
Revista de
Economia

<http://www.ser.ufpr.br/economia>
(Open Journal System)

PKP

PUBLIC
KNOWLEDGE
PROJECT



Reitor

Zaki Akel Sobrinho

Vice-Reitor

Rogério Mulinari

Diretor da Editora UFPR

Gilberto de Castro

Revista de Economia, volume 41, número 1 (ano 39), Janeiro/Abril 2015
Publicação quadrimestral do Departamento de Economia da UFPR

Editora Chefe

Raquel Rangel de Meireles Guimarães (UFPR)

Conselho Editorial Executivo

João Basílio Pereima, Maurício Vaz Lobo Bittencourt, José Felipe Araujo de Almeida, Eduardo Angeli, Gustavo Pereira da Silva, Terciane Sabadini Carvalho.

Editores Associados

Alain Herscovici (UFES), Ana Maria Bianchi (USP), Anita Kon (PUC-SP), Antonio Licha (UFRJ), Armênio Rangel (USP), Carmen Alveal (UFRJ), Dante Aldrighi (USP), Duílio Berni (PUC-RS), Eleutério Prado (USP), Fábio Sá Earp (UFRJ), Flávio Saes (USP), Hermes Higachi (UEPG), Iêda Maria Lima (IPEA), John Wilkinson (UFRRJ), José J. de Carvalho Filho (USP), Leda Maria Paulani (USP), Leonardo Monastério (UCB), Lia Valls Pereira (UERJ), Luis Bertola (Universidad de la Republica), Luiz Carlos Delorme Prado (UFRJ), Luiz Kehrlé (UFRPE), Maria de Lourdes R. Mollo (UnB), Maria Helena O. Augusto (USP), Mariano Laplane (IE-UNICAMP), Mario Cimoli (CEPAL), Mário Duayer (UERJ), Mauro Borges Lemos (UFMG), Nali Jesus de Souza (PUC-RS), Nelson Delgado (UFRRJ), Newton Bueno (UFV), Niemeyer A. Filho (UFU), Paulo Furquim de Azevedo (FGV-SP), Pedro César D. Fonseca (UFRGS), Peter Sherlock (University of East Anglia), Ramón G. Fernández (UFABC), Renato Maluf (UFRRJ), Renato Perissinotto (Ciências Sociais-UFPR), Ricardo de Oliveira (Ciências Sociais-UFPR), Roberto Smith (UFCE), Roberto Vermulm (USP), Rogério Arthmar (UFES), Rosa Moura (Ipardes), Samuel Klinsztajn (PUC-SP), Shigeo Shiki (UFU), Vera Lúcia Fava (USP), Victor Hugo Klagsbrunn (UFF), Walter Belik (Unicamp).

Secretária

Áurea Koch



Sistema Eletrônico de Revistas - SER
Programa de Apoio à Publicação de Periódicos da UFPR
Pró-Reitoria de Pesquisa e Pós-Graduação
www.prppg.ufpr.br

O Sistema Eletrônico de Revistas (SER) é um software livre e permite a submissão de artigos e acesso às revistas de qualquer parte do mundo. Pode ser acessado por autores, consultores, editores, usuários, interessados em acessar e obter cópias de artigos publicados nas revistas. O sistema avisa automaticamente, por e-mail, do lançamento de um novo número da revista aos cadastrados.

Revista de Economia

EDITORA UFPR
R. João Negrão, 280, 2º andar
Tel.: (41) 3360-7489/Fax: (41) 3360-7486
Caixa Postal 17.309 - 80010-200 - Curitiba (PR) - Brasil
editora@ufpr.br

Coordenação editorial: Daniele Soares Carneiro
Projeto gráfico e capa: Cristina Serra
Editoração eletrônica e Revisão: Rodrigo Henrique Bosco.

A *Revista de Economia* poderá ser obtida em permuta,
junto à Biblioteca Central da UFPR - Seção de Intercâmbio
Caixa Postal 19.051 - 81531-980 - Curitiba (PR) - Brasil
e-mail: inter@ufpr.br

Trabalhos publicados em números anteriores da *Revista de Economia*, bem como
informações sobre a submissão de trabalhos, dentre outras, encontram-se no site
www.ser.ufpr.br/economia
E-mail: re@ufpr.br

CATALOGAÇÃO NA FONTE
Coordenação de Processos Técnicos. Sistema de Bibliotecas, UFPR

Revista de Economia / Universidade Federal do Paraná, Setor de
Ciências Sociais Aplicadas. - n. 1 (1960)
Curitiba : Ed. UFPR, 2014
v. 41, n.1, ano 39, 2015

Quadrimestral

ISSN-0556-5782

1. Economia. 2. Administração. 3. Contabilidade.
I. Universidade Federal do Paraná. Setor de Ciências Sociais Aplicadas.

CDD 330.5
CDU 33(05)

Série Revista da UFPR, n. 292
ISSN 0556-5782
Ref. 751

PRINTED IN BRAZIL
Curitiba, 2014

ACEITA-SE PERMUTA / ACCEPTS EXCHANGE
contact: re@ufpr.br

É permitida a reprodução dos artigos, desde que mencionada a fonte.
Os artigos assinados são de inteira responsabilidade dos autores.

Revista de Economia

Volume 41, n. 1, (ano 39), jan./abr. 2015
Editora UFPR - Curitiba - Paraná - Brasil

Sumário

7

Os Impactos da Lei de Responsabilidade Fiscal sobre as Receitas do Itbi
no Paraná, no Período de 1997 a 2011: uma Análise a partir da Mesor-
região Metropolitana de Curitiba

Rogério Gerônimo dos Santos

Sidnei Pereira do Nascimento

25

Influência Exercida pelos Instrumentos de Intervenção do Banco Central
do Brasil sobre a Volatilidade Cambial

Adilson Giovanini

Roberto Meurer

53

Capacidade Tecnológica e Desempenho Produtivo de
Empresas Industriais no Brasil

*Technological Capability and Productive Performance of
Industrial Companies in Brazil*

Felipe Queiroz Silva

Ana Paula Macedo Avellar

77

Determinantes da emissão de CO₂ por uso de combustíveis fósseis para países sul-americanos: uma abordagem STIRPAT

Fossil fuel CO₂ emissions Determinants for South American countries: STIRPAT approach

Felipe Figueiredo Silva
Lora dos Anjos Rodrigues
Roni Barbosa Moreira
Alexandre Bragança Coelho

95

Sistema financeiro, sistema de inovação e desenvolvimento regional: um estudo sobre a relação entre crédito e inovação para os estados da região sudeste brasileira

Financial system, innovation system and regional development: a study on the relationship between credit and innovation to the states of the southeast region of Brazil

Daniela Almeida Raposo Torres
Filipe Carvalho Vieira
Aline Cristina Cruz

117

Fiscal policy in Brazil in Real Plan: pro or countercyclical?

Augusto Andreis
Igor Alexandre Clemente Morais

145

Desigualdades Regionais de Renda e as Variações nos Determinantes do Crescimento Econômico entre os Estados Brasileiros – no Período de 1995 a 2004

Melquisedeque Tavares Oliveira
Adriano Nascimento da Paixão

171

Quantity theory of money: the hypothesis of the dichotomy between relative prices and absolute prices

Teoria quantitativa da moeda: a hipótese da dicotomia entre preços relativos e preços absolutos

Tito Belchior Silva Moreira
Mario Jorge Mendonça
Adolfