualquer relação

O trabalho de Afonso e Rault (2009, p. 10) também utilizou a metodologia econométrica de dados em painel *bootstrap*, para analisar a causalidade das receitas e despesas dos países integrantes da União Europeia, com ingresso anterior ao ano de 1998, e dos novos países integrantes do Bloco. Por isso, a análise foi realizada para o período completo, de 1960 a 2006, e para os subperíodos 1960-85, 1986-2006 e 1998-2006. A maioria dos resultados foi para a causalidade “arrecadar e gastar”³, e destacaram-se os resultados “gastar e arrecadar” para Áustria, Itália, França, Espanha, Grécia e Suécia para o período completo; Grécia, Itália e Portugal, para o subperíodo 1960-85; França e Irlanda (subperíodo 1986-2006); Eslováquia, Áustria, Itália, França, Espanha, Grécia e Irlanda para o período completo, com a inclusão dos novos membros na União Europeia, a partir de 1998.

Chowdhury (2011, p. 4) avalia que a crise fiscal recente da maioria dos estados norte-americanos é fruto de uma grave crise macroeconômica associada à inabilidade dos estados de responderem aos choques provocados nessas circunstâncias, sobretudo os relacionados ao aumento de demanda por serviços públicos combinados com a queda de arrecadação imediata que a crise provoca. Utilizando-se da metodologia econométrica de análise de dados em painel e considerando os dados anuais para o período compreendido entre 1970 e 2009, Chowdhury (2011, p. 1) trata do que nomeou “prioridade temporal entre gastos e receitas governamentais” no nível dos 50 estados norte-americanos. Suas conclusões são bastante reveladoras,

³ Destacam-se Alemanha (período completo); Bélgica, Alemanha, Espanha, Suécia, Luxemburgo e Reino Unido (subperíodo 1960-85); Áustria, Finlândia e Portugal (1986-2006) e República Tcheca, Estônia, Lituânia, Polônia, Eslováquia, Alemanha e Luxemburgo (período completo, com a inclusão dos novos membros na União Europeia).

dado o estágio atual do debate acadêmico e das próprias políticas públicas realizadas, uma vez que, da totalidade dos estados, 40% (20 estados) demonstraram ausência de qualquer relação temporal entre receitas e despesas. A hipótese para a causalidade “arrecadar e gastar” foi encontrada para apenas 18% dos estados norte-americanos, e a hipótese “gastar e arrecadar” prevaleceu em 16% deles. A causalidade conjunta, sincronismo fiscal, foi observada em 26% (13 estados).

O Quadro 2 reporta estudos referentes ao caso brasileiro, sem levar em conta as unidades subnacionais, uma vez que não foram localizados estudos dessa natureza no Brasil. A causalidade predominante foi a de “gastar e arrecadar”, cujas políticas tributárias são fixadas após a ocorrência dos gastos. Convém destacar aqui o trabalho de Issler e Lima (2000, p. 145), que aponta a senhoriagem endógena e a subindexação da dívida como formas que o Governo utilizou para manter a dívida brasileira sustentável. As obras de Baffes e Shah (1994, p. 324), Batolla (2004, *apud* Silva *et al.*, 2010, p. 269) e, mais recentemente, a Tese de Doutorado de Araújo (2014) apontaram o conceito “arrecadar e gastar” como o praticado no Brasil, sendo que este último, somente para o curto prazo. No longo prazo, concluiu que a causalidade é bidirecional.

Quadro 2

Causalidade orçamentária na literatura brasileira

AUTOR	METODOLOGIA	PERÍODO	CONCLUSÃO
Baffes e Shah (1994)	Decomposição da variância	1908-85	Arrecadar e gastar
Issler e Lima (2000)	Segue “Hamilton & Flavin (1986)” e Bohn (1991)	1947-92	Gastar e arrecadar
Matos e Rocha (2001)	Cointegração	1965-93	Gastar e arrecadar
Gamboa e Silva (2004)	Metodologia econométrica multivariada	1986-2003	Gastar e arrecadar
Batolla (2004)	Não menciona	1992-2003	Arrecadar e gastar
Silva <i>et al.</i> (2010)	Cointegração + MCE	1999-2008	Gastar e arrecadar
Araújo, J. M. (2014)	Cointegração + MCE + MCE-TAR + MCE-MTAR	1997-2013	Arrecadar e gastar (CP); bidirecional (LP)

Silva *et al.* (2010) realizaram análise empírica baseada na metodologia econométrica de cointegração, cujo objetivo foi evidenciar uma relação de equilíbrio entre variáveis econômicas ao longo do tempo. A avaliação da dinâmica do orçamento fiscal foi realizada por intermédio da abordagem de cointegração, como descrito em Johansen (1988). A conclusão a que chegaram é que o orçamento fiscal brasileiro, entre o primeiro trimestre de 1999

e o terceiro de 2008, seguiu uma causalidade do tipo “gastar e arrecadar”. A análise foi realizada, evitando os efeitos da crise econômica mundial na economia brasileira.

No presente estudo, foi aplicado o mesmo método de Silva *et al.* (2010), para verificar qual das quatro possibilidades⁴ de causalidade ocorreu no regime fiscal do Estado de Goiás, para o período jan./02-dez./11.

3 Situação fiscal contemporânea dos estados brasileiros: algumas visões

A partir de 1995, o Governo Federal adotou um conjunto de medidas para equacionar o desequilíbrio fiscal dos governos subnacionais, dentre elas a renegociação de dívidas, a reestruturação do sistema de bancos estaduais e o estabelecimento de metas para o desempenho fiscal dos estados (RIGOLON; GIAMBIAGI, 1999).

Antes mesmo de 1995, porém, o Governo Federal já havia tomado algumas medidas, visando ao reequilíbrio fiscal das unidades subnacionais: a Lei 8.727/93, por exemplo, renegociou a dívida dos estados com as instituições financeiras federais com prazo de amortização de 20 anos. A expansão da dívida dos estados foi limitada pela Resolução 2008/93, do Conselho Monetário Nacional (CMN), proibindo a participação de bancos privados na dívida estadual, e outras resoluções do CMN foram lançadas, com vistas a impedir a expansão da dívida bancária por meio das operações de antecipação da receita orçamentária (ARO) ou por empréstimos de médio e longo prazos. Ações como o avanço das privatizações ajudaram a eliminar fontes potenciais de déficit no âmbito estadual, bem como a edição da Emenda Constitucional n.º 3, que proibiu a emissão de dívida nova estadual até dezembro de 1999.⁵ Não obstante esse conjunto de medidas, o crescimento explosivo das dívidas estaduais permaneceu, particularmente, com o crescimento da dívida mobiliária e com a ainda manutenção de bancos estaduais.

Em fins de 1995, foi aprovado pelo CMN o Programa de Saneamento Financeiro e de Ajuste Fiscal. Em dezembro de 1996, a Medida Provisória n.º 1.560 criou o Programa de Reestruturação do Ajuste Fiscal dos Estados, efetivamente implantado nos anos de 1997 e 1998. A renegociação consistiu na assunção, pela União, de R\$ 101,9 bilhões de dívidas estaduais. Esse

⁴ Como visto na seção 2, as possibilidades são: “arrecadar/gastar”, “gastar/arrecadar”, sincronismo fiscal e separação institucional.

⁵ Com exceção de dívidas para pagamento de precatórios.

período pode ser considerado como o de esforço de introdução de um novo paradigma para as finanças públicas estaduais.

3.1 Lei da Responsabilidade Fiscal: mais um impulso na direção do ajuste

Em 1995, a Lei Complementar (LC) n.º 82/1995, conhecida como Lei Camata (LC), foi um dos embriões do que viria, no ano de 2000, a se constituir na Lei de Responsabilidade Fiscal (LRF), disciplinando gastos com pessoal e estabelecendo limites de gastos com pessoal sobre a Receita Corrente Líquida. Em 1999, a Lei Camata foi revogada pela Lei Complementar n.º 96, sendo novos limites estabelecidos para as despesas totais com pessoal. O limite de 60% para estados, Distrito Federal e municípios foi mantido; contudo, para a União, o limite foi reduzido para 50% da receita corrente líquida. Penalidades foram instituídas para os entes que ultrapassassem esses limites, ficando, por exemplo, vedadas novas contratações, criação de cargos, aumento de remuneração e concessão de vantagens.

Após esse conjunto de medidas, durante os anos 2000, alguns estudos de abrangência nacional apontaram um ajuste fiscal da maioria dos estados brasileiros. Rocha e Rocha (2008, p. 193) analisaram a persistência da consolidação fiscal desses estados no período 1986-2001. Utilizando-se da metodologia dos modelos de duração, os autores concluíram que a probabilidade de que uma consolidação fiscal se mantenha cai rapidamente, após o primeiro ano, e drasticamente, após o segundo ano. Esse é um indicativo de que os estados não podem facilitar com o ajuste fiscal.

Vieira (2009, p. 14-15) analisou o ajuste fiscal desde a implantação do Plano Real e, a despeito do grande esforço empreendido pelos estados, chama atenção para a necessidade de revisão do ajuste, de modo a se permitir a redução do nível de endividamento, para que se recupere a capacidade de sustentação dos gastos. De acordo com o autor, na totalidade dos estados, a receita de ICMS não teria acompanhado o crescimento da Receita Líquida Disponível. A principal fonte de arrecadação estadual apresentou crescimento inferior ao crescimento do PIB, fato que reduz a autonomia dos estados e compromete o equilíbrio fiscal sustentado.

Dos 12 estados analisados por Santos (2010, p. 2-3), concluiu-se que a melhoria da situação fiscal está relacionada, principalmente, ao aumento da arrecadação no segundo período da análise (2005-10), acompanhado de um crescimento não proporcional do serviço da dívida e do baixo nível de investimentos, sendo esses os principais componentes do ajuste fiscal verificado. Contudo a maioria enquadrou-se nessa situação muito mais pelo

crescimento das receitas do que pela redução das despesas. Piancastelli & Boueri (2008, p. 40) chegam a resultados semelhantes. Com tratamento econométrico de dados em painel, a conclusão é que transferências constitucionais, despesas de pessoal e investimentos são os principais determinantes dos resultados primários nos estados.

Relativamente aos resultados específicos nas unidades subnacionais, Guimarães (2003, p. 122), para o caso de Minas Gerais, traz resultados menos satisfatórios para o curto período de análise pós ajustamento: 1998-2002. Suas conclusões são que os acordos da dívida e a própria LRF foram incapazes de reverter a situação fiscal precária do Estado, muito em razão do elevado estoque da dívida, dos índices de correção dos juros — 7,5% a.a. mais Índice Geral de Preços-Disponibilidade Interna (IGP-DI) — e da crise econômica dos últimos anos do período analisado. De acordo com seus estudos, a dívida fundada de Minas Gerais havia finalizado o ano de 2002 com 50% de aumento em relação a 1998.

Embora a análise anterior se limite ao período 1998-2002, as conclusões a que chegaram Riani e Albuquerque (2010, p. 12-13), em outro estudo, são convergentes. Para esses autores, os elevados encargos da dívida renegociada perpetuaram-se, e, até dezembro de 2009, a correção da dívida estadual com a União elevou-se em 234,4%, mais que qualquer outro índice de preços no período. Na opinião dos autores, mesmo com as condições econômicas favoráveis, com conseqüente crescimento das receitas tributárias nos últimos anos, o problema da dívida pública mineira está longe de ser resolvido.

Diferente é o resultado apresentado por Lopreato (2008, p. 192) sobre os Estados de São Paulo, Rio de Janeiro e Rio Grande do Sul. De acordo com o trabalho, o programa de ajuste logrou êxito para essas unidades subnacionais, mudando a dinâmica das finanças estaduais e constituindo-se em ponto de inflexão da lógica da gestão fiscal. A mudança deu-se mais rapidamente, no Rio de Janeiro, em razão do melhor desempenho do PIB e da criação do Regime Próprio de Previdência dos Servidores Públicos (RPPSP), o que o fez apresentar, já em 2004, a necessidade de financiamento líquida positiva, ou seja, seu superávit primário foi capaz de arcar com as despesas financeiras com juros. A pior situação ficou por conta do Rio Grande do Sul, que, além de não alcançar, em ano algum (2004-07), a necessidade de financiamento bruta positiva, foi capaz de não registrar “deficiência financeira” somente no ano de 2007, principalmente pelo alto valor arrecadado com alienação de bens, algo que é insustentável para as finanças públicas estaduais no médio prazo.

4 Finanças estaduais: resultados extraeconômicos da arrecadação do Estado de Goiás

De acordo com Estevam (2004, p. 147), o desenvolvimento da economia no Estado é recente e pode ser dividido em dois grandes momentos. Em primeiro lugar, a partir das décadas de 40 e 50 do século passado, é intensificado, muito em razão das transformações de estruturas produtivas ocorridas no período e ampliadas com o progresso advindo com o Plano de Metas (1956-61). Em um segundo momento, após os anos 70, com o enfraquecimento das políticas de desenvolvimento regionais implantadas e coordenadas em âmbito do Governo Federal (ARRIEL, 2010, p. 14), Goiás implantou dois programas de incentivos e benefícios fiscais: Fomentar (1984) e Produzir (2000). No primeiro período, a nova dinâmica da industrialização da agricultura veio ampliar o papel dos empreendimentos agroindustriais, criando os chamados “complexos industriais”.

Entre as décadas de 60 e 80, o Estado de Goiás apresentou um processo dinâmico de desenvolvimento, tornando-se grande exportador de produção agropecuária e destacando-se pelo rápido processo de industrialização. No decorrer da década de 90 e na primeira década dos anos 2000, a estrutura produtiva goiana continuou a apresentar sinais de consolidação das modificações iniciadas no ciclo anterior, sendo que houve, a partir daí, uma mudança do perfil industrial e de sua desconcentração espacial. Essa reestruturação produtiva se refletiu qualitativamente e quantitativamente na atividade econômica de Goiás, conforme demonstrado na Tabela 1, com um incremento considerável do PIB goiano em termos de participação no PIB nacional, passando de 1,93% em 1995 para 2,72% em 2011.

Tabela 1

Taxas de crescimento e participação percentual do PIB em Goiás e no Brasil — 1995/12

ANO	GOIÁS			BRASIL	GOIÁS/ BRASIL
	Valores Correntes (R\$ milhões)	Taxa de Crescimento (%)	Valores Constantes (R\$ milhões)	Valores Constantes (R\$ milhões)	Participação % Valores Constantes
1995	14.461	-	59.696	2.851.448	2,09
1996	17.723	2,64	61.272	2.912.754	2,10
1997	19.825	4,83	64.231	3.011.205	2,13
1998	21.120	1,19	64.996	3.012.410	2,16
1999	22.191	1,75	66.133	3.019.941	2,19
2000	26.249	5,01	69.446	3.110.237	2,23
2001	29.914	3,34	71.766	3.084.422	2,33
2002	37.416	5,32	75.584	3.098.302	2,44
2003	42.836	4,24	78.788	3.133.932	2,51
2004	48.021	5,22	82.901	3.312.880	2,50
2005	50.534	4,18	86.366	3.417.567	2,53
2006	57.057	3,10	89.044	3.552.902	2,51
2007	65.210	5,47	93.915	3.769.274	2,49
2008	75.275	7,99	101.418	3.964.146	2,56
2009	85.615	0,93	102.362	3.951.064	2,59
2010	97.576	8,80	111.369	4.248.579	2,62
2011	111.269	6,70	118.831	4.364.565	2,72
2012(1)	122.396	3,00	122.396	4.402.537	2,78
Δ%	-	-	105,03	54,40	32,80

FONTE: INSTITUTO MAURO BORGES DE ESTATÍSTICAS E ESTUDOS SOCIOECONÔMICOS (2011).
INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA (2012).

NOTA: A Superintendência de Estatística, Pesquisa e Informação (Sepin), da SEGPLAN, foi incorporada pelo Instituto Mauro Borges (IMB) de Estatísticas e Estudos Socioeconômicos, em junho de 2012.

(1) Dados estimados pela Gerência Econômica da Sefaz-GO.

No que diz respeito aos dados fiscais frente ao desempenho econômico, o Estado demonstrou evolução bastante positiva, refletindo crescimento das receitas primárias em 76,6% no período 2002-11, resultado este superior ao expressivo resultado da atividade econômica (56,06%). A Tabela 2 resume o desempenho fiscal do Estado de Goiás para o período 2002-11.

Alguns dados merecem esclarecimentos: o ano de 2004 apresenta crescimento das despesas da ordem de 20,69%, em razão, principalmente, do crescimento da despesa com pessoal, pois vários planos de cargos e salários foram concedidos, sustentados pelo forte crescimento da receita no ano anterior. Por outro lado, em 2011, forte ajuste fiscal foi introduzido, com cortes em despesas correntes e de capitais e introdução de programas de recuperação fiscal.

Tabela 2

Receitas, despesas e resultado primário do Estado de Goiás — 2002-11

DISCRIMINAÇÃO	2002	2003	2004	2005	2006	2007
Receita (R\$ milhões)	4.843	5.705	5.967	6.447	6.754	7.214
Crescimento da receita (%)	-	17,78	4,60	8,05	4,76	6,83
Despesa (R\$ milhões)	4.311	4.715	5.690	5.888	6.073	6.465
Crescimento das despesas (%) ..	-	9,37	20,69	3,48	3,15	6,45
Resultado primário (R\$ milhões)	532,44	989,98	276,71	558,97	680,38	749,62
Crescimento do resultado primário (%)	-	85,9	-72,0	102,0	21,7	10,2
DISCRIMINAÇÃO	2008	2009	2010	2011	Δ% 2011-02	
Receita (R\$ milhões)	7.934	8.307	8.632	8.555		76,6
Crescimento da receita (%)	9,97	4,70	3,92	-0,89		-
Despesa (R\$ milhões)	6.884	7.741	8.493	7.317		69,7
Crescimento das despesas (%) ..	6,48	12,45	9,72	-13,84		-
Resultado primário (R\$ milhões)	1.050,15	565,85	139,50	1.238,24		132,56
Crescimento do resultado primário (%)	40,1	-46,1	-75,3	787,6		-

FONTE: CGE — Relatórios da Lei de Responsabilidade Fiscal (2002/2011).

NOTA: Dados deflacionados para o ano de 2002.

Para análise dos resultados extraeconômicos, a arrecadação foi tomada em seus subgrupos. No primeiro nível de desagregação, a Arrecadação total corresponde ao somatório dos seguintes subgrupos:

- Arrecadação total do Imposto sobre Circulação de Mercadorias e Serviços (ICMS);
- Arrecadação total do Imposto sobre Propriedade de Veículos Automotores (IPVA);
- Arrecadação total do Imposto sobre Transmissão Causa *Mortis* e Doações (ITCD);
- Arrecadação total de Outros tributos (OUTROSTRIBUTOS);
- Arrecadação total de Transferências intergovernamentais (TRANSFGOV); e
- Arrecadação total de Outras receitas (OUTRASREC).

O ICMS total é composto pelo somatório de ICMS espontâneo, ICMS ação fiscal e ICMS dívida ativa. Por sua vez, o ICMS espontâneo, além de ser o grande componente do ICMS total, é o que, teoricamente, deve responder diretamente às variações da atividade econômica. Ele pode ser medido em termos primários, com aproximações, que, nesse caso, é o valor original do ICMS espontâneo subtraído dos “créditos a subtrair”.

A fonte de dados do PIB estadual é a oferecida pela Superintendência de Pesquisa e Informação, atualmente incorporada ao Instituto Mauro Bor-

ges (IMB) de Estatísticas e Estudos Socioeconômicos da Secretaria de Gestão e Planejamento do Estado de Goiás. As fontes de dados para as receitas, despesas e resultados fiscais do Estado de Goiás são os relatórios resumidos de execução orçamentária e Relatórios de Gestão Fiscal da Controladoria-Geral do Estado, o Sistema de Arrecadação das Receitas Estaduais (SARE) e o Sistema Informatizado de Administração Orçamentária e Financeira (Siafi) para as despesas⁶. As séries foram deflacionadas pelo Índice Geral de Preços-Disponibilidade Interna (IGP-DI), sendo que a média mensal do referido ano compôs o valor médio em cada série. Para a análise dos resultados primários, o ICMS total foi deflacionado para o ano de 2003, por impossibilidades técnicas de extração dos dados segmentados de 2002 a partir do SARE.

A Tabela 3 traz a participação dos grupos de receitas na arrecadação total estadual no período 2002-11. Os anos de 2002 e 2011 foram aqueles com fortes programas de recuperação de créditos⁷. Os subgrupos IPVA, ITCD e Outros tributos participaram com 3,64% da Receita Bruta total no ano de 2002; em 2011, essa participação foi de 6,41%. O incremento maior de participação deu-se no subgrupo Outros tributos, pois, a partir de 2008, houve a unificação das contas de tributos de vários órgãos da administração estadual junto à Sefaz⁸. O ITCD tem participação individual muito pequena sobre a arrecadação total, porém sua participação triplicou no período, podendo ser tal crescimento atribuído à gestão mais eficiente do mesmo. O IPVA oscilou entre 3,29% (2002) e 4,34% (2011) de participação, crescimento de 35,6% no período 2003-11⁹. O valor venal da frota oscilou entre R\$ 4,995 bilhões (2003) e R\$ 6,178 bilhões (2011), em valores deflacionados pelo IGP-DI¹⁰, crescimento de 23,7%, o que sugere ter havido melhorias na arrecadação desse tributo.

O subgrupo Outras receitas registrou quedas sucessivas de participação após o ano de 2005 (13,24%), sendo que, em 2011, ocorreu o valor

⁶ Para o período 2003-11. Para o ano de 2002 os dados da despesa foram extraídos do antigo sistema da Agência Goiana de Administração e Negócios Públicos (AGANP).

⁷ Razão do descompasso participativo do ICMS no total arrecadado, tendo em vista que tais arrecadações são capturadas em OUTRASREC.

⁸ Até fevereiro de 2008, essa receita era composta por apenas oito tipos de taxas que provinham de apenas um órgão, a Sefaz. Em agosto do mesmo ano, a migração atingiu 13 órgãos e 23 taxas, agora sob a administração do Tesouro Estadual, de acordo com a Gerência de Arrecadação e Fiscalização (Geaf).

⁹ Os dados da frota só podem ser retirados do Business Objects (BO) a partir do ano de 2003.

¹⁰ Em valores de 2011, a frota foi avaliada em R\$ 10,4 bilhões.

mais baixo da série, quando analisado pela ótica da exclusão do mês de dezembro, 5,60%¹¹. A redução acumulada do período 2003-11 foi de 38,2%.

Quanto aos dois grupos de maior participação, ICMS total e Transferências governamentais, percebe-se que variaram na mesma intensidade. Isso quer dizer que houve equilíbrio participativo entre a arrecadação do principal tributo estadual e as transferências do Governo Federal. Por outro lado, caso se considere que a capacidade de arrecadação autônoma do Estado pode ser medida pelo total arrecadado subtraído das Transferências intergovernamentais, houve uma ligeira queda dessa capacidade entre 2002 e 2011: de 79,8% para 76,5%.

A análise, até aqui, favorece a opinião de que o pequeno *trade-off* de participação em favor das transferências governamentais não significa que esse subgrupo tenha exercido forte influência no ajuste fiscal goiano, como ocorrido com outros entes federativos, de acordo com as conclusões de Piancastelli e Boueri (2008, p. 41). Melhores conclusões são alcançadas, quando combinadas essas com o crescimento dos subgrupos no período com o crescimento total das receitas (76,6%), conforme demonstrado na Tabela 3.

Tabela 3

Receita bruta total e participação percentual, por grupos, do Estado de Goiás — 2002-11

DISCRIMINAÇÃO	ICMS	IPVA	ITCD	OUTRASREC	OUTROSTRIB	TRANSFGOV
2002	55,37	3,29	0,23	20,79	0,12	20,20
2003	66,93	3,20	0,31	9,06	0,06	20,44
2004	65,11	3,34	0,38	10,29	0,06	20,81
2005	61,16	3,47	0,35	13,24	0,06	21,71
2006	64,45	3,80	0,41	9,71	0,06	21,57
2007	63,19	3,55	0,44	9,25	0,06	23,50
2008	63,14	3,42	0,54	7,21	0,72	24,97
2009	63,74	4,10	0,58	5,53	1,41	24,65
2010	63,84	4,12	0,54	6,98	1,36	23,16
2011	57,54	3,67	0,59	16,70	1,18	20,31
2011 (1)	64,50	4,34	0,69	5,60	1,39	23,48
Δ%	16,49	31,97	200,23	-73,05	1.068,50	16,22

FONTE: GOIÁS (2012a, 2012b).

(1) Excluído o mês de dezembro; arrecadação autônoma: somatórios das arrecadações, excluídas as transferências governamentais.

¹¹ R\$ 2,476 milhões, advindos, principalmente, da negociação da Centrais Elétricas de Goiás (Celg) e da venda das contas da Administração Pública Direta e Indireta à Caixa Econômica Federal, exceto o Poder Judiciário.

Ao se observar o crescimento da arrecadação entre os dois subgrupos de maior contribuição, demonstrado na Tabela 4, nota-se que o ICMS total cresceu 90% no período (crescimento médio anual de 7,4%), enquanto as Transferências governamentais, 83,9%, com crescimento médio anual de 7,0% no período.

Embora seja significativo saber que a arrecadação total do principal tributo estadual cresceu acima das Transferências governamentais, esse resultado não atende ao primeiro objetivo do artigo, uma vez que é aproximação do resultado operacional e não do primário¹².

Tabela 4

Participação e crescimento dos componentes dos subgrupos ICMS total e transferências intergovernamentais do Estado de Goiás — 2002-11

DISCRI- MINAÇÃO	ICMS TOTAL		TRANSFGOV		(A)+(B)
	Valor (R\$) (A)	%	Valor (R\$) (B)	%	
2002	3.020.446.812,71	73,27	1.102.093.475,29	26,73	4.122.540.288,00
2003	3.435.144.032,72	76,60	1.049.181.108,69	23,40	4.484.325.141,41
2004	3.294.783.903,41	75,78	1.053.179.719,43	24,22	4.347.963.622,84
2005	3.449.728.193,28	73,80	1.224.835.717,60	26,20	4.674.563.910,88
2006	3.755.714.635,02	74,92	1.257.023.094,86	25,08	5.012.737.729,88
2007	3.981.572.111,05	72,89	1.480.512.777,60	27,11	5.462.084.888,65
2008	4.379.128.534,51	71,66	1.731.759.600,82	28,34	6.110.888.135,33
2009	4.627.251.244,08	72,11	1.789.339.605,50	27,89	6.416.590.849,58
2010	4.987.464.828,78	73,38	1.809.481.022,07	26,62	6.796.945.850,85
2011	5.741.435.107,30	73,91	2.026.926.737,05	26,09	7.768.361.844,35
Cresci- mento %	90,09	-	83,92	-	88,44

FONTE: GOIÁS (2012a, 2012b).

NOTA: De 2003 a 2011, B.O.; para o ano de 2002, diretamente do SARE.

A participação dos subgrupos de arrecadação de ICMS no conceito primário é demonstrada na Tabela 5. A taxa de crescimento do ICMS total foi de 67,43% no período (oito anos), média anual de 6,65% de crescimento. Embora não demonstrado na Tabela 5, a taxa de crescimento do total das receitas primárias foi de 76,6% para nove anos (2002-11), 6,52% de crescimento médio anual. Se comparados oito anos a essa taxa, a receita primária teria crescido 65,75%, um pouco abaixo do crescimento da arrecadação de ICMS. Portanto, pode-se inferir que o ICMS total contribuiu, mais

¹² O resultado primário difere do operacional, pelo fato de não serem computadas, no primeiro, as receitas e despesas financeiras, como, por exemplo, receitas de multa e juros e remunerações de ativos financeiros, bem como juros e amortizações de dívidas.

que proporcionalmente, para o resultado obtido pelas receitas primárias totais.

Tabela 5

Participação e crescimento do subgrupo ICMS total no conceito primário — 2003-11

DISCRIMINAÇÃO	AÇÃO FISCAL		DÍVIDA ATIVA		ESPONTÂNEO		ICMS TOTAL (R\$)
	Valor (R\$)	%	Valor (R\$)	%	Valor (R\$)	%	
2003	27.290.972,28	1,01	19.129.435,68	0,71	2.655.298.094,09	98,28	2.701.718.502,05
2004	30.291.607,61	1,17	35.661.352,71	1,38	2.516.210.350,37	97,45	2.582.163.310,70
2005	44.621.639,29	1,65	26.160.947,03	0,96	2.641.636.485,69	97,39	2.712.419.072,01
2006	52.291.787,83	1,78	69.796.748,49	2,38	2.813.593.610,35	95,84	2.935.682.146,67
2007	12.562.851,92	0,40	29.191.694,38	0,92	3.118.416.356,78	98,68	3.160.170.903,08
2008	14.720.361,36	0,43	36.668.174,45	1,06	3.410.946.327,09	98,52	3.462.334.862,90
2009	18.459.746,92	0,51	52.536.422,33	1,44	3.577.185.029,32	98,05	3.648.181.198,56
2010	90.175.831,46	2,31	66.400.248,87	1,70	3.747.530.107,38	95,99	3.904.106.187,71
2011	62.121.172,67	1,37	268.800.204,06	5,94	4.192.691.880,61	92,68	4.523.613.257,35
Crescimento %	127,63		1.305,17		57,90		67,43

FONTE: GOIÁS (2012a, 2012b).

NOTA: Os dados referem-se à aproximação dos valores declarados nos relatórios da Lei de Responsabilidade Fiscal/CGE, a preços de 2003.

Relativamente ao ICMS espontâneo, o crescimento de 57,9% equivale a uma taxa média anual de 5,88%. O que se observa é que os subgrupos Ação fiscal e Dívida ativa, devido a desempenhos muito superiores, é que puxaram para cima o resultado do ICMS total aos níveis de 67,43% de crescimento, no período. A captação de recursos extras na fonte Dívida ativa começou a se intensificar a partir de 2009 e conseguiu, em 2011, contribuir com mais de R\$ 268 milhões no ICMS, enquanto o subgrupo Ação fiscal contribuiu com R\$ 62 milhões, o que, conjuntamente, equivale a quase um mês de ICMS espontâneo médio de 2011.

Fato importante, reforçado pelos dados das Tabelas 4 e 5, é registrar que a taxa de crescimento médio anual das Transferências intergovernamentais (7%)¹³ superou, em boa medida, a equivalente do ICMS espontâneo primário (5,88%)¹⁴, o que permite concluir que as Transferências intergovernamentais contribuíram, relativamente, mais para o alcance do resultado primário.

Isso significa que o desempenho das receitas primárias totais, acima da atividade econômica no período 2002-11, pode ser atribuído à manutenção da arrecadação total do principal tributo estadual (ICMS) em níveis ra-

¹³ Resultante do cálculo de $[(1,8392)^{(1/9)]}$, percentualmente (Tabela 4).

¹⁴ Resultante do cálculo de $[(1,579)^{(1/8)]}$, percentualmente (Tabela 5).

zoavelmente acima da arrecadação espontânea de ICMS. Contudo tal resultado se deve, prioritariamente, à combinação de um grande esforço de arrecadação, cujo efeito se manifestou nos subgrupos Dívida ativa e Ação fiscal nos últimos anos da série, combinados com um volume crescente de recursos das transferências governamentais ao longo de todo o período. Adicionalmente, a existência do ciclo econômico positivo possibilitou a arrecadação espontânea de ICMS em níveis elevados, ainda que seu desempenho tenha sido um pouco inferior às transferências e aos subgrupos Dívida ativa e Ação fiscal. São essas as conclusões para o primeiro objetivo do artigo.

Dar-se-á, agora, um passo além, analisando como opera a causalidade entre a arrecadação estadual e os gastos governamentais goianos.

5 Análise econométrica

Em busca da compreensão de que o nível de despesas ameaça o ajuste fiscal do Estado de Goiás, a análise desse ponto confrontou três bases de dados: arrecadação total, despesa total e atividade econômica, conforme descritas a seguir:

- Arrecadação total (ARRTOTAL): compreende o somatório de todos os subgrupos de receitas estaduais, deflacionada para o mês de início da série, janeiro de 2002, transformada em número índice de base 100 pela média dos valores constantes desse ano e dessazonalizada pelo método Census X-12;
- Despesa total (DESPTOTAL): compreende o somatório de todos os subgrupos de despesas, igualmente deflacionada para o mês de início da série, janeiro de 2002, transformada em número índice de base 100 pela média dos valores constantes desse ano e dessazonalizada pelo método Census X-12; e
- Pesquisa Industrial Mensal de Produção Física (PIM-PF): *proxy* da atividade econômica, em índice dessazonalizado de base 100 para o ano de 2002. A decisão de se utilizar a PIM-PF foi em razão de a série do PIB regional estar disponível apenas em dados anuais para o período 2002-09 (oito observações).

Foram consideradas 119 observações mensais, excluindo o mês de dezembro de 2011, pois, como a análise econométrica está sustentada na frequência mensal, os dados desse mês, com a arrecadação extraordinária da negociação da Celg Distribuição S.A. e da negociação das contas da administração pública com instituições bancárias, distorcem e comprometem os resultados. As estatísticas descritivas para as variáveis estão apresentadas na Tabela 6. O ano de 2003 concentrou os níveis máximo e míni-

mo da despesa, além do mínimo da arrecadação, cujo máximo ficou localizado em abril de 2011. A despesa total sofreu maior volatilidade que as outras variáveis (desvio-padrão = 30,51).

Tabela 6

Estatística descritiva a partir da base de dados do Estado de Goiás — jan./02-nov./11

ESTATÍSTICA DESCRITIVA	ARRTOTAL	DESPTOTAL	PIM-PF
Média	127,99	111,52	126,21
Mediana	126,37	108,59	122,01
Máximo	180,12	212,50	181,61
Mínimo	79,91	53,52	93,86
Desvio-padrão	26,86	30,51	20,60
Observações	119	119	119

FONTE: GOIÁS (2012a, 2012b).

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA (2012).

NOTA: A base de dados é o ano de 2002 = 100.

Pelo fato da percepção de que, na totalidade do período, as séries demonstrarem movimentos conjuntos, sugerindo uma possível relação de longo prazo entre elas, a metodologia econométrica adequada passa pela análise de cointegração, bem como o subjacente método de correção de erros (VECM).

A análise inicial é via estimação dos testes de raiz unitária ADF e KPSS¹⁵ para todas as séries consideradas neste trabalho. A opção pelo teste KPSS, além do tradicional ADF, está no fato discutido por Kwiatkowski *et al.* (1992, p. 159-160). Os autores argumentam que testar raiz unitária como hipótese nula pode não ser aconselhável, pois a mesma é sempre aceita, ao menos que haja uma evidência contrária muito forte. Contudo a maioria das séries econômicas pode não ter informação suficiente capaz de decidir se a mesma possui, ou não, uma raiz unitária. Em outras palavras, testes ADF e outros têm um baixo poder.

Os resultados de ambos os testes, apresentados na Tabela 7, sugere que as três séries são não estacionárias. Isso implica que estimações estatísticas mais comuns não serão fidedignas. No entanto, essas variáveis podem possuir alguma relação de longo prazo que as une, isto é, existe a possibilidade de se detectar um vetor comum entre as três variáveis e de esse vetor ser estacionário.

¹⁵ Consultar Dickey & Fuller (1979) e Kwiatkowski *et al.* (1992). Ao contrário do primeiro, este último impõe estacionaridade na hipótese nula.

Tabela 7

Testes de Raiz Unitária a partir da base de dados do Estado de Goiás — jan./02-nov./11

a) ADF

SÉRIES	ESTATÍSTICA DE TESTE	LAG	VALORES CRÍTICOS		REJEITA H_0 RAIZ UNITÁRIA	
			1%	5%	1%	5%
			DESPSA	-1,935557	4	-3,487550
ARRSA	-0,939413	2	-3,487550	-2,886509	não	não
PIM-PF	-0,237967	1	-3,487550	-2,886509	não	não

b) KPSS

SÉRIES	ESTATÍSTICA DE TESTE	LAG	VALORES CRÍTICOS		REJEITA H_0 ESTACIONARIDADE	
			1%	5%	1%	5%
			DESPSA	0,984553	8	0,739
ARRSA	1,226442	9	0,739	0,463	sim	sim
PIM-PF	1,211669	9	0,739	0,463	sim	sim

FONTE: GOIÁS (2012a, 2012b).

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA (2012).

NOTA: 1. Dados da pesquisa realizados no QMS/Eviews.

2. Estimções com constante e tendência.

3. Os dados das despesas do período 2003-11 foram obtidos através do Sistema Informatizado de Administração Orçamentária e Financeira (Siafi); para o ano de 2002, os dados da despesa foram extraídos do antigo sistema da Agência Goiana de Administração e Negócios Públicos (AGANP).

Constatada a não estacionaridade, selecionar a ordem p do modelo VAR é o próximo passo. Essa escolha significa optar pelo número de defasagens que retirará a autocorrelação dos resíduos das séries, obtendo “resíduos brancos” para as mesmas. Foram aplicados três testes de critério de informação: Akaike (AIC), Schwarz (SC) e Hannan-Quinn (HQ). Dois deles apontam a utilização de duas defasagens (AIC e HQ), e o teste SC sugere apenas uma, como se vê na Tabela 8. O critério AIC apresenta o problema de superestimar, assintoticamente, a ordem do VAR com probabilidade positiva, e testes de diagnósticos adicionais confirmaram uma defasagem como melhor modelo a ser estimado. Optou-se, então, pela utilização do critério SC.

Tabela 8

Critério de seleção do melhor modelo VAR a partir da base de dados do Estado de Goiás — jan./02-nov./11

DEFASAGENS	AKAIKE	SCHWARZ	HANNAN-QUINN
0	25,67185	25,74508	25,7016
1	23,22658	(1) 23,51950	23,3454
2	(1) 23,11178	23,62440	(1) 23,31974
3	23,20142	23,93372	23,4985

FONTE: GOIÁS (2012a, 2012b).

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA (2012).

NOTA: 1. Dados da pesquisa realizados no QMS/ Eviews.

2. Os dados das despesas do período 2003-11 foram obtidos através do Sistema Informatizado de Administração Orçamentária e Financeira (Siafi); para o ano de 2002, os dados da despesa foram extraídos do antigo sistema da Agência Goiana de Administração e Negócios Públicos (AGANP).

(1) Indica a ordem selecionada por cada critério.

O próximo passo é realizar o teste de cointegração de Johansen, para determinar se há e quantos são os números de vetores de cointegração do sistema. A primeira coluna da Tabela 9 retorna o resultado do teste, sob a hipótese nula de existência de vetores cointegrantes. O resultado do teste é a aceitação de dois vetores cointegrantes, pois é o único resultado em que a estatística de traço aparece com probabilidade de ser inferior aos valores críticos de significância adotado pelo teste (5%).

Tabela 9

Testes de cointegração: auto-valor (traço e máximo) a partir de bases de dados do Estado de Goiás — jan./02-nov./11

NÚMERO DE VETORES DE COINTEGRAÇÃO	AUTO-VALOR	TRAÇO	VALOR CRÍTICO (5%)	PROBABILIDADE (1)	MÁXIMO	VALOR CRÍTICO (5%)	PROBABILIDADE (1)
$r = 0$ (2)	0,463567	128,5486	29,79707	0,0000	73,4921	21,13162	0,0000
$r = 1$ (2)	0,368687	55,05648	15,49471	0,0000	54,2745	14,2646	0,0000
$r = 2$	0,006605	0,781980	3,841466	0,3765	0,78198	3,841466	0,3765

FONTE: GOIÁS (2012a, 2012b).

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA (2012).

NOTA: 1. Dados da pesquisa realizados no QMS/ Eviews.

2. Os dados das despesas do período 2003-11 foram obtidos através do Sistema Informatizado de Administração Orçamentária e Financeira (SIAF); para o ano de 2002, os dados da despesa foram extraídos do antigo sistema da Agência Goiana de Administração e Negócios Públicos (AGANP).

(1) P -valores baseados em MacKinnon-Haug-Michelis (1999). (2) Denota rejeição de H_0 com um nível de significância de 5%.

Confirmada a existência dos dois vetores de cointegração, fica identificada a relação de longo prazo entre as variáveis. A verificação de quais delas guardam essa relação é realizada com o teste VECM apresentado na

Tabela 10. As variáveis em questão são cointegradas, confirmando a existência de relação de longo prazo entre receitas e despesas orçamentárias do Estado de Goiás. Contudo essa relação pode ser “rompida temporariamente”, em caso de choques estruturais, causando desvios na relação de curto prazo. Para que retornem à trajetória comum de longo prazo, o vetor de correção de erros restabelecerá a relação de longo prazo entre elas.

Tabela 10

Vetores de cointegração e modelo de correção de erros a partir da base de dados do Estado de Goiás — jan./02-nov./11

a) vetor de cointegração

DISCRIMINAÇÃO	CointEq1	CointEq2
ARRTOTAL_SA (-1)	-	0,000000
DESPTOTAL_SA (-1)	0,000000	-
PIM (-1)	-1,169126	-0,604828
Desvio-padrão	0,07742	0,12221
Estatística <i>t</i>	-15,1009	-4,94899
C	19,15511	-36,35779

b) modelo de correção de erros

DISCRIMINAÇÃO	RECEITA	DESPESA	PIM
CointEq1	-0,609133	0,370931	0,132850
Desvio-padrão	0,09246	0,16489	0,04954
Estatística <i>t</i>	-6,58819	2,24960	2,68183
CointEq2	0,019843	-0,872476	0,027577
Desvio-padrão	0,05635	0,10049	0,03019
Estatística <i>t</i>	0,35214	-8,68184	0,91340
C	0,536421	0,091640	0,743644
Desvio-padrão	1,08483	1,93466	0,58123
Estatística <i>t</i>	0,49447	0,04737	1,27943

FONTE: GOIÁS (2012a, 2012b).

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA (2012).

NOTA: 1. Dados da pesquisa realizados no QMS/ Eviews.

2. Os dados das despesas do período 2003-11 foram obtidos através do Sistema Informatizado de Administração Orçamentária e Financeira (SIAF); para o ano de 2002, os dados da despesa foram extraídos do antigo sistema da Agência Goiana de Administração e Negócios Públicos (AGANP).

A Tabela 10 traz os resultados dos vetores de cointegração e o modelo de correção de erros. Ao focar na análise de curto prazo, o modelo de correção de erros mostra os dois vetores de cointegração detectados na análise de cointegração. No primeiro vetor (CointEq1), nota-se a significância estatística de ambas, receita (-6.58819) e despesa (2.24960). Isso indica que há predominância do fenômeno denominado sincronismo fiscal, ou seja, desvios de curto prazo são corrigidos tanto pela receita quanto pela despesa. Já no segundo vetor de cointegração (CointEq2), a despesa

(-8.68184) é a única responsável pela correção dos desvios de curto prazo, para que seja mantida a trajetória de longo prazo, já que as receitas, por não terem significância estatística (0,35214), não terão capacidade de corrigir desvios de curto prazo. Isso quer dizer que houve forte tendência ao sincronismo fiscal nas contas públicas de Goiás, no período 2002-11.

Dessa forma, pode-se dizer que a análise conjunta das variáveis arrecadação, gastos e atividade econômica do Estado de Goiás demonstrou haver relação de longo prazo entre as variáveis arrecadação total e despesa total, bem como os vetores de cointegração apontaram forte tendência para que tenha ocorrido sincronismo fiscal na relação receitas/despesas do Estado, no período 2002-11. Esse tipo de relação contribui para o alcance de resultados fiscais melhores. Sendo assim, o sincronismo verificado pode ter atenuado a situação fiscal do período e, provavelmente, não é a razão para eventuais crescimentos desproporcionais de despesas que comprometam o ajuste fiscal. E tal sincronismo contribui para o equilíbrio orçamentário fiscal intertemporal e, por conseguinte, para a sustentabilidade da política fiscal.

6 Conclusão

Este artigo procurou analisar o desempenho das contas públicas de Goiás para o período compreendido entre os anos de 2002 e 2011. O primeiro objetivo foi entender o desempenho das receitas primárias totais, significativamente acima da atividade econômica, no período 2002-11.

Tendo se baseado em estudos que analisam a qualidade do ajuste fiscal dos estados brasileiros após a introdução da LRF e a vigência dos planos de reestruturação da dívida das unidades subnacionais, promovidos pela Secretaria do Tesouro Nacional, tal desempenho pode ser atribuído à manutenção da arrecadação total do principal tributo estadual (ICMS) em níveis razoavelmente acima do equivalente para a arrecadação espontânea de ICMS. Esse resultado se deve, prioritariamente, à combinação de um grande esforço de arrecadação. Destaque para os subgrupos Dívida ativa e Ação fiscal nos últimos anos da série, além de um volume crescente de recursos das transferências governamentais ao longo de todo o período. A existência de um ciclo econômico longo e positivo possibilitou a arrecadação espontânea de ICMS em níveis elevados, um pouco inferior às transferências e aos subgrupos Dívida ativa e Ação fiscal.

Em relação ao estudo econométrico da causalidade entre receitas e despesas, concluiu-se que há forte tendência de sincronismo fiscal entre arrecadação e gastos governamentais em Goiás. Há uma relação de longo prazo entre as duas variáveis em questão — eventuais correções de trajetó-

ria no curto prazo são advindas tanto da despesa quanto da receita. Portanto, a execução orçamentária realizada em Goiás não foi fator de desequilíbrios orçamentários durante o período 2002-11 e não comprometeu o ajuste fiscal do Estado.

Os resultados mais comuns encontrados para países da América do Sul estão enquadrados na modalidade “gastar/arrecadar”, que, em outras palavras, pode ser interpretada como “[...] primeiro se gasta para depois conseguir as fontes de receita”, denotando uma cultura imprevidente.

Como resultado subjacente, foi possível concluir que o ajuste que Goiás praticou no período 2002-11 foi uma variante dos resultados encontrados por Santos (2010, p. 03) com elementos dos resultados de Piancastelli e Boueri (2008, p. 41). O que há em comum com os resultados do primeiro são os aumentos de receitas, sobretudo após 2005, crescimento não proporcional dos juros e encargos da dívida (exceto 2011) e redução, mais que proporcional, no nível de investimentos, extremamente penalizado no último ano da série. Com relação aos resultados encontrados por Piancastelli e Boueri (2008, p. 41), Goiás vem realizando seu ajuste fiscal por meio, também, de grande esforço fiscal e em razão do crescimento das transferências governamentais.

Por fim, vale registrar que, com base nos resultados do ano de 2011, o ajuste requer maiores cuidados, uma vez que a Conta pessoal e Encargos sociais deram significativo salto, e piorou a qualidade do ajuste. Em um cenário de reversão do ciclo econômico (recessão), a situação fiscal do estado goiano pode caminhar para a realização de déficits primários sucessivos e/ou crescentes.

A indicação que o estudo oferece é que o ajuste ocorrido nas contas públicas goianas é, possivelmente, duplamente dependente: da permanência de ciclos econômicos positivos que permitam a manutenção de arrecadação autônoma em níveis elevados, acompanhados de transferências governamentais altas e crescentes. Esse tipo de ajuste, tênue, depende da combinação de muitos fatores, para resultar em equilíbrio das contas públicas.

Obviamente, o ideal é que o estudo aqui apresentado tenha continuidade, incorporando dados dos próximos anos, principalmente, em períodos em que o ciclo econômico possa não ser tão favorável, o que permitirá que sejam ratificadas as conclusões aqui apresentadas e seja oferecido algo mais aos condutores da política fiscal do Estado de Goiás.

Referências

- AFONSO, A.; RAULT, C. **Bootstrap panel Granger-causality between government spending and revenue in the EU**. Ann Arbor, MI: University of Michigan, 2009. (The William Davidson Institute Working Paper, n. 944).
- ARAÚJO, J. M. de. **Um estudo sobre ilusão fiscal no Brasil**. 2014. 90 f. Tese (Doutorado em Economia) - Universidade Federal de Pernambuco, Recife, 2014.
- ARRIEL, M. F. **Perfil produtivo e dinâmica espacial da indústria goiana — 1999/2007**. 2010. 101 f. Dissertação (Mestrado) - Pontifícia Universidade Católica de Goiás, Goiânia, 2010.
- BAFFES, J.; SHAH, A. Causality and comovement between taxes and expenditures: historical evidence from Argentina, Brazil and Mexico. **Journal of Development Economics**, Washington, v. 44, n. 2, p. 311-331, 1994.
- BAGHESTANI, H.; McNOWN, R. Do revenues or expenditures respond to budgetary disequilibria? **Southern Economic Journal**, Chattanooga, TN, v. 61, n. 2, p. 311-322, 1994.
- BATOLLA, F. P. **Política monetária e sustentabilidade da dívida pública: uma análise do caso brasileiro**. 2004. 109 f. Dissertação (Mestrado) - Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade, Universidade de São Paulo, São Paulo, 2004.
- BECKER, G. S.; LAZEAR, E. O.; MURPHY, K. The Double Benefits of Tax Cuts. **Wall Street Journal**, [S.l.], 7 Oct. 2003. Disponível em: <<http://www.wsj.com/articles/SB106548881712135300>>. Acesso em: 19 out. 2015.
- BOHN, H. Endogenous government spending and Ricardian equivalence. **Economic Journal**, Oxford, v. 102, n. 412, p. 588–597, 1992.
- CHANG, T.; CHIANG, G. Revisiting the government revenue-expenditure nexus: Evidence from 15 OECD countries based on the panel data approach. **Finance a úvěr-Czech Journal of Economics and Finance**, Prague, v. 59, n. 2, p. 165-172, 2009.
- CHANG, T.; LIU, W.; CAUDILL, S. Tax-and-spend, spend-and-tax, or fiscal synchronization: New evidence for ten countries. **Applied Economics**, Abingdon, UK, v. 34, n. 12, p. 1553–1561, 2002.

CHENG, B. Causality between taxes and expenditures: Evidence from Latin American countries. **Journal of Economics and Finance**, [S.l.], v. 23, n. 2, p. 184–192, 1999.

CHOWDHURY, A. **State government revenue and expenditures: A bootstrap panel analysis**. Milwaukee, WI: Department of Economics, Marquette University State, 2011. (Working Paper, 2011-03).

DARRAT, A. F. Tax and spend, or spend and tax? An inquiry into the Turkish budgetary process. **Southern Economic Journal**, Chattanooga, TN, v. 64, n. 4, p. 940–956, 1998.

DICKEY, D. A.; FULLER, W. A. Distribution of the estimators for auto-regressive time series with a unit root. **Journal of the American Statistical Association**, Alexandria, VA, v. 74, n. 366a, p. 427-431, 1979.

ESTEVAM, L. **O tempo da transformação: estrutura e dinâmica da formação econômica de Goiás**. Goiânia: Ed. da UCG, 2004.

FIROOZI, F.; MAHDAVI, S.; WESTERLUND, J. **The tax spending nexus: evidence from a panel of US state - local governments**. Gothenburg: School of Business, Economics and Law at University of Gothenburg, 2009. (Working Papers in Economics).

FRIEDMAN, M. What Every American Wants. **Wall Street Journal**, [S.l.], 15 Jan. 2003. Disponível em: <<http://www.wsj.com/articles/SB1042593796704188064>>. Acesso em: 19 out. 2015.

GAMBOA, U.; SILVA, R da. Nova evidência sobre a sustentabilidade da política fiscal brasileira: cointegração, quebras estruturais e senhoriagem. In: SEMINÁRIOS BACEN-USP DE ECONOMIA MONETÁRIA E BANCÁRIA, São Paulo, 2004. [Anais...]. [São Paulo], 2004. p. 1-20.

GOIÁS. Controladoria-Geral do Estado. **Relatórios da Lei de Responsabilidade Fiscal**. 2012. Disponível em: <http://www.cge.go.gov.br/site/relatorios_rreo.php>. Acesso em: 4 abr. 2012.

GOIÁS. Secretaria de Estado da Fazenda (SEFAZ/GO). **Business Objects: B.O.** 2012a. Acesso em: jun. 2012. Sistema de acesso interno.

GOIÁS. Secretaria de Estado da Fazenda (SEFAZ/GO). **Sistema Informatizado de Arrecadação das Receitas Estaduais: SARE**. 2012b. Acesso em: jun. 2012. Sistema de acesso interno.

GUIMARÃES, R. M. **A dívida pública do estado de Minas Gerais: os limites do ajuste.** 2003. 137 f. Dissertação (Mestrado) - Fundação João Pinheiro, Belo Horizonte, 2003.

HAKKIO, C.; RUSH, M. Is the budget deficit too large? **Economic Inquiry**, Fountain Valley, CA, v. 29, n. 3, p. 429-445, 1991.

HAMILTON, J.; FLAVIN, M. On the limitations of government borrowing: a framework for empirical testing. **American Economic Review**, Pittsburgh, PA, v. 76, n. 4, p. 808-819, 1986.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA (IBGE). **Sistema IBGE de Recuperação Automática: SIDRA.** 2012. Disponível em: <<http://www.sidra.ibge.gov.br/>>. Acesso em: jul. 2012.

INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA (IPEA). **Ipeadata:** dados macroeconômicos e regionais. 2012. Disponível em: <<http://www.ipeadata.gov.br/>>. Acesso em: 12 jul. 2012.

INSTITUTO MAURO BORGES DE ESTATÍSTICAS E ESTUDOS SOCIOECONÔMICOS (IMB). **Produto Interno Bruto.** 2011. Disponível em <<http://www.imb.go.gov.br/>>. Acesso em: 20 nov. 2011.

ISSLER, J. V.; LIMA, L. R. Public Debt Sustainability and Endogenous Signorage Revenue in Brazil: Time-Series Evidence for 1947-1992. **Journal of Development Economics**, [S.l.], v. 62, n. 1, p. 131-147, 2000.

JOHANSEN, S. Statistical analysis of cointegration vectors. **Journal of Economical Dynamics and Control**, Columbia, MO, v. 12, n. 2-3, p. 231-254, 1988.

KWIATKOWSKI, D. *et al.* Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root: how sure are we that economic time series are non-stationary? **Journal of Econometrics**, North-Holland, v. 54, p. 159-178, 1992.

LOPREATO, F. L. C. Finanças estaduais: alguns avanços, mas... (os exemplos de São Paulo, Rio de Janeiro e Rio Grande do Sul). **Econômica**, Rio de Janeiro, v. 10, n. 2, p. 187-214, 2008.

MACKINNON, J. G.; HAUG, A. A.; MICHELIS, L. Numerical Distribution Functions of Likelihood Ratio Tests for Cointegration. **Journal of Applied Econometrics**, Chichester, v. 14, n. 5, p. 563-577, 1999.

MATTOS, E.; ROCHA, F. 'Correção monetária e o equilíbrio do orçamento'. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Rio de Janeiro, v. 31, n. 2, p. 269-288, 2001.

NISKANEN, W. A. Limiting Government: The Failure of Starve the Beast. **Cato Journal**, Washington, DC, v. 26, n. 3, p. 553-558, 2006.

PAYNE, J. The tax-spend debate: time series evidence from state budgets. **Public Choice**, Cullowhee, NC, v. 95, n. 3/4, p. 307-320, 1998.

PEACOCK, A.; WISEMAN, J. **The growth of public Expenditures in UK**. Princeton: National Bureau of Economic Research, 1961. (National Bureau of Economic Research general series, n. 72).

PIANCASTELLI, M.; BOUERI, R. **Dívida dos estados 10 anos depois**. Rio de Janeiro: IPEA, 2008. (Textos para Discussão, n. 1366).

RIANI, F.; ALBUQUERQUE, C. M. de. Dívida pública do estado de Minas Gerais: renegociação não resolveu o problema. In: SEMINÁRIO SOBRE A ECONOMIA MINEIRA, 14., 2010, Diamantina. **Anais...** Belo Horizonte: Cedeplar, 2010. 24 p.

RIGOLON, F.; GIAMBIAGI, F. A renegociação das dívidas e o regime fiscal dos estados. In: GIAMBIAGI, F.; MOREIRA, M. (Org.). **A Economia brasileira nos anos 1990**. Rio de Janeiro: BNDES, 1999. p. 111-144.

ROCHA, B. P.; ROCHA, F. Consolidação fiscal dos estados brasileiros: uma análise de duração. **Revista Nova Economia**, Belo Horizonte, v. 18, n. 2, p. 193-223, 2008.

ROMER, C.; ROMER, D. **Starve the beast or explode the deficit?** The effects of tax cuts on government spending. Berkeley: University of California, 2007.

SANTOS, D. F. C. dos. **Política Fiscal e sustentabilidade do crescimento**. Brasília, DF: ESAF, 2010. Menção Honrosa no XV Prêmio Tesouro Nacional.

SILVA, C. G. *et al.* Receitas e gastos governamentais: uma análise de causalidade para o caso brasileiro. **Economia Aplicada**, Ribeirão Preto, v. 14, n. 4, p. 265-275, 2010.

VIEIRA, D. J. Ajuste fiscal e financeiro dos estados no pós-real — um balanço. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA POLÍTICA, 14., 2009, São Paulo. [Anais...]. São Paulo: Sociedade Brasileira de Economia Política, 2009. Disponível em: <<http://www.sep.org.br/artigos>>. Acesso em: 10 set. 2012.

VONFURSTENBERG, G., GREEN, R.; JEONG, J. Tax and spend, or spend and tax? **The Review of Economics and Statistics**, Cambridge, MA, v. 68, n. 2, p. 179-188, 1986.

Impactos da abertura comercial e contribuição dos diferenciais de escolaridade sobre o nível de renda dos municípios cearenses, no período 1997-2005*

Guilherme Irffi**

Elano Arruda***

Felipe Bastos****

Daniel Barboza*****

Doutor em Economia pelo Curso de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal do Ceará (CAEN-UFC)
Doutor em Economia (CAEN-UFC)


Mestre em Economia (CAEN-UFC)

Doutor em Economia (CAEN-UFC)

Resumo

O artigo analisa se a abertura comercial brasileira teve participação ativa na promoção do nível de renda *per capita* dos municípios cearenses e se esses efeitos se mostraram assimétricos, ao considerar diferentes polos de desenvolvimento do Estado, além de avaliar a contribuição do capital humano a partir de duas medidas, ensinos fundamental e médio. Apenas o capital humano medido pelo ensino médio apresentou influência significativa sobre o nível de renda dos municípios cearenses. A abertura comercial apresentou um impacto negativo sobre a renda *per capita* do agregado dos municípios. Além disso, ao considerar as diferenças regionais existentes no Esta-

* Artigo recebido em set. 2013 e aceito para publicação em nov. 2015.

 Este trabalho está licenciado sob uma Licença Creative Commons Atribuição-NãoComercial 4.0 Internacional.

Open Acces (Acesso Aberto)

Revisão de Língua Portuguesa: Breno Camargo Serafini

** E-mail: guidirffi@gmail.com

*** E-mail: elanocaen@gmail.com

**** E-mail: flpbastos1@yahoo.com.br

***** E-mail: barbozadan@hotmail.com

do, tendo os municípios menos desenvolvidos como referência, conclui-se que a abertura comercial contribuiu para um crescimento desigual entre os municípios cearenses.

Palavras-chave

Abertura comercial; capital humano; renda *per capita*

Abstract

This paper questions if the Brazilian trade liberalization has had active participation in increasing the level of the per capita income in the municipalities of the State of Ceará and if these effects are asymmetrical when we consider different development poles in the state. It also evaluates the contribution of human capital based on two measures, elementary school and high school. Only the human capital regarding high school had a significant influence on the income level of the municipalities of Ceará. Trade liberalization had a negative impact on the per capita income of the municipalities. Moreover, when considering the existing regional differences in the state and using the less developed municipalities as a reference, it appears that trade liberalization has contributed to an uneven growth among the municipalities in Ceará.

Keywords

Trade openness; human capital; per capita income

Classificação JEL: F40, F43, O32, O33

1 Introdução

A busca de países e regiões por melhorias em suas condições econômicas e de bem-estar fez da teoria do crescimento um importante tópico da investigação econômica moderna, o que levou a vários esforços, na tentativa de descobrir os seus principais mecanismos geradores.

O trabalho seminal de Solow (1956) destaca a importância da acumulação do capital físico para o crescimento econômico, evidenciando que este apresenta produto marginal positivo, mas decrescente; logo, as economias teriam um estado de crescimento equilibrado, no qual cresceriam à mesma taxa do progresso tecnológico, considerado exógeno.

Desde então, a literatura evoluiu, na tentativa de endogeneizar o progresso técnico, com destaque para as hipóteses de *learning by doing* e *knowledge spillovers*¹, apresentadas por Romer (1986) e Lucas (1988). Essas hipóteses teriam seus efeitos potencializados numa economia em que os trabalhadores possuíssem grande habilidade e vasto conhecimento acumulado. Assim, autores como Schultz (1961), Lucas (1988), Romer (1990) e Mankiw, Romer e Weill (1992), salientam a importância do aumento da produtividade do trabalhador, por meio do acúmulo de capital humano, como um dos determinantes do crescimento econômico.

Além disso, desde o final da década de 80 do século passado, em decorrência do forte processo de globalização financeira e produtiva, acentuou-se o debate em torno dos efeitos do comércio internacional sobre o crescimento econômico. Para alguns autores, a abertura é benéfica, pois as políticas voltadas para o comércio internacional são importantes, por facilitar a difusão de conhecimento e a inovação, sobretudo por meio da importação de bens com alto teor tecnológico (BALDWIN; BRACONIER; FORSLID, 2005; BARRO; SALA-I-MARTÍN, 1997; GROSSMAN; HELPMAN, 1990, 1991; RIVERA-BATIZ; ROMER, 1991). Além disso, Edwards (1993) e Lopez (2005) argumentam que a abertura comercial provoca também um aumento no tamanho dos mercados, permitindo que as economias aproveitem os benefícios potenciais dos retornos crescentes de escala e dos ganhos da especialização.

No entanto, outros afirmam que o comércio prejudica tanto o crescimento econômico quanto o nível de renda *per capita*, seja pelas distorções nos termos de troca, seja pela incapacidade de incorporação de novas tecnologias por parte dessas economias. Isto é, o aumento da interação internacional pode levar uma economia a especializar-se em setores com baixa tecnologia, e, provavelmente, esta não deve se apropriar de parte do crescimento econômico mundial que envolva pesquisa e desenvolvimento (P&D), além de o comércio internacional poder provocar uma deterioração em seus termos de troca, a ponto de afetar, negativamente, o crescimento (GROSSMAN; HELPMAN, 1990, 1991).

¹ Esses termos referem-se às externalidades positivas geradas pelo investimento em capital físico via difusão do conhecimento, visto que se assume que este é um bem público (não rival e não excludente) disponível a todos.

Ademais, a abertura comercial também pode reduzir o crescimento em economias com baixos níveis de *learning by doing* e *knowledge spillovers*, fazendo com que estas não consigam incorporar as inovações, a ponto de não atuarem em mercados de bens ou serviços com alto valor agregado (LUCAS, 1988; ROMER, 1986; YOUNG, 1991). Redding (1999) argumenta ainda que tais economias possuem desvantagens comparativas no crescimento da produtividade potencial.

Com esteio nessa discussão, percebe-se que esse debate sobre os efeitos do comércio internacional está longe de ser concluído, haja vista que as evidências sugerem que o comércio gera efeitos assimétricos em países (regiões, estados e/ou municípios), dependendo de seu estágio de desenvolvimento.

Nesse sentido, Kin e Lin (2009) argumentam que a integração comercial facilita a difusão tecnológica e a inovação, entretanto estas dependem da capacidade de absorção de um país, que, por sua vez, é determinada pelo seu nível de capital humano. Ou seja, os resultados do comércio podem ser potencializados pelo capital humano.

Em estudo para o Brasil, Arruda *et al.* (2013) encontram evidências de que apenas as Regiões Sudeste, Sul e Centro-Oeste do Brasil se beneficiaram da abertura comercial, enquanto, na Nordeste, observaram-se efeitos negativos da abertura comercial sobre o nível de renda. Portanto, a motivação para o presente estudo centrou-se em investigar a existência de assimetrias semelhantes dentro da Região Nordeste, e o exercício para o Estado do Ceará deu-se pela disponibilidade de informações, sobretudo para o indicador de capital humano.

Assim sendo, este trabalho se propõe a analisar se, e de que forma, a abertura comercial brasileira, ocorrida a partir da década de 90, influenciou no crescimento econômico dos municípios cearenses e ainda se tais efeitos se mostram assimétricos, ao considerar as disparidades existentes no Estado. Vale ressaltar que o Ceará tem crescido, principalmente, via investimentos nos setores da indústria e de serviços, com o último crescendo quase sempre, acima da média nacional, nos últimos anos.

Ademais, o artigo analisa a contribuição do capital humano, uma vez que são consideradas duas medidas para esse indicador. A primeira contempla apenas o estoque de indivíduos com ensino fundamental, enquanto a outra considera as pessoas com ensino médio concluído². A ideia é verificar a existência de possíveis impactos diferenciados dessas medidas sobre o crescimento econômico do Estado do Ceará.

² Vale ressaltar que, por indisponibilidade de dados, não foi possível analisar uma medida de capital humano para o nível superior.

Segundo Arruda *et al.* (2013), apesar dos resultados satisfatórios e do Estado ter aumentado sua participação no Produto Interno Bruto (PIB) nacional, no período recente, a economia cearense ainda se encontra na décima segunda posição no *ranking* nacional e ainda possui uma força de trabalho com baixo nível de qualificação, fato que impede que o Estado cresça a taxas maiores e que se beneficie do comércio internacional via *learning by doing* e *knowledge spillovers*.

Assim, para averiguar tais efeitos, utilizar-se-á de informações de 42 municípios, entre 1997 e 2005, e modelos dinâmicos para dados em painel, estimados pelo Método dos Momentos Generalizado-Sistema, doravante System-GMM, que é uma extensão do estimador original de Arellano-Bond (1991), proposto por Arellano-Bover (1995) e desenvolvido por Blundell e Bond (1998). Vale ressaltar que, em virtude da indisponibilidade de dados para todos os municípios do Estado, foram utilizadas informações para 42 municípios. A dimensão temporal do painel justifica-se pela indisponibilidade dos indicadores de capital humano para os anos anteriores e subsequentes, todavia, ressalta-se que o período em questão foi caracterizado pelo momento de maior inserção do Brasil no comércio internacional, em relação ao seu histórico, no século XX.

Para alcançar esses objetivos, optou-se por estruturar o artigo em sete seções, incluindo esta **Introdução**. A segunda consiste em destacar tanto os aspectos teóricos quanto as evidências empíricas das relações entre capital humano e abertura comercial sobre o crescimento e sobre o nível de renda *per capita* das economias. Em seguida, são apresentados os dados, bem como uma análise descritiva. A metodologia econométrica é o tema da quarta seção. A análise e a discussão dos resultados são feitas em seguida. E, por fim, são tecidas as **Considerações finais**.

2 Revisão de literatura

A literatura sobre crescimento econômico prosperou a partir do modelo desenvolvido por Solow (1956), que, assumindo uma função de produção³ com retornos constantes de escala e rendimentos marginais decrescentes, mostrou que o progresso tecnológico, considerado exógeno, é o principal

³ Uma função de produção é dita neoclássica, se: (a) $\forall K > 0, H > 0$ e $L > 0, F(\cdot)$ exibe produto marginal positivo e decrescente para cada insumo; (b) $F(\cdot)$ exibe retornos constantes de escala; e (c) o produto marginal do capital físico (humano) aproxima-se do infinito quando o capital físico (humano) está próximo de zero, e se aproxima de zero quando o capital físico (humano) se aproxima do infinito; ou seja, satisfaz as condições INADA (BARRO; SALA-I-MARTÍN, 1995).

determinante do crescimento econômico de longo prazo. O autor observou ainda que apenas o estoque de capital físico não seria suficiente para explicar o crescimento de uma economia; logo, existem outros determinantes do crescimento econômico que não estão explícitos no modelo, o chamado resíduo de Solow.

A partir do modelo supracitado, a literatura enveredou pelos modelos de crescimento endógeno, que, quebrando alguns pressupostos do modelo seminal de Solow, contestam as hipóteses de convergência e da existência de estado de crescimento equilibrado, com destaque para os trabalhos de Romer (1986) e Lucas (1988).

Os novos modelos de crescimento exógeno também merecem destaque, pois levam em consideração a contribuição de fatores, tais como capital humano, abertura comercial, qualidade das instituições, processo histórico, dentre outros. Exemplos disso são os estudos de Mankiw, Romer e Weill (1992) e Ferreira, Issler e Pessôa (2004), que estimam uma função de produção, à *la* Solow, ampliada pelo capital humano.

Com base nessa breve discussão, optou-se por dividir esta seção em evidências empíricas e modelos teóricos que relacionam capital humano e abertura ao crescimento e ao nível de renda *per capita* (PIB *per capita*) das economias.

2.1 Capital humano e crescimento econômico

No início da década de 60, os trabalhos pioneiros de Schultz (1961) e Becker (1964) salientaram a importância do aumento da produtividade do trabalhador, por meio do acúmulo de capital humano, como um dos determinantes do crescimento econômico. Para esses autores, a produtividade do trabalho poderia ser aumentada a partir do acúmulo de habilidades e conhecimentos, impactando, de maneira direta, o nível de renda *per capita* das economias.

Em uma abordagem alternativa, Nelson e Phelps (1966) consideram que o acúmulo de capital humano também pode atuar indiretamente sobre o nível de renda *per capita*, via difusão tecnológica, em que a absorção de novas tecnologias depende do nível de educação e do *gap* existente entre o nível de tecnologia de uma determinada região e a fronteira tecnológica, definida como as melhores técnicas disponíveis para a produção.

Dentro da perspectiva do crescimento endógeno, Lucas (1988) formulou um modelo, baseado em Uzawa (1965), sob duas condições fundamentais: (a) a tecnologia possui rendimentos constantes de escala nos fatores reprodutíveis da função de produção; e (b) existem externalidades positivas associadas à acumulação de capital humano. Ele conclui que a taxa de

crescimento de longo prazo dependia do esforço de poupança em capital físico e em capital humano e que o investimento em capital humano estava abaixo do socialmente ótimo. Assim, Uzawa-Lucas mostram que políticas de estímulo à acumulação de capital, sobretudo capital humano, apresentam impactos permanentes sobre o nível de renda *per capita* das economias.

O modelo de Romer (1990) tem como hipótese a existência de um setor de inovação, intensivo em capital humano, e tem como resultado que o crescimento é a velocidade com que os laboratórios de pesquisa elaboram novos produtos e processos, concluindo que políticas que incentivam uma maior participação do trabalho qualificado no setor de inovação terão impactos permanentes sobre o crescimento das economias. Agora, em vez da taxa de crescimento de longo prazo ser crescente com a poupança, ela será crescente com a fração do trabalho qualificado empenhado em pesquisa e desenvolvimento, o chamado efeito escala.

Em um estudo voltado para as economias da Organização de Cooperação e Desenvolvimento Econômico (OCDE)⁴, Jones (1995) testou a proposição de Romer (1990) e observou que variações permanentes na taxa de investimento e na fração da força de trabalho alocada no setor de pesquisa e desenvolvimento têm impactos apenas transitórios sobre a taxa de crescimento do produto agregado; ou seja, a evidência empírica favorece, fortemente, uma descrição da dinâmica compatível com o modelo de Solow.

Dentro da linha dos modelos de crescimento exógeno, Mankiw, Romer e Weill (1992) estimam uma função de produção aumentada pelo capital humano, medido pela taxa de matrícula no ensino secundário. Os autores conseguiram explicar boa parte das variações do produto entre as economias em função da variância do capital físico e humano. Argumentaram, então, que o aumento do nível de produtividade do trabalhador afetaria diretamente a produção, via trabalhadores mais qualificados e, indiretamente, por meio dos *spillovers* gerados pelos ganhos de produtividade individuais.

Grossman e Helpman (1994) criticaram o modelo Mankiw, Romer e Weill (1992), por considerarem a taxa de progresso tecnológico idêntica para todos os países, e consideraram que, se o progresso tecnológico não é igual para todos os países, e suas variações são tratadas como sendo parte do termo estocástico não observado, então o uso de mínimos quadrados ordinários (MQO) para estimar o modelo trará resultados viesados, quan-

⁴ A OCDE é composta por 34 países, que aceitam os princípios da democracia representativa e da economia de livre mercado, a saber: Alemanha, Austrália, Áustria, Bélgica, Canadá, Chile, Coreia do Sul, Dinamarca, Eslováquia, Eslovênia, Espanha, Estados Unidos, Finlândia, França, Grécia, Hungria, Islândia, Israel, Irlanda, Itália, Japão, Luxemburgo, Noruega, Nova Zelândia, México, Países Baixos, Polônia, Portugal, Reino Unido, República Checa, Suécia, Suíça, Turquia e Estônia (país convidado).

do houver correlação entre as relações investimento/Produto Interno Bruto e o crescimento econômico de cada país.

Em estudo que analisou a relação entre investimento em capital humano e crescimento econômico de alguns países entre 1950 e 1990, Wolf (2000) constatou que o crescimento da produtividade dos países desenvolvidos está intimamente ligado ao avanço em educação e à aplicação desta em áreas de tecnologia.⁵

Ferreira, Issler e Pessôa (2004) elaboram um estudo em que se testa qual das duas formas funcionais das funções de produção comumente utilizadas em trabalhos empíricos sobre crescimento, a proposta por Mankiw, Romer e Weill (1992) ou a de Mincer (1974) para retornos da escolaridade, apresenta a melhor especificação para estimar os retornos da educação sobre a renda. Para isso, utilizam dados para 95 países em diferentes estágios de desenvolvimento, no período 1960-85. Os autores obtêm resultados em favor da especificação minceriana, com um retorno anual de escolaridade de cerca de 8%.

Ainda nessa perspectiva, Cangussu, Salvato e Nakabashi (2010) replicam a experiência para o caso brasileiro, utilizando informações estaduais, no período 1980-2002, e obtêm resultados em favor da especificação de Mincer (1974), com um retorno de um ano adicional de escolaridade de 15%, praticamente duas vezes maior do que os 8% obtidos em Ferreira, Issler e Pessôa (2004), sendo maior também que os 10% observados por Mincer (1974).

Em *survey* a respeito do efeito da educação sobre o crescimento econômico, Barbosa Filho e Pessôa (2010) concluem que os estudos com resultados que não sinalizam um impacto positivo da educação sobre o nível de renda *per capita* certamente são frutos de erros de medida na variação dos anos médios de escolaridade ou do emprego de variáveis que não refletem, corretamente, o impacto da educação, como a taxa de matrícula usada como *proxy* para capital humano em Mankiw, Romer e Weill (1992), ou ainda a utilização de formas funcionais incorretas, sugerindo a formulação proposta por Mincer (1974) em detrimento à proposição de Mankiw, Romer e Weill (1992).

A partir do momento em que o acúmulo de capital humano passou a ser considerado um importante elemento na análise econômica, muito se discutiu a respeito do seu real impacto sobre o nível de renda, e diversas formas de mensurá-lo foram desenvolvidas.

Para Schultz (1961), a educação formal, a capacitação, a experiência, a alimentação, o ambiente familiar e até mesmo a sociedade em que se vive

⁵ Wolf (2000) fez a interação entre educação, medida por educação primária, secundária e terciária, e uma medida de estoque médio com a atividade tecnológica.

formam o capital humano de um indivíduo, sendo este não negociável como um bem comum, mas que somente pode ser adquirido por meio do investimento no próprio indivíduo. O autor afirma ainda que o investimento em capital humano é, possivelmente, o principal determinante das desigualdades regionais e que o acúmulo de qualificação e conhecimento possui valor econômico e, mais ainda, proporciona elevações nos ganhos futuros das economias.

Na visão de Grossman e Helpman (1994), capital humano é a qualificação especializada adquirida, ao se despende tempo em uma atividade denominada escolaridade; sendo assim, quanto maior o tempo que um indivíduo aloca estudando, maior será o nível de capital humano que este tende a acumular no decorrer do tempo.

Mais recentemente, apesar do tema não ser tratado diretamente neste artigo, existe uma literatura que destaca a parcela da educação que impacta, significativamente, o crescimento econômico, qual seja, aquela que produz ampliação das habilidades cognitivas⁶. A seguir, destacam-se as discussões mais recentes a respeito do impacto das instituições no crescimento econômico e sua relação de causalidade com capital humano e crescimento.

Hanushek e Kimko (2000) afirmam que medidas comumente utilizadas como capital humano — quantidade de escolas e recursos destinados a elas — são, provavelmente, inapropriadas. Eles defendem que os modelos tradicionais de crescimento negligenciam a importância da qualidade do capital humano para o crescimento. Os resultados sugerem que habilidade em matemática e ciências é um componente primário do capital humano relevante para a força de trabalho, pois é fortemente correlacionado com o crescimento e, portanto, explica as diferenças de crescimento entre os países. Os autores concluem que a qualidade da força de trabalho possui uma forte e estável relação com crescimento, ressaltando, entretanto, que a magnitude desse impacto não está clara, visto que as regressões entre países parecem superestimar o efeito.

Acemoglu, Johnson e Robinson (2001) analisam as diferenças nas instituições como uma das fontes geradoras do *gap* de renda entre as nações. Para tanto, utilizam como medida para instrumentalizar a qualidade das instituições econômicas a mortalidade potencial dos assentamentos das colônias, visto que esse era um dos fatores determinantes para definir qual tipo de colônia as nações colonizadas se tornariam. Os autores partem, basicamente, das seguintes premissas: (a) os diversos tipos de políticas de colonização criaram diferentes grupos de instituições — havia, grosso mo-

⁶ Esses trabalhos ressaltam ainda o papel de instituições, como direitos de propriedade bem definidos, abertura econômica e segurança nacional, no crescimento econômico.

do, dois tipos de colonização, o estado extrativo, em que o principal objetivo era transferir recursos da colônia para o colonizador, e as colônias de povoamento, em que, ao emigrar para a região colonizada, o europeu tentava replicar as instituições europeias, com ênfase na propriedade privada e no controle do poder do governo, as também denominadas “Novas Europas”; (b) as condições da região a ser colonizada influenciavam na natureza da colonização — por exemplo, regiões com foco de malária e febre amarela, que eram quase fatais para europeus, estavam mais propícias à formação do estado extrativo; e (c) o estado colonial e as instituições extrativas persistiram até depois da independência. Acemoglu, Johnson e Robinson (2001) encontram correlação positiva entre as instituições implementadas e o desempenho econômico dos países, mas ressaltam, contudo, que as instituições não são predeterminadas pelas políticas coloniais, podendo passar por mudanças.

Segundo Acemoglu, Johnson e Robinson (2002), dentre os países colonizados pelas potências europeias nos últimos 500 anos, aqueles que eram relativamente ricos em 1500 são, hoje, relativamente pobres. Usando dados sobre padrão de urbanização e densidade populacional — *proxy* para prosperidade econômica —, os autores mostram que essa mudança é reflexo das instituições resultantes do colonialismo europeu. Noutros termos, os europeus implementaram instituições que estimularam o investimento em nações anteriormente pobres.

À luz dos problemas enfrentados por nações pobres e não democráticas, Glaeser *et al.* (2004) retomam a discussão sobre a direção de causalidade entre instituições e crescimento econômico juntamente com capital humano. Além de encontrar que a maioria dos indicadores de qualidade institucional é imprópria, os autores obtêm evidências de que capital humano é uma fonte mais básica de crescimento do que as instituições e de que nações pobres saem da pobreza através de boas políticas públicas impostas por ditadores e, posteriormente, melhoram suas instituições políticas. Nesse sentido, seria o capital humano e social — gerador de crescimento econômico e produtividade — o responsável por melhorias institucionais, e não o contrário.

Dando atenção à qualidade e à quantidade escolar⁷, Hanushek e Woessmann (2008) revisam o papel das habilidades cognitivas na promoção do bem-estar econômico. Os autores concluem que as habilidades cognitivas são fortemente relacionadas a ganhos individuais, distribuição de

⁷ Os autores afirmam que as habilidades cognitivas estão fortemente relacionadas a qualidade e quantidade escolar, mas a escolaridade que não se traduz em melhorias nas habilidades cognitivas tem impacto limitado sobre os resultados econômicos agregados e sobre o desenvolvimento econômico.

renda e crescimento econômico. Os autores ressaltam ainda a complementaridade existente entre habilidades e qualidade das instituições econômicas.

Em *review* sobre a literatura internacional a respeito das diferenças no desempenho escolar, Hanushek e Woessmann (2011a) destacam o importante papel do desempenho educacional para compreensão das grandes diferenças internacionais de bem-estar econômico. Os resultados apontam que variações nas habilidades cognitivas — medidas a partir dos testes internacionais — são fortemente relacionadas com os resultados individuais do mercado de trabalho e também a variações no crescimento econômico entre países.

Em estudo para países da OCDE, Hanushek e Woessmann (2011) mostram que habilidades cognitivas podem explicar diferenças de crescimento em nações ricas. Os autores observam que melhorias em capital humano, medido por habilidades cognitivas, podem melhorar, substancialmente, o bem-estar econômico de longo prazo. Eles concluem ainda que nenhum aparato institucional é capaz de ajudar a explicar as diferenças de crescimento de longo prazo para sua amostra de países — o que já se podia esperar, visto que esses países possuem o mesmo aparato institucional básico —, corroborando, de certa forma, os resultados de Glaeser *et al.* (2004).

Hanushek e Woessmann (2012) afirmam que o desenvolvimento econômico da América Latina vem sendo tratado como um enigma, devido a seu baixo desempenho desde meados do último século, a despeito de seu alto nível de escolaridade à época. Esse enigma pode ser solucionado, ao se considerarem medidas exógenas de desempenho educacional — habilidade cognitiva — decorrentes de determinantes históricos e institucionais do desempenho educacional. A intuição é que, mesmo com alto nível de escolaridade, essa região permaneceu com baixo nível de habilidades cognitivas, um importante determinante do crescimento econômico de longo prazo. Isto é, o alto grau de escolaridade não se traduziu em melhorias nas habilidades cognitivas. No Brasil e no Peru, por exemplo, aproximadamente uma em cada 10 crianças pode ser considerada funcionalmente alfabetizada no fim da adolescência. Os autores concluem que o desempenho educacional é responsável por algo entre metade e dois terços da diferença de renda existente entre a América Latina e o resto do mundo.

Acemoglu, Gallego e Robinson (2014) afirmam que modelos empíricos que tratam instituições e capital humano como exógenos estão mal especificados — há problemas de endogeneidade e erro de medida em ambas —, sendo essa especificação ruim a principal fonte dos grandes retornos do capital humano em relação às estimações abordando a especificação min-

ceriana. Nesse sentido, ao levar em consideração esses problemas, os autores estimam que a variável referente à qualidade institucional seja o principal determinante do crescimento de longo prazo, enquanto os retornos do capital humano se aproximam dos resultados obtidos em estimações de equações mincerianas. Tais resultados vão na contramão do exposto em Glaeser *et al.* (2004), inclusive Acemoglu, Gallego e Robinson (2014) argumentam que, nas colônias de povoamento europeias, havia capital humano inferior àquele de colônias extrativas, o que significa, nessa perspectiva, que as colônias de povoamento reportam instituições mais inclusivas, não por conta de seu nível de capital humano inicial, mas por causa das instituições europeias lá replicadas.

Portanto, em virtude das dificuldades associadas à construção de medidas fidedignas de capital humano, o presente estudo segue a linha proposta por Grossman e Helpman (1994) e Schultz (1961), isto é, utiliza-se de duas medidas⁸ de capital humano, baseadas no tempo gasto com o aumento da escolaridade, dadas pelo estoque de indivíduos com ensino fundamental e com ensino médio, com vistas a captar possíveis impactos diferenciados da escolaridade sobre o nível de renda *per capita* dos municípios cearenses. Vale destacar que, como medida mais fiel para incorporar os efeitos da qualidade do capital humano sobre o nível de renda desses municípios, seria interessante a inclusão de um indicador que representasse a proporção de indivíduos com ensino superior, todavia o Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais Anísio Teixeira (INEP) só disponibiliza informações para os níveis fundamental e médio. Apesar disso, como o nível educacional do Estado do Ceará é baixo, acredita-se que as *proxies* empregadas conseguem captar bem os efeitos aqui investigados.

2.2 Abertura comercial e crescimento econômico

Os economistas clássicos defendem o livre comércio com o argumento de que a abertura comercial gerará ganhos de escala, desde que os países se especializem na produção daquele bem em que possuem vantagens comparativas, impactando, positivamente, o crescimento econômico e aumentando o bem-estar da população.

Os impactos positivos gerados pela abertura comercial sobre o crescimento econômico, bem como a expansão dos mercados e os consequentes ganhos de escala, são indiscutíveis para regiões desenvolvidas. Entretanto, ao se levar em conta a dinâmica peculiar do mercado interno de cada economia, suas disparidades regionais, os estágios de desenvolvimento e as

⁸ Essas medidas serão detalhadas na seção 3.

distorções que o comércio provoca em seus termos de troca, é possível que o livre comércio acabe gerando efeitos assimétricos, a ponto de impactar, negativamente, o nível de renda *per capita* de uma economia.

Kim e Lin (2009) analisam se há diferenças no efeito da abertura comercial sobre as rendas dos países, dependendo do seu estágio de desenvolvimento. Para alcançarem tal objetivo, os autores consideram 65 países durante o período 1960-95 e utilizam modelos com efeito *threshold* e variáveis instrumentais. Os resultados sugerem um grande impacto da abertura comercial sobre a renda em economias desenvolvidas via crescimento da produtividade e um efeito negativo para aquelas em desenvolvimento, concluindo que uma maior abertura contribui para um crescimento divergente e desigual entre as economias.

Na tentativa de examinar o efeito ambíguo que a abertura comercial pode exercer sobre o crescimento do Produto Interno Bruto *per capita* (PIBpc) e na distribuição de renda, Kiyota (2009) encontra evidências de que, para países em desenvolvimento, a abertura comercial pode piorar a distribuição de renda, reduzindo a renda *per capita*.

Dowrick e Golley (2004) testam se os benefícios do comércio variam, ao longo do tempo, entre os países e concluem que a especialização na produção de produtos primários se mostrou maléfica para o crescimento, em razão da deterioração nos termos de troca.

Herzer (2011) utiliza-se de técnicas de cointegração para dados em painel com heterogeneidade, para avaliar a influência do comércio internacional sobre a renda em 75 países. Os resultados sugerem que existem diferenças significativas no impacto do comércio sobre o nível de renda entre países desenvolvidos e em desenvolvimento. Para os países desenvolvidos, o efeito-renda do comércio mostrou-se positivo, já, para aqueles em desenvolvimento, o comércio apresentou, em média, um efeito negativo sobre a renda *per capita*.

Acemoglu, Aghion e Zilibotti (2006) apresentam fortes indícios de que a abertura comercial, ou, pelo menos, o seu componente exógeno, tem um efeito positivo, porém discreto, no crescimento, mas este é potencializado nas economias que estão relativamente perto da fronteira tecnológica.

Examinando a correlação entre comércio e renda, Frankel e Romer (1999) não conseguem identificar uma direção de causalidade entre os dois. Os autores constroem, então, indicadores, a partir de componentes geográficos importantes no comércio e que não são correlacionados aos outros determinantes da renda, e usam essas medidas para obter o impacto do comércio sobre a renda em modelos de variáveis instrumentais. Seus resultados mostram que estimativas por MQO superestimam tais efeitos. Por fim,

concluem que o efeito positivo sobre a renda causado pelo comércio se mostrou pouco robusto estatisticamente.

Em relação aos trabalhos empíricos que investigam a relação entre abertura comercial e crescimento econômico considerando a economia brasileira, destacam-se os trabalhos de Magalhães, Branco e Cavalcante (2007), Daumal e Özyurt (2011) e Arruda *et al.* (2013).

Seguindo a linha de Alesina, Spolaore e Wacziarg (2004), Magalhães, Branco e Cavalcante (2007) analisam a relação entre o tamanho do estado (considerando duas medidas, PIB e população), abertura comercial e crescimento econômico para os estados brasileiros no período de 1989-2002. Os autores identificam impactos positivos de abertura e tamanho sobre o crescimento, sendo o impacto do tamanho inferior ao de abertura. Observam também que, quanto maior o estado, menores serão os benefícios gerados pela abertura comercial.

Analisando os impactos da abertura comercial, dependendo da renda inicial dos estados brasileiros, Daumal e Özyurt (2011) utilizam dados para 26 unidades da Federação, entre 1989 e 2002, e modelos dinâmicos de dados em painel, concluindo que a abertura é benéfica para os estados com maior nível de renda *per capita* inicial e para aqueles mais industrializados.

Para aferir o impacto da abertura comercial⁹ e os possíveis efeitos assimétricos regionais do comércio internacional sobre a renda *per capita* dos estados brasileiros, Arruda *et al.* (2013) fazem uso de informações entre 1991 e 2004 e de estimativas *two-step* do System-GMM para modelos de painel dinâmico. Os autores verificam que a abertura comercial apresentou um impacto negativo e estatisticamente robusto sobre o nível de renda *per capita* para o agregado dos estados brasileiros. Entretanto, ao levar em conta as disparidades regionais, concluem que a abertura comercial afeta, positivamente, o crescimento das Regiões Centro-Oeste, Sudeste e Sul e, negativamente, o da Região Norte, quando comparados ao da Região Nordeste.

3 Descrição e análise dos dados

Para identificar os impactos da abertura comercial e do capital humano sobre o nível de renda *per capita* dos municípios cearenses, bem como suas possíveis assimetrias regionais, foram coletadas informações anuais

⁹ Para uma revisão de literatura mais detalhada sobre os aspectos teóricos e empíricos dos efeitos da abertura comercial no crescimento, ver Arruda *et al.* (2013).

de 42 municípios do Estado, considerando o período 1997-2005¹⁰. Os municípios utilizados neste estudo foram divididos em dois grupos, segundo o seu estágio de desenvolvimento, conforme descrito no Quadro 1.

O consumo de energia elétrica (comercial e industrial), utilizado como *proxy* para capital físico, foi obtido junto à Companhia Energética do Ceará (Coelce). O PIB dos municípios¹¹ foi obtido a partir dos Anuários Estatísticos, produzidos pelo Instituto de Pesquisa e Estratégia Econômica do Ceará (Ipece). Já a população residente, utilizada para transformar as demais variáveis em seus valores *per capita*, foi obtida juntamente ao Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE).

Quadro 1

Municípios do Estado do Ceará utilizados na pesquisa

Polo	Região Metropolitana (Aquiraz, Caucaia, Eusébio, Fortaleza, Horizonte, Itaitinga, Maracanaú, Maranguape, Pacajus e Pacatuba); Juazeiro do Norte, Crato e Sobral
Demais municípios	Acarape, Acaraú, Aracati, Banabuiú, Barbalha, Barreira, Camocim, Canindé, Cascavel, Fortim, Icapuí, Itapajé, Itapipoca, Itarema, Jaguaruana, Limoeiro do Norte, Marco, Morada Nova, Paracuru, Quixadá, Quixerambim, Quixeré, Russas, Santa Quitéria, São Benedito, São Gonçalo do Amarante, Tianguá, Ubajara e Uruburetama

NOTA: 1. O Município de Guaiúba não foi incluído na Região Metropolitana de Fortaleza, por não possuir informações disponíveis de comércio exterior.

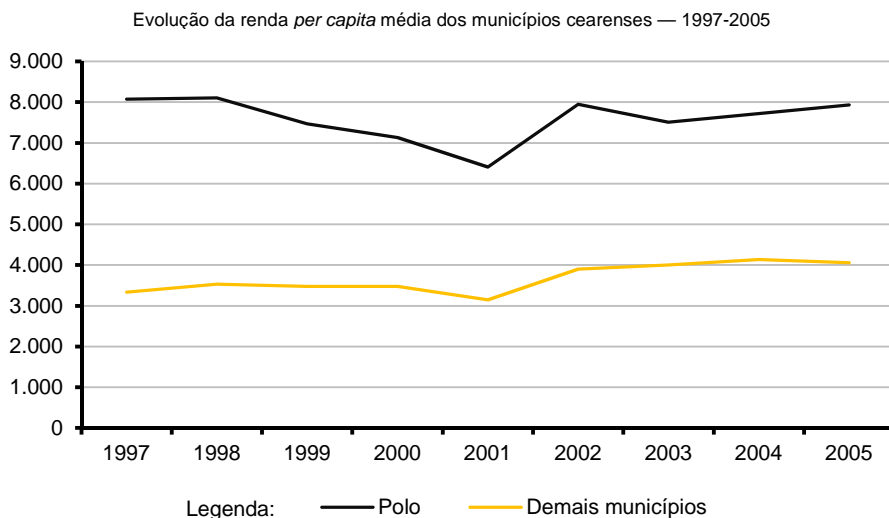
2. Em relação aos demais municípios, foram utilizados apenas aqueles com todos os dados disponíveis.

O Gráfico 1 reporta a evolução temporal do PIBpc médio entre os grupos de municípios descritos no Quadro 1. Observe que o Polo apresentou maiores níveis de renda *per capita* média durante todo o período analisado; no entanto, percebe-se que não houve um aumento desse indicador. Já os demais municípios apresentaram um PIBpc médio bem inferior ao do outro grupo, mas com um crescimento discreto.

¹⁰ Vale destacar que os dados se estendem até 2005, em virtude da indisponibilidade de informações sobre capital humano para os anos subsequentes.

¹¹ Vale lembrar que as variáveis que representam valores monetários foram devidamente deflacionadas pelo Índice Geral de Preços-Mercado (IGP-M), ano de 2000, obtido a partir dos dados da Fundação Getúlio Vargas (FGV/Conjuntura Econômica).

Gráfico 1



FORNTE DOS DADOS BRUTOS: Instituto de Pesquisa e Estratégia Econômica do Ceará (2012).

As variáveis de capital humano foram construídas nos moldes de Irffi *et al.* (2008), a partir de dados referentes à contagem feita pelo IBGE, contendo o número (estoque) de pessoas com oito anos de estudo (ensino fundamental) e 12 anos ou mais de estudo (ensino médio) em 1996, disponíveis na base de dados DATASUS e com dados coletados junto ao Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais Anísio Teixeira, com informações sobre o número de concluintes dos ensinos fundamental e médio a cada ano (fluxo). Sendo assim, para a variável capital humano de ensino fundamental, somou-se ao estoque de pessoas com oito anos ou mais de estudo, em 1996, o número de concluintes de ensino fundamental ano a ano, obtendo-se um estoque de capital humano de ensino fundamental anual. Para a variável capital humano de ensino médio, o processo foi semelhante. Vale destacar que, para capturar, com maior precisão, os efeitos da qualidade do capital humano sobre o nível de renda desses municípios, seria interessante a inclusão de um indicador que representasse a proporção de indivíduos com ensino superior, todavia, o INEP só disponibiliza informações para os níveis fundamental e médio. Apesar disso, como o nível educacional do Estado do Ceará é baixo, acredita-se que as *proxies* empregadas conseguem captar bem os efeitos aqui investigados.

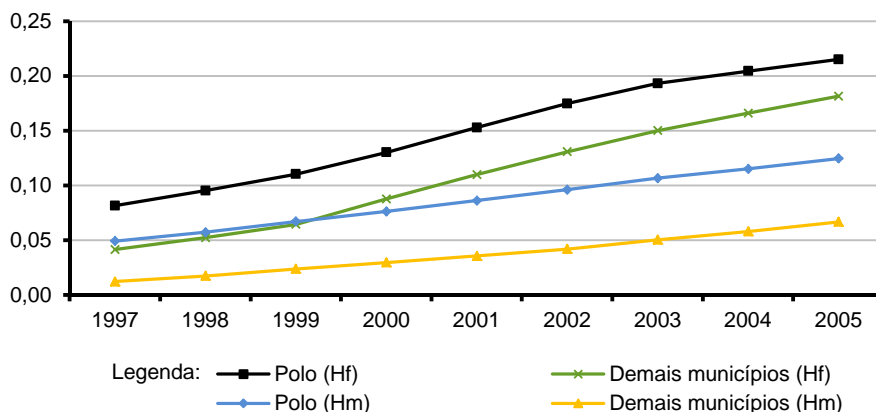
Essas variáveis são utilizadas para captar possíveis diferenciais nos efeitos da escolaridade sobre o nível de renda *per capita* dos municípios cearenses, à guisa de identificar que políticas educacionais se mostrariam

mais eficazes na melhoria desse indicador. O Gráfico 2 apresenta a evolução dessas variáveis, em termos *per capita*, para as duas regiões consideradas.

Observe-se que os dois grupos de municípios apresentaram crescimento nos indicadores de ensinos fundamental e médio, durante o período analisado. Mais uma vez, constata-se que o Polo possui os melhores indicadores, no que tange tanto ao ensino fundamental, quanto ao ensino médio. Além disso, verifica-se que, para os dois grupos analisados, o número de pessoas com ensino fundamental é bem superior ao número de pessoas com ensino médio, mostrando que o Estado do Ceará apresenta mão de obra com baixa qualificação.

Gráfico 2

Evolução da escolaridade média *per capita* por grande região, no Estado do Ceará — 1997-2005



FONTE DOS DADOS BRUTOS: Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais Anísio Teixeira (INEP).

NOTA: H_f denota capital humano com ensino fundamental; H_m, capital humano com ensino médio.

O grau de abertura comercial, aferido a partir da razão entre a soma de exportações e importações¹² e o PIB, foi construído a partir dos dados da Secretaria de Comércio Exterior do Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio (Secex-MDIC) nos moldes de Arruda *et al.* (2013). Sendo assim, os efeitos assimétricos da abertura comercial serão captados por meio da inclusão de *dummies* interadas, tendo como referência os municípios menos desenvolvidos. Vale ressaltar que os dados de exportações municipais são

¹² Os dados de exportação e importação são referentes ao conceito *free on board* (FOB), designando uma modalidade de repartição de responsabilidade em que o exportador e o importador dividem os custos de segurança e transporte da mercadoria.

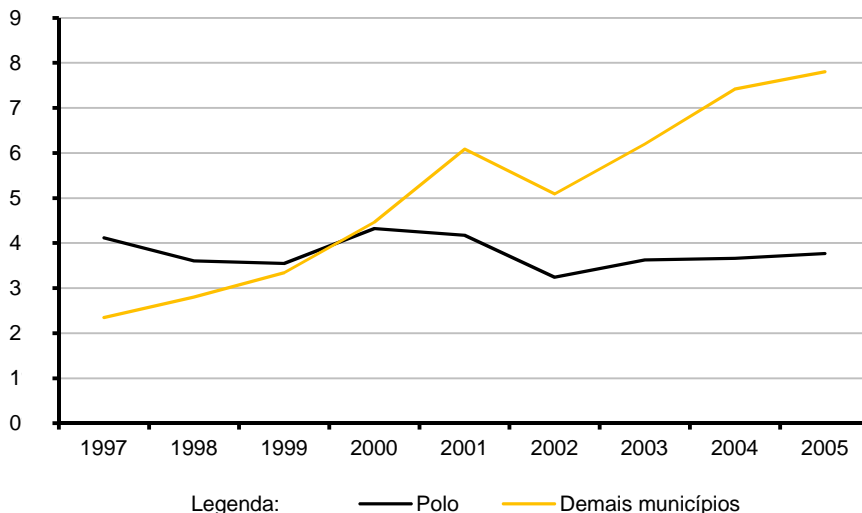
problemáticos, uma vez que, em seu cálculo, leva-se em conta o domicílio fiscal da empresa exportadora e não o local em que foi produzido. Todavia, como a produção do Estado é bastante concentrada em polos com certa proximidade geográfica (o Ceará possui 184 municípios, e a produção para exportação mostra-se concentrada em menos de 50 deles), e não há muita diversificação na produção (o Estado atua basicamente em setores, como têxtil, calçados, castanha de caju e couros e peles), acredita-se que esse problema de medida não afeta, gravemente, as estimações realizadas, sobretudo porque não há esse problema com o cálculo das importações.

A evolução temporal da abertura comercial nos municípios cearenses é reportada no Gráfico 3. Note-se que, inicialmente, o Polo apresentava o maior grau de abertura comercial, no entanto, a partir do início da primeira década dos anos 2000, o grupo composto pelos demais municípios passou a superá-lo em termos de abertura comercial.

O Quadro 2 apresenta uma síntese dos parágrafos anteriores, descrevendo as variáveis que serão utilizadas, bem como as letras que identificarão cada uma delas, suas *proxies*, a fonte de obtenção desses dados e os sinais esperados dos seus coeficientes após as estimações dos modelos.

Gráfico 3

Evolução percentual da abertura comercial dos municípios cearenses — 1997-2005



FONTE DOS DADOS BRUTOS: Instituto de Pesquisa e Estratégia Econômica do Ceará (2012).
Secretaria de Comércio Exterior do Ministério do Desenvolvimento,
Indústria e Comércio (Secex-MDIC).

Quadro 2

Resumo descritivo das variáveis utilizadas

VARIÁVEL	PROXY	FONTE	SINAL ESPERADO
Crescimento econômico (Y)	Produto Interno Bruto <i>per capita</i> (PIBpc)	IPECE/IBGE	Variável dependente
Capital físico <i>per capita</i> (K)	Consumo de energia industrial + comercial <i>per capita</i>	COELCE	+
Capital humano fundamental <i>per capita</i> (Hf)	Estoque de concluintes de ensino fundamental <i>per capita</i>	IBGE/INEP	+
Capital humano médio <i>per capita</i> (Hm)	Estoque de concluintes de ensino médio <i>per capita</i>	IBGE/INEP	+
Abertura comercial (Z)	Razão entre a soma de exportações e importações e o PIB	IBGE/ Se-cex/MDIC	-/+
Dummy Polo (1) (Dpolo*Z)	Interação entre <i>Dummy Polo</i> e abertura comercial	Elaboração própria	+
Dummy Demais municípios (2) (Demaismunic*Z)	Interação entre <i>Dummy Demaismunic</i> e abertura comercial	Elaboração própria	Categoria de referência

(1) Essa variável assume o valor um para os municípios pertencentes ao grupo denominado Polo, caso contrário assume o valor zero. (2) Essa variável assume o valor um para os municípios pertencentes ao grupo denominado Demais municípios, caso contrário assume o valor zero.

A Tabela 1 reporta as estatísticas descritivas das variáveis utilizadas no presente estudo. Observa-se, no período em análise, que o PIBpc médio dos municípios considerados foi de R\$ 5.110,00. Além disso, constatou-se que, em média, 8% dos residentes nos municípios considerados neste estudo tinham ensino fundamental, e apenas 3% tinham o ensino médio. Já em termos de interação comercial, considerando o Polo, observa-se uma abertura comercial média na ordem de 3%, enquanto, nas mesmas condições, os demais municípios apresentaram uma participação média de 5% do setor externo.

As Tabelas 2 e 3 destacam as disparidades existentes entre alguns indicadores referentes aos 42 municípios cearenses citados no Quadro 1. A Tabela 2 apresenta a evolução dos indicadores de escolaridade, médio e fundamental, desses municípios. Percebe-se, inicialmente, que o Município de Fortaleza liderava o *ranking* de capital humano¹³, estoque de pessoas com ensinos fundamental e médio, em 1997.

¹³ Variável em termos *per capita*.

Tabela 1

Estatísticas descritivas das variáveis utilizadas

VARIÁVEIS	MÉDIA	DESVIO-PADRÃO	AMPLITUDE		MEDIANA
			Mínimo	Máximo	
Y_{it}	5,11	4,43	2,01	36,98	3,73
K_{it}	0,38	0,60	0,02	3,48	0,15
Hf_{it}	0,08	0,04	0,02	0,23	0,07
Hm_{it}	0,03	0,02	0,00	0,10	0,03
Z_{it}	0,04	0,07	0,00	0,46	0,02
$Dpoloi*Z_{it}$	0,03	0,03	0,00	0,16	0,02
$Ddemaismunic*Z_{it}$	0,05	0,08	0,00	0,46	0,02

FONTE DOS DADOS BRUTOS: Instituto de Pesquisa e Estratégia Econômica do Ceará (IPECE).
 Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE).
 Companhia Energética do Ceará (Coelce).
 Secretaria de Comércio Exterior do Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio (Secex-MDIC).
 Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais Anísio Teixeira (INEP).

No entanto, a capital cearense apresentou, em média, uma redução de 1,8% ao ano, nesses quesitos, perdendo mais de 20 posições em cada *ranking*. Convém mencionar também que outros municípios importantes do interior e da Região Metropolitana de Fortaleza (RMF), Juazeiro do Norte, Crato, Sobral, Caucaia, Eusébio e Maracanaú, também apresentaram reduções nesses indicadores de ensino, perdendo, portanto, muitas posições relativas nos *rankings*. Por outro lado, municípios como Barreira, Fortim, Horizonte, Jaguaruana, Paracuru e Uruburetama apresentaram elevações significativas nos seus indicadores de escolaridade, subindo, portanto, várias posições.

Tabela 2

Disparidades dos indicadores de concluintes de ensino fundamental e médio em 42 municípios cearenses — 1997-2005

MUNICÍPIOS	Hf_i/Hf_{FOR} (97)	Hf_i/Hf_{FOR} (05)	Hm_i/Hm_{FOR} (97)	Hm_i/Hm_{FOR} (05)	RANK (97/05)f	RANK (97/05)m	γ (%f)	γ (%m)
Acarape	0,66	2,19	0,14	0,48	7/8	25/39	11,59	12,06
Acarau	0,25	1,30	0,10	0,75	42/24	33/35	16,55	20,48
Aquiraz	0,42	1,16	0,09	0,89	33/26	36/31	9,57	23,11
Aracati	0,54	0,72	0,29	1,78	12/35	9/1	1,38	18,50
Banabuiú	0,28	1,84	0,08	0,81	40/15	39/34	19,14	24,26
Barbalha	0,52	1,47	0,36	1,53	17/20	6/4	9,72	14,39
Barreira	0,42	2,55	0,08	1,22	31/3	38/10	18,18	28,63
Camocim	0,42	0,89	0,16	1,09	30/30	16/20	6,42	19,28
Canindé	0,32	0,55	0,10	0,95	37/40	34/27	4,31	23,17

(continua)

Tabela 2

Disparidades dos indicadores de concluintes de ensino fundamental e médio em 42 municípios cearenses — 1997-2005

MUNICÍPIOS	Hf_i/Hf_{FOR} (97)	Hf_i/Hf_{FOR} (05)	Hm_i/Hm_{FOR} (97)	Hm_i/Hm_{FOR} (05)	RANK (97/05) _f	RANK (97/05) _m	$\gamma(\%t)$	$\gamma(\%m)$
Cascavel	0,50	1,16	0,13	1,39	20/25	27/6	7,61	24.30
Caucaia	0,74	0,63	0,15	0,18	4/39	20/41	-3,56	0.20
Crato	0,70	0,70	0,81	0,97	5/36	2/26	-1,74	0.14
Eusébio	0,58	1,88	0,19	1,08	11/14	13/21	11,35	17.47
Fortaleza	1,00	1,00	1,00	1,00	1/27	1/24	-1,81	-1.81
Fortim	0,47	2,57	0,04	1,18	22/2	42/11	17,08	36.49
Horizonte	0,44	1,71	0,12	1,17	27/19	28/13	13,27	23.26
Icapuí	0,46	2,31	0,16	1,07	25/5	18/22	16,23	19.33
Itaitinga	0,43	2,04	0,10	0,74	29/10	32/36	15,57	19.97
Itapajé	0,45	1,97	0,15	1,15	26/11	19/17	14,57	20.59
Itapipoca	0,50	0,46	0,19	0,89	19/42	12/33	-2,80	15.21
Itarema	0,30	1,90	0,06	0,65	39/13	41/38	18,86	24.57
Jaguaruana	0,41	2,04	0,29	1,56	34/9	8/3	15,95	16.78
Juazeiro do Norte	0,69	0,67	0,40	0,38	6/37	5/40	-2,20	-2.19
Limoeiro do Norte	0,61	1,33	0,43	1,50	9/23	4/5	6,81	12.03
Maracanaú	0,98	0,96	0,14	0,14	2/28	24/42	-2,05	-1.95
Maranguape	0,65	0,66	0,15	1,25	8/38	21/9	-1,67	21.83
Marco	0,38	2,34	0,12	1,00	36/4	30/25	18,37	21.51
Morada Nova	0,41	0,87	0,21	1,17	35/31	11/15	6,49	17.29
Pacajus	0,51	1,71	0,13	1,18	18/18	26/12	11,61	22.35
Pacatuba	0,83	1,35	0,10	0,94	3/21	35/28	3,59	23.16
Paracuru	0,53	2,26	0,14	1,17	15/7	22/14	14,31	21.49
Quixadá	0,60	0,77	0,33	1,60	10/34	7/2	0,87	15.70
Quixeramobim	0,53	0,91	0,12	1,10	13/29	29/19	4,21	22.64
Quixeré	0,46	2,26	0,14	1,03	23/6	23/23	15,88	20.27
Russas	0,53	0,83	0,24	1,37	14/32	10/7	3,14	17.62
Santa Quitéria	0,27	1,34	0,17	1,11	41/22	14/18	16,02	18.68
São Benedito	0,32	1,74	0,11	0,91	38/17	31/29	17,13	21.49
São Gonçalo do								
Amarante	0,46	1,79	0,07	1,16	24/16	40/16	13,39	29.08
Sobral	0,53	0,51	0,62	0,70	16/41	3/37	-2,18	-0.43
Tianguá	0,44	0,80	0,17	0,90	28/33	15/30	4,96	16.82
Ubajara	0,42	1,97	0,16	0,89	32/12	17/32	15,36	17.07
Uruburetama	0,49	2,91	0,09	1,25	21/1	37/8	17,87	26.93

FONTE DOS DADOS BRUTOS: Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais Anísio Teixeira (INEP).

NOTA: Hf_i , Hm_i - estoque de capital humano *per capita* fundamental e médio respectivamente; Hf_i/Hf_{FOR} , Hm_i/Hm_{FOR} - estoque de capital humano *per capita* de ensino fundamental e médio, respectivamente, relativos a Fortaleza; $Rank(97/05)_f$, $Rank(97/05)_m$ - ranking relativo por ordem decrescente de Hf_i , Hm_i em 1997 e 2005, respectivamente; $\gamma(\%t)$, $\gamma(\%m)$ - taxa média de crescimento entre 1997 e 2005, calculada pela fórmula $((\ln(\text{Valor Final}) - \ln(\text{Valor Inicial})) / t)$, sendo t o número de anos entre a observação inicial e final do capital humano *per capita* de nível fundamental e médio respectivamente; Nesse caso, $t = 9$.

A Tabela 3, por sua vez, destaca as disparidades existentes entre os indicadores de PIBpc e abertura comercial dos municípios já citados. Percebe-se, inicialmente, que o Município de Eusébio apresentou o maior PIBpc, liderando o *ranking* em todo o período analisado, seguido por Horizonte e Maracanaú. O Município de Fortaleza ocupava apenas a sexta posição no *ranking* desse indicador, em 1997, passando para a quinta colocação em 2005. O PIBpc de Quixeré era o segundo menor dentre os municípios analisados, em 1997, representando apenas 7% do PIBpc de Eusébio; no entanto, este município apresentou uma melhora relativa significativa, crescendo, em média, 12,15% ao ano e passando para a sétima colocação no *ranking* do PIBpc, em 2005. O Município de Acarape apresentou a maior redução dentre todos os municípios analisados, caindo da sétima para a última colocação.

Em termos de abertura comercial, destaca-se o Município de Uruburetama, que liderava o *ranking* em 1997, perdendo o posto para Fortim, que apresentou uma elevação, em média, de quase 28% ao ano, nesse indicador, em 2005. O Município de Fortaleza apresentou uma redução, em média, de 6,39% ao ano, no indicador de abertura comercial, passando da nona colocação em 1997 para a vigésima em 2005. Convém mencionar os expressivos crescimentos nos indicadores de abertura comercial dos Municípios de Marco, Acaraú, Itaitinga, Camocim e Itarema no período analisado. Já os Municípios de Acarape e Canindé apresentaram os piores desempenhos entre os anos de 1997 e 2005.

Tabela 3

Disparidades dos indicadores de renda *per capita* e abertura comercial de 42 municípios cearenses — 1997-2005

MUNICÍPIOS	Y _i /Y _{EUS} (97)	Z _i /Z _{URU} (97)	Y _i /Y _{EUS} (05)	Z _i /Z _{URU} (05)	RANK (97/05) _y	RANK (97/05) _z	Y(%) _y	Y(%) _z
Acarape	0,18	0,23	0,16	0,00	7/42	10/41	-10,45	-62,87
Acaraú	0,07	0,00	0,19	0,06	39/37	42/21	2,17	75,13
Aquiraz	0,12	0,02	0,34	0,03	12/12	25/27	3,22	17,35
Aracati	0,11	0,22	0,35	0,29	17/10	11/7	4,46	12,40
Banabuiú	0,07	0,69	0,20	0,13	42/36	2/13	3,15	-9,38
Barbalha	0,11	0,00	0,24	0,00	16/26	37/39	0,00	8,51
Barreira	0,08	0,02	0,19	0,02	35/38	24/30	1,38	10,54
Camocim	0,10	0,01	0,24	0,23	18/27	34/11	0,20	49,15
Canindé	0,10	0,36	0,19	0,00	24/40	4/40	-1,51	-55,10
Cascavel	0,11	0,48	0,37	0,90	13/9	3/3	4,21	16,39
Caucaia	0,12	0,24	0,22	0,25	11/32	8/10	-2,14	9,44
Crato	0,13	0,01	0,26	0,04	9/20	31/25	-1,30	27,38
Eusébio	1,00	0,08	1,00	0,01	1/1	16/33	-8,85	-10,75

(continua)

Tabela 3

Disparidades dos indicadores de renda *per capita* e abertura comercial de 42 municípios cearenses — 1997-2005

MUNICÍPIOS	Y_i/Y_{EUS} (97)	Z_i/Z_{URU} (97)	Y_i/Y_{EUS} (05)	Z_i/Z_{URU} (05)	RANK (97/05) _y	RANK (97/05) _z	$\gamma(\%)_y$	$\gamma(\%)_z$
Fortaleza	0,22	0,24	0,56	0,06	6/5	9/20	1,52	-6,39
Fortim	0,10	0,21	0,24	1,06	19/23	12/1	0,81	27,39
Horizonte	0,67	0,29	0,78	0,34	2/2	6/6	-7,20	11,09
Icapuí	0,08	0,01	0,38	0,07	29/8	27/18	7,80	28,12
Itaitinga	0,08	0,00	0,18	0,03	33/41	41/29	0,41	64,43
Itapajé	0,08	0,28	0,29	0,42	31/16	7/4	5,42	13,67
Itapipoca	0,12	0,15	0,22	0,02	10/30	13/31	-2,36	-14,15
Itarema	0,07	0,01	0,24	0,14	40/28	35/12	4,42	43,63
Jaguaruana	0,09	0,01	0,26	0,06	28/21	30/19	3,29	29,01
Juazeiro do Norte	0,10	0,01	0,28	0,00	23/18	33/38	3,14	1,97
Limoeiro do Norte	0,11	0,01	0,35	0,04	14/11	28/24	3,91	23,27
Maracanaú	0,61	0,34	0,75	0,29	3/3	5/8	-6,56	7,46
Maranguape	0,14	0,05	0,32	0,10	8/13	19/16	0,73	17,51
Marco	0,07	0,00	0,21	0,11	38/33	40/14	3,27	76,20
Morada Nova	0,10	0,01	0,21	0,05	22/35	29/23	-0,49	24,85
Pacajus	0,37	0,03	0,47	0,04	4/6	21/26	-6,15	14,09
Pacatuba	0,07	0,01	0,23	0,05	36/29	32/22	3,95	29,74
Paracuru	0,10	0,00	0,31	0,00	20/15	39/37	3,72	30,24
Quixadá	0,11	0,01	0,26	0,00	15/19	36/42	1,04	-32,17
Quixeramobim	0,08	0,09	0,25	0,25	32/22	15/9	3,70	20,44
Quixeré	0,07	0,02	0,47	0,37	41/7	22/5	12,15	39,62
Russas	0,10	0,06	0,32	0,01	21/14	17/36	4,16	-18,28
Santa Quitéria	0,08	0,05	0,21	0,01	30/34	18/34	1,66	-6,95
São Benedito	0,07	0,01	0,19	0,01	37/39	26/32	1,84	9,84
São Gonçalo do Amarante	0,08	0,03	0,22	0,01	34/31	20/35	3,04	-3,42
Sobral	0,30	0,11	0,60	0,11	5/4	14/15	-1,31	9,26
Tianguá	0,09	0,02	0,24	0,07	27/24	23/17	2,33	21,71
Ubajara	0,09	0,00	0,24	0,03	26/25	38/28	2,15	36,45
Uruburetama	0,09	1,00	0,29	1,00	25/17	1/2	3,86	9,28

FONTE DOS DADOS BRUTOS: Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE, 2012, 2012a).

Secretaria de Comércio Exterior do Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio (Secex-MDIC).

NOTA: Y_i , Z_i - PIBpc, Participação do Comércio no PIB (abertura comercial); Y_i/Y_{EUS} , Z_i/Z_{URU} - PIBpc relativos ao município de Eusébio, Participação do Comércio no PIB relativos à Uruburetama; $Rank(97/05)_y$, $Rank(97/05)_z$ - *Ranking* relativo por ordem decrescente de Y_i , Z_i em 1997 e 2005, respectivamente; $\gamma(\%)_y$, $\gamma(\%)_z$ - Taxa média de crescimento entre 1997 e 2005, calculada pela fórmula $((\ln(Valor\ Final) - \ln(Valor\ Inicial)) / t)$, sendo t o número de anos entre a observação inicial e final do PIBpc e abertura comercial, respectivamente; nesse caso, $t = 9$.

Por fim, ao se confrontarem as estatísticas de PIBpc com a participação do comércio, percebe-se que não há um padrão de direcionamento entre elas, visto que o Município de Eusébio possui o maior PIBpc dentre os

municípios analisados, em todo o período, e apresentou uma redução no comércio, caindo da décima sexta para a trigésima terceira colocação no *ranking* de abertura comercial. Já o Município de Fortim, que assumiu a primeira posição da participação do comércio no PIB, em 2005, ocupa apenas a vigésima terceira colocação no *ranking* do PIBpc. Entretanto, apesar dos indicativos apresentados, nada se pode afirmar sobre os efeitos (e significância estatística) dessas variáveis como determinantes do crescimento econômico (PIBpc) dos municípios cearenses.

4 Metodologia econométrica

Para cotejar os efeitos da abertura comercial sobre o PIBpc dos municípios cearenses, entre 1997 e 2005, considerando aspectos regionais, estimar-se-á uma regressão adaptada para modelos dinâmicos de dados em painel, a partir da estrutura utilizada por Arruda *et al.* (2013), a qual pode ser representada por:

$$\ln Y_{it} = \beta_0 \ln Y_{it-1} + \beta_1 \ln K_{it} + \beta_2 \ln H_{it} + \beta_3 \ln Z_{it} + \theta X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1),$$

onde Y_{it} reporta o PIBpc; Y_{it-1} é o PIBpc do período anterior, com fins a representar um efeito transferência do crescimento econômico passado para o futuro; e K_{it} e H_{it} descrevem, respectivamente, os estoques de capital físico e humano *per capita*. A variável Z_{it} representa o grau de abertura comercial dado pela participação do comércio na renda; ou seja, $((\text{Importação}_{it} + \text{Exportação}_{it})/\text{PIB}_{it})$, e as variáveis contidas no vetor X_{it} representam *dummies* para cada grupo de municípios interadas com a abertura comercial, para captar os possíveis efeitos assimétricos da abertura. ε_{it} é o termo de erro; e os subscritos i e t referem-se ao município i no ano t .

A presença da variável Y_{it-1} caracteriza o painel dinâmico e gera um problema de endogeneidade¹⁴. Por isso, as estimativas de MQO tendem a ser enviesadas e inconsistentes, superestimando o coeficiente estimado $\hat{\beta}_0$.

¹⁴ Caso em que as variáveis explicativas do modelo são correlacionadas com os resíduos $E(X_{it}, \varepsilon_{it}) \neq 0$. Uma variável qualquer pode ser classificada como estritamente exógena, se não é correlacionada com os termos de erro passados, presentes e futuros; fracamente exógena, se é correlacionada apenas com valores passados do termo de erro; e endógena, se é correlacionada com os termos de erro passados, presentes e futuros.

Por outro lado, o estimador de efeito fixo não observado pode solucionar esse problema, ao captar a heterogeneidade individual dos municípios cearenses; ou, semelhantemente, pode-se optar pelo método Within Groups, centrando as variáveis. Entretanto, neste último caso, ao subtrair, de cada observação, sua média temporal, perde-se, conseqüentemente, um grau de liberdade para cada município da amostra. Ambas as técnicas geram coeficientes estimados inferiores aos de MQO, mas não conseguem eliminar, completamente, a endogeneidade do modelo, persistindo o viés do painel dinâmico. Portanto, uma estimativa não enviesada de β_0 deve estar entre os limites dos estimadores de MQO e Within Groups.

Assim sendo, uma estratégia para expurgar a endogeneidade persistente seria a transformação do modelo em primeira diferença e fazer a sua estimação por GMM, conhecido como Difference-GMM, o qual minimiza as condições de momentos da distribuição. Nesse sentido, a equação (1) é reescrita da seguinte forma:

$$\Delta \ln Y_{it} = \beta_0 \Delta \ln Y_{it-1} + \beta_1 \Delta \ln K_{it} + \beta_2 \Delta \ln H_{it} + \beta_3 \Delta \ln Z_{it} + \theta \Delta X_{it} + \Delta \varepsilon_{it} \quad (2)$$

No entanto, além do problema adicional de autocorrelação dos resíduos, devido à transformação em primeira diferença, a endogeneidade ainda persiste, pois $\Delta \ln Y_{it-1}$ é correlacionado a $\Delta \varepsilon_{it}$. Portanto, faz-se necessário o uso de um instrumento que expurgue, completamente, a endogeneidade do modelo.¹⁵ Arellano e Bond (1991) sugerem utilizar a primeira diferença de Y_{it-1} com defasagens maiores que um, como instrumento para expurgar a endogeneidade. Entretanto, para painéis com dimensão temporal pequena, os instrumentos utilizados podem ser fracos, e o problema de endogeneidade persistirá.

Nesse caso, deve-se compor um sistema que combine (1) e (2), utilizando-se como instrumentos as variáveis em primeira diferença defasadas para a equação em nível, e as variáveis em nível defasadas para a equação em primeira diferença, conhecido como System-GMM, como sugerido por Arellano e Bover (1995) e Blundell e Bond (1998). No presente estudo, as variáveis PIBpc defasada, abertura comercial e capital humano serão tratadas como endógenas. A abertura comercial foi incluída como endógena pela previsão da teoria econômica, que indica que a renda doméstica determina importação. Assim, serão utilizados como instrumentos os *lags* dessas variáveis em nível, na equação, em primeira diferença; e os *lags* desses

¹⁵ Por hipótese, no método de estimação GMM, tem-se que $E(\Delta Y_{it-s}, \Delta \varepsilon_{it}) = 0$ para $t = 3, 4, \dots, T$ e $s \geq 2$. Para mais detalhes, ver Roodman (2009).

indicadores, em primeira diferença para a equação em nível. Após essa instrumentalização, observam-se os testes de validade e exogeneidade dos instrumentos empregados e se o coeficiente estimado da variável dependente defasada se encontra entre os limites das estimações de Pooled (que o superestima) e Within Groups, ou efeitos fixos (que o subestima), como recomendam Arellano e Bover (1995) e Blundell e Bond (1998).

Portanto, emprega-se o System-GMM para estimar os efeitos da abertura comercial e do capital humano sobre o crescimento econômico dos municípios cearenses, e, seguindo Roodman (2009), reportam-se todas as escolhas de especificação do modelo. Há duas técnicas de estimação GMM para o System-GMM, uma, em que se supõe que os resíduos sejam esféricos¹⁶ (*one-step*), e outra, *two-step*, na qual se utilizam os resíduos gerados na primeira estimação, para obter uma estimativa consistente da matriz de variância-covariância.

Devido ao tamanho da amostra, utiliza-se a variante *two-step*, que se mostra mais eficiente para a estimação do painel. No entanto, esta tende a subestimar os erros-padrão, sendo necessário utilizar a correção de Windmeijer (2005) para amostras finitas, tornando a estimação *two-step* ainda mais robusta.

Como o painel dinâmico é sensível à autocorrelação dos resíduos, aplica-se o teste de Arellano e Bond para autocorrelação de primeira e segunda ordens, no qual, para que a estimação seja consistente, deve-se rejeitar a hipótese nula de ausência de autocorrelação de primeira ordem e não rejeitar a hipótese nula de ausência de autocorrelação de segunda ordem.

Ademais, é preciso definir algum critério para a quantidade e validade dos instrumentos utilizados. Primeiramente, para que não haja sobreidentificação¹⁷, recomenda-se que o número de instrumentos deve ser menor ou igual ao número de grupos investigados.

Para testar a validade dos instrumentos, adotam-se as estatísticas de teste de Hansen (1982) e Sargan (1958)¹⁸, que têm a validade dos instrumentos como hipótese nula. Além disso, é importante notar que estes possuem baixo poder, se o modelo inclui uma ampla seleção de instrumentos

¹⁶ Homoscedásticos.

¹⁷ Caso em que o número de instrumentos é superior ao número de grupos. Vale destacar que Daumal e Özyurt (2011), em suas estimações GMM, não respeitam esse critério, logo, seus resultados podem estar sujeitos ao viés ocasionado pela endogeneidade. Para mais detalhes, ver Roodman (2009). No presente estudo, o número de grupos é dado pela quantidade de municípios presentes no painel.

¹⁸ A estatística de teste de Hansen (1982) é mais robusta na presença de heteroscedasticidade. Vale destacar que o teste de Sargan (1958) é um caso especial da estatística J de Hansen para o caso de homoscedasticidade.

excluídos. Por esse motivo, também se analisa o teste de exogeneidade de grupos particulares de instrumentos, o teste Difference-Hansen, definido como a diferença entre a estatística de Hansen obtida com um número menor de instrumentos, excluindo-se os instrumentos com validade suspeita, e a equação com todos os instrumentos, inclusive aqueles com indícios de serem precários. A hipótese nula é a de que ambos, o número reduzido de instrumentos e os instrumentos suspeitos adicionais, são válidos.

5 Análise e discussão dos resultados

Os efeitos da abertura comercial e do capital humano sobre o crescimento econômico dos municípios cearenses são investigados a partir da estimação de seis regressões; as três primeiras levam em conta o capital humano com ensino fundamental, enquanto as últimas consideram a população com ensino médio. Vale ressaltar que, em virtude do viés da estimação de Pooled e de efeitos fixos, esta seção discorrerá apenas sobre a análise das estimativas pelo método System-GMM.

Primeiramente, a análise se atém aos testes de especificação, e, em segundo lugar, discutem-se os coeficientes. Os resultados são reportados no Quadro 3. O teste de Arellano-Bond não rejeita a hipótese nula de ausência de autocorrelação de segunda ordem, mas rejeita a autocorrelação de primeira ordem. Os testes de Hansen e Sargan não rejeitam a hipótese de que os instrumentos são válidos. E, por fim, o teste Difference-Hansen não rejeita a hipótese de exogeneidade dos instrumentos. Consequentemente, pode-se inferir que a estimação se mostrou eficiente em ambos os modelos.

Vale destacar que, apesar da ampla discussão sobre os efeitos da endogeneidade do capital humano em modelos empíricos à la Mankiw, Romer e Weill (1992), ainda não há uma técnica indiscutível e consensual para controlar tais efeitos. Um dos recursos técnicos mais recentes é o método System-GMM, proposto por Arellano e Bover (1995) e Blundell e Bond (1998) e empregado em Arruda (2013) e Daumal e Özyurt (2011), que consiste na composição de um sistema composto pela equação dinâmica em nível e sua versão em primeira diferença, com a utilização de *lags* das variáveis em primeira diferença, como instrumentos para a equação em nível e *lags* das variáveis em nível para a equação em primeira diferença. Reconhecendo essa dificuldade, o presente estudo fez uso dessa técnica empregando também *lags* dos indicadores de capital humano, na tentativa de instrumentalizá-lo.

Quadro 3

Resultados dos modelos estimados

VARIÁVEIS EXPLICATIVAS	ENSINO FUNDAMENTAL			ENSINO MÉDIO		
	<i>Pooled</i>	Efeitos fixos	System GMM	<i>Pooled</i>	Efeitos fixos	System GMM
LnY_{it-1}	0,835* (0,030)	0,602* (0,053)	0,646* (0,071)	0,840* (0,02)	0,615* (0,047)	0,658* (0,0940)
LnH_{it}	0,030 (0,022)	0,072 (0,046)	0,097 (0,066)	0,020 (0,015)	0,016 (0,021)	0,1158* (0,042)
LnK_{it}	0,030* (0,013)	0,119** (0,054)	0,071*** (0,037)	0,034* (0,012)	0,128* (0,049)	0,060*** (0,034)
LnZ_{it}	0,005 (0,005)	-0,001 (0,009)	-0,034*** (0,019)	0,006 (0,004)	0,003 (0,007)	-0,031*** (0,017)
$Dpolos^*Z_{it}$	0,173 (0,326)	-0,231 (0,600)	2,216** (0,850)	0,209 (0,464)	-0,248 (0,896)	3,505* (1,254)
<i>Const.</i>	0,410* (0,098)	0,975* (0,165)	0,732* (0,237)	0,377 (0,073)	0,857 (0,131)	0,817* (0,249)
H_0 : Ausência de autocorrelação nos resíduos de primeira ordem (System-GMM)				Estatística	0,008	
				P-Valor	0,00	
H_0 : Ausência de autocorrelação nos resíduos de segunda ordem (System-GMM)				Estatística	0,467	
				P-Valor	0,480	
Teste de Sargan (System-GMM)				Estatística	0,248	
				P-Valor	0,776	
Teste de Hansen (System-GMM)				Estatística	0,486	
				P-Valor	0,464	
Teste de Hansen Grupo Excluído (System-GMM)				Estatística	0,463	
				P-Valor	0,687	
Teste Difference-Hansen (System-GMM)				Estatística	0,564	
				P-Valor	0,157	

NOTA: 1. Os valores em parênteses são os erros-padrão.

2. No caso do System-GMM, esses erros foram corrigidos para amostras finitas pelo método de Windmeijer (2005).

3. Os valores para os testes de Hansen são os p-valores para a hipótese nula de que os instrumentos são válidos.

4. Utilizaram-se como instrumentos no System-GMM as variáveis explicativas em diferenças defasadas e variáveis explicativas em nível defasadas.

5. Hipótese nula do teste Difference-Hansen: exogeneidade dos instrumentos utilizados.

6. Foram consideradas endógenas, na estimação do System-GMM, as variáveis de PIBpc e abertura comercial.

7. * significante ao nível de 1%; ** significante ao nível de 5%; e *** significante ao nível de 10%.

Primeiramente, percebe-se que, nos modelos em questão, as variáveis apresentaram os sinais previstos pela teoria. E, além disso, o coeficiente estimado da variável dependente defasada, no System-GMM, em ambos os modelos, está exatamente entre os limites das estimações via Pooled (MQO) e via método Within Groups (efeitos fixos) como recomendado por Arellano e Bover (1995) e Blundell e Bond (1998), uma vez que o primeiro

superestima, e o segundo subestima o referido coeficiente. Ao mesmo tempo, os testes de Hansen e Sargan e o de Difference-Hansen não rejeitam as hipóteses de validade e exogeneidade dos instrumentos, respetivamente. Portanto, acredita-se que boa parte dos efeitos da endogeneidade no modelo foi expurgada, todavia ainda se deve empregar cautela, uma vez que não há um consenso na literatura sobre qual a melhor forma de controlar possíveis efeitos de endogeneidade em modelos empíricos de função de produção agregada com capital humano.

Em relação aos coeficientes estimados, percebe-se que existe um componente dinâmico no crescimento econômico cearense, em função de Y_{it-1} exercer influência sobre o Y_{it} (PIBpc atual). Além disso, pode-se inferir que um aumento de 10% no nível de crescimento econômico, hoje, tende a aumentar o crescimento econômico futuro dos municípios cearenses em 6%, em ambas as regressões.

O comércio internacional afeta, negativamente, o crescimento econômico agregado dos municípios cearenses. Esse resultado, possivelmente, é decorrente da especialização em produtos com baixo valor agregado. De fato, como mostram Maia e Cavalcante (2010), os principais produtos exportados pela economia cearense são calçados, castanha de caju, couros e peles, frutas e produtos têxteis, enquanto a pauta de importações é composta por reatores nucleares, máquinas e equipamentos e produtos químicos.

Assim sendo, como argumentou Dowrick e Golley (2004), a especialização na produção de produtos primários mostra-se maléfica para o crescimento econômico, em razão da deterioração nos termos de troca. Além disso, pode revelar um fraco nível de difusão e absorção de novas tecnologias, pelo baixo nível educacional do Estado do Ceará.

No entanto, analisando o coeficiente da variável $Dpolos*Z_{it}$, verifica-se a existência de assimetrias nos efeitos do comércio internacional entre os municípios cearenses, uma vez que, considerando os municípios constantes no Polo, obtêm-se um impacto positivo e estatisticamente robusto do comércio exterior sobre o crescimento econômico (PIBpc), quando comparados aos demais municípios. Como mostra Herzer (2011), esse resultado confirma que o efeito do comércio sobre o PIBpc tende a ser positivo para as regiões desenvolvidas e negativo para as com menores níveis de desenvolvimento.

Assim como as evidências apresentadas em Arruda *et al.* (2013) para os estados brasileiros, percebe-se, então, que a abertura comercial também contribuiu para um crescimento divergente e desigual entre os municípios cearenses, considerando seus níveis de desenvolvimento; além disso, o

comércio internacional pode estar contribuindo para o agravamento das disparidades regionais do Estado.

No tocante aos efeitos do capital humano, verifica-se que, no caso dos residentes com ensino médio completo, o efeito é superior àquele. Além disso, os resultados mostram que o ensino fundamental não se mostrou significativo sobre o crescimento econômico dos municípios cearenses.

Desse modo, o Estado deve promover políticas educacionais, visando aumentar o contingente populacional com ensino médio, uma vez que um aumento de 10% no estoque de residentes com essa formação, *ceteris paribus*, aumenta o PIBpc municipal em 1,1%; enquanto um aumento semelhante no estoque de capital físico, nas mesmas condições, aumenta o crescimento econômico em apenas 0,6%.

Assim, se o objetivo da política econômica do Governo do Estado for aumentar o PIBpc dos municípios cearenses, recomendam-se políticas educacionais, sobretudo para níveis maiores que o ensino médio, em detrimento à política industrial, pois, de acordo com Nelson e Phelps (1966), Lucas (1988) e Romer (1990), o capital humano é o motor do crescimento econômico e inclusive potencializa os efeitos da política industrial via *learning by doing*, *knowledge spillovers* e difusão tecnológica.

Esses resultados corroboram os de Lucas (1988), Romer (1990), Mankiw, Romer e Weill (1992), Ferreira, Issler e Pessôa (2004) e Cangussu, Salvato e Nakabashi (2010), que confirmam que o capital humano apresenta um impacto importante sobre o crescimento econômico das economias cearenses. Vale destacar ainda que Oliveira Silva (2006), Oliveira (2005), Barreto e Almeida (2008) e Irfi *et al.* (2008) e Fontenele, Moura e Leocadio (2011) encontraram resultados semelhantes, quais sejam, que a economia cearense pode crescer via investimento em educação e capacitação profissional, o que possibilita um aumento na absorção de novas tecnologias pelos trabalhadores e, por conseguinte, tende a gerar ganhos de produtividade.¹⁹

Em suma, pode-se dizer que a abertura econômica tende a acentuar as disparidades no Estado, haja vista que, para os municípios mais desenvolvidos (Polo), esta possui efeito positivo, enquanto que, analisada de maneira agregada, ela impacta o crescimento do Estado de forma negativa.

¹⁹ Fontenelle, Moura e Leocadio (2011) estudam a influência do capital humano e do empreendedorismo no processo de desenvolvimento econômico dos municípios cearenses, a partir de indicadores sociais, demográficos, econômicos e de infraestrutura. Os resultados corroboram os efeitos do capital humano sobre o desenvolvimento e crescimento econômicos e ainda a ideia de que a capacidade empreendedora no Ceará consiste apenas em mais uma alternativa de trabalho, e não como uma contribuição para o desenvolvimento e/ou crescimento do Estado.

Além disso, vale destacar que o efeito do capital humano é superior ao do capital físico.

6 Considerações finais

O presente estudo utilizou informações de 42 municípios cearenses no período de 1997 a 2005 e modelos dinâmicos para dados em painel, estimados por System-GMM, com o objetivo de identificar possíveis assimetrias nos impactos do comércio internacional e a contribuição dos diferenciais de escolaridade, entre ensinos fundamental e médio, sobre o nível de PIBpc desses municípios.

A metodologia System-GMM mostrou-se eficiente para expurgar a endogeneidade do modelo, visto que o coeficiente estimado da variável dependente defasada, nessa estimação, localizou-se, exatamente, entre os limites dos coeficientes dessa mesma variável nas estimações por MQO e Within Groups, eliminando, portanto, o viés existente no painel dinâmico. Além disso, os testes de Arellano-Bond, Hansen e Difference-Hansen não rejeitaram as suas respectivas hipóteses nulas de ausência de autocorrelação de segunda ordem, validade e de exogeneidade dos instrumentos utilizados, de maneira a robustecer as estimativas.

No tocante aos resultados, pode-se dizer que o capital humano, medido em termos de ensino fundamental, não se mostrou relevante na determinação do nível de crescimento econômico dos municípios cearenses. Por outro lado, ao considerar o capital humano a partir do nível médio, o impacto foi positivo e estatisticamente robusto, sendo este, inclusive, maior do que o retorno do capital físico. Esse resultado exalta a importância do investimento em capital humano para o crescimento do Estado, além de evidenciar a necessidade de redução do *gap* de escolaridade existente no Estado, uma vez que não se tem evidência estatística para afirmar que o estoque de capital humano com nível fundamental impacta o PIBpc dos municípios cearenses.

Além disso, a evidência citada corrobora os estudos de Nelson e Phelps (1966), Lucas (1988), Romer (1990), Mankiw, Romer e Weill (1992) e Ferreira, Issler e Pessoa (2004), uma vez que o capital tanto humano quanto físico aumentam o PIBpc dos municípios cearenses, entretanto, o impacto do primeiro é maior.

Verificou-se também uma forte persistência na atividade econômica, uma vez que um aumento de 10% no PIBpc do período anterior, *ceteris paribus*, ocasiona um incremento de 6% no crescimento econômico do período seguinte.

Em termos de abertura comercial, observou-se que esta se mostrou maléfica para o crescimento econômico dos municípios, haja vista que incrementos na ordem de 10%, *ceteris paribus*, provocam uma redução na última de, aproximadamente, 0,3%, em média.

A especialização da economia cearense em produtos com baixo valor agregado (calçados, castanha de caju, couros e peles, frutas e têxteis) pode explicar tal evidência. Vale ressaltar ainda que, de acordo com Dowrick e Golley (2004), a especialização na produção de produtos primários se mostra maléfica para o crescimento, em razão da deterioração nos termos de troca. Além disso, pode revelar um fraco nível de difusão e absorção de novas tecnologias, em virtude do baixo nível educacional cearense.

No entanto, ao levar em conta as disparidades regionais existentes no Estado do Ceará, observa-se a existência de assimetrias nos efeitos do comércio internacional entre os municípios, uma vez que, considerando os municípios mais desenvolvidos, obtêm-se um impacto positivo e estatisticamente robusto do comércio exterior no nível de PIBpc do Estado, quando comparados aos demais municípios.

Nos moldes de Herzer (2011) e Arruda *et al.* (2013), esse resultado também confirma que o efeito do comércio sobre o PIBpc tende a ser positivo para as regiões mais desenvolvidas, e negativo para as regiões com menores níveis de desenvolvimento. Portanto, a abertura comercial parece ter contribuído, de forma divergente e desigual, entre os municípios cearenses, considerando seus respectivos estágios de desenvolvimento.

Em suma, políticas públicas canalizadas para o aumento na escolaridade dos cearenses, sobretudo para níveis a partir do médio, são cruciais para a redução das disparidades do Estado, tanto no que tange à redução do *gap* de escolaridade como para atenuar os efeitos assimétricos provocados pelo aumento da abertura comercial do Estado. Tal política proporcionará maiores níveis de difusão tecnológica nos municípios cearenses, a fim de levá-los a se especializar em setores com maior tecnologia e a atuarem em mercados de produtos de alto valor agregado, beneficiando-se, portanto, do crescimento econômico mundial, que envolve P&D.

Referências

ACEMOGLU, D.; AGHION, P.; ZILIBOTTI, F. Distance to frontier, selection and economic growth. **Journal of the European Economic Association**, [S.l.], v. 4, n. 1, p. 37-74, 2006.

ACEMOGLU, D.; GALLEGO, F. A.; ROBINSON, J. A. **Institutions, human capital and development**. Cambridge, MA: National Bureau of Economic Research, 2014. (NBER Working Paper Series, n. 19933).

ACEMOGLU, D.; JOHNSON, S.; ROBINSON, J. A. Reversal of Fortune: Geography and Institutions in the Making of the Modern World Income Distribution. **The Quarterly Journal of Economics**, Cambridge, MA, v. 117, n. 4, p. 1231–1294, 2002.

ACEMOGLU, D.; JOHNSON, S.; ROBINSON, J. A. The colonial origins of comparative development: An empirical investigation. **American Economic Review**, Pittsburgh, PA, v. 91, n. 5, p. 1369-1401, 2001.

ALESINA, A.; SPOLAORE, E.; WACZIARG, R. Trade, Growth and Size of Countries. In: AGHION, P.; DURLAUF, S. (Ed.). **Handbook of Economic Growth**. [S.I.]: Elsevier, 2004. p. 1499-1542.

ARELLANO, M.; BOND, S. Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations. **Review of Economic Studies**, Stockholm, v. 58, n. 2, p. 277-297, 1991.

ARELLANO, M.; BOVER, O. Another look at the instrumental-variable estimation of error-components model. **Journal of Econometrics**, [S.I.], v. 68, n. 1, p. 29-52, 1995.

ARRUDA, E. F. *et al.* Efeitos Assimétricos da Abertura Comercial sobre o nível de Renda dos Estados Brasileiros. **Revista EconomiA**, Brasília, DF, v. 14, n. 1B, p. 497-519, 2013.

BALDWIN, R.; BRACONIER, H.; FORSLID, R. Multinationals, endogenous growth and technological spillovers: Theory and evidence. **Review of International Economics**, [S.I.], v. 13, n. 5, p. 945-963, 2005.

BARBOSA FILHO, F. H.; PESSOA, S. A. Educação e Crescimento: O que a evidência empírica e teórica mostra? **Revista EconomiA**, Brasília, DF, v. 11, n. 2, p. 265-303, 2010.

BARRETO, R. C. S.; ALMEIDA, E. A contribuição do capital humano para crescimento econômico e convergência espacial do PIB *per capita* no Ceará. In: CARVALHO, E. B. S.; HOLANDA, M. C.; BARBOSA, M. P. (Org.). **Economia do Ceará em Debate**. Fortaleza: IPECE, 2008. p. 10-26.

BARRO, R. J.; SALA-I-MARTÍN, X. **Economic Growth**. New York: McGraw-Hill, 1995.

BARRO, R. J.; SALA-I-MARTÍN, X. Technological Diffusion, Convergence, and Growth. **Journal of Economic Growth**, [S.I.], v. 2, n. 1, p. 1-26, 1997.

BECKER, G. S. **Human capital**. New York: Columbia University Press, 1964.

BLUNDELL, R.; BOND, S. Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models. **Journal of Econometrics**, [S.l.], v. 87, n. 1, p. 115-143, 1998.

CANGUSSU, R. C.; SALVATO, M. A.; NAKABASHI, L. Uma Análise do Capital Humano sobre o Nível de Renda dos Estados Brasileiros: MRW Versus Mincer. **Estudos Econômicos**, São Paulo, v. 40, n. 1, p. 153-183, 2010.

DAUMAL, M.; ÖZYURT, S. The Impact of International Trade Flows on Economic Growth in Brazilian States. **Review of Economics and Institutions**, Perugia, v. 2, n. 1, p. 1-25, 2011.

DOWRICK, S.; GOLLEY, J. Trade Openness and Growth: Who Benefits? **Oxford Review of Economic Policy**, Oxford, v. 20, n. 1, p. 38-56, 2004.

EDWARDS, S. Openness, trade liberalization, and growth in developing countries. **Journal of Economic Literature**, Pittsburgh, PA, v. 31, n. 3, p. 1358-1393, 1993.

FERREIRA, P. C.; ISSLER, J. V.; PESSÔA, S. A. Testing production functions used in empirical growth studies. **Economics Letters**, [S.l.], v. 83, n. 1, p. 29-35, 2004.

FONTENELE, R. E. S.; MOURA, H. J.; LEOCADIO, A. L. Capital humano, empreendedorismo e desenvolvimento: evidências empíricas nos municípios do Ceará. **Revista de Administração Mackenzie (Online)**, São Paulo, v. 12, n. 5, p. 182-208, 2011.

FRANKEL J, A.; ROMER, D. Does Trade Cause Growth? **American Economic Review**, Pittsburgh, PA, v. 89, n. 3, p. 379-399, 1999.

GLAESER, E. L. *et al.* Do Institutions Cause Growth? **Journal of Economic Growth**, [S.l.], v. 9, n. 3, p. 271-303, 2004.

GROSSMAN, G. M.; HELPMAN, E. Comparative advantage and long-run growth. **American Economic Review**, Pittsburgh, PA, v. 80, n. 4, p. 796-815, 1990.

GROSSMAN, G. M.; HELPMAN, E. Endogenous Innovation in the Theory of Growth. **The Journal of Economic Perspectives**, Pittsburgh, PA, v. 8, n. 1, p. 23-44, 1994.

GROSSMAN, G. M.; HELPMAN, E. Trade, Knowledge Spillovers and Growth. **European Economic Review**, [S.l.], v. 35, n. 2-3, p. 517-526, 1991.

HANSEN, L. Large sample properties of generalized method of moments estimators. **Econometrica**, New York, v. 50, n. 3, p. 1029-1054, 1982.

HANUSHEK, E. A.; KIMKO, D. D. Schooling, Labor-force Quality and the Growth of Nations? **American Economic Review**, Pittsburgh, PA, v. 90, n. 5, p. 1184-1208, 2000.

HANUSHEK, E. A.; WOESSMANN, L. How Much Do Educational Outcomes Matter In OECD Countries? **Economic Policy**, [S.l.], v. 26. n. 67, p. 427-491, 2011.

HANUSHEK, E. A.; WOESSMANN, L. Schooling, educational achievement, and the Latin American growth puzzle. **Journal of Development Economics**, [S.l.], v. 99, n. 2, p. 497-512, 2012.

HANUSHEK, E. A.; WOESSMANN, L. The Economics of International Differences in Educational Achievement. In: HANUSHEK, E. A.; MACHIN, S.; WOESSMANN, L. (Ed.). **Handbook of the Economics of Education**. Amsterdam: North Holland, 2011a. v. 3, p. 89-200.

HANUSHEK, E. A.; WOESSMANN, L. The role of cognitive skills in economic development. **Journal of Economic Literature**, Pittsburgh, PA, v. 46, n. 3, p. 607-668, 2008.

HERZER, D. **Cross-country heterogeneity and the trade-income**. Göttingen: Ibero-America Institute for Economic Research, 2011. (Discussion Papers, n. 209).

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA (IBGE). **Contagem da População — 1996**. 2012. Disponível em: <<http://www.ibge.gov.br/home/estatistica/populacao/contagem/>>. Acesso em: 10 set. 2012.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA (IBGE). **Estimativas populacionais para os municípios brasileiros em 01.07.2012**. 2012a. Disponível em: <<http://www.ibge.gov.br/home/estatistica/populacao/estimativa2012/>>. Acesso em: 10 set. 2012.

INSTITUTO DE PESQUISA E ESTRATÉGIA ECONÔMICA DO ESTADO DO CEARÁ (IPECE). **Anuario Estatístico do Ceará**. 2012. Disponível em: <<http://www.ipece.ce.gov.br/publicacoes/anuario/>>. Acesso em: 10 set. 2012.

IRFFI, G. *et al.* Os Determinantes do Crescimento Econômicos dos Municípios Cearenses. In: CARVALHO, E. B. S.; HOLANDA, M. C.; BARBOSA, M. P. (Org.). **Economia do Ceará em Debate**. Fortaleza: IPECE, 2008. p. 73-88.

JONES, C. Time series test of endogenous growth models. **The Quarterly Journal of Economics**, Cambridge, MA, v. 110, n. 2, p. 495-525, 1995.

KIM, D. H.; LIN, S. C. Trade and Growth at Different Stages of Economic Development. **The Journal of Development Studies**, Abingdon, v. 45, n. 8, p. 1211-1224, 2009.

KIYOTA, K. **Trade Liberalization, Economic Growth, and Income Distribution in a Multiple-cone Neoclassical Growth Model**. Tokyo: Center for Research on Contemporary Economic Systems, 2009. (CCES Discussion Paper Series, n. 17).

LOPEZ, R. A. Trade and growth: Reconciling the macroeconomic and microeconomic evidence. **Journal of Economic Surveys**, Malden, MA, v. 19, n. 4, p. 623-648, 2005.

LUCAS, R. E. On the mechanic of economic development. **Journal of Monetary Economics**, North-Holland, v. 22, n. 1, p. 3-42, 1988.

MAGALHÃES, A. M.; BRANCO, V. C.; CAVALCANTE, T. V. Abertura Comercial, Crescimento Econômico e Tamanho dos estados: Evidências para o Brasil. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 35., 2007, Recife. **Anais...** Niterói: ANPEC, 2007. Disponível em: <<http://www.anpec.org.br/encontro2007/artigos/A07A104.pdf>>. Acesso em: 15 nov. 2013.

MAIA, A. C. L.; CAVALCANTE, A. L. **O dinamismo do Comércio Exterior Cearense de 1989 a 2009**. Fortaleza: Instituto de Pesquisa e Estratégia Econômica do Ceará, 2010. (Texto para Discussão, n. 82).

MANKIW, N. G.; ROMER, D.; WEIL, D. N. A Contribution to the Empirics Economic Growth. **The Quarterly Journal of Economics**, Cambridge, MA, v. 107, n. 2, p. 407-437, 1992.

MINCER, J. **Schooling, Experience and Earnings**. New York: Columbia University Press for National Bureau of Economic Research, 1974.

NELSON, R. R.; PHELPS, E. S. Investment in Humans, Technological Diffusion, and Economic Growth. **American Economic Review**, Pittsburgh, PA, v. 56, n. 2, p. 69-82, 1966.

OLIVEIRA, C. A. Externalidades Espaciais e o Crescimento Econômico das Cidades do Estado do Ceará. **Revista Econômica do Nordeste**, Fortaleza, v. 36, n. 3, p. 319-337, 2005.

REDDING, S. Dynamic comparative advantage and the welfare effects of trade. **Oxford Economic Papers**, Oxford, v. 51, n. 1, p. 15-39, 1999.

RIVERA-BATIZ, L. A.; ROMER, P. M. International trade with endogenous technological change. **European Economic Review**, [S.l.], v. 35, n. 4, p. 971-1001, 1991.

ROMER, P. M. Endogenous Technological Change. **Journal of Political Economy**, Chicago, IL, v. 98, n. 5, p. S71-S99, 1990.

ROMER, P. M. Increasing Returns and Long-Run Growth. **Journal of Political Economy**, Chicago, IL, v. 94, n. 5, p. 1002-1037, 1986.

ROODMAN, D. How to do xtabond2: An Introduction to “Difference” and “System” GMM in Stata. **Stata Journal**, College Station, TX, v. 9, n. 1, p. 86-136, 2009.

SARGAN, J. The estimation of economic relationships using instrumental variables. **Econometrica**, New York, v. 26, n. 3, p. 393-415, 1958.

SCHULTZ, T. W. Investment in Human Capital. **American Economic Review**, Pittsburgh, PA, v. 51, n. 1, p. 1-17, 1961.

SILVA, V. H. O. **Crescimento Econômico e Equidade Social nos Municípios do Ceará: uma Evidência Empírica entre 1991 e 2000**. Fortaleza: Instituto de Pesquisa e Estratégia Econômica do Ceará, 2006. (Texto para Discussão, n. 32).

SOLOW, R. M. A Contribution to the Theory of Economic Growth. **The Quarterly Journal of Economics**, Cambridge, MA, v. 70, n. 1, p. 65-69, 1956.

UZAWA, H. Optimum technical change in an aggregative model of economic growth. **International Economic Review**, Philadelphia, v. 6, n. 1, p. 18-31, 1965.

WINDMEIJER, F. A finite sample correction for the variance of linear efficient two-step GMM estimators. **Journal of Econometrics**, [S.l.], v. 126, n. 1, p. 25-51, 2005.

WOLF, E. N. Human Capital Investment and Economic Growth: Exploring the Cross-country Evidence. **Structural Change and Economic Dynamics**, [S.l.], n. 11, p. 433-472, 2000.

YOUNG, A. Learning by doing and the dynamic effects of international trade. **The Quarterly Journal of Economics**, Cambridge, MA, v. 106, n. 2, p. 369-405, 1991.

A formação histórica da indústria vitivinícola do RS: aliando a Nova Economia Institucional à Teoria dos Jogos*

*Claudio Vinicius Silva Farias***

*Doutorando em Desenvolvimento Rural pelo Programa de Pós-Graduação em Desenvolvimento Rural da Universidade Federal do Rio Grande do Sul (PGDR-UFRGS), Mestre em Economia pela Universidade do Vale do Rio dos Sinos (Unisinos), Professor do Instituto Federal do Rio Grande do Sul (IFRS/Campus Porto Alegre)
Doutor em Economia, Professor do PGDR-UFRGS*

*Leonardo Xavier da Silva****

Resumo

O presente artigo apresenta, a partir de uma discussão institucional, os elementos formadores da indústria vitivinícola do Rio Grande do Sul (RS), historicamente localizada entre 1875 e 1930, com a chegada dos colonos italianos ao Estado. O objetivo é apresentar a importância de aspectos institucionais e históricos como elementos explicativos tanto da formação das firmas vitivinícolas no Estado quanto da coordenação de decisões do sistema econômico da época (que influencia as atividades empresariais do setor até os dias atuais). Metodologicamente, os conceitos se articulam a partir da lógica da Nova Economia Institucional (NEI), utilizando-se de um modelo da Teoria dos Jogos, que sintetiza algumas das possíveis escolhas dos agentes econômicos e seus resultados de equilíbrio. Para a construção dos *payoffs*, utilizou-se uma construção esquemática, haja vista não existirem

* Artigo recebido em jan. 2014 e aceito para publicação em mar. 2016.



Este trabalho está licenciado sob uma Licença Creative Commons Atribuição-NãoComercial 4.0 Internacional.

Open Acces (Acesso Aberto)

Revisora de Língua Portuguesa: Elen Azambuja

** E-mail: claudio.farias@poa.ifrs.edu.br

*** E-mail: leonardo.xavier@ufrgs.br

dados estatísticos ou econômicos confiáveis para a época. Dentre os resultados, percebe-se a importância do papel do Estado e de normas legais para a promoção e a consolidação da vitivinicultura no RS, em especial, no início do século XX.

Palavras-chave

Indústria vitivinícola; Nova Economia Institucional; Teoria dos Jogos

Abstract

The main idea of this article is to present, from an institutional discussion, the formative elements of the wine industry in the State of Rio Grande do Sul (RS), historically located between 1875 and 1930, with the arrival of the first European settlers in the state. The goal is to present the importance of historical and institutional aspects as explanatory elements of both the formation of the wine firms in the state and the coordination of decisions in the economic system of the time (which has influenced the business activities in the sector until the present day). In terms of methodology, the background of this paper is the set of concepts of the New Institutional Economics (NIE). The analysis is done with the aid of a model of the Game Theory, which summarizes some of the possible choices available to economic agents and their possible outcomes of balance. For the construction of the payoffs, a schematic construction was used, as there were no reliable statistical or economic data at the time. Among the results, the importance of both the role of the government and the legal standards for promoting the growth of viticulture in RS can be seen, particularly in the early twentieth century.

Keywords

Wine industry; New Institutional Economics; Game Theory

Classificação JEL: D02, D52, C71

1 Introdução

A ideia principal deste artigo é apresentar os elementos formadores da indústria vitivinícola do Rio Grande do Sul (RS), a partir de uma discussão institucional historicamente localizada entre 1875 e 1930, com a chegada dos primeiros colonos europeus ao RS. O objetivo é apresentar a importância de aspectos institucionais e históricos como elementos explicativos tanto da formação das firmas vitivinícolas no Estado quanto da coordenação de decisões no sistema econômico da época (que influencia a coordenação das atividades empresariais do setor até os dias de hoje). Para tanto, percorreu-se o caminho histórico do início da imigração italiana, marco do surgimento das primeiras firmas produtoras de vinho no RS. O papel dos imigrantes como um todo no processo de industrialização gaúcho é bem difundido pela historiografia econômica. A intenção aqui é apresentar questões preliminares à constituição de instituições que estimularam o crescimento do setor vitivinícola, notadamente, os estímulos emitidos pelo Estado, seja na esfera central, seja na provincial (no presente artigo, ambas serão denominadas como Estado), através de um conjunto de ações de governo, edições de leis e criação de institutos que tinham por finalidade, inicialmente, reter o colono nas regiões a eles demarcadas e, posteriormente, desenvolver um mercado produtor de bens agroindustriais que provesses as necessidades dos primeiros núcleos urbanos do RS.

Em termos metodológicos, o pano de fundo deste trabalho é o conjunto de conceitos e formas de pensar o desenvolvimento econômico (ou até seu subdesenvolvimento), a partir da escola da Nova Economia Institucional (NEI), em especial, do trabalho de Douglass North. O artigo tem por objetivo analisar como o estímulo estatal ao surgimento de indústrias na zona colonial do RS (particularmente, a vitivinicultura), nos termos da NEI, como uma mudança institucional, pôde alterar o desempenho econômico do setor, afetando a constituição de segmentos industriais importantes para a economia do Estado. A análise é feita com o auxílio de um modelo da Teoria dos Jogos, que sintetiza as escolhas disponíveis para os agentes econômicos e seus possíveis resultados de equilíbrio. Para a construção dos *payoffs*, utilizou-se uma construção esquemática, semelhante à empregada por Pesavento e Monteiro (2006), quando da tentativa de explicar os estímulos da Coroa Portuguesa à diversificação agrícola do Rio de Janeiro, no período de 1750 a 1800.

Com os estudos dos aspectos históricos acerca do surgimento da indústria vitivinícola na região nordeste do RS e os processos de imigração, procedentes das diversas regiões da Itália, percebem-se o quão apropriada é a utilização dos recursos lançados pela NEI. O surgimento desse segmen-

to no RS se dá, inicialmente, por uma questão eminentemente de costume e tradição dos imigrantes da região do Vêneto e da Lombardia, localidades reconhecidamente produtoras de vinhos na Itália e que se caracterizam, não somente no setor vinícola, mas, em diversos outros segmentos industriais, pela existência de pequenas firmas focadas na produção regional. Também importa ressaltar que esses imigrantes trouxeram consigo hábitos culturais e sociais vinculados ao associativismo, o que, posteriormente, viria introduzir no RS o germe dos sistemas cooperativados de produção, muito semelhantes às estruturas das corporações profissionais europeias da Idade Média.¹ Outra característica importante presente entre os colonos italianos é a permanente especialização da produção, que acabou por acelerar o progresso tecnológico na região e o crescimento das empresas.

Em boa parte, percebe-se que o crescimento do segmento vitivinícola, em especial, na região nordeste do RS, ao longo do tempo, pode ser compreendido pela ação (conjunta ou isolada) de arranjos institucionais em quatro momentos distintos: (a) no início da colonização italiana, o surgimento/crescimento do setor pode ser atribuído ao trabalho e ao conhecimento técnico acumulado dos imigrantes e à própria política dos Estados imperial e provincial, que possibilitaram a vinda desses imigrantes, como parte de um projeto geopolítico para a Região Sul do País²; (b) nas primeiras décadas do século XX, cresce o papel do apoio institucional do Estado, principalmente com a importação de mudas de videira e a constituição do Sindicato Vinícola (posteriormente, Instituto Rio-Grandense do Vinho), responsável pelas primeiras pesquisas voltadas à melhoria dos insumos e da produção de vinhos; (c) a partir da década de 80, principalmente, há a formação de associações de empresas produtoras do setor, com o intuito de pressionar o Estado para o desenvolvimento de políticas de regulamentação da produção e de ampliação do mercado interno e para a instituição de políticas de proteção do produto nacional frente à crescente competição, no mercado interno, com produtos importados; (d) a partir do final dos anos 90, particularmente, há uma ação conjunta das associações de produtores e Estado na constituição de uma política única de apoio às exportações. A hipótese

¹ Putnam (1996, p. 137) afirma: “Com a evolução da vida comunal, artesãos e comerciantes criaram guildas para mútua assistência, com fins não apenas sociais mas também, estritamente profissionais. O mais antigo estatuto de guilda é o de Verona, que data de 1303, mas certamente foi copiado de algum outro estatuto bem mais antigo. Eis algumas das obrigações dos membros: ‘assistência fraternal em todo tipo de necessidade’ e ‘obrigação de oferecer ajuda em caso de doença’. ‘A violação dos estatutos implicava boicote e ostracismo social’”.

² Cabe sinalar que as áreas destinadas à ocupação dos imigrantes italianos na região nordeste do RS eram reconhecidamente inóspitas à época, sem uso para as atividades econômicas preponderantes de então, no caso, a pecuária de corte e a produção de charque.

principal deste artigo considera que não apenas aspectos tecnológicos foram “importados” com a vinda dos imigrantes italianos, mas também aspectos socioculturais, que moldaram as organizações e as instituições da região nordeste do Estado, marcando-a de forma distinta das demais regiões do RS.³ No entanto, deve-se compreender que o imigrante italiano que veio para o Brasil possuía uma característica marcadamente distinta do que Putnam apresenta em sua obra, visto que, pelos inúmeros problemas sociais, econômicos e políticos (que serão tratados ao longo do trabalho), tais imigrantes constituíam-se em uma parcela consideravelmente marginalizada, inclusive de processos cívicos, democráticos e participativos, em comparação ao que trata o autor.

Analisando os estágios da indústria vitivinícola gaúcha, fica claro que arranjos institucionais se desenvolveram como padrões históricos de relacionamentos e organizações. Tais padrões se transformaram ao longo do tempo, respondendo às necessidades de coordenação do setor.

Partir-se-á de alguns conceitos principais da Nova Economia Institucional, a fim de alicerçar esta análise, principalmente no que tange aos processos migratórios da Itália para o Brasil, em especial, para o RS. Com esse processo de análise, demonstrar-se-á que o desenvolvimento da indústria vitivinícola do RS está estritamente vinculada ao surgimento de instituições que promoveram uma maior coordenação do setor, através de uma estrutura de incentivos à interação política, social e econômica dos agentes envolvidos. Na tentativa de explicar esses movimentos, aplicou-se o arcabouço disponível na Teoria dos Jogos, modelando um jogo sequencial de informação incompleta e analisando as possíveis situações de equilíbrio. Importa informar, desde já, que diversos dados estatísticos que serviriam para tornar o jogo mais completo não existem, cabendo aqui um exercício empírico e pouco dinâmico das diversas possibilidades de decisão que poderiam ser tomadas pelos agentes econômicos envolvidos à época.

2 Notas sobre a Nova Economia Institucional

A obra de Douglass North centra-se em explicar como as instituições (e as suas sucessivas mudanças) afetam a economia. Para North (1990), as instituições existem como forma de reduzir as incertezas que resultam da

³ Nesse ponto, seria possível fazer menção a outras teorias institucionais, sob a ótica dos desmembramentos organizacionais. O papel das instituições (formais e informais) exerce influência sobre a formação das organizações. Para mais detalhamentos, verificar o conceito de isomorfismo institucional em Dimaggio e Powell (1991).

interação humana. Tais incertezas constituem o cerne dos mercados (que são marcados pela racionalidade limitada dos agentes e por sua complexidade intrínseca), e sua existência acarreta custos na economia (COASE, 1937), os quais, para North, somente são minimizados a partir do surgimento de instituições. Assim, as instituições reduzem as incertezas, na medida em que se constituem em um guia para a interação humana.

Para Douglass North, “[...] as instituições são as regras do jogo em uma sociedade”⁴ (NORTH, 1990, p. 32), ou, mais formalmente, são as limitações concebidas pelo homem que dão forma às interações humanas. Elas geram estruturas de incentivos à interação, seja na forma política, seja na social ou na econômica (NORTH, 1996).

Em geral, limita-se às primeiras palavras da definição de North, desprezando-se, às vezes, a relevância de que as instituições são idealizações humanas que dão forma aos seus processos de interação. Não são apenas regras, mas também sistemas de estímulos à interação. Esses sistemas de estímulos conformam as instituições políticas e econômicas, o que os torna determinantes fundamentais do desempenho de uma região ou um setor no longo prazo. O conceito de instituições que será empregado neste trabalho é dado por Douglass North: “*Las instituciones no son personas, son costumbres, y reglas que proveen un conjunto de incentivos y desincentivos para individuos*”⁵ (NORTH, 1989, p. 95).

Talvez essa seja uma das grandes diferenciações entre o modelo de análise institucionalista de North e o *mainstream* neoclássico: as escolhas individuais dependem de crenças, e essas são uma consequência do aprendizado cumulativo que se transmite culturalmente de geração a geração; o tempo é a dimensão em que o processo de aprendizagem dos seres humanos modela a evolução das instituições (AREND; CÁRIO; ENDERLE, 2012).⁶

Segundo Arend e Cário (2005), Douglass North aponta que as instituições, juntamente com a tecnologia empregada, influenciam os custos de produção e de transação. Necessita-se de recursos para transformar fatores de produção, e essa transformação é uma função da tecnologia empregada; no entanto, a forma de acesso a esses recursos (em geral, financeiros) bem

⁴ Cabe ressaltar que, para o autor, as limitações que dão forma à interação humana (instituições) podem-se dar tanto de maneira formal (regulamentações, leis, contratos, etc.) como informal (normas de costume, tradições sociais, culturais, religiosas, etc.).

⁵ “As instituições não são pessoas, são costumes e regras que proveem um conjunto de incentivos e desincentivos para os indivíduos” (tradução nossa).

⁶ Evidentemente, os conceitos desenvolvidos pela NEI e por Douglass North, em especial, não se constituem em uma panaceia que explique quaisquer eventos sociais e econômicos. Para aqueles que desejam conhecer as principais críticas à NEI e ao constructo teórico de Douglass North, indica-se Bueno (2004) e Conceição (2002).

como o grau de facilidade para a obtenção dessas tecnologias (sem falar no regramento das relações de trabalho) são influenciados pela estrutura das instituições. Essa estrutura afetará os custos de transação, pela conexão direta entre instituições, e também os custos de transformação, por influir na tecnologia empregada.

É por isso que as organizações⁷, para North, têm papel-chave na mudança institucional, pois elas são construídas com base em “crenças”, que determinarão as recompensas esperadas dos empresários (que, para o autor, podem assumir duas categorias: políticas e econômicas) e que são fundamentais para a mudança econômica. Esse conhecimento, ao menos em um tempo presente, é formado pelo aprendizado coletivo, e esse processo de aprendizagem determinará a mudança institucional necessária ao desenvolvimento econômico.

Essa influência das instituições sobre os custos de produção e transação define, na visão de North, a estrutura industrial de um país ou de uma região. Para ele, regiões do Terceiro Mundo carecem de uma estrutura institucional mais formal, que conduza a mercados eficientes. Para North (1990), há, nos países de Terceiro Mundo, a proeminência de setores informais (constituindo-se em verdadeiras economias subterrâneas), que se esforçam em proporcionar certa estrutura de intercâmbio. Essa estrutura tem custos elevados devido à falta de salvaguardas formais ao direito de propriedade. Para o autor, o pior é que esse débil marco institucional determina uma estrutura básica de produção que tende a perpetuar o subdesenvolvimento.

A análise dos processos históricos é, para North, indispensável para se entender o desenvolvimento econômico enquanto processo de construção da própria história. A história da evolução das instituições servirá para o autor responder às seguintes perguntas:

Como explicamos a sobrevivência de economias com desempenho persistentemente baixo durante longos lapsos de tempo? [...] O que explica a sobrevivência de sociedades e economias caracterizadas por um mau desempenho persistente? [...] Por que persistem as economias relativamente ineficientes? (NORTH, 1996, p. 121-122).

Segundo North (1996, p. 124), as economias são caracterizadas pela existência de mercados imperfeitos, dadas as dificuldades de se compreender um ambiente complexo, ao mesmo tempo em que são altamente dinâ-

⁷ Douglass North, para melhor explicar a diferença entre “instituições” e “organizações”, faz uma analogia com os esportes: as instituições são as regras do esporte, enquanto as organizações são os times que disputam entre si as partidas, seguindo a regra estabelecida. Muitas vezes, as regras são direcionadas para atender às necessidades de determinados times, como é claro perceber, por exemplo, na história econômica do Brasil (TAVARES, 1972).

micas (promovem a interação de um número significativo de agentes). As instituições caracterizam-se, também, por apresentarem retornos crescentes. Isso significa que, uma vez escolhido um caminho, há a atuação dos mecanismos que reforçam a manutenção da rota optada, que fazem com que a matriz institucional fique *locked in* e seja *path dependent*. Dessa forma, o autor entende que, mesmo que as opções institucionais apresentem resultados ineficientes em termos de desenvolvimento econômico, tais instituições tendem a se manter no tempo, pois apresentam retornos institucionais crescentes.

Esse comportamento *locked in* reforça o caráter de *path dependence*, ou seja, as instituições são dependentes de suas próprias trajetórias prévias, o que acaba por pressionar no sentido de manter a ordem institucional posta. A história passada de uma determinada instituição é que definirá a matriz institucional do presente, conformando sua estrutura futura. Assim, entender o desenvolvimento institucional ao longo do tempo e seus impactos objetivos sobre o desenvolvimento econômico é o que é chamado de *path dependence*. Essa questão também explica por que as instituições não “copiam” desempenhos positivos em termos de eficiência econômica: por estarem vinculadas ao estoque de conhecimentos que adquiriram ao longo de sua história, estão sujeitas às construções sociais (fatores culturais, políticos, religiosos, econômicos, etc) resultantes de suas inter-relações. Como as instituições possuem históricos diversos, os resultados de suas opções serão necessariamente diversos. Some-se a isso o fato de que tais instituições atendem a interesses coletivos diferentes ao longo do tempo. Isso também explica as diferenças no desenvolvimento institucional e econômico em regiões distintas, mesmo em um mesmo período de tempo.

A partir de um estoque de conhecimento cumulativo, condicionado pela cultura, o desenvolvimento é dependente, sobretudo, de processos de aprendizagem local, do comportamento das firmas, de relações de poder em determinada sociedade e, também, dos custos de transação e transformação. Essas variáveis, além de influenciarem todo o processo de desenvolvimento, afetam-se umas às outras. Nessa evolução é que as instituições, as inovações e as políticas influenciam o desenvolvimento econômico, acarretando, com que este fenômeno, seja particular e local. Como se vê, não se trata de um processo linear, mas de uma sucessão interativa na qual intervêm várias variáveis. (AREND, 2004, p. 73).

Tais constatações são importantes para entender a dinâmica da indústria vitivinícola do RS, que, desde o seu nascimento, viu-se atrelada à existência de mecanismos estatais que garantissem a sua manutenção. Ao longo dos anos, como se pretende demonstrar, tais mecanismos foram recorrentemente utilizados, buscando, na intervenção e no incentivo do Esta-

do, o caminho para a obtenção de suas metas, que, no decorrer das décadas, foram alterando-se (formação da indústria; consolidação; segmentação; apoio à exportação, etc). Esse comportamento é plenamente *locked in*, dependente de uma trajetória de intervenções e investimentos do Estado na formação e no desenvolvimento do setor, ao menos no RS.⁸

3 Os primórdios da indústria vitivinícola do RS

3.1 Antecedentes históricos da formação do ambiente competitivo

Os primeiros vitivinicultores em terras gaúchas, conforme Paz e Baldisserotto (1997), foram os jesuítas, seguidos pelos açorianos. As correntes imigratórias do século XIX, com os alemães à frente, igualmente cultivaram a videira e produziram os vinhos, mas foi com os italianos que a vitivinicultura mais prosperou. Os vinhedos gaúchos, nos seus primórdios da ocupação geográfica do Estado, de acordo com Paz e Baldisserotto (1997), foram organizados com variedades europeias, e, a partir da segunda metade do século XIX, as variedades americanas (Isabel, Herbemont) foram substituindo as europeias por sua facilidade de cultivo.

Cabe salientar que os processos imigratórios da Europa para o Brasil respeitaram critérios geopolíticos da Corte Portuguesa, aliados a interesses econômicos e de ocupação espacial.⁹ Tais processos se iniciaram, em nível nacional, como alternativa à escassez de mão de obra para o trabalho nas grandes *plantations* brasileiras, localizadas principalmente na região do Estado de São Paulo e diretamente orientadas para a cafeicultura. No caso das correntes migratórias voltadas para a Região Sul do País, essas seguiram interesses primeiramente demográficos, buscando o povoamento das terras do sul, evitando, assim, as frequentes investidas dos espanhóis por

⁸ Sob a análise dos dias atuais, pode-se verificar que há dependência do setor com relação aos incentivos estatais, e esse mesmo comportamento pode-se encontrar na indústria vinícola nacional desde sempre, em especial, junto às empresas gaúchas, que dão a tônica ao setor no Brasil, pois respondem por cerca de 90% da produção de vinhos do País.

⁹ A colonização do Rio Grande do Sul, por açorianos, alemães e italianos, tem origem no despacho do Conselho Ultramarino da Metrópole lusa, de 22 de junho de 1729, o qual dizia "[...] conveniente que, se não instalando no sul, nas povoações da Colônia e outras, casais de ilhéus, e quando êstes forem insuficientes, se podiam conseguir casais estrangeiros, sendo alemães ou italianos e de outras nações que não sejam castelhanos, inglêses, holandeses e franceses" (PELLANDA, 1950, p. 2).

ampliação de seus territórios. A verdade é que o trabalho do imigrante garantiu, ao menos em parte, a solução de problemas de ordem econômica e demográfica tanto no Brasil quanto na Europa (PELLANDA, 1950).

Em **História econômica do Brasil**, Caio Prado Junior (1945) reafirma o caráter dicotômico do processo de “imigração/colonização”, deixando claro que, apesar de ser permeada por critérios econômicos, a entrada dessa mão de obra estrangeira serviu a propósitos distintos: aos cafeicultores de São Paulo, interessava a “imigração” de europeus, destinados a mitigar os déficits de trabalhadores livres nas fazendas; aos governos dos estados do sul do País, serviram para implementar uma estratégia de ocupação e “colonização” de terras com baixa densidade demográfica, com vistas a garantia e manutenção dos territórios, regularmente submetidos aos ataques de tropas cisplatinas. Nas palavras do historiador: “[...] em conjunto, a ‘imigração’ superará sempre de muito a ‘colonização’” (PRADO JUNIOR, 1945, p. 190).

A Lei de Terras teria um papel fundamental, pois se constituiria no primeiro marco regulatório no sentido de garantir o direito de propriedade aos colonos italianos.¹⁰ Diferentemente de alguns autores, que veem na lei uma espécie de “valorização especulativa” da terra (WOORTMANN, 1988), sob a ótica da NEI, tal regulação, ao se apresentar como um direito de propriedade seguro, incentiva a valoração do recurso (no caso, a terra) pelo investimento privado (dos colonos). Foi com esse espírito de investimento na valorização da terra (através da produção de gêneros alimentícios para a subsistência, inicialmente) que o colonizador italiano se instalou na região nordeste do RS. Esse pode, de certa forma, ser caracterizado como o primeiro estímulo estatal à atração e à manutenção dos colonos nas regiões demarcadas.

A transformação das terras devolutas em “lotes colonizáveis”, gerando pequenas propriedades rurais particulares, regulada por uma série de normas emitidas pelos Governos central e provincial, foi o primeiro passo para o surgimento de instituições sólidas que resultariam na prosperidade das colônias anos mais tarde. Não se pode desprezar, também, o fato de que os colonos eram impedidos de se utilizar do trabalho escravo, devendo empregar mão de obra assalariada em seus empreendimentos (PRADO JUNIOR, 1945). Esse fato fez fortalecer o surgimento de relações mais claras, dura-

¹⁰ No entanto, é necessário considerar que a Lei de Terras, de amplitude nacional, teve impactos diferenciados nos diversos estados do Brasil. Os resultados positivos, apontados neste trabalho, ocorrem muito em função da estrutura fundiária, organizada em pequenos lotes, que caracteriza a Região Sul do País. Situação diferente era (e ainda é) encontrada nas demais regiões do País, onde os resultados da referida Lei podem ser outros.

douras e convenientes nos tipos de contratos aos quais os colonos estavam habituados na Europa.

Em 1875, inicia-se a chegada dos primeiros colonos italianos no Rio Grande do Sul, ocupando as colônias de Conde D'Eu e Dona Isabel, criadas em 1870, originalmente para receber os colonos alemães. Ainda em 1875, o Império cria a colônia de Caxias, e, em 1877, é criada a quarta colônia italiana no RS, chamada Silveira Martins.

3.2 Modelo empreendedor: capital social + excedentes de produção = colono-empresário

O Rio Grande do Sul que os colonos italianos encontraram era bem diferente do encontrado pelos alemães, que iniciaram seu ingresso no Estado em 1824. Segundo Moure (1980), a população da Província, em cinquenta anos (1825 a 1875), havia quadruplicado, passando de 110 mil habitantes para 440 mil. De 1824 a 1875, a Província passou de cinco municípios para 28. Havia uma incipiente infraestrutura que possibilitava o crescimento da Província: ferrovia, rede telegráfica, sistema bancário, navegação fluvial a vapor. Além disso, os povoamentos das terras altas da serra fizeram surgir as principais estradas que ligavam os centros urbanos existentes à época às colônias, permitindo a constituição de uma atividade econômica mais sólida e organizada.¹¹ É importante ressaltar que os colonos italianos, com “seus próprios braços”, tiveram papel preponderante na construção dessas vias, haja vista a existência de uma lei que garantia aos trabalhadores rurais localizados nas quatro colônias italianas o pagamento de quinhentos réis por metro corrente construído, por um período máximo de 15 dias ao mês, destinado às obras de construção das estradas. Essa lei também se constituiu em uma política de estímulo à permanência do colono em suas regiões, diante da desistência de muitos em virtude das dificuldades de acesso aos lotes de terra bem como das dificuldades de sobrevivência nos primeiros anos, devido à incipiente plantação de subsistência.

Das regiões da Itália, agrícola e industrialmente adiantadas, as principais eram a do Vêneto e da Lombardia, províncias de grande densidade demográfica, de onde proveio a imigração para o Brasil, de início, para o Rio Grande do Sul e, depois, para São Paulo. No Rio Grande do Sul, desde

¹¹ Apesar desses avanços, a economia regional da Província ainda estava centrada na pecuária e na agroindústria do charque, do couro e de seus derivados. Porém, não se pode desconsiderar que a colonização inicia um processo de desconcentração econômica e de poder, que, posteriormente, dará origem a uma nova forma de concentração, agora industrial, na Serra Gaúcha.

1824, a colonização se fez à base da pequena propriedade: o imigrante italiano, embora sem as vantagens da gratuidade da terra de que gozavam os alemães, fez-se, desde o início, dono de sua lavoura e do lucro do seu esforço, como recompensa natural aos seus sacrifícios dos primeiros tempos. Cabe assinalar que os colonos provenientes dessas regiões da Itália não vieram movidos por um sentimento empreendedor, mas, sim, pela ausência quase absoluta de perspectivas de subsistência, devido ao cerceamento das propriedades rurais, do crescimento demográfico e das epidemias e do surgimento dos primeiros movimentos de industrialização. Nesse sentido, a imigração servia como “[...] um dos meios de aliviar tensões sociais internas” (MOURE, 1980, p. 94).

Analisando os aspectos econômicos da colonização italiana no Rio Grande do Sul, Moure (1980, p. 96) afirma que ela seguiu três etapas básicas:

(a) o estabelecimento dos imigrantes em moldes de uma agricultura de subsistência (1875-1910); (b) o desenvolvimento de atividades vitivinícolas (1910-1950), onde a comercialização de excedentes de produção começa a especificar a área de colonização italiana; e (c) a instalação de cooperativas e empresas de industrialização capazes de aproveitar a produção local, gerando, a exemplo da zona colonial alemã, redefinições ao nível de mercado e nas relações de produção da pequena propriedade [...].

Percebe-se que, desde o início, a vitivinicultura assume papel relevante na estrutura produtiva da região da serra. Alguns autores como Iotti (2001) e Moure (1980) justificam esse surgimento com a origem dos colonos italianos: estima-se que 54% dos imigrantes eram oriundos do Vêneto; 33% da Lombardia; 7% do Trentino; e 6% das demais regiões da Itália. Essas regiões são tradicionais produtoras vinícolas, com experiência em produção de vinhos que remonta ao Império Romano. Além do conhecimento técnico-produtivo acumulado, tais imigrantes trouxeram, em suas bagagens, uma secular experiência de organização republicana.¹² Essa experiência, como relata Putnam (1996, p. 138), remonta à formação das comunas no norte da Itália, onde “[...] as práticas do republicanismo cívico propiciaram um grau de participação popular nas deliberações públicas sem paralelo no mundo medieval.”¹³ Além do mais, os imigrantes italianos tinham noção de uma

¹² Para além do entendimento de que os aspectos tecnológicos podem ser compreendidos pela ótica da NEI, importa sinalar que outras correntes poderiam fazer interpretações diferentes (e, por vezes, complementares) aos aspectos tecnológicos; dentre eles, os evolucionários, as abordagens do capital humano, etc.

¹³ Esse “republicanismo cívico”, como denomina Putnam, está baseado no surgimento de instituições formais que garantiram o rápido crescimento comercial das regiões do Vêneto e

instituição econômica que seria de grande valia no Brasil: o crédito. Esse teve um papel fundamental e foi, em parte, desenvolvido nas repúblicas italianas do norte (PUTNAM, 1996). Não se pode esquecer que as instituições bancárias do norte da Itália foram responsáveis pelo financiamento das grandes expedições rumo “às Índias” e pelas navegações portuguesas e espanholas para as Américas. Tais sistemas financeiros, ainda que incipientes, requeriam o estabelecimento de “[...] relações de confiança mútua e a certeza de que os contratos e as leis que os regulamentavam seriam executados de forma imparcial” (PUTNAM, 1996, p. 140).

Os primeiros colonos trouxeram consigo mudas de novas variedades de uvas, auxiliando no aperfeiçoamento da qualidade do vinho produzido na região.¹⁴ Passadas as duas primeiras safras, que garantiram sua subsistência, começaram a surgir os primeiros excedentes dos produtos agrícolas e agroindustriais (ainda que de forma rudimentar), dando início a um comércio inter-regional e, logo a seguir, estadual e nacional, a despeito de todas as dificuldades logísticas existentes à época. Além dos produtos agrícolas tradicionais da subsistência colonial (milho, batata, trigo, arroz e feijão), as plantações de uvas se adaptaram muito bem ao clima (principalmente as do tipo Isabel), gerando os maiores excedentes entre os produtos da região. Em 1883, o cônsul italiano em Porto Alegre relatou:

[...] a videira cresce de modo surpreendente. Já no segundo ano dá uva e no terceiro a colheita é abundante. Segundo afirmações de muitos colonos, foi precisamente esta riqueza agrícola que reteve os imigrantes. Em Conde D'Eu produziu-se em 1881 aproximadamente 5.000 hectolitros de vinho. No presente ano espera-se obter o triplo (COSTA *et al.*, 1999, p. 34).

Entende-se que a existência de excedentes de produção logo nos primeiros anos da instalação das famílias italianas na Serra Gaúcha se deve, além das questões institucionais (associativismo e conhecimento técnico acumulado), ao fato de que, diferentemente dos colonos germânicos, os italianos deveriam pagar pelas terras recebidas e pelos equipamentos e maquinários eventualmente concedidos a eles pelo Governo. Pode-se dizer que esse endividamento inicial fez com que surgisse a necessidade premente de destinar parte do produto agrícola para a comercialização nos centros urbanos existentes à época.

da Lombardia, alicerçadas na presença de sistemas jurídicos e semijurídicos, cujo intuito era dirimir controvérsias, trocar informações e diluir o risco de determinadas operações.

¹⁴ Desde 1824, com a chegada dos primeiros colonos alemães, há produção sistemática de vinho para o consumo próprio dos imigrantes. O vinho “alemão” produzido no RS era tido como de péssima qualidade, muito por conta da baixa adaptabilidade das mudas trazidas pelos colonos germânicos ao clima do RS (MOURE, 1980).

Uma gama de legislações, provinciais e imperiais, regulava a colonização das terras desocupadas, criando uma administração central em cada colônia. Um corpo funcional foi designado para a administração dos projetos de colonização e urbanização das áreas antes devolutas.¹⁵ A localização dessa sede era escolhida em um lugar conveniente, que, mais tarde, se transformaria no centro do município. As primeiras instalações dessas sedes (havia uma para cada uma das quatro colônias italianas) eram a casa da Comissão de Terras e Colonização, o Barracão para receber os imigrantes, o depósito de materiais e o almoxarifado, o cemitério e as residências dos funcionários do Governo. Posteriormente, eram construídas uma igreja e uma escola (MACHADO; HERÉDIA, 2003). Logo esses núcleos foram sendo ampliados com a construção de mais moradias para os imigrantes que não se adequavam ou não queriam se dedicar às atividades agrícolas, surgindo, assim, os primeiros estabelecimentos de serviços, como oficinas, funilarias, botequins, casas de negócios, entre outros.

Machado e Herédia (2003) apontam que, no final do século XIX, toda a região dava sinais de prosperidade. Muitas pequenas indústrias já tinham sido instaladas. Em Caxias, havia 65 moinhos, 41 serrarias, 35 alambiques, 27 ferrarias, 17 engenhos de cana, nove curtumes, duas funilarias, além de um sem números de outros estabelecimentos. Como resultado do crescimento econômico que as colônias vinham alcançando, em 1884, foram emancipadas as colônias de Caxias, Dona Isabel e Conde D'Eu, passando à condição de distritos. Apenas seis anos depois, em 1890, foi criado o município de Caxias, tendo por sede a Vila de Caxias.

A expansão do comércio possibilitou o crescimento das atividades artesanais e industriais, que promoveram, na região colonial, o aparecimento de indústrias de porte significativo nos setores vinícola, tríticola, madeireiro, mecânico, metalúrgico e têxtil (GIRON, 1994). A diversificação industrial colocou a economia regional no mercado nacional, garantindo a colocação dos seus produtos mesmo nas épocas de forte depressão econômica. É importante ressaltar que o processo de industrialização da região (tal qual ocorreu no Brasil) se deu anteriormente ao processo de “substituição de importações”, servindo, inicialmente, ao atendimento das demandas dos núcleos coloniais.¹⁶ Assim, pode-se dizer que a capacidade industrial insta-

¹⁵ Esse corpo funcional era formado por um diretor geral, um engenheiro, dois ajudantes, um subdelegado de polícia, um médico, um farmacêutico e dois fiscais. A legislação previa a constituição de um Conselho Diretor, composto por colonos mais velhos, que, na prática, nunca foi adotado (PELLANDA, 1950).

¹⁶ Como explica Herrlein Junior (2000), “[...] a existência de dois pólos econômicos sub-regionais, apoiados numa estrutura dual de posse da terra, implicou maior distribuição espacial dos capitais e a divisão de esferas comerciais, mas também uma maior diversidade social e produtiva e uma capacidade de desdobramento econômico desconcentrado”.

lada foi crescendo paulatinamente, antecipando-se ao fortalecimento da indústria nacional, principalmente após 1930, com a implementação das políticas de substituição de importações.¹⁷ O Quadro 1 é uma tentativa de sumarizar os principais elementos que compõem o ambiente institucional e seus impactos sobre a região da Serra Gaúcha.

Quadro 1

O ambiente institucional e os principais resultados sobre a vitivinicultura da Serra Gaúcha de 1875 ao final da década de 20

PERÍODO	AMBIENTE INSTITUCIONAL	PRINCIPAIS RESULTADOS
1875 a meados da década de 20	<ul style="list-style-type: none"> • Lei de Estímulo à Imigração Europeia; • Lei de Terras; • cobrança pelos lotes de terra e principais insumos (estímulo à formação de excedentes de produção); • costumes associativos, trazidos pelos imigrantes italianos; • “tecnologia” produtiva, presente no conhecimento tácito dos imigrantes italianos. 	<ul style="list-style-type: none"> • Consolidação dos primeiros municípios na Serra Gaúcha e fortalecimento do comércio de produtos coloniais. • implantação da cultura da uva, produzida de forma intensiva, originando as primeiras agroindústrias vinícolas da região; • origem das primeiras cooperativas vinícolas (a partir do final da década de 20).

Sob o ponto de vista das instituições que contribuíram para a formação histórica da indústria de vinhos gaúcha, pode-se verificar tanto o papel das instituições formais quanto o das informais na consolidação do setor. As transformações históricas no ambiente institucional que norteiam a formação da indústria vitivinícola gaúcha demonstram o dinamismo dos diversos agentes envolvidos (produtores, cooperativas, governos, entidades representativas, etc.). Tal dinamismo, em sua origem histórica, aparece de forma marcante no período de instalação dos colonos na região da Serra Gaúcha, como poderá ser verificado na próxima seção.

¹⁷ Devido ao estrangulamento externo, gerado pela crise internacional decorrente da quebra da Bolsa de Nova Iorque, houve a necessidade de produzir internamente o que antes era importado, defendendo-se, dessa forma, o nível de atividade econômica. Assim, a industrialização brasileira foi projetada para dentro, isto é, visando atender ao mercado interno, conforme Tavares (1972).

4 Jogo de interação entre o Estado e os colonos italianos

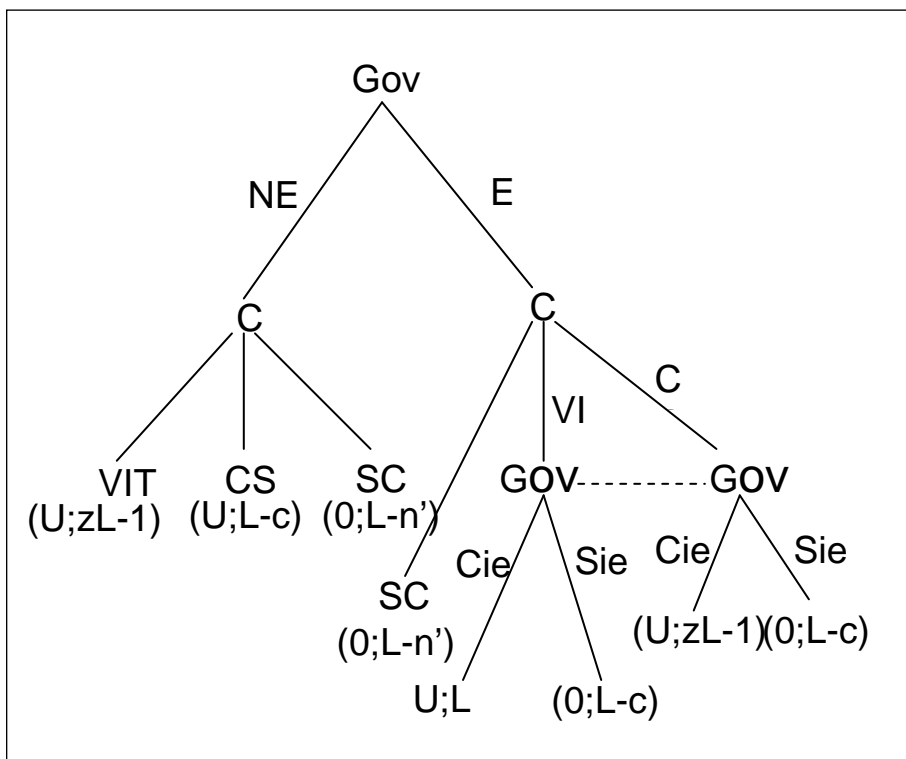
A política de estímulo por parte do Governo, seja ele centralizado, seja ele provincial, ou até mesmo por parte da Presidência/Governo do Estado do Rio Grande do Sul (este último após a proclamação da República, em 1889), à manutenção dos colonos nas regiões destinadas e seu posterior encaminhamento para a diversificação agroindustrial pode ser modelada como um jogo sequencial de informação incompleta entre o Governo e os colonos. Os movimentos e as estratégias disponíveis, bem como os *payoffs* dos jogadores, são mostrados na Figura 1. É importante ressaltar que a maior dificuldade desta análise recaiu sobre a construção dos *payoffs*, visto que não existem dados estatísticos ou mesmo informações oficiais que pudessem embasar tais escolhas. Como subsídio metodológico, utilizou-se uma construção esquemática, semelhante à utilizada por Pesavento e Monteiro (2006), quando da tentativa de explicar os estímulos da Coroa Portuguesa à diversificação agrícola do Rio de Janeiro, no período de 1750 a 1800.

O primeiro movimento foi feito pelo Governo, ao decidir se estimulava ou não estimulava a formação da agroindústria colonial. A seguir tem-se o movimento dos colonos, decidindo sobre qual a melhor estratégia a adotar. Além das culturas de subsistência, cujo objetivo era a venda para o mercado interno, beneficiando-se dos incentivos do Governo, havia a possibilidade de desenvolver a vitivinicultura, aproveitando o estoque de conhecimento técnico trazido pelos imigrantes italianos. A alternativa dos colonos era deixar as zonas colonizáveis, devido, principalmente, à dificuldade de acesso e manutenção das famílias nas regiões do nordeste gaúcho, no final do século XIX. Quando a política de estímulo à formação da agroindústria foi adotada, após a decisão do colono, o Governo teve ainda um movimento, ao decidir conceder ou não investimentos em infraestrutura (abertura de estradas, construção de portos fluviais e estabelecimento de governos “municipais” focados na regulação de atividades industriais e comerciais, com vistas à retenção dos colonos nas regiões de destinação inicial)¹⁸. Assim, esse movimento englobava outras duas estratégias: Cie e Sie.

¹⁸ É evidente que tais estímulos serviram para fortalecer o desenvolvimento econômico da região como um todo. No entanto, o interesse deste trabalho é analisar de que forma tais estímulos afetaram a constituição de uma agroindústria da uva e do vinho.

Figura 1

Movimento sequencial entre o Governo (Gov) e os colonos (C) no RS — 1875 a 1920



NOTA: 1. Elaborado pelos autores com base nas informações da historiografia do RS.

2. E (estratégia "governo estimula"); NE (estratégia "governo não estimula"); CS (estratégia "cultura de subsistência"); SC (estratégia "sem cultura" — colonos alocados na prestação de serviços); VIT (estratégia "viticultura"); U (ganho de utilidade); Cie (com instituições de estímulo); Sie (sem instituições de estímulo); L (lucro do produtor); L-c (lucro menos custos de produção); L-n' (ganho equivalente ao salário pela prestação de serviços); zL-1 (ganho do produtor com o excedente de uvas).

Com relação aos *payoffs*, assume-se que interessa ao Governo estimular a formação e a diversificação da agroindústria do vinho, haja vista o esforço dos governos (principalmente republicanos) em promover o fomento da produção de vinhos em maior quantidade e com características de qualidade maiores do que os produtos artesanalmente desenvolvidos.

Assume-se, assim, que o Governo obtém um nível de utilidade U quando há produção de culturas de subsistência (pois garantem minimamente os colonos em seus assentamentos), independentemente de ser adotada a política de incentivo. A saída dos colonos de suas regiões originais, destinando-se para regiões mais urbanizadas, representa a frustração

desse objetivo¹⁹, o que explica o nível de utilidade zero estabelecido como *payoff*. Por certo, essa movimentação é menos direta, porém, não se pode descartar que os colonos que operavam com culturas de subsistência e que foram expostos aos estímulos governamentais de infraestrutura tiveram suas produções valorizadas. Muitos desses colonos, anos depois, iniciaram a comercialização de produtos excedentes, como queijos, salames, pães, etc., principalmente nas colônias alemãs localizadas nas regiões do Vale do Rio dos Sinos e do Rio Caí, nas proximidades da Capital (GIRON, 1994).

Para o colono italiano, quando há política de estímulo por parte do Governo, supondo que seja efetuado o investimento em infraestrutura, o preço de comercialização do vinho é o que possibilita o maior lucro. No caso dos imigrantes italianos do séc. XIX, isso se deu porque o principal item do custo de produção à época eram justamente os custos logísticos, devido às imensas dificuldades com relação à comercialização e ao transporte do produto. Assume-se que esse lucro, após os investimentos feitos pelo Governo, foi dado pelo *payoff L*. Sem os incentivos do Governo, o colono não possui ganho ou perda alguma (*payoff 0*), e aquele que desenvolver a cultura da uva e posterior produção do vinho terá de arcar com os custos de transporte, os quais, na verdade, afetam os custos de produção diretamente, reduzindo o lucro do produtor, expresso pelo *payoff L-c*, com $0 < c < 1$.

O desenvolvimento de culturas de subsistência também foi afetado pelos movimentos do Governo, que, com investimentos em infraestrutura, retém um ganho de utilidade (*payoff U*), pois essa estratégia, ainda que em menor proporção, garante seu objetivo principal, qual seja a manutenção dos colonos em suas regiões originais. Com tais investimentos, espera-se um crescimento também da produção de subsistência, havendo facilidade na comercialização dos excedentes, resultando em lucro para o produtor, expresso no *payoff zL-1*, com $0 < z < 1$. O ganho do produtor de subsistência é inferior ao do vinicultor, pelos ganhos obtidos pela produção em escala, ainda que reduzida, mas, sem dúvida, superior ao ganho de escala do produtor rural vinculado à subsistência (por isso, $L > zL-1$). Sem investimentos do Governo, os eventuais produtores terão de arcar com os custos da operação, aumentando seus custos de produção, o que afeta diretamente os lucros do produtor, expressos pelo *payoff L-c*, com $0 < c < 1$.

A produção de culturas de subsistência proporciona um lucro inferior ao da produção de vinhos. Ainda assim, esse lucro é superior ao que seria obtido com a saída do colono de sua região inicial, pois o “lucro” obtido por ele, na melhor das hipóteses, seria igualado ao salário recebido pela pres-

¹⁹ Não se pode esquecer que a ocupação dos colonos no RS atendia, também, a objetivos geopolíticos dos governos central e provincial, com vistas a refrear o avanço dos espanhóis oriundos do Uruguai e da Argentina via campanha.

tação de algum serviço nas regiões de maior urbanização, assumindo um *payoff* $L-n'$, com $n' > 1$. Assim, os *payoffs* assumiriam a seguinte escala de hierarquia, no caso de haver estímulo do Governo: $L > zL-1 > L-c > L-n'$.

Com relação à estrutura de informação do jogo, os nós de decisão do Governo, unidos pela linha tracejada na Figura 1, compõem o mesmo conjunto de informação, refletindo a incapacidade do Governo de, com investimentos genéricos em infraestrutura, beneficiar distintamente os vinicultores, a despeito dos produtores rurais de subsistência, uma vez que tais investimentos beneficiam todos igualmente. A distinção se dará no resultado da coordenação das atividades empresariais em cada setor. Nesse sentido, a decisão de investir ou não em infraestrutura é tomada sem que o Governo saiba qual foi o movimento anterior do colono.

Com essas informações, cabe analisar as possíveis condições de equilíbrio. Na forma em que foi definido o jogo, em estratégias puras, não há estratégia dominante para o Governo com relação a investir em infraestrutura ou não, para benefício específico dos produtores de vinho ou de produtos de subsistência, conforme pode ser visto na Figura 2. Como ressaltado ao longo do trabalho, tal decisão estava vinculada ao projeto geopolítico da Coroa Portuguesa, que intentava povoar a Região Sul, desenvolvendo uma comunidade fixa que impedisse o avanço de espanhóis em terra colonial brasileira. Por isso, não se constitui em um movimento estratégico. Com relação ao colono, a estratégia VIT domina as demais, constituindo-se, portanto, em estratégia de equilíbrio. Pode-se, também, ressaltar que há outra posição de equilíbrio, quando o produtor de subsistências decide produzir, mesmo sem estímulos do Governo.

Figura 2

Matriz de *payoffs* do jogo entre Governo e colonos no RS — 1875 a 1920

		COLONOS		
		VIT	CS	SC
G O V E R N O	E/Cie	U;L	U;zL-1	0;L-n'
	E/Sie	0;L-c	0;L-c	0;L-n'
	NE	U;zL-1	U;L-c	0;L-n'

Concentrando a análise apenas nas estratégias oriundas da presença de incentivos do Governo e resolvendo o jogo por indução retroativa, observa-se que, dos dois equilíbrios de Nash²⁰, apenas E/Cie;VIT é um equilíbrio em subjogo perfeito, ou seja, fazendo-se o refinamento dos equilíbrios, as escolhas ótimas remetem para um equilíbrio em que não há uma política de estímulo à formação de uma agroindústria regionalmente localizada, em que a escolha do produtor recai sobre a produção de vinhos, o que corresponde ao que de fato foi observado no período. Posteriormente ao desenvolvimento da vitivinicultura, outros segmentos industriais surgiram, como o setor de móveis e o metal-mecânico.

5 Fatos históricos que evidenciam o jogo

Por volta de 1896, o Governo do Estado buscou dinamizar a iniciativa do colono italiano, no sentido de obter vinho nacional de boa qualidade: importou mudas de videiras da Europa e fundou uma Estação Experimental de Agronomia, na qual foram feitas as primeiras análises dos vinhos produ-

²⁰ Para melhor entender as dinâmicas do Equilíbrio de Nash e para um aprofundamento da Teoria dos Jogos, ver Besanko e Braeutigam (2004) e Pindyck e Rubinfeld (2006).

zidos, aconselhando a correção do mosto e a tomada de outras medidas indispensáveis, sobretudo, à conservação do produto. Cabe ressaltar que, nesse período, o RS vivia um período de ditadura, instituída pela Constituição Estadual de 1891. No comando do Estado, estava o Partido Republicano Riograndense (PRR), de cunho positivista, que promoveu uma verdadeira ruptura política no RS, deslocando as oligarquias vinculadas à economia pastoril da Campanha gaúcha, enfraquecendo a forma de dominação tradicional e patrimonialista (TARGA, 2002). Na ideologia do PRR, o Estado deveria cumprir um papel auxiliar na vida econômica, exercendo uma espécie de tutela social, responsabilizando-se pelas condições de abastecimento e ocupação da população local. Tais movimentos serviam como forma de “zelar” por um setor incipiente, baseado na produção familiar de vinhos, além de servir de forma de legitimação e estabilização do Governo.²¹

Em 1898, o Governo do RS mandou vir 25.000 mudas e as distribuiu aos colonos de Caxias do Sul, Antônio Prado, São Marcos, Alfredo Chaves, Bento Gonçalves e também a alguns agricultores localizados nas colônias alemãs (principalmente São Leopoldo). Houve também investimentos do Estado em embalagens e carretos. Nesse período, a Estação Experimental de Agronomia estudava a adaptação de viníferas europeias aos nossos clima e solo e, além de comparar os produtos das castas finas e das comuns, realizava enxertos, etc. Desse modo, já em 1901, esse Instituto podia distribuir 8.800 bachelos (mudas em forma de galhos) de produção própria, o que continuou a fazer até 1910, quando essa tarefa passou à responsabilidade da Escola de Engenharia. O Estado operou através dessa Estação Experimental como propulsor de inovação tecnológica e melhoria dos processos de plantio de uvas e produção de vinhos e seus derivados.²²

Outras ações associativas entre o Estado e os produtores foram importantes para a estruturação do setor vitivinícola no final do século XIX e início do século XX. Dentre as iniciativas, está a formação do Sindicato Vinícola²³,

²¹ Herlein Junior (2000) afirma que, apesar de o PRR representar um poder ditatorial, isso não significava que os governos não tivessem de prestar contas. Pelo contrário, foi preciso apoiar uma série de ações estatais num discurso público, a fim de garantir a estabilidade.

²² Iniciativas como essa podem ser compreendidas a partir de uma leitura de Perez (1992, p. 25), que expõe que: “*Las sucesivas revoluciones o ‘olas tecnológicas’ transforman, a su vez, la esfera económica y la esfera social. [...] Las olas tecnológicas se dan, además, en un contexto institucional que responde a visiones y roles del Estado, diseñados para responder al paradigma tecnológico anterior (intervención sistemática del Estado en la economía)*”.

²³ É importante ressaltar que o Sindicato Vinícola não representava os interesses dos trabalhadores vinculados ao setor, mas, sim, os dos empresários. O principal interesse consistia na manutenção dos investimentos do Estado na geração de melhorias das mudas bem como nos estudos referentes ao aumento da qualidade do vinho. Posteriormente, já como Instituto Rio-Grandense do Vinho, adicionou-se os esforços na regulação do mercado pro-

depois transformado em Instituto Rio-Grandense do Vinho, com o fim de regular a produção e obter a progressiva melhora da sua qualidade, através da substituição da uva Isabel por castas de viníferas e híbridas. Ao lado do organismo oficial de defesa, que, então, só congregava as indústrias constituídas, organizaram-se, sob a orientação do agrônomo do Ministério da Agricultura, Dr. Paulo Monteiro de Barros, dezenas de cooperativas de produtores, acentuando ainda mais a desconcentração dessa indústria.

A vitivinicultura da região colonial italiana, na Serra Gaúcha, não se comportou de forma diferente: concentrou sua produção, inicialmente, para o consumo próprio local. Posteriormente, com as graduais evolução e adaptação da produção, as vendas foram ampliadas para os mercados estadual e nacional. As melhorias das variedades viníferas, com o aprimoramento tecnológico dos processos de produção do vinho, fizeram com que a região ficasse reconhecida com posição de liderança no mercado nacional e com pequena, mas progressiva, participação no mercado internacional (FARIAS, 2010).

6 Considerações finais

Este trabalho ocupou-se de analisar a dinâmica da formação da indústria do vinho no RS, historicamente localizada entre 1875 e 1930, em um período em que os estudos e registros oficiais são escassos. Outra peculiaridade (que pode limitar a eficácia das análises) é que o artigo concentra-se em analisar a vitivinicultura em seus primórdios, quando o setor não possuía ainda a relevância dos dias atuais, em que a produção de vinhos do RS representa cerca de 90% da produção total de vinhos do Brasil. Muitos são os trabalhos que versam sobre o setor, mas pouquíssimos se detiveram a analisar os motivos do seu surgimento. A abordagem da Nova Economia Institucional muito auxiliou nesta jornada.

Olhar a formação da indústria vitivinícola do RS sob o prisma do conteúdo novo-institucional tem-se mostrado um exercício eficaz de compreensão histórica dos processos de transformação econômica do Estado nos últimos dois séculos. Semelhante à construção de Douglass North, que busca entender os processos de formação da indústria norte-americana como resultado de um processo histórico, aqui também se pode realizar associações semelhantes.

Uma primeira constatação, que contradiz o que North (1990) afirma sob a construção da economia latino-americana, é que as organizações e

dutor, buscando evitar a superprodução, que, efetivamente, veio a ocorrer em 1928, colocando em risco a estrutura frágil do setor no RS à época.

as instituições que promoveram a imigração e a colonização de territórios no RS orientaram-se de forma diversa ao geral das instituições e das organizações do restante do País. No Brasil, como no restante da América Latina, personalismo nas relações econômicas e políticas, (des)regulação estatal, direitos de propriedade mal definidos, e nem sempre adequadamente defendidos pelo Estado, são algumas das práticas que, ao invés de estimular, restringiram a atividade econômica.

O resultado em termos de desempenho econômico desse tipo de evolução institucional é que a matriz institucional dos países latino-americanos irá favorecer o desenvolvimento de organizações *rent-seeker* e desestimular organizações produtivas capazes de elevar a produtividade da economia. (NORTH, 1990, p. 9).

No RS, em especial nas colônias italianas, o papel do Estado foi altamente indutor do surgimento de organizações produtivas com elevado conteúdo tecnológico e com alta produtividade.

Pode-se afirmar que o conhecimento acumulado pelos colonos italianos trazidos para cá foi uma das molas indutoras do progresso econômico do RS, nos primeiros anos do século XX. Igualmente, a formação de uma matriz institucional que, por um lado, atendia aos interesses geopolíticos do Governo central, mas que, acima de tudo, colaborou com a vinda dos imigrantes e sua manutenção nas colônias, favoreceu os resultados obtidos. Tal constatação fica clara com os resultados expostos pelo jogo desenvolvido neste trabalho. As limitações com relação à construção dos *payoffs* não impediram que o modelo se mostrasse bastante consistente, como demonstrado pelos fatos históricos relatados ao longo de todo o artigo.

Para entender a raiz da constituição das colônias italianas no RS, é preciso analisar os processos de transferência da propriedade da terra. Esse é um dos pontos em que se justifica a especial utilização dos conceitos de Douglass North. Segundo o autor, uma teoria dos direitos de propriedade é necessária para explicar as organizações econômicas desenvolvidas pelos indivíduos no intuito de reduzir os custos de transação e organizar a troca. Esses direitos de propriedade dizem respeito à garantia individual de apropriação de seu próprio trabalho e dos bens e serviços que eles possuem (NORTH, 1990, p. 33).

O papel do Estado como fundador de instituições que auxiliaram (e continuam auxiliando) a vitivinicultura do RS é ponto relevante para o entendimento de sua estruturação. A formação do Sindicato Vinícola, organização responsável pela agremiação dos primeiros produtores de vinho, foi um dos passos decisivos do Governo no sentido de estimular a solidificação do setor na economia gaúcha. O investimento na compra de mudas (através da importação) e sua distribuição entre os produtores, o incentivo à substi-

tuição das plantações de uva Isabel por uvas viníferas (que garantiriam a melhoria imediata na qualidade do produto final) e a criação de uma estação experimental para auxiliar os produtores com pesquisa e melhoramento tecnológico dos insumos e produtos são algumas das atividades promovidas pelo Estado, no sentido de ampliar a produtividade das vinícolas. Tais iniciativas têm repercussão não apenas nos primeiros anos do século passado, mas também em períodos mais recentes, como pode ser constatado em diversos trabalhos (FARIAS, 2008; GRANDO, 1987; JALFIM, 1993). Resta evidente, inclusive, que a indústria vitivinícola apresenta uma forte dependência das iniciativas do Estado até os dias atuais, o que, de certa forma, tem dificultado o desenvolvimento de estratégias mais competitivas, em resposta aos diversos *players* internacionais, que dominam o consumo nacional de vinhos finos e espumantes.

Ao analisar o crescimento do setor vinícola do RS sob as premissas da NEI, conseguiu-se analisar, ao menos em parte, a formação econômica industrial gaúcha. Tal formação, regionalmente concentrada na “metade norte” do Estado, está intrinsecamente relacionada ao papel das instituições da época como fomentadoras da atividade econômica nas colônias de imigrantes, não somente italianas, mas também alemãs, polonesas, etc. Inicialmente, pode-se considerar que tais instituições, de maneira geral, foram eficientes na promoção de políticas de desenvolvimento regional, pois agiram para reduzir os diversos custos de transação existentes à época, em parte relacionados aos custos logísticos de transporte das famílias à sua terra, de construção de infraestrutura de ligação das colônias aos centros urbanos e do posterior escoamento dos excedentes de produção colonial. Em todas as estratégias apresentadas no jogo aqui desenvolvido, percebe-se o papel fundamental do Estado como indutor de crescimento, tendo por fim a formação de uma estratégia cooperativa entre ele e os colonos italianos, que, no período em análise, foram agentes ativos indutores do desenvolvimento industrial da região. A presença do Estado é requerida até os dias atuais pelos empresários nacionais, que veem como atribuição do Poder Público a formação de barreiras que impeçam a entrada “ilimitada” dos vinhos estrangeiros no mercado nacional. Assim, a presença institucional do Estado é exigida pelos empresários e associações representativas através da ampliação de regulações e proteções, que, segundo eles, afetam diretamente a competitividade das empresas vinícolas do País, e sua ausência pode pôr em risco a sobrevivência de inúmeras firmas, em especial, aquelas de menor porte e estrutura.

Referências

AREND, M. **Desenvolvimento e desequilíbrio industrial no Rio Grande do Sul: uma análise institucionalista e neo-schumpeteriana evolucionária**. 2004. 240 f. Dissertação (Mestrado em Economia Industrial) - Universidade Federal de Santa Catarina, Florianópolis, 2004.

AREND, M.; CÁRIO, S. A. F. Origens e determinantes dos desequilíbrios no Rio Grande do Sul: uma análise a partir da Teoria Institucional de Douglass North. **Ensaio FEE**, Porto Alegre, v. 26, n. esp., p. 63-94, 2005.

AREND, M.; CÁRIO, S. A. F.; ENDERLE, R. A. Instituições, inovações e desenvolvimento econômico. **Pesquisa & Debate**, São Paulo, v. 23, n. 1, p. 110-133, 2012.

BESANKO, D.; BRAEUTIGAM, R. R. **Microeconomia: uma abordagem completa**. Rio de Janeiro: LTC, 2004.

BUENO, N. P. Lógica da ação coletiva, instituições e crescimento econômico: uma resenha temática sobre a Nova Economia Institucional. **Economia**, Brasília, DF, v. 5, n. 2, p. 361-420, 2004.

COASE, R. H. The nature of the firm. **Economica**, London, v. 4, n. 16, p. 386-405, 1937.

CONCEIÇÃO, O. A. C. O Conceito de instituição nas modernas abordagens institucionalistas. **Revista de Economia Contemporânea**, Rio de Janeiro, v. 6, n. 2, p. 119-146, 2002.

COSTA, R. *et al.* **As colônias italianas Dona Isabel e Conde d'Eu**. Porto Alegre: Escola Superior de Teologia, 1999.

DIMAGGIO, P. J.; POWELL, W. W. The iron cage revisited: institutional isomorphism and collective rationality in organizational fields. In: _____. **The new institutionalism in organizational analysis**. Chicago: University of Chicago Press, 1991. p. 63-82.

FARIAS, C. V. S. **Aprendizado, inovação e cooperação: um estudo do segmento vinícola do arranjo produtivo da vitivinicultura da Serra Gaúcha**. 2010. 193 f. Dissertação (Mestrado em Economia) — Universidade do Vale do Rio dos Sinos, São Leopoldo, 2010.

FARIAS, C. V. S. Formação da indústria vitivinícola do RS: da imigração italiana aos dias atuais. In: ENCONTRO DE ECONOMIA GAÚCHA, 4., 2008, Porto Alegre. **Anais...** Porto Alegre: PUCRS; FEE, 2008. 1 CD-ROM.

GIRON, L. S. **As sombras do Littorio**: o facismo no Rio Grande do Sul. Porto Alegre: Perlada, 1994.

GRANDO, M. Z. Evolução e decadência da viticultura em Pelotas. **Ensaio FEE**, Porto Alegre, v. 8, n. 2, p. 121-130, 1987.

HERRLEIN JUNIOR, R. **Rio Grande do Sul, 1889-1930**: um outro capitalismo no Brasil meridional. 2000. 168 f. Tese (Doutorado em Economia) - Instituto de Economia, Universidade de Campinas, Campinas, 2000.

IOTTI, L. H. **Imigração e Colonização**: legislação de 1747 a 1915. Porto Alegre: Assembléia Legislativa do Estado do Rio Grande do Sul; Caxias do Sul: EDUCS, 2001.

JALFIM, A. Anos 90: reestruturação da vitivinicultura do RS? **Indicadores Econômicos FEE**, Porto Alegre, v. 20, n. 4, p. 264-272, 1993.

MACHADO, M. A.; HERÉDIA, V. B. A formação de núcleos urbanos na região de colonização italiana no Rio Grande do Sul. **Scripta Nova**: Revista electrónica de geografía y ciencias sociales, Barcelona, v. 7, n. 146, 2003. Disponível em: <[http://www.ub.es/geocrit/sn/sn-146\(065\).htm](http://www.ub.es/geocrit/sn/sn-146(065).htm)>. Acesso em: 15 ago. 2014.

MOURE, T. A inserção da economia imigrante na economia gaúcha. In: DACANAL, J. H.; GONZAGA, S. (Org.). **RS: Imigração e Colonização**. Porto Alegre: Mercado Aberto, 1980. p. 78-93.

NORTH, D. Economic performance through time. In: ALSTON, L. *et al.* (Ed.). **Empiric studies in institutional change**. Cambridge: Cambridge University Press, 1996. p. 342-363.

NORTH, D. Institutions and economic growth: an historical introduction. **World Development**, [S.l.], v. 17, n. 9, p. 1319-1332, 1989.

NORTH, D. **Institutions, institutional change and economic performance**. Cambridge: Cambridge University Press, 1990.

PAZ, I. N.; BALDISSEROTTO, I. A estação do vinho: a história da estação experimental de viticultura e enologia: 1921-1990. **Cadernos de Pesquisa**, Caxias do Sul, v. 5, n. 3, p. 55-78, 1997.

PELLANDA, E. Aspectos gerais da colonização italiana no Rio Grande do Sul. In: **ÁLBUM Comemorativo do 75º aniversário da colonização italiana no Rio Grande do Sul**. Porto Alegre: Globo, 1950. p. 18-50.

PEREZ, C. Cambio tecnico, restructuracion competitiva y reforma institucional en los países em desarrollo. **El Trimestre Económico**, [S.l.], v. 59, n. 233, p. 23-64, 1992.

PESAVENTO, F.; MONTEIRO, S. Jogos coloniais: mudança institucional e desempenho econômico, o caso da diversificação agrícola no Rio de Janeiro — 1750-1800. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 34., 2006, Salvador. **Anais...** Niterói: Associação Nacional dos Centros de Pós-Graduação em Economia, 2006. 21p.

PINDYCK, R. S.; RUBINFELD, D. L. **Microeconomia**. 6. ed. São Paulo: Pearson, 2006.

PRADO JUNIOR, C. **História econômica do Brasil**. 10. ed. São Paulo: Brasiliense, 1945.

PUTNAM, R. D. **Comunidade e democracia**: a experiência da Itália moderna. Rio de Janeiro: Fundação Getúlio Vargas, 1996.

TARGA, L. R. **Le Rio Grande do Sul et la création de l'Etat "développementiste" brésilien**. 2002. 517 f. Thèse (Doctorat) - Université Pierre-Mendès-France, Grenoble, 2002.

TAVARES, M. C. **Acumulação de capital e industrialização no Brasil**. Campinas: Unicamp, 1972.

WOORTMANN, E. F. **Colonos e sitiantes**: um estudo comparativo do parentesco e da reprodução social camponesa. 1988. 379 f. Tese (Doutorado) — Universidade de Brasília, Brasília, DF, 1988.

A administração pública no Brasil moderno: os modelos burocrático e gerencial*

*Reginaldo Teixeira Perez***

Professor do Departamento de Ciências Sociais e do Programa de Pós-Graduação em Ciências Sociais (PPGCS) da Universidade Federal de Santa Maria (UFSM), Doutor em Ciência Política pelo Instituto Universitário de Pesquisas do Rio de Janeiro da Universidade Candido Mendes (IUPERJ-UCAM)

*Giorgio Forgiarini****


Graduado em Direito, advogado, mestre em Ciências Sociais pela UFSM e professor de Direito Administrativo e Constitucional da Faculdade Palotina de Santa Maria (Fapas)

Resumo

Este paper tem como objeto a caracterização da administração pública brasileira na sua feição moderna — em específico, são apresentados e comparados os modelos administrativos de corte burocrático e gerencial. Ambientados em quadras próprias da história política e administrativa brasileira — respectivamente, dos anos 30 até o final dos anos 80 e a partir dos anos 90 —, as duas formas de gestão da coisa pública aqui foram relativamente acobertadas por tipos de Estados específicos: o desenvolvimentista (administração burocrática) e o liberal (administração gerencial). Trata-se, adicionalmente, portanto, de refletir sobre algumas combinações entre figuras

* Parte deste artigo é originária da dissertação de mestrado de Giorgio Forgiarini, intitulada **Continuidade e/ou ruptura: a reforma gerencial da administração pública brasileira na 'Era Lula'** e defendida junto ao Programa de Pós-Graduação em Ciências Sociais (PPGCS) da Universidade Federal de Santa Maria (UFSM).

Artigo recebido em mar. 2014 e aceito para publicação em mar. 2016.

 Este trabalho está licenciado sob uma Licença Creative Commons Atribuição-NãoComercial 4.0 Internacional.

Open Acces (Acesso Aberto)

Revisora de Língua Portuguesa: Elen Azambuja

** *E-mail:* rtp10@hotmail.com

*** *E-mail:* giorgioforgiarini@yahoo.com.br

institucionais, a política (poderes de governo) e a administração (funções de Estado), e os seus reflexos sobre a vida social e/ou o mercado.

Palavras-chave

Racionalidade; administração pública; modelos burocrático e gerencial

Abstract

The present paper brings the characterization of the Brazilian public administration in its modern format — in particular, it presents and compares the bureaucratic and the administrative management models. Set in different moments of the Brazilian political and administrative history — respectively, from the 1930s to the late 1980s and from the 1990s onwards — the two forms of public management are relatively covered here by specific types of States: the developmental one (bureaucratic) and the liberal one (management administration). Additionally, the article reflects upon some combinations between institutional figures, the political one (government powers) and the administrative one (state functions), and their impact on social life and/or the market.

Keywords

Rationality; public administration; bureaucratic and management models

Classificação JEL: H83

“Nada há tão traiçoeiro como o que é evidente.”

Schumpeter (1961, p. 287)

Introdução

Retenha-se a máxima estampada na epígrafe como advertência ao exame do objeto que se manuseará neste artigo: as relações entre os mo-

delos administrativos experimentados recentemente pelo poder no Brasil. Marcas últimas da administração pública do moderno Estado brasileiro (SHONFIELD, 1968), os tipos de administração burocrática e gerencial — substitutos mais recentes da anterior administração patrimonial¹ — parecem se amoldar, à perfeição, a *frames* ideológicos específicos: o primeiro, ao Estado coordenador desenvolvimentista; o segundo, ao Estado indutor liberal. Políticas de Estado são, inequivocamente, definidoras de padrões administrativos próprios.

A questão a ser sobrelevada a partir da conexão entre formas particulares de administração e molduras ideológicas é a seguinte: se parece certo que os meios de administrar a coisa pública no Brasil se alteraram — ou melhor, vêm-se alterando no curso do tempo —, menos segurança parece haver acerca das possíveis aproximações entre os dois modelos, o que apontaria os motivos para suas escolhas. Bem entendido, se à robustez da máquina administrativa típica do padrão burocrático de administrar sobreveio outra, quantitativamente limitada, característica do padrão gerencial de racionalidade administrativa, a mesma lógica não se aplica na esfera decisória. Ao revés, uma linha de continuidade parece ter sido observada em âmbito político: o Governo manteve-se com notados poderes. Mais: para que se habilitasse à administração — e, mormente, à sua mudança — teriam sido necessários amplos poderes ao Poder Executivo. Se há alguma lógica a ser apreendida no relacionamento entre política e administração pública no Brasil moderno, ela deve ser justificada pelo *telos* que sinaliza elementos comuns dos diferentes modelos de administração adotados pela política: a construção de uma economia/sociedade de mercado no Brasil.

O conceito de racionalidade — núcleo dos corpos retóricos justificados de todas as reformas — demanda detalhamentos mínimos na sua definição. Decerto que os dois padrões de racionalidade aplicados à administração pública (burocrática e gerencial), observados na recente experiência brasileira e abordados neste texto, promoveram, cada um a seu tempo, no trato da coisa pública, “racionalizações” — compreendidas, aqui, em homenagem simplificada à matriz teórica weberiana, como adequação ótima de meios a fins (ARON, 1987; COHN, 1979; WEBER, 1994). Propõe-se, na sequência, com assumido veio descritivo, a explicitação de alguns dos tra-

¹ Nem todos concordam que o modelo patrimonialista foi plenamente superado no Brasil: “O Brasil sofre de uma forte e resistente miopia sobre os limites entre o público e o privado. Historicamente, a elite política brasileira é patrimonialista. Os poderosos tendem a confundir o poder político com o direito de usar e abusar do patrimônio público como se fosse sua propriedade privada. O patrimonialismo vem de longe. O Brasil já nasceu loteado por potentados portugueses que ganhavam da coroa aqui vastas concessões de terras. Na mesma caravela vinham os poderes quase absolutos para administrar sua gente e sua riqueza” (VEJA, 2013, p. 12).

ços definidores dos modelos burocrático e gerencial de administração; a seguir, estampa-se um quadro sinóptico com as características diretoras de cada um dos modelos; adiante, com preocupações mais analíticas, pretende-se examinar, com mais vagar, o conjunto de problematizações insinuado nesta **Introdução**.

O padrão burocrático de racionalidade

Sem embargo ao reconhecimento de que o modelo burocrático de administração pública já prevalecia desde antes da instauração da República nos finais do século XIX, é de se admitir que a sua implantação plena somente se efetiva no interior do quadro de mudanças institucionais promovidas pela administração de Getúlio Vargas, no pós 1930 (FAUSTO, 1975). É ali que o Estado brasileiro busca se equipar para intervir na vida social e econômica — sobretudo econômica — de modo “técnico”, através do instituto do planejamento: visava-se à transformação da vida material brasileira — diagnosticada como arcaica (rural) — pelo norte da industrialização (BAER, 1977; DINIZ, 1978; FURTADO, 1985; IANNI, 1971; MONTEIRO; CUNHA, 1974; SANTOS, 1962; SKIDMORE, 1992). Inaugurava-se o Estado desenvolvimentista brasileiro, com a conseqüente adesão aos seus termos burocráticos modernos, em tese, compatíveis com um futuro ambiente definido como sendo o de um capitalismo de feitiço industrial. Na seqüência, examina-se mais detidamente o padrão burocrático de racionalidade.

A reforma do serviço público, o processo de burocratização ou racionalização, é um fenômeno histórico derivado da natureza superior da administração pública burocrática em relação à administração patrimonial. Na época, era a melhor maneira de aumentar a eficiência, eliminar o nepotismo e reduzir a corrupção. (BRESSER-PEREIRA, 2009, p. 208).

A implementação do modelo burocrático deu-se, segundo os seus fatores, porque o modo de administração patrimonial mostrou-se incompatível com os modernos conceitos de concentração dos meios de autoridade, típicos do Estado moderno, e também do capitalismo industrial emergente. Na administração patrimonial, as propriedades públicas e privadas confundiam-se entre si. Os instrumentos utilizados para o exercício do poder de dominação eram concebidos como bens do próprio agente político, do intermediário, do administrador local ou das autoridades eclesiásticas, que podiam deles fazer uso sem maiores restrições. Nesse cenário, o nepotis-

mo, a corrupção, o abuso de poder e a primazia a interesses particulares em detrimento de interesses públicos conformavam a regra geral.²

É nesse contexto que se verifica a mudança de racionalidade proporcionada pela incorporação do modelo burocrático em relação à forma como era gerida a coisa pública. O aparecimento da administração burocrática, baseada na centralização do poder decisório, no estabelecimento de um escalonamento vertical claro de subordinação e hierarquia, na fixação de rotinas rígidas de trabalho, na criação de órgãos especializados para o exercício de atividades específicas, no controle criterioso de procedimentos e na imposição do requisito de impessoalidade como limitador das ações do agente público, representou um nível diferenciado de racionalidade e, consequentemente, de eficiência, no que diz respeito ao trato do bem público.

Weber (1982) ponderou que a adoção do modelo burocrático era inevitável dentro de um conceito de Estado moderno. Tratava-se, segundo ele, do único meio capaz de coordenar efetivamente o trabalho de uma organização tão ampla e complexa quanto se mostrava esse novo Estado, além de trazer previsibilidade e diminuição da incerteza quanto à tomada de decisões pelos agentes públicos, importando, assim, em acréscimo no que diz respeito à segurança jurídica. Ainda com Weber (1982), assevera-se que o processo de burocratização ou racionalização do Estado decorre da natureza tecnicamente superior da administração pública burocrática em relação ao modelo patrimonialista. Ademais, segundo esse sociólogo alemão, a razão decisiva para a superioridade da organização burocrática sobre quaisquer outras foi sempre seu caráter puramente técnico. O mecanismo burocrático plenamente desenvolvido compara-se às outras organizações exatamente da mesma forma como a máquina se compara aos modos não mecânicos de produção.

Visível é a identidade conceitual existente entre o modelo burocrático exaltado por Max Weber para a administração pública e as teorias da administração científica, de Friederick Taylor³, e clássica da administração, de Henri Fayol, aplicáveis às empresas privadas. Aliás, notória e explícita é a

² “A chamada administração pública burocrática teria sido concebida na segunda metade do século XIX, na época do Estado liberal, como forma de combater a corrupção e o nepotismo patrimonialista. Ela se baseia nos princípios da profissionalização, organização em carreira, hierarquia funcional, impessoalidade, formalismo. Os controles são formais e a priori. Como a ideia inspiradora desse tipo de organização é combater a corrupção e o nepotismo, parte-se de uma desconfiança prévia em relação aos administradores públicos. Daí a necessidade de procedimentos rígidos para seleção de pessoal, para a celebração de contratos e o exercício do controle.” (DI PIETRO, 2002, p. 42).

³ Friederick Taylor foi um engenheiro norte-americano conhecido como “o pai da Administração Científica”, por propor a utilização de métodos científicos cartesianos na administração de empresas. Seus focos eram a eficiência e a eficácia operacional na administração industrial.

relação feita por Max Weber entre o Estado moderno e as empresas capitalistas, muito superiores, segundo ele, e mais eficientes do que o modo de produção representado pelos artesãos que operam individualmente.

É errôneo supor que o trabalho intelectual na administração de uma empresa se distinga, de alguma maneira, daquele na administração pública. O Estado moderno, do ponto de vista sociológico, é uma 'empresa', do mesmo modo que uma fábrica; precisamente esta é sua qualidade historicamente específica. (WEBER, 1994, p. 530).

O modelo burocrático de administração é construído a partir de um novo padrão de racionalidade, o qual parte de premissas e conceitos distintos em relação àqueles que moviam o modelo patrimonialista. Corresponde a uma nova forma de pensar o poder público e a maneira como presta seus serviços públicos, que surge concomitantemente ao Estado racional. São quatro os pressupostos do padrão burocrático de racionalidade sobre os quais se passa agora a discorrer.

O primeiro pressuposto do padrão burocrático de racionalidade é o da centralização administrativa e tem sua gênese justamente na construção do Estado moderno, a partir da concentração dos meios de administração, os quais, antes, eram distribuídos a terceiros particulares. No dizer de Max Weber (1982, p. 257), "[...] a estrutura burocrática vai de mãos dadas com a concentração dos meios materiais de administração nas mãos do senhor". Esse pressuposto baseia-se na necessidade de o aparelho estatal ser forte, robusto, capaz de exercer, de maneira satisfatória, as novas atribuições cometidas ao Estado e, ao mesmo tempo, tolher quaisquer iniciativas individualistas não coadunadas com o interesse coletivo. A adoção do modelo burocrático, então, visa a fornecer um modelo de racionalidade único e dominante, apto a reger uniformemente as condutas de agentes públicos e privados. Os processos de construção do Estado moderno e de avocação das funções administrativas pelo ente estatal pressupõem, então, a construção de uma burocracia centralizada.

Dessa centralização administrativa decorre um escalonamento vertical de atribuições, responsabilidades e competências, interno à própria estrutura da máquina estatal, ou seja, ocorre uma divisão do aparelho burocrático em diferentes níveis hierárquicos, de modo a serem uns subordinados a outros. O poder de decisão cabe exclusivamente àqueles situados no topo da hierarquia (agentes políticos), restando aos subordinados (agentes administrativos) tão somente a capacidade de executar as tarefas que lhes foram determinadas, com limitada capacidade de decisão. Não lhes é facultado descumprir qualquer ordem oriunda de instância superior, nem questionar, ou mesmo refletir, quanto ao seu mérito.

Os princípios da hierarquia dos postos e dos níveis de autoridades significam um sistema firmemente ordenado de mando e subordinação, no qual há uma supervisão dos postos inferiores pelos superiores. Esse sistema oferece aos governados a pos-

sibilidade de recorrer de uma decisão de uma autoridade inferior para a sua autoridade superior, de uma forma regulada com precisão. (WEBER, 1982, p. 230).

O sistema hierarquicamente organizado garante, pois, segurança jurídica e agilidade à prestação de serviços públicos, uma vez que assegura a centralização do poder de decisão e oferece a possibilidade de o governante uniformizar as soluções adotadas para situações diversas. A rígida submissão dos funcionários públicos aos ditames impostos por superiores garante sua isenção e imparcialidade no trato com o público bem como uniformidade no exercício da administração, dentro do que, atualmente, se conhece por princípio da impessoalidade⁴. Nesse contexto, o agente é apenas aquele que manifesta uma vontade que não é sua, mas do Estado. Tal despersonalização é, para Weber (1982), evidente avanço em relação aos modelos anteriores, já que

“Sem relação com pessoas” é também a palavra de ordem no “mercado” e, em geral, de todos os empreendimentos onde há apenas interesses econômicos. [...] Quanto mais complicada e especializada se torna a cultura moderna, tanto mais seu aparato de apoio externo exige o perito despersonalizado e rigorosamente “objetivo”, em lugar do mestre das velhas estruturas sociais, que era movido pela simpatia e preferência pessoais, pela graça e gratidão (WEBER, 1982, p. 250-251).

O segundo pressuposto do padrão burocrático de racionalidade é o insulamento burocrático. Tal fenômeno consiste na formação de corpos técnicos e isolados, constituídos para assessorar os líderes de Estado na formulação e na execução de políticas públicas, porém clivados do corpo político e, conseqüentemente, das contendas eleitorais. Segundo Nunes (2003, p. 34), insulamento burocrático é o processo de proteção do núcleo técnico do Estado contra a interferência oriunda do público ou de outras organizações intermediárias. A cada órgão técnico constituído é atribuída a competência para a realização de uma atividade específica, predeterminada pelo corpo político, em que cada órgão se especializa no alcance de um único objetivo.

Assim, o insulamento burocrático, ao separar o poder de decisão do poder de execução, consubstancia a estratégia por excelência das elites em

⁴ Por princípio da impessoalidade entende-se a impossibilidade de o agente público valer-se de razões pessoais ou de motivos próprios para o exercício da atividade administrativa. O dever é de isonomia absoluta, sendo as respostas públicas indistintamente aplicadas a todos os governados, independentemente do indivíduo ou da circunstância, conforme predeterminado pelas autoridades superiores. A vontade individual e subjetiva do executor não é digna de consideração. Aliás, conforme leciona Maria Sílvia Di Pietro (2008), os atos e provimentos administrativos são imputáveis não ao funcionário que os pratica, mas ao órgão ou entidade administrativa ao qual está vinculado, sendo este último o autor institucional do ato.

driblar a arena controlada pelos partidos políticos. Ademais, supõe-se que a repetição no exercício das tarefas por um órgão específico conduz à especialização e a maiores níveis de eficiência, dentro de uma perspectiva fortemente influenciada pelas contemporâneas teorias científica e clássica da administração de Taylor e de Fayol.

O terceiro pressuposto do padrão burocrático de racionalidade, corolário dos pressupostos anteriores e também do preceito de impessoalidade, é o do universalismo de procedimentos, ou, como reconhecido por Max Weber (1994), do “formalismo processual”. De acordo com o pensador alemão, o direito racional do Estado ocidental moderno, segundo o qual o funcionalismo especializado decide, origina-se, em seus aspectos formais, no direito romano, que prima pela extirpação do direito material, comumente impregnado por subjetivismos e dogmas teocráticos, em favor do direito jurídico-formal, objetivo e racional.⁵

Procedimentos racionalmente universalizados asseguram objetividade na tomada de decisões, afastam as tentações individualistas e impedem discriminações benéficas ou detrimetosas, haja vista determinarem o tratamento de todos conforme premissas objetivamente postas em normativas previamente estabelecidas. Como assevera Nunes (2003, p. 35), o universalismo de procedimentos é associado às garantias individuais e à noção de cidadania plena e de igualdade perante a lei, exemplificadas por países de avançada economia de mercado, regidos por um governo representativo. Para Weber (1982, p. 256),

A igualdade perante a lei e a exigência de garantias legais contra a arbitrariedade requerem uma objetividade de administração formal e racional, em oposição à discricção pessoalmente livre, que vem da graça do velho domínio patrimonial.

Além de aspectos referentes à segurança jurídica, às garantias contra a arbitrariedade e à previsibilidade das decisões, o formalismo procedimental garante maior agilidade na execução de tarefas, na medida em que dispensa raciocínios individualizados ou particulares por parte do agente administrativo, que se vale única e tão somente de soluções estandardizadas, predeterminadas para serem aplicadas repetidas vezes em situações semelhantes, como em um modelo de produção em série. O burocrata individual, para Weber, não pode se esquivar ao aparato ao qual está atrelado; é, na grande maioria das vezes, apenas uma engrenagem num mecanismo em movimento. Segundo Weber (1982, p. 250), a partir da racionalização dos procedimentos, “[...] tarefas são atribuídas a funcionários que têm treina-

⁵ Na lição de Max Weber (1982, p. 250), “[...] a interpretação racional da lei, à base de conceitos rigorosamente formais, opõe-se ao tipo de adjudicação ligado primordialmente às tradições sagradas”.

mento especializado e que, pela prática constante, aprendem cada vez mais”.

O quarto pressuposto diz respeito à profissionalização e à rígida regulamentação das relações de trabalho no serviço público. O modelo moderno de administração burocrática — ínsito quer em uma democracia, quer em um Estado absoluto — elimina a figura da autoridade honorífica, detentora própria dos meios de dominação, bem como o exercício de autoridade por notáveis feudais, patrimoniais, patrícios ou outros cargos cuja investidura se dá em função de critérios hereditários. A ocupação de um cargo passa a ser uma profissão, não uma prebenda, tendo, pois, a natureza de um dever e não de um privilégio. O Estado moderno, centralizado, não admite concorrência interna, razão pela qual os agentes públicos ficam dissociados da propriedade dos meios de administração e dominação. Nesse cenário, a relação profissional torna-se adequada para o exercício da atividade administrativa de forma impessoal e eficiente (HELLER, 1979).

No dizer de Weber (1994), a formação de um funcionalismo burocrático, profissionalizado e permanente, baseado em contrato, salário, pensão, carreira, treinamento, divisão fixa de competências, documentação e ordem hierárquica, é critério que denota univocamente o processo de modernização do Estado, sendo ele monárquico ou democrático. A imposição de uma regulamentação rígida quanto à força de trabalho deve servir como escudo a tendências impregnadas por fatores outros que não o interesse público. A estabilidade e a inamovibilidade do agente público se fazem pertinentes, como forma de proteção dos membros do núcleo técnico no tocante a intentos ou ambições de natureza política ou eleitoral, o que assegura o caráter “permanente” do corpo burocrático. Por isso, a posição do funcionário nas burocracias públicas, em regra, é vitalícia, o que ocorre cada vez mais em todas as organizações semelhantes.

Quando há garantias jurídicas contra o afastamento ou a transferência arbitrária, estas servem simplesmente para assegurar que eventual demissão se dê por razões objetivamente postas, pelo descumprimento de deveres específicos ao cargo, livre de quaisquer considerações pessoais. (WEBER, 1982, p. 236).

Assim, o modelo burocrático conformou-se em um novo padrão de racionalidade à administração pública, ao modo como gerido o bem coletivo, talvez não melhor ou superior ao modelo patrimonialista, mas provavelmente mais adequado ao novo contexto histórico. No caso brasileiro, a crise dos anos 80 — que alcançou tanto o final do regime militar quanto o Governo Sarney —, em suas manifestações inflacionárias, cimentou o juízo público de que o Estado e sua burocracia se constituíam em entraves ao desenvolvimento do País.

O padrão gerencial de racionalidade

Diversos foram os fatores conducentes à crise do Estado desenvolvimentista brasileiro no final dos anos 80, mas um, em especial, mereceu relevo: a interpretação que identificou, no tamanho do Estado — e nos seus decorrentes custos de financiamento —, o baldrame do processo inflacionário. Somaram-se, portanto, ao reformismo institucional orientado para o mercado, elementos ideológicos externos (retomada dos eflúvios liberais) e internos (a notada crise das contas públicas, mormente, as do Governo Federal). Nesse caso, sobrevém a estrutura tentacular de um Estado definido (e disputado) como um espaço, por excelência, da política e do político. Mais do que nunca, os liberais brasileiros (dos mais diversos matizes) propugnaram o divórcio da política e da vida social; a partir de então, essa foi caracterizada como esfera privada (GROS, 1993; SANTOS, 1994). A seguir, analisa-se o padrão gerencial de administração pública, a situação operacional supostamente ideal, segundo prevalecente interpretação contemporânea, para um país já bastante integrado à lógica de mercado.

Ao resolver alguns problemas crônicos do poder público brasileiro, inerentes ao antigo modelo patrimonialista, o padrão burocrático acabou por criar, conforme os seus detratores, muitos outros. Ao centralizar a atuação administrativa e criar órgãos para o atendimento das demandas sociais surgidas, acabou por robustecer e encarecer o aparato público, elevando, conseqüentemente, o gasto corrente.⁶ Ao possibilitar um acurado controle formal quanto ao uso de recursos e mecanismos públicos, findou por dificultar sua utilização com autonomia e eficiência. Ao estabelecer rígidos procedimentos para a seleção de servidores e para a contratação de produtos e serviços, por exemplo, acabou por impor amarras e entraves à autoridade pública, inibindo, assim, o empenho, a competência e a criatividade do agente estatal.

Em outras linhas, ao tentar controlar tão minimamente todas as atividades administrativas, a administração pública burocrática tornou-se tão obsessiva em universalizar os procedimentos, prever condutas e estabelecer escalas de hierarquia, que passou a ignorar absolutamente, sempre segundo os seus críticos, a eficiência na prestação de serviços à coletividade. Percebe-se, então, no modelo burocrático, a primazia de uma racionalidade

⁶ As críticas aos (supostos ou efetivos) custos da burocracia em um Estado liberal-democrático podem ser exemplificadas em trabalhos acadêmicos consistentes. Ver, por todos, em interpretação crítica à burocracia, Niskanen (1973). Santos (1988, cap. 3), em erudito trabalho que desfila discretas críticas à postura ideológica aos “críticos da burocracia”, identifica seis “modelos de decadência liberal” — e um deles é o da “autonomia burocrática”, em que se encontra Niskanen.

dade ligada não a resultados, mas a meios, normas e procedimentos, muitas vezes em prejuízo do atingimento de metas. Nesse sentido, refere Bresser-Pereira (2009, p. 209) que

É impossível ser racional definindo em lei os objetivos específicos a serem alcançados e os meios a serem seguidos: a lei pode definir de modo genérico os objetivos e os meios, mas sua especificação competente depende necessariamente de uma tomada de decisão caso a caso.

Mudanças nos contextos fáticos envolvendo Estados e governos catalisam os argumentos dos que detratam o modelo burocrático porquanto ineficiente. Desde a emergência da burocracia, pôde-se observar, nos países que se valeram desse modelo, a ocorrência de três fenômenos. O primeiro é a ampliação das áreas de atuação do Estado. Se, quando da redefinição da burocracia, as sociedades do início do século careciam apenas de educação, saúde, segurança, previdência e alguns outros serviços prestados em níveis básicos e de maneira incipiente, o tempo viu surgir a necessidade de o Estado desempenhar outras funções, mais amplas e complexas, tais como proteção ao meio ambiente, vigilância sanitária, telecomunicações, transporte coletivo, planejamento urbano, fomento a pesquisas científicas, etc.

Em segundo lugar, está o aumento da “clientela” atendida pelo Estado. Se, no início do século, apenas uma pequena elite oligárquica era considerada cidadã e, portanto, titular de direitos aos olhos do Estado, a burocratização do serviço público (somado à ampliação democrática) proporcionou uma crescente inclusão de inúmeros outros grupos sociais no conceito de cidadania, acarretando considerável ampliação da clientela beneficiada pelos serviços estatais.

O terceiro fenômeno corresponde ao aumento dos custos da atuação do Estado. Se, antes, o processo educacional, por exemplo, exigia apenas salas de aula, mesas, cadeiras e professores de disciplinas básicas, o progresso e a modernidade trouxeram a necessidade de laboratórios, bibliotecas, computadores, Internet em banda larga, dispositivos de áudio e vídeo, além de professores especializados em disciplinas que não eram sequer conhecidas em outros tempos.

Com os aumentos de gastos decorrentes de tais fenômenos, surge a proposta de uma redefinição do papel do Estado perante a sociedade e, conseqüentemente, quanto à racionalidade aplicada à administração pública. O modelo burocrático encontra, então, detratores; entre eles, sobressaem-se justamente aqueles que advogam o dever de o Estado abandonar sua condição de executor ou prestador imediato de serviços públicos, para passar à condição de seu regulador, promotor ou provedor, agindo, pois, indiretamente como mero “catalisador” do desenvolvimento social. Em ou-

tros termos, o poder público dispensa (em parte) a coordenação direta das atividades sociais e passa a empregar crescentemente mecanismos indutivos.

Por essa linha de raciocínio, o poder público desincumbe-se da responsabilidade pela prestação direta de serviços que, quando da construção do modelo burocrático, foram sendo avocados pelo ente estatal, encarregando-se de meramente promover, incentivar e garantir que particulares o façam por conta e risco próprios. Osborne e Gaebler (1995) ilustram essa ideia a partir do conceito de “navegar em vez de remar”. Referem que “[...] o barco do Estado pode navegar mais eficazmente se forem outros a remar, e não só o Governo” (OSBORNE; GAEBLER, 1995, p. 32). De acordo com os autores estadunidenses, os governos que passam do remo para a navegação têm menos trabalhadores envolvidos na prestação direta de serviço, mas um número maior de gerentes, catalisadores e corretores; têm menos pessoas trabalhando com papéis e mais trabalhadores com conhecimento.

Decorre desse novo conceito a flagrante ênfase no que se convencionou chamar de princípio da subsidiariedade⁷, pautado na ideia de centralidade da pessoa humana, pelo qual o Estado deve atuar não como protagonista, mas como subsidiário no trato das coisas envolvendo os cidadãos e a sociedade. Conforme Maria Sylvia Zanella Di Pietro (2002), o princípio da subsidiariedade traz consigo algumas ideias que lhe são inerentes. A primeira refere-se ao respeito aos direitos individuais e, conseqüentemente, ao reconhecimento de que a iniciativa privada, em áreas em que sua atuação seja possível e desejável, tem primazia em relação à atuação do Estado. O princípio da subsidiariedade opera, então, como limite à intervenção do poder central sobre as relações entre particulares ou até mesmo entre entes coletivos locais ou periféricos.

Em segundo lugar, o Estado assume o dever de fomentar, coordenar, regulamentar e fiscalizar a atuação dos indivíduos, de modo a garantir a boa prestação de serviços bem como facilitar aos particulares o sucesso na condução de seus empreendimentos. A terceira ideia compreende a necessidade de realização de parcerias entre o poder público e a iniciativa privada, também dentro do objetivo de subsidiar o ente individual, quando esse se mostrar deficiente (DI PIETRO, 2002).

Dessa nova proposta para o Estado surge um novo padrão de racionalidade aplicável à administração pública, o qual se convencionou chamar de

⁷ O princípio da subsidiariedade foi formulado em fins do século XIX e início do século XX, dentro da Doutrina Social da Igreja Católica, principalmente pelas encíclicas **Rerum Novarum** (1891), de Leão XIII, **Quadragesimo Anno** (1931), de Pio XI, **Mater et Magistra** (1961), de João XXIII e, mais recentemente, **Centesimus Annus** (1991), de João Paulo II (DI PIETRO, 2002).

“padrão gerencial”. Menos propenso ao estadocentrismo, ao formalismo e ao oferecimento de soluções estandardizadas a demandas específicas, características típicas do modelo burocrático, o padrão gerencial atenta mais ao oferecimento de respostas individuais a questões singulares e à obtenção de resultados.

O primeiro pressuposto do padrão gerencial de racionalidade é o da descentralização administrativa. Essa consiste na delegação de poderes e competências, antes centralizados na figura do próprio Estado, a entidades autônomas públicas ou privadas, não hierarquicamente subordinadas e, portanto, dotadas de liberdade suficiente para agir e encontrar suas próprias soluções e alternativas às demandas diversas, de maneira mais articulada e ágil. Segundo Bresser-Pereira (2009, p. 297), é através da descentralização administrativa que as organizações buscam a superação das deseconomias de escala inerentes ao seu próprio crescimento, sendo, por isso, um movimento “[...] crucial para a administração pública gerencial”.

A descentralização administrativa possibilita a flexibilização do movimento de insulamento burocrático, acabando com a rígida divisão entre órgãos decisores e órgãos executores. Com a descentralização, vem o arrefecimento do rígido escalonamento vertical de competências no serviço público. A concessão de maior autonomia e liberdade a agentes, órgãos e entidades (estatais ou não), antes tidos como inferiores e incapacitados para a tomada de decisões próprias, tende a tomar o lugar das rigorosas relações de hierarquia e subordinação, na medida em que concentra nas mesmas pessoas o poder de decidir e de executar conforme entender pertinente ao caso concreto. O temor à arbitrariedade e ao abuso de poder, que antes justificava a absoluta vinculação do executor às ordens oriundas dos superiores, é deixado de lado em prol da busca por agilidade e dinamismo.

Todavia a concessão de maior autonomia e liberdade de ação a órgãos de execução exige profissionais qualificados e confiáveis, aptos a tomar decisões precisas quando em situações específicas e satisfeitos o suficiente para não sucumbir às tentações do desvio ou do abuso de poder. A descentralização administrativa impõe, por conseguinte, capacitação e valorização dos servidores públicos, devendo eles perceber remuneração condizente com as responsabilidades a eles atribuídas.

Osborne e Gaebler (1995) desfilam alguns argumentos em prol da descentralização administrativa. Segundo os autores de **Reinventando o governo**, as instituições descentralizadas são mais flexíveis do que as centralizadas, visto que podem responder com mais rapidez a mudanças circunstanciais referentes à prestação do serviço propriamente dito, sem depender de quaisquer ordens advindas de instâncias superiores, razão pela qual tendem a ser, também, mais eficientes, precisas e ágeis. Da mesma

forma, para os autores norte-americanos (1995), instituições descentralizadas costumam ser mais inovadoras, na medida em que as boas ideias referentes à prestação de serviços surgem, de modo geral, daqueles que efetivamente atuam em contato com o público e, portanto, conhecem profundamente as dificuldades e as oportunidades do serviço prestado. Por fim, instituições descentralizadas tendem a ter moral mais elevado e, em função disso, a ser mais comprometidas e produtivas. Agentes e instituições autônomos, não submetidos aos rigorismos da subordinação hierárquica, sentem-se mais livres e respeitados e, portanto, são mais dedicados à entrega de resultados do que a meramente agradar aos superiores.

O segundo pressuposto do modelo gerencial, estreitamente vinculado à premissa de descentralização administrativa, porém com peculiaridades próprias, que justificam sua qualificação como um pressuposto à parte, é o da privatização, ou seja, a delegação de bens e competências à sociedade civil. Privatizar é medida que vem ao encontro das mudanças conceituais por que passa a figura do Estado, que se desloca da condição de prestador direto de serviços e provedor imediato de bens para a de indutor, regulador e fomentador. As privatizações relacionam-se com a descentralização, na medida em que se constituem em hipóteses de delegação da prestação de serviços públicos a entes autônomos, não inseridos dentro da máquina pública, que o fazem com maior autonomia e liberdade com relação aos rigores inerentes à atividade governamental.

É pertinente, contudo, atentar para o fato de que por privatização não se concebe apenas o processo de alienação de empresas públicas ou das ações de sociedades de economia mista, como comumente abordado, mas toda e qualquer hipótese de retirada da presença do Estado de setores atribuíveis à iniciativa privada. Nesse sentido, torna-se conveniente atentar à definição jurídica de Maria Sylvia Zanella Di Pietro, para quem privatização, em sentido amplo,

[...] abrange todas as medidas com o objetivo de diminuir o tamanho do Estado e que compreendem, fundamentalmente: a) **desregulação** (diminuição da intervenção do Estado no domínio econômico); b) **desmonopolização** de atividades econômicas; c) a **venda de ações de empresas estatais ao setor privado** (desnacionalização ou desestatização); d) a **concessão de serviços públicos** (com a devolução da qualidade de concessionário à empresa privada e não mais a empresas estatais, como vinha ocorrendo); e) os **contracting out** (como forma pela qual a Administração Pública celebra acordos de variados tipos para buscar a colaboração do setor privado, podendo-se mencionar, como exemplos, os convênios e os contratos de obras e prestação de serviços); é nesta última fórmula que entra o instituto da terceirização (DI PIETRO, 2002, p. 17-18).

Aproveita-se o ensejo para fazer a devida diferenciação entre a concessão de serviços públicos e a terceirização da prestação de um serviço de utilidade pública. Por concessão se compreende a outorga da possibilidade de exploração de um serviço público por empresas privadas, mediante remuneração paga pelos próprios usuários do serviço, como ocorre com o transporte coletivo, a distribuição de água, a energia elétrica e a telefonia. Por terceirização se entende a contratação, pelo Estado, de uma empresa privada para a prestação de um serviço que atenda às necessidades do próprio Estado e, por conseguinte, da população, mediante contraprestação paga exclusivamente pelo erário público, como ocorre na contratação de serviços de vigilância eletrônica, de coleta de lixo coletivo ou de fornecimento de merenda escolar.

O terceiro pressuposto do modelo gerencial diz respeito à flexibilização dos regimes de trabalho no serviço público, contrapondo-se à premissa de profissionalização e rígida regulamentação da força de trabalho, inerente ao modelo burocrático. A ideia é de que os ocupantes de diferentes cargos, empregos e funções públicos sejam regidos por normas diversificadas e flexíveis, adequadas às peculiaridades das atividades exercidas e das circunstâncias que as permeiam. Outrossim, pugna o modelo gerencial para que as instituições públicas tenham flexibilidade suficiente para reagir a condições complexas e dinâmicas, variáveis conforme as circunstâncias. Segundo Osborne e Gaebler (1995), os agentes públicos acabam por se tornar escravos dos próprios mecanismos instituídos para sua proteção.

Muitos servidores de governos burocráticos se consideram prisioneiros de normas e regulamentos, entediados por tarefas monótonas, responsáveis por serviços que, bem sabem, poderiam ser completados em metade do tempo, se pudessem usar a própria cabeça. (OSBORNE; GAEBLER, 1995, p. 40).

O pressuposto quarto consiste no abandono do formalismo procedimental, com deslocamento da ênfase do controle administrativo dos procedimentos em direção aos resultados. A rigidez normativa preconizada pelo universalismo de procedimentos, uma das gramáticas políticas incorporadas pelo modelo burocrático, embora tenha garantido uniformidade e impessoalidade à atuação administrativa e tenha combatido decisivamente o personalismo dominante no modelo patrimonialista, tende a engessar a atuação do poder público em detrimento do efetivo alcance dos resultados pretendidos.

O esclarecimento para tal situação é oferecido por Osborne e Gaebler (1995). Segundo eles, em sua batalha contra a corrupção e contra o personalismo no setor público, foram concebidos mecanismos de controle diversos, sempre de caráter formal, sobre a observância de regras procedimentais rígidas, mas nunca sobre o desempenho.

Com tão pouca informação sobre os resultados, os governos burocratizados recompensam seus funcionários com base em outros critérios: o tempo de serviço, o volume de recursos e de pessoal que administram, além de sua hierarquia. Sendo assim, esses funcionários tratam de manter seus empregos de qualquer maneira, construindo, assim, seus impérios, tentando conseguir orçamentos maiores, supervisionar mais funcionários e ter mais autoridade. (OSBORNE; GAEBLER, 1995, p. 151).

Não obstante as diferenças em termos de intensidade, desde o início dos anos 90, o Brasil vem adotando, com maior (Governos Collor, Cardoso e Lula) ou menor intensidade (Governo Dilma), medidas que se conformam, grosso modo, ao modelo gerencial de administração (Quadro 1).

Quadro 1

Sinopse dos modelos burocrático e gerencial no Brasil a partir de 1930

Modelo administrativo:	burocrático	gerencial
Tipo de Estado:	desenvolvimentista	liberal
Estágio do capitalismo:	industrial	financeiro
Forma/Tipo de participação do poder público:	coordenação/centralizado	indução/descentralizado
Institucionalidade prevalente:	verticalizada	horizontalizada
Tamanho da máquina pública:	multifuncional	hipofuncional
Relação Estado-mercado:	síncrona	assíncrona
Caráter da sociedade:	organicista	individualista
Período de vigência:	1930-1990	1990- ...

Uma linha de continuidade: política(s) administrativa(s) como meio(s); mercado como fim

As efetivas diferenças no que concerne aos meios empregados não devem obscurecer a persistência dos fins almejados pelas políticas de governo no Brasil moderno/contemporâneo. Tratou-se sempre, aqui, de promover uma economia orientada para o mercado. Talvez não seja inadequado supor que condições materiais objetivas — sem qualquer desprezo às sempre importantíssimas eventuais hegemonias ideológicas, inclusive as ventiladas de ambientes externos — tenham orientado os decisores públicos em direção aos dois grandes modelos administrativos explorados neste trabalho. No primeiro caso, em que são abarcados os quase 60 anos de hegemonia desenvolvimentista — bem como a adoção de seu irmão siamês, o modelo burocrático de administração —, documenta-se um país que busca ultrapassar o então predominante ambiente econômico baseado na produção primário-exportadora pelo processo de capitalização industrial; no segundo caso, com o País já amadurecido em termos econômicos — e com

os termos de sua nacionalidade definidos —, em que se notam salientes marcas de um capitalismo financeiro, apresenta-se o reformismo administrativo gerencial dos anos 90 e 2000 como antítese daquele passado. Se, antes, o Estado demonstrava-se casado com o mercado, recentemente — pela verberação deste último, bem entendido —, encontram-se divorciados. Diferente é o relacionamento do mercado com o Governo, tanto antes quanto recentemente: nenhum problema parece ser acusado diante dos plenos poderes acumulados por esse se, **e somente se**, as políticas implementadas forem pró-sistêmicas.

“Com a ressurreição do liberalismo dos anos 80 [1980], percebeu-se que o Estado é um grande ‘predador’, com limitada capacidade de fazer o bem e ilimitada capacidade de fazer o mal” (CAMPOS, 1991, p. 213). O diagnóstico elaborado por aquele que é considerado um dos mais consistentes pensadores liberais brasileiros da segunda metade do século XX resenha a história institucional do País: as brisas ideológicas se alteraram em anos recentes, e, com elas, igualmente cambiaram os meios de implementação de políticas públicas. Sim, o liberalismo intervencionista — que conheceu a alcunha de desenvolvimentismo na América Latina — foi denegado no Brasil a partir das transformações no modelo produtivo, agora mais “moderno”, e também como resposta aos eflúvios ideológicos advindos de alhures; o “novo” liberalismo passou a rejeitar a estrutura do Estado, e o que antes era solução passou a ser problema (EVANS, 1993).

Se, na **organização e/ou efetivação** da política administrativa, manifestam-se as diferenças, é nos **fins** dessa mesma política que se encontra a continuidade: gestado pela política, o mercado — agora maduro — a rejeita. Tudo parece conferir razão ao analista brasileiro que afirma ser a nomeação do divórcio entre funções de Estado e poderes de governo a chave para a compreensão do fenômeno que ora se manipula (FIORI, 1992): o reformismo institucional observado no Brasil recente (pós anos 90) caracterizou-se pela desconstituição do Estado multifuncional, com reflexos sobre o modo como concebido o maquinário administrativo — e a sua condição foi a implementação de políticas a partir de um governo com poderes. É compreensível, por conseguinte, que o debate sobre o papel do Estado em um país como o Brasil — reconheça-se, totalmente submerso à lógica produtiva capitalista — seja orientado menos pelo *quantum* de intervenção que é desejável, mas antes pelo seu caráter.

Considerações finais

É impossível a destituição completa das vestes políticas que encobrem qualquer administração. Inobstante essa ter almejado — e obtido — *status* técnico-científico de escol no Brasil, nas últimas décadas, daquelas não se divorciou de pleno. Repita-se, por oportuno, em breves linhas, a *démarche* argumentativa adotada neste *paper*: das diferentes formas de administração que aqui foram observadas, notadamente, destacaram-se as de tipo burocrática e gerencial. É evidente que essas diferentes formas de gestão conferiram desenhos particulares ao Estado: de uma parte, constatou-se a hiperfuncionalidade do Estado desenvolvimentista; de outra, a sua desidratação quando do recente Estado liberal. Não tão óbvia é a conexão — possível, mas não necessária — entre as molduras desenvolvimentista e liberal e as suas respectivas interfaces administrativas de recorte burocrático e gerencial. Perpassando essas diferenciações, interpõe-se um controle da máquina estatal — maior ou menor, de acordo com a ocasião — por um governo pleno de poderes; essa é a linha de continuidade.

Constataram-se as (explícitas) diferenças entre os modelos; tratou-se de descerrar o que há de semelhante: um governo com poderes (necessários e suficientes) de construção e/ou administração do mercado pode dispor de equipamentos institucionais dotados de maior ou menor organicidade; a virtuosidade da política implementada é que definirá os resultados. Vislumbra-se, dessa forma, um aparente paradoxo: os institutos cognitivos envolvidos nas alterações doutrinárias entre intervencionistas e anti-intervencionistas — a coordenação e a indução — apresentam mais semelhanças do que diferenças. Justificada a máxima com a qual se iniciou este trabalho — as evidências podem enganar —, importa lançar esse quadro de tensões sobre a peça democrática brasileira, uma obra de engenharia política de delicadíssima urdidura.

Referências

ARON, R. "Max Weber". In: _____. **As etapas do pensamento sociológico**. São Paulo: Martins Fontes; Brasília, DF: Ed. UNB, 1987. p. 461-540.

BAER, W. **A industrialização e o desenvolvimento econômico do Brasil**. Rio de Janeiro: FGV, 1977.

BIELSCHOWSKY, R. **Pensamento econômico brasileiro: o ciclo ideológico do desenvolvimentismo**. Rio de Janeiro: IPEA/INPES, 1988.

BRESSER-PEREIRA, L. C. **Construindo o Estado republicano: democracia e reforma da administração pública**. Rio de Janeiro: FGV, 2009.

BRESSER-PEREIRA, L. C. **O Estado necessário para a democracia possível na América Latina**. 2009a. Disponível em: <http://www.bresserpereira.org.br/papers/2009/09.05.Estadodemocracia_posível.OEA.29.1.09.pdf>. Acesso em: 16 out. 2010.

CAMPOS, R. **Reflexões do crepúsculo**. Rio de Janeiro: Topbooks, 1991.

COHN, G. **Crítica e resignação: fundamentos da Sociologia de Max Weber**. São Paulo: T. A. Queiroz, 1979.

DI PIETRO, M. S. Z. **Direito Administrativo**. 21. ed. São Paulo: Atlas, 2008.

DI PIETRO, M. S. Z. **Parcerias na Administração Pública: concessão, permissão, franquia, terceirização e outras formas**. 4. ed. São Paulo: Atlas, 2002.

DINIZ, E. **Empresário, Estado e capitalismo no Brasil: 1930/1945**. Rio de Janeiro: Paz e Terra, 1978.

EVANS, P. O Estado como problema e solução. **Lua Nova: Revista de Cultura e Política**, São Paulo, n. 28/29, p. 107-156, 1993.

FAUSTO, B. **A Revolução de 1930: historiografia e história**. São Paulo: Brasiliense, 1975.

FIORI, J. L. Poder e credibilidade: o paradoxo político da reforma liberal. **Lua Nova — Revista de Cultura e Política**, São Paulo, n. 25, p. 185-196, 1992.

FURTADO, C. **A fantasia organizada**. Rio de Janeiro: Paz e Terra, 1985.

GROS, D. B. Liberalismo, empresariado e ação política na Nova República. In: DINIZ, E. (Org.). **Empresários e modernização econômica**. Brasil — Anos 90. Florianópolis: Editora da UFSC/IDACON, 1993. p. 133-153.

HELLER, H. A teoria do Estado. In: CARDOSO, F. H.; MARTINS, C. E. (Org.). **Política & sociedade**. São Paulo: Companhia Editora Nacional, 1979. v. 1, p. 79-111.

IANNI, O. **Estado e planejamento no Brasil (1930-1970)**. Rio de Janeiro: Civilização Brasileira, 1971.

MONTEIRO, J. V.; CUNHA, L. R. A. Alguns aspectos da evolução do planejamento econômico no Brasil (1934-1963). **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Rio de Janeiro, v. 4, n. 1, p. 1-23, 1974.

NISKANEN, W. A. **Bureaucracy**: servant or master? — Lessons from America. Great Britain: The Institute of Economic Affairs, 1973.

NUNES, E. **A gramática política do Brasil**: clientelismo e insulamento burocrático. Rio de Janeiro: Jorge Zahar, 2003.

OSBORNE, D.; GAEBLER, T. **Reinventando o governo**: como o espírito empreendedor está transformando o governo. Brasília: MH, 1995.

SANTOS, W. G. dos. Desenvolvimentismo: ideologia dominante. **Tempo Brasileiro** — Revista de Cultura, Rio de Janeiro, v. 2, n. 2, p. 155-192, 1962.

SANTOS, W. G. dos. **Paradoxos do liberalismo**: teoria e história. São Paulo: Vértice, 1988.

SANTOS, W. G. dos. **Regresso**: máscaras institucionais do liberalismo oligárquico. Rio de Janeiro: Opera Nostra, 1994.

SCHUMPETER, J. A. **Capitalismo, socialismo e democracia**. Rio de Janeiro: Fundo de Cultura, 1961.

SHONFIELD, A. **Capitalismo moderno**. Rio de Janeiro: Zahar, 1968.

SKIDMORE, T. **Brasil**: de Getúlio Vargas a Castelo Branco (1930-1964). Rio de Janeiro: Paz e Terra, 1992.

VEJA. São Paulo: Abril, v. 46, n. 49, 4 dez. 2013.

WEBER, M. **Ciência e política**: duas vocações. São Paulo: Martin Claret, 2009.

WEBER, M. **Economia e sociedade**: fundamentos da sociologia compreensiva. Brasília, DF: Editora da Universidade de Brasília, 1994.

WEBER, M. **Ensaio de sociologia**. Tradução de Waltensir Dutra. 5. ed. Rio de Janeiro: Guanabara, 1982.

Literatura recomendada

BRESSER-PEREIRA, L. C. **Burocracia pública e reforma gerencial**. 2007. Disponível em:

<<http://www.bresserpereira.org.br/papers/2007/BurocraciaPublicaeReformaGerencial.pdf>>. Acesso em: 16 out. 2010.

BRESSER-PEREIRA, L. C. Democracia, Estado social e reforma gerencial. **Revista de Administração de Empresas**, São Paulo, v. 50, n. 1, p. 112-116, 2010. Disponível em: <<http://www16.fgv.br/rae/artigos/5528.pdf>>. Acesso em: 15 out. 2010.

BRESSER-PEREIRA, L. C. Os primeiros passos da reforma gerencial do Estado de 1995. **Revista Brasileira de Direito Público**, Belo Horizonte, v. 6, n. 23, p. 145-186, 2008. Disponível em: <<http://www.bresserpereira.org.br/papers/2008/08.13.Primeiros.Passos.Reforma.Gerencial.pdf>>. Acesso em: 16 out. 2010.

Transition towards a new phase? The crisis of 2007-08 and its impact on the current metamorphosis of capitalism^{*}

Eduardo da Motta e Albuquerque^{**}

Professor at the School of Economic Sciences (FACE) and Center for Regional Development and Planning (Cedeplar) of the Federal University of Minas Gerais (UFMG)

Leonardo Costa Ribeiro^{***}

PhD in Physics from the UFMG, Researcher and Technologist at the National Institute of Metrology, Quality and Technology (Inmetro) in Rio de Janeiro

Abstract

This paper investigates how far the post-crisis global economy has navigated towards a new phase of capitalism. This question is underpinned by a conjecture: capitalism, as a dynamic and flexible economic system, has in its crises a key element for its long-term dynamics. The paper is organized in four sections. The first one surveys the literature on the role of crises in the metamorphoses of capitalism. The second section summarizes the rescue operation and movements in the epicentre of the crisis, and the third section asks whether or not structural reforms of capitalism are in the political agenda. The fourth section evaluates the stage of current transition towards a new phase of global capitalism.

^{*} Paper received in Sept. 2013 and accepted for publication in Feb. 2016.
Proofreader: Mateus da Rosa Pereira



This work is licensed under a Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International license.

Open Access

^{**} email: albuquerque@cedeplar.ufmg.br

^{***} email: leonardocostaribeiro@gmail.com

The authors thank CNPq and CAPES for financial support. This version did benefit from Professor Alex Callinicos' (King's College, London) helpful comments, suggestions and criticisms to a draft of this paper. Two referee reports from **Ensaio FEE** helped to improve the manuscript and contributed to this new version. The usual disclaimer holds.

Keywords

Crisis; metamorphoses of capitalism; systemic turbulence

Resumo

Este artigo investiga até que ponto a economia global pós-crise navegou rumo a uma nova fase do capitalismo. Uma conjectura sustenta essa questão: o capitalismo, como sistema econômico dinâmico e flexível, tem nas crises um elemento-chave para a sua dinâmica de longo prazo. O artigo está organizado em quatro seções. A primeira examina a literatura sobre o papel das crises nas metamorfoses do capitalismo. A segunda seção resume a operação de salvamento e os movimentos no epicentro da crise. A terceira seção discute se reformas estruturais do capitalismo estão na agenda política atual. A quarta seção avalia o estágio da transição em curso para uma nova fase do capitalismo global.

Palavras-chave

Crises; metamorfoses do capitalismo; turbulência sistêmica

JEL Classification: P16, P51

Introduction

The crisis of 2007-08 hit a global economy with very peculiar features: a mixed economy (PIKETTY, 2013, p. 483; TAMMING..., 2011), with unseen levels of internationalization (WOOD, 2003). The nature of this global economy defined much of the answer to the crisis and the rescue operation organized to contain its spread.

Given this starting point, the question addressed by this paper is how far the post-crisis global economy has navigated towards a new phase of capitalism. This question is underpinned by a conjecture: capitalism, as a dynamic and flexible economic system, has in its crises a key element for its long-term dynamics. The emergence of crises, their development, the rescue operations that they provoke and the structural reforms that they might trigger reshape capitalism and open new phases in the history of economy.

Crises, therefore, are part of a broader process that can open transitions to new phases of capitalism. Hence, this paper surveys available literature to investigate clues on a transition towards a new phase of capitalism.

This interpretation of the role of crises in the long-term dynamics of capitalism organizes this study. Two specific questions are asked. First, how did reactions to the crisis change its epicenter? Second: are there structural reforms already implemented or in the agenda?

These two questions and their tentative answers — analytical steps in the review of literature — are threads that might be integrated to ask a further question: how far has the capitalist system navigated, since the crisis, towards a new phase? The stage of this transition may help the understanding of features of contemporary conjuncture.

The paper is organized in four sections. The first surveys the literature to provide a theoretical and historical background for the study — crises and metamorphoses of capitalism. The following sections present the analytical steps: the second section summarizes the rescue operation and movements in the crisis' epicenter, and the third section looks into structural reforms. The fourth section presents some final remarks.

1 Crises and metamorphoses of capitalism

Crises are moments of adjustment for capitalism. They are part of the capitalist dynamics, as they grow out of the inner system's logic as a rebalancing tool — a costly rebalancing tool, in social, human and economic terms, but a very effective restructuring tool. The creation of institutional mismatches is part of the capitalist dynamics — mismatches that grow out of its technological dynamics, source of unequal development with other dimensions of the system, such as finance, state, and geopolitical arrangements. Crises are at the pinnacle of those institutional mismatches.

There are institutional responses to crises. In the beginning — during and after the initial panic — there are rescue operations. Even those rescue operations already trigger changes in the system — unintended or unplanned changes. Over time, sometimes as a consequence of limitations of the initial rescue operations, sometimes as a consequence of institutional and political learning, structural reforms might be introduced to deal with previous institutional mismatches. Those combined institutional answers — part unintended and unintentional, part unplanned and part politically designed — reshape capitalism: a new phase arises. Those changes involve both the emergence of new “varieties of capitalism” and broad geographical movements of capital — therefore, the economic decay of one country or

region, even of a leading country, might not be a system breakdown; on the contrary, it might be an expression of capitalist flexibility.¹

The best example of this process can be seen in the crisis of 1929 (and its sequence in 1937) and the New Deal reforms that began in 1933 and went on until the Second World War — those reforms transformed the U.S. economy and later were at least key references for post-war reforms in Europe (with the Marshall Plan) and Japan (with the economic policies of Occupation) —, which contributed to reshape advanced capitalist economies (CALLINICOS, 2009, p. 170-171; PANITCH; GINDIN, 2012).

It is necessary to investigate a specific source of institutional mismatch that may have underpinned the last crises, known as the first global financial crisis (BANK FOR INTERNATIONAL SETTLEMENTS, 2009): the internationalization drive of capital. This dynamics of internationalization has deep connections with the financial dimension, very important as a source of the crisis of 2007-08. The globalization of finance is an important drive of the internationalization of capital in general. The movements of this internationalization of finance may be followed in Panitch and Gindin elaboration of “the making of global capitalism”: they articulate three movements: “internationalizing production” (PANITCH; GINDIN, 2012, p. 112), “internationalizing finance” (PANITCH; GINDIN, 2012, p. 117) and “detaching from Bretton Woods” (PANITCH; GINDIN, 2012, p. 122). Those movements organize a “new international financial architecture” (PANITCH; GINDIN, 2012, p. 279). As **The Economist** (THE GATED..., 2013, online) puts forward, “[...] [f]inance, the sector that globalised the most in the years leading up to the crisis.”

A special source for the 2007-08 crises is the step forward that capitalism has taken to become more international, more global. The inherent drive of capital towards expansion (MARX, 1984) takes place with complex institutional arrangements that have states — specially national state(s) of leading capitalist nation(s) — connected to (or organizing) this overall capitalist expansion logic (PANITCH; GINDIN, 2012, p. 1-3). Panitch and Gindin (2012, p. 1-2) stress that capitalist expansion through the world is not an automatic process and that it needs states to happen — their book describes how the American state and its internationalization led the last globalization process. A corollary to this important interpretation might be that the eventual exhaustion of the economic, political, and hegemonic strengths of leading capitalist state(s) limit the scale and scope of

¹ Rosdolsky (1959, p. 216-218) stresses how important it would have been in the 1910s to differentiate the exhaustion of European bourgeoisie from the ascending energy of the U.S. in the world scenario. Probably even Lenin underestimated the stage of changing leadership in international affairs.

international expansion. The British state led a round of capitalist expansion which, once exhausted, was replaced by the United States. Now, the possible exhaustion of the United States might have opened both a crisis and a call for a new arrangement to go ahead with a new round of global expansion of capital.² Probably, both the United Kingdom and the United States unleashed economic and political forces that later surpassed their resources and energy to deal with — capitalism engulfed larger parts of the world, with more complex political and economic problems, with more actors and possibilities of alliances.

This logic of capitalist expansion has to be evaluated in historical perspective. Interpreters of capitalism, investigating the system at different stages of historical evolution, may have highlighted key structural features of this specific dynamics: Marx (1984) unveiled the origin and the start of this basic dynamics of expansion; Rosa Luxemburg (1912) and Bukharin (1915) described this dynamics in a different framework, pointing to a global drive to include non-capitalist regions in the systemic logic; Grossmann (1929) evaluated the role of international expansion as a key countertendency to the fall of the rate of profit within the framework of classical imperialism; Hymer (1978) introduced the investigation of a new agent for this expansion, the transnational corporation; and Panitch and Gindin (2012) stressed the specific role of the American state for the last round of globalization. Certainly, the level of internationalization of capital is one key component to define the phases of capitalism — and this suggests a dialogue between interpretations focused on the international expansion of capital and other periodizations of capitalism.

This dialogue is important because the logic of expansion of capital might have a very specific dynamics, with specific timing and logic that need to be investigated. This dynamics might combine phases of pure and energetic expansion followed by phases that may be pauses in previous expansion drive given the exhaustion of those expansionary energies — breathing space for resuming further expansion. There is a literature on “waves of globalization”, both in academic (BALDWIN; MARTIN, 1999) and in specialized publications (THE GATED..., 2013),³ which could help to understand this specific dynamics. Those “waves of globalization” may be connected to other long-term interpretations of capitalism, since each

² Panitch and Gindin (2012, p. 2) do not evaluate the U.S. leadership as exhausted. On the contrary, they stress that after the crisis of 2007 there is an “interstate commitment” in “[...] cooperation with the American state in containing the crisis so as to keep capitalist globalization going”.

³ According to **The Economist**, “[...] the forward march of globalization has paused since the financial crisis” (THE GATED..., 2013).

phase — and each “wave of globalization” — may be connected, for instance, with specific features of long waves of capitalist development. Freeman and Soete (1997, p. 120-125), in a scheme of summing the five long waves, suggest how different types of firm are articulated with different phases of capitalism. In their scheme, the leading firms of the fourth long wave — 1945-91 — are transnational corporations. Other schemes — even though slightly simplistic — help to visualize how internationalization of capital changes over time, from exports of commodities, to exports of capital, as suggested by the literature on classical imperialism (BUKHARIN, 1915; HILFERDING, 1910). Certainly, in the post-war period transnational corporations (TNCs) became key drivers of internationalization (HYMER, 1978), a role that has increased over time — pushed by other revolutionary changes, such as the Information and Communication Technologies (ICTs), which opened a new long wave (FREEMAN; LOUÇÃ, 2001) — and that have multifarious impacts on other institutions of society (CANTWELL, 2009). The growing role of TNCs in the global economy is a key source of institutional mismatches. And this probably opens an important topic for the structural changes necessary to reshape capitalism — the international dimension has a greater importance than earlier systemic reconfigurations.

This enlarged role of the international dimension, therefore, might be perceived throughout the stages of the sequence crises-rescue operation-structural reforms-new phase.

2 Post-crisis measures: uneven impact, uneven recovery

The effects of an “unprecedented” government intervention (BANK FOR INTERNATIONAL SETTLEMENTS, 2009, p. 16) can be initially evaluated by following the ups and downs of market capitalization — a statistical indicator of one key component of fictitious capital (see WORLD FEDERATION OF EXCHANGES, 2013, 2014). In 2007, the global equity market capitalization reached a historic peak: US\$60.8 trillion — a result of what Brenner (2006, p. 293) calls “stock market Keynesianism”. The initial impact of the crisis was huge because, at the end of 2008, this had dropped to US\$32.5 trillion. State interventions on financial and monetary markets did contain this destruction of fictitious capital, pulling global market capitalization to US\$47.7 trillion at the end of 2009 and to US\$54.9 trillion at the end of 2010. The recovery problems of the global economy in 2011 were reflected in the decrease to US\$47.4 trillion at the end of 2011 (WORLD FEDERATION OF EXCHANGES, 2011, p. 50). During the following year a recovery was

observed, which reached US\$54.6 trillion at the end of 2012 (WORLD FEDERATION OF EXCHANGES, 2013, p. 1) and US\$68.7 trillion at the end of the first half of 2014 (WORLD FEDERATION OF EXCHANGES, 2014, p. 5). This recovery of the levels of market capitalization is an indicator of the recomposition of the financial architecture that prevailed before the crisis.

The geographical breakdown of data from the World Federation of Exchanges allows identification of ongoing structural changes in global capitalism. In 2000, the market capitalization of the exchanges of the Americas was more than three times the capitalization of the Asia-Pacific region, which in turn was approximately half the capitalization of the Europe-Middle East-Africa. During the crisis in 2008, the market capitalization of the Asia-Pacific reached the level of Europe-Middle East-Africa. From 2008, the Asia-Pacific region was consolidated in the second position (WORLD FEDERATION OF EXCHANGES, 2011, p. 50). At the end of the first half of 2014, the market capitalization of Asia-Pacific totaled US\$19.4 trillion, compared with US\$18.8 trillion for Europe-Middle East-Africa (WORLD FEDERATION OF EXCHANGES, 2014, p. 5). It is also noteworthy that the Americas region, with US\$30.4 trillion, is far from being three times the market capitalization of the Asia-Pacific as in 2000.

The Bank of International Settlements (BIS) reports underscore the uneven nature of the impact of the crisis and calls the economic recovery (BANK FOR INTERNATIONAL SETTLEMENTS, 2010, p. 24) a “two-speed recovery,” source of destabilization of balance of payments and volatility in capital flows (BANK FOR INTERNATIONAL SETTLEMENTS, 2012, p. 1). The differentiation between the rhythms of advanced and emerging economies persists before, during and after the crisis: the emerging economies obtained higher growth rates until 2007, the decline in these rates was lower in emerging economies in 2008 and they returned to pre-crisis level more quickly (BANK FOR INTERNATIONAL SETTLEMENTS, 2013, p. 6). The biggest difference is the data on unemployment: unemployment rates were similar until the crisis in 2008; after the crisis, there was a gap in these rates from 2009 — in 2012 the unemployment rate in advanced countries reached more than 8%, while in emerging countries it reached nearly 5% — a level below the pre-crisis rate (BANK FOR INTERNATIONAL SETTLEMENTS, 2013, p. 6).

Reports of the International Labor Organization (2013, p. 1) also highlight this differentiation of rhythms:

[...] [f]ive years after the global financial crisis, the global employment situation remains uneven, with emerging and developing Economies recovering much faster than the majority of advanced economies.

This “two-speed recovery” is also reflected in an important variable for an investigation of the reconfiguration of global capitalism: the flows of foreign direct investment (FDI) — an indicator of the movement of internationalization of production. According to the United Nations Conference on Trade and Development (UNCTAD), these flows are sensitive to the dynamics of crisis — while the world's Gross Domestic Product (GDP) fell 2.1% in 2009, global FDI inflows fell 33.0% (2013, p. 2). In 2007, global FDI flows reached \$2 trillion, falling in 2009 to \$1.2 trillion (UNITED NATIONS CONFERENCE ON TRADE AND DEVELOPMENT, 2013, p. 213). The UNCTAD report states a regularity between the vicissitudes of global FDI: the increased participation of developing countries and economies in transition *vis-à-vis* the developed economies. Developed economies in 2000 were the source of 88% of global FDI, while in 2012 their global share fell to 65% (UNITED NATIONS CONFERENCE ON TRADE AND DEVELOPMENT, 2013, p. 4).

However, in the 2015 Annual Report, the BIS identifies a new conjuncture: “Output growth was not far away from historical averages; and advanced economies (AEs) were gaining momentum even as EMEs had lost some” (BANK FOR INTERNATIONAL SETTLEMENTS, 2015, p. 9). In early 2016, the slowdown in China got the headlines: for instance, a comment from the **Financial Times** (EMERGING..., 2016, online) mentions problems with “[...] risky assets amid a slowdown in China and collapsing oil prices.” This is an indication of current changes, as problems in China affect the whole global economy — and an indication of a new move of the epicenter of global problems.

A final question for this section: is the interplay between the crisis, the rescue operation and other post-crisis measures accelerating a transition to a new phase of global capitalism? How does this interplay contribute to shape a new phase?

It could be possible to hint the following transformations: (a) an expansion in the role and functions of the state — illustrated by **The Economist** (TAMING..., 2011, p. 3) and its diagnosis of a return, by accident or intentionally, of “state capitalism”; (b) the “two-speed recovery” (BANK FOR INTERNATIONAL SETTLEMENTS, 2012, p. 1) implies the transfer of more economic power to the East; (c) the increasing internationalization of economic activities (internationalization of capital may be the most important single change, a sort of “dominant phenomenon”), especially in the global financial system, leading to concerns with a global institutional mismatch between the reality and the dynamics of the global economy and the weakness — or lack — of global governance — a key institutional mismatch that seems to have grown after the crisis; (d) the

emergence of new social movements, driven by issues directly or indirectly caused by the crisis and the rescue operation.

3 The timing of structural reforms

Section 2 concludes with an evaluation of how the post-crisis measures unintentionally have changed global capitalism so far. This section investigates the intentional side of changes, investigating evidences of structural reforms in the global agenda.

It is interesting to begin these reflections with the two questions that Oliver Blanchard puts forward to Ben Bernanke, Stanley Fischer, Lawrence Summers and Kenneth Rogoff in the 2013 International Monetary Fund (IMF) Annual Research Conference: “what lessons we have drawn from the crisis?” and “are we ready for the next one?” (JAQUES POLLACK ANNUAL RESEARCH CONFERENCE, 2013).

One initial point is related to the capability of the U.S. to go on as an international crisis firefighter — as Panitch and Gindin (2012) point as an evidence as a continuity of the U.S. hegemony. A tentative answer to this may be a difference between U.S. resources to contain a crisis in Mexico, Turkey, Brazil or South Korea and their resources to contain a crisis in China or India. If the U.S. has limitations to contain an eventual crisis of such proportion, this might suggest both the rise of new actors large enough to impact global economy in different ways and the limits of the U.S. to deal with those new actors and related problems. By the way, even in the last crisis (2007-08), the U.S. alone could not contain it — remember the 8 October 2008 international coordinated action between the Federal Reserve (FED), the European Central Bank (ECB), the Bank of England (BoE), the Bank of Japan (BoJ) and even the Bank of China (BANK FOR INTERNATIONAL SETTLEMENTS, 2009). The U.S. coordinated the rescue operation, but it could not deal with it alone. This problem is present in the agenda of the IMF Conference: Bernanke quotes Fischer (1999) — a paper that elaborates “on the need for an international lender of last resort”, while evaluating the limits that the IMF has to perform this function. Implicitly, there might be an evaluation of the limits that the U.S. would have to perform alone this role of “international lender of last resource”. According to Fischer (1999, p. 95),

[...] critics of international capital mobility are correct to this extent: its potential economic benefit can only be realized if the frequency and scale of financial crises can be reduced.

Therefore, there is the need to internationalize the role of lender of last resort, as Bagehot points out for national spaces (FISCHER, 1999, p. 101): certainly not an easy institutional formation process. The lack of such institution in 2014 is a sign of the lack of structural reforms to deal with the post-crisis environment.

Seven years after the beginning of the crisis, it is possible to summarize the main evaluations as pointing to a conjuncture in which the crisis has been contained but not yet overcome. As the BIS puts forward, “[...] the overall impression is that the global economy is healing but remains unbalanced” (BANK FOR INTERNATIONAL SETTLEMENTS, 2014, p. 10), the “[...] longer-term outlook is far from bright” (BANK FOR INTERNATIONAL SETTLEMENTS, 2014, p. 8) and the global economy is still in “search of a new compass” — the title of the first chapter of the 2014 Annual Report (p. 7).

Reports, prepared by the specialized press and by mainstream institutions and organizations, have been focusing on post-crisis problems, and they seem to concur in identifying a future that is “bleak” — an adjective used by **The Economist** in a review of Kissinger’s book (*A BIT...*, 2014, p. 80). Martin Wolf (2014a, p. 325) writes that “[...] [i]t is easy to believe that the scale of current rescue operation might lead to bigger crises down the road, as critics argue.” Lawrence Summers may also help to form a diagnosis of the predominant feeling among important institutions. Summers (2014, p. 11) has resurrected the concept of “secular stagnation.” According to him, “[...] in response to the observation that five years after financial hemorrhaging had been staunched, the business cycle was beneath what was thought as normal levels of output.” Among the arguments listed in a short article, Summers cites Robert Gordon’s papers on the “innovation slowdown.” Streeck (2014, p. 56) remarks, “[...] [s]ix years after Lehman, predictions of long-lasting economic stagnation are *en vogue*”, and R. Gordon would be a “prominent example.”⁴

The list of diagnoses gives an idea of the general feeling of those analysts: “in search of a new compass,” “secular stagnation,” “innovation slowdown,” “bigger crises down the road.”

Each of those evaluations may be read as pointing to a specific feature of the post-crisis phase.

Martin Wolf (2014a) presents a well-informed evaluation of the crisis, the shifts prior to its emergence and the post-crisis management. It is well-

⁴ Streeck (2014) may be read, also, as an evaluation of a specific variety of capitalism, probably an analysis that involve a broader institutional scenario — something that could be called “Western advanced capitalism.” Therefore, Streeck, in his very fine paper, discusses not the “end of capitalism,” but the end of the leading role of a set of “varieties of capitalism.”

-informed, because it incorporates Minsky's lessons on financial instability (WOLF, 2014a, p. 218), Piketty's investigation on rising inequality (WOLF, 2014a, p. 336), Stiglitz's comments on unemployment, inequality and problems in aggregate demand (WOLF, 2014a, p. 277), R. Gordon's "slowdown in growth" (WOLF, 2014a, p. 275) and Mazzucato on the role of the state in Research and Development (R&D) activities (WOLF, 2014a, p. 276). In his analysis, the crisis was a result of financial fragility (WOLF, 2014a, chapter 4) and of shifts in the world economy (WOLF, 2014a, chapter 5). At least three major post-crisis changes have taken place in the global economy, some as result of the rescue operation to contain it. First, for Wolf (2014a, p. 8-9) "[...] the most obvious of all changes is the transformation of the financial system. The crisis established the dependence of the world's most significant institutions on government support." Wolf highlights the importance of the G7 Ministerial Meeting on 10 October 2008, a "turning point," "[...] not just in the crisis, but also in the broader relationship between state and market" (WOLF, 2014a, p. 28). Second,

[...] [t]hese crises also accelerated a transition in economic power and influence that was already under way [...] It is plausible that China's economy already is the biggest in the world [...] The crisis has accelerated the world economy towards this profound transition (WOLF, 2014a, p. 9-10).

Wolf highlights two points related to this transition: the "rise of China" explains "global imbalances" that helped to "cause the crises" and "[...] transitions in global power are always fraught with geo-political and geo-economic peril" (WOLF, 2014a, p. 10). Third, "[...] the crises have generated, in addition, fundamental challenges to the operation of the global economy," *inter alia*, problems related to the "recycling of current account surpluses" (WOLF, 2014a, p. 10). Those background points in Wolf's view lead him to analyze critically both the actions of leading national and international institutions during and after the crisis, describing the "crisis mismanagement" and "post-crisis mismanagement" (WOLF, 2014a, p. 324). Those actions, in his analysis, are very insufficient to deal with the current situation and Wolf presents arguments for action and states "[...] that radical reform must be on the agenda" (WOLF, 2014a, p. 288).⁵ Since Martin Wolf is a well-informed analyst, for the purposes of this paper his book may be read as a diagnosis of the lack of structural reforms necessary to deal with the post-crisis environment. This lack of structural reforms leads Wolf to reiterate a scenario with crises in the near future (WOLF, 2014a, p. 288, 324, 325).⁶

⁵ In a **Financial Times** article, Wolf (2014, p. 11) makes a "call to arms," suggesting that "more radical action is needed."

⁶ The reviewer for **The Economist** writes that one of the flaws of Wolf's book is that "[...] he spends too little time explaining his reform proposals" (HOW ..., 2014).

The book concludes with a discussion on the failures of “Western elites” (WOLF, 2014a, p. 351).

This is the main subject of Henry Kissinger (2014), certainly a well-informed analyst. A connection with R. Gordon’s analysis could be made with Kissinger’s analysis of the scientific and technological global dynamics: once upon a time the West led and other nations “[...] fall behind technologically. This period has now ended” (KISSINGER, 2014, p. 364). Kissinger (2014, p. 364) goes a little farther:

The rest of the world is pursuing science and technology [...] with perhaps more energy and flexibility than the West, at least in countries like China and the “Asian tigers.”

In sum: in “the world of geopolitics” there is a “turning point” (KISSINGER, 2014, p. 364). This analysis of global science and technology is preceded by a broad discussion of global regions, which helps to understand the nature of the current hegemonic transition: “[...] the nature of the emerging world order is itself in dispute” (KISSINGER, 2014, p. 93). The U.S. and China are “[...] both indispensable pillars of world order,” but both experience now unprecedented challenges (KISSINGER, 2014, p. 226). Neither the U.S. nor China “[...] is in a position to fill itself the world leadership role of the sort the U.S. occupied in the immediate post-Cold War period” (KISSINGER, 2014, p. 232). While the “[...] nature of the emerging world order is itself in dispute,” it “[...] is not simply a multipolarity of power but a world of increasingly contradictory realities” (KISSINGER, 2014, p. 365). One major cause of “[...] an international order’s crisis is when it proves unable to accommodate a major change in power relations” (KISSINGER, 2014, p. 366), a challenge that, according to Kissinger, Germany posed in the twentieth century in Europe, and “[...] [t]he emergence of China poses a comparable structural challenge in the twenty-first century” (KISSINGER, 2014, p. 367). This is the background to a discussion of what is lacking in the twenty-first century world order: organization of states, political and economic organizations of the world that are “at variance with each other”, as “[...] the international economic system has become global, while the political structure has remained based on the nation-state” (KISSINGER, 2014, p. 368), “[...] absence of an effective mechanism for great powers to consult and cooperate,” and the American leadership as “indispensable” (KISSINGER, 2014, p. 370). The conclusion is: “[a] reconstruction of the international system is the ultimate challenge to statesmanship in our time” (KISSINGER, 2014, p. 371).

For the argument of this paper, those analyses are informed and useful evidence that there are no impending structural reforms in the short-term agenda of key actors of the contemporary global capitalist order. Kissinger’s

analysis may help to understand why there are no structural reforms in the short-term political agenda now — the nature of this transition and associated geopolitical problems may be postponing the real talks necessary to deal with the post-crisis scenario.

It is amazing how limited the proposals for “structural reforms” by leading figures of the “establishment” have been (see, as good examples, Summers (2014) and Bank for International Settlements (2014)). There seem to be more complaints about the lack of structural reforms than proposals about them. And the return to “business as usual” seems to be also strong, with structural reforms meaning “more of the same” — the old neoliberal agenda. This is captured even by writers such as Martin Wolf (2014a, p. 351), with his diagnosis of “failures of Western elites”.

One further question, as a consequence of this evaluation of the limits of “Western elites” in leading real structural reforms: what are the factors that block this capability to implement reforms in global capitalism? Probably there is a sort of vicious cycle operating here. Given the level of internationalization of production, finance and even of science and technology, one key component for the elaboration of those structural reforms should be international cooperation among relevant actors. Without this international coordination, probably it will not be possible to elaborate the necessary long-term response.

This lack of structural reforms to overcome institutional mismatches — presented in sections 2 and 3 — is a key element to tentatively conclude an evaluation of the current transition towards a new phase of capitalism: this is the blocking (and missing) link of the sequence that connects crises to new phases of capitalism. This key element becomes a crucial component to an evaluation of the present international conjuncture — “there’s the rub.”

4 Towards a new phase?

The pre-crisis capitalism is gone, but the complete framework of a new one is not yet in sight. Section 3 indicates the lack of structural reforms in the post-crisis agenda. The international scenario — with the international mismatch between internationalization of capital and international governance in the background — might be still a blocking factor for the elaboration, coordination and implementation of those reforms. The present conjuncture can also be the beginning of a learning process of global elites to shape this new agenda.

However, this hole in the sequence crisis-rescue operations-structural reforms-new phase does not block further (unintended) steps away from the

last variety of capitalism. Of course a return to solutions based on one single (even the new leading) national state is not possible. The reason for this is the level of internationalization already achieved — interdependence does not take a step backwards.

The end result of this preliminary analysis is that, on the one hand inherent dynamics of capital and unintended consequences of post-crisis rescue operations are shaping elements of a new phase, but, on the other hand, the lack of structural reforms — similar to New Deal in 1929 post-crisis — shows, that until now, the planned and intended elements for a new phase are not shaping the new phase.⁷ Over time this is a key element that may change, as elites' learning process goes ahead — or new surges in economic and political crises push them to act.

The resulting conjuncture probably is best defined by Arrighi's concept of "systemic turbulence" (ARRIGHI, 1994) — a period that may be long, when this transition takes place — remember that the last transition took 75 years to conclude (1870-1945). This puts forward a new issue: what are the specificities of this current "systemic transition"? At least three specificities may be identified. First, given the level of internationalization of the economy, Arrighi's sequence of leading nation-states may be over. The next hegemon may be at least a coordination of nation-states, not a single one, a more globalized hegemon — this could be one way to solve the mismatch between internationalization of the economy and the lack of international governance. Second, recent technological progress combined with the internationalization of capital and its power to shape a new international division of labor might give room to another new possibility of systemic transition, breaking Arrighi's classic sequence. With the intensification of the "technological application of science," it could be possible to think of a division between a country that is the "world's workshop" and another that is the "world's laboratory" — therefore the sequence would not be only between a "world's workshop" and "world's bank", as in previous transitions. The process of labor repositioning, now with its polarization between intellectual labor and manual labor at global scale, might open room for the U.S., Europe and Japan to preserve their position as the "world's laboratory," while the world's workshop stays in East Asia — certainly a more complex route, but an example of new possibilities for this transition. Third, the global capitalist economy is more heterogeneous today — the end of the USSR and the rise of capitalist China combine a globalized economy with more varieties of capitalism (KING; SZELÉNYI, 2005). Fourth, this increased heterogeneity involves a more intra-differentiated periphery that, for

⁷ Of course, structural reforms will trigger unintended consequences of their actions.

example, is headquarter of a growing number of global firms (SILVA, 2014), a process that might be already influencing the current reconfiguration of capitalism — a “boomerang effect” might be taking place now (MARQUES, 2014). But this is the subject of another working paper.

Those specificities of the current “systemic turbulence” indicate the need of further research — and the limits of analogies with past transitions to the understanding of contemporary capitalism.

On the one hand, the eventual exhaustion of hegemonic energies of the U.S. must be evaluated. If the U.S. hegemony may be divided in two phases, it might be understood that the Cold War was very functional for the U.S. leadership — at that time the U.S. had no condition to lead the whole world. After the end of the Cold War, with the inclusion of Russia, Eastern European countries and China in global capitalism, the limits of the U.S. leadership capabilities began to surface. Overburden of success? Imposing capitalism everywhere — the making of global capitalism, to mention Panitch and Gindin (2012) — demands a lot of additional energy to answer new issues, for instance, what variety of capitalism should develop in Russia and China? The influence on this might be beyond the present capabilities of the U.S. Without resources for those new global tasks, after previous successes, the U.S. should search for a requalification of its leadership, and therefore the present restructuring of global order.

On the other hand, given the long transition — the last hegemonic transition lasted for 73 years — it may be enough for contemporary analysis to discuss an eventual “tentative and provisional transition settlement”: a “symbiotic relationship” between the U.S. and China — a negotiated stalemate? In this “symbiotic relationship,” both the U.S. and China assume their mutual dependence, but elements of the center-periphery divide might be there: China is poised for the leading position in GDP, but the U.S. retains a GDP *per capita* five times larger; China is the world’s workshop, but the U.S. is the laboratory of the world; China has the largest global reserves, but those reserves are in U.S. government bonds and dollars. This “symbiotic relationship,” being a symbiosis across the center-periphery divide, would be in itself a very specific and distinctive feature of the current hegemonic transition. If this diagnosis makes sense, the next question should be how long this “symbiotic relationship” might last.

Finally, the internationalization of capital as the “dominant factor” in the current transition puts forward an important change in the framework within which takes place the struggle between the tendencies and countertendencies to the fall of the profit rate. Now, as capitalism involves the whole world — not anymore a world with a lot of non-capitalist areas, as during the life of Rosa Luxemburg —, there is less space for escaping capital

towards areas where the competition may be less intense. One result of this integration is the globalization of intercapitalist competition: capital seeking new areas in which profit rates would be higher will increasingly be faced by other capitals that also seek such outlets, including local capitals — that might be looking for outlets elsewhere. This may be an important structural change **already in operation** — see, for instance, the perspectives of (premature?) automation in Foxconn Chinese factories (THE THIRD..., 2014, p. 12).

In sum, the present conjuncture may be in a learning phase for global “elites,” to define a set of structural reforms that would lead to a new variety of capitalism. Of course, for the working classes, social and popular movements, it is high time to elaborate alternatives to capitalism, an alternative to contemporary capitalism — an important subject, but a topic for another text.

References

A BIT of a mess. **The Economist**, New York, 6 Sept. 2014. Retrieved from <<http://www.economist.com/news/books-and-arts/21615478-geopolitics-henry-kissinger-grand-and-gloomy-bit-mess/>> on 23 Jun. 2015.

ARRIGHI, G. **The long twentieth century: money, power and the origins of our times**. London; New York: Verso, 1994.

BALDWIN, R.; MARTIN, P. **Two waves of globalization: superficial similarities, fundamental differences**. Cambridge, MA: National Bureau of Economic Research, 1999. (NBER Working Paper, n. 6904).

BANK FOR INTERNATIONAL SETTLEMENTS. **79th Annual Report**. Basel, 2009. Retrieved from <www.bis.org> on 11 May 2011.

BANK FOR INTERNATIONAL SETTLEMENTS. **80th Annual Report**. Basel, 2010. Retrieved from <www.bis.org> on 11 May 2011.

BANK FOR INTERNATIONAL SETTLEMENTS. **82nd Annual Report**. Basel, 2012. Retrieved from <www.bis.org> on 11 May 2014.

BANK FOR INTERNATIONAL SETTLEMENTS. **83rd Annual Report**. Basel, 2013. Retrieved from <www.bis.org> on 11 May 2014.

BANK FOR INTERNATIONAL SETTLEMENTS. **84th Annual Report**. Basel, 2014. Retrieved from <www.bis.org> on 13 Sept. 2014.

BANK FOR INTERNATIONAL SETTLEMENTS. **85th Annual Report**. Basel, 2015. Retrieved from <www.bis.org> on 23 Oct. 2015.

BRENNER, R. **The economics of global turbulence: the advanced capitalist economies from long boom to long downturn, 1945-2005**. London; New York: Verso, 2006.

BUKHARIN, N. **Economia mundial e o imperialismo: esboço econômico**. São Paulo: Nova Cultural, 1915.

CALLINICOS, A. **Imperialism and global political economy**. London: Polity, 2009.

CANTWELL, J. Innovation and information technology in the MNE. In: RUGMAN, A. M. (Ed.) **The Oxford Handbook of International Business**. 2. ed. Oxford: Oxford University Press, 2009. p. 417-446.

EMERGING market bonds hit as foreign investors dump debt. **Financial Times**, London, 23 Feb. 2016. Retrieved from <<https://next.ft.com/content/d29a1416-d975-11e5-98fd-06d75973fe09>> on 26 Feb. 2016.

FISCHER, S. On the need for an international lender of last resort. **Journal of Economic Perspectives**, Pittsburgh, PA, v. 13, n. 4, p. 85-104, 1999.

FREEMAN, C.; LOUÇÃ, F. **As time goes by: from the industrial revolutions and to the information revolution**. Oxford: Oxford University, 2001.

FREEMAN, C.; SOETE, L. **The economics of industrial innovation**. London: Pinter, 1997.

GROSSMANN, H. **La ley de la acumulación y el derrumbe del sistema capitalista**. México: Siglo XXI, 1929.

HILFERDING, R. **O capital financeiro**. São Paulo: Nova Cultural, 1910.

HOW to fix a broken system. **The Economist**, New York, 4 Sept. 2014. Retrieved from <<http://www.economist.com/news/books-and-arts/21615479-prominent-columnist-calls-radical-reforms-global-economy-how-fix-broken/>> on 23 Jun. 2015.

HYMER, S. **As empresas multinacionais: a internacionalização do capital**. Rio de Janeiro: Graal, 1978.

INTERNATIONAL LABOUR ORGANIZATION. **Global employment trends for youth 2013: a generation at risk**. Geneva, 2013.

JAIQUES POLLACK ANNUAL RESEARCH CONFERENCE, 14., 2013, Washington, DC. **Crises: yesterday and today.** Washington, DC: International Monetary Fund, 2013. Retrieved from <<http://www.imf.org/external/np/res/seminars/2013/arc/>> on 23 Jun. 2015.

KING, L. P.; SZELÉNYI, I. Post-communist economic systems. In: SMELSER, N.; SWEDBERG, R. (Ed.). **The handbook of economic sociology.** 2. ed. Princeton: Princeton University Press; New York: Russell Sage Foundation, 2005. p. 205-229.

KISSINGER, H. **World order: reflections on the character of nations and the course of history.** London: Allen Lane, 2014.

LUXEMBURG, R. **A acumulação de capital.** Rio de Janeiro: Zahar, 1912.

MANUFACTURING and innovation. **The Economist**, New York, 21 Apr. 2012. Retrieved from <<http://www.economist.com/specialreports/>> on 23 Jun. 2015.

MARQUES, S. **Mudanças na clivagem centro-periferia e o efeito bumerangue: o impacto da periferia na reconfiguração sistêmica do capitalismo no século XXI.** 2014. 278 f. Tese (Doutorado em Economia) - Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional, Universidade Federal de Minas Gerais, Belo Horizonte, 2014.

MARX, K. **O Capital.** São Paulo: Abril Cultural, 1984. v. 1, tome 1-2.

PANITCH, L.; GINDIN, S. **The making of global capitalism: the political economy of American empire.** London: Verso, 2012.

PIKETTY, T. **Capital in the Twenty-First Century.** Cambridge; London: The Belknap Press of Harvard University Press, 2013.

ROSDOLSKY, R. Zur Analyse der Russischen Revolution. In: WOLTER, U. (Ed.). **Sozialismusdebate: Historische und aktuelle Fragen des Sozialismus.** Berlin: Verlag Offe & Wolter, 1959. p. 203-236.

SILVA, L. **Tensões e conexões: um estudo sobre multinacionais e sistemas nacionais de inovação.** 2014. 200 f. Tese (Doutorado em Economia) - Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional, Universidade Federal de Minas Gerais, Belo Horizonte, 2014.

STATE capitalism. **The Economist**, New York, 21 Jan. 2012. Retrieved from <<http://www.economist.com/specialreports/>> on 23 Jun. 2015.

STREECK, W. How will capitalism end? **New Left Review**, London, v. 87, p. 35-64, 2014.

SUMMERS, L. Bold reform is the only answer to secular stagnation. **Financial Times**, London, p. 11, 8 Sept. 2014.

TAMING Leviathan: a special report on the future of the state. **The Economist**, 19 Mar. 2011. Retrieved from <<http://www.economist.com/specialreports/>> on 23 Jun. 2015.

THE GATED globe: a special report on world economy. **The Economist**, New York, 12 Oct. 2013. Retrieved from <<http://www.economist.com/specialreports/>> on 23 Jun. 2015.

THE THIRD great wave: a special report on world economy. **The Economist**, New York, 4 Oct. 2014. Retrieved from <<http://www.economist.com/specialreports/>> on 23 Jun. 2015.

THE WORLD Economy. **The Economist**, New York, 13 Oct. 2012. Retrieved from <<http://www.economist.com/specialreports/>> on 23 Jun. 2015.

THEY might be giants: a special report on banking in emerging markets. **The Economist**, New York, 15 May 2010. Retrieved from <<http://www.economist.com/specialreports/>> on 23 Jun. 2015.

TWILIGHT of gods: a special report on international banking. **The Economist**, New York, 11 May 2013. Retrieved from <<http://www.economist.com/specialreports/>> on 23 Jun. 2015.

UNITED NATIONS CONFERENCE ON TRADE AND DEVELOPMENT. **World Investment Report 2013**: Global value chains: investment and trade for development. Geneva, 2013.

WOLF, M. Call to arms - financial reform. **Financial Times**, London, p. 11, 4 Sept. 2014.

WOLF, M. **The shifts and the shocks**: what we've learned — and still have to learn — from financial crisis. London: Allen Lane, 2014a.

WOOD, E. M. **Empire of capital**. London; New York: Verso, 2003.

WORLD FEDERATION OF EXCHANGES. **2012 WFE Market Highlights**. London, 2012. Retrieved from <<http://www.world-exchanges.org/>> on 15 May 2013.

WORLD FEDERATION OF EXCHANGES. **2013 WFE Market Highlights**. London, 2013. Retrieved from <<http://www.world-exchanges.org/>> on 13 Apr. 2015.

WORLD FEDERATION OF EXCHANGES. **2014 WFE Market Highlights**. London, 2014. Retrieved from <<http://www.world-exchanges.org/>> on 15 Apr. 2015.

WORLD FEDERATION OF EXCHANGES. **Annual Report**. London, 2007. Retrieved from <<http://www.world-exchanges.org/>> on 4 Nov. 2009.

WORLD FEDERATION OF EXCHANGES. **Annual Report**. London, 2008. Retrieved from <<http://www.world-exchanges.org/>> on 4 Nov. 2009.

WORLD FEDERATION OF EXCHANGES. **Annual Report**. London, 2011. Retrieved from <<http://www.world-exchanges.org/>> on 15 May 2013.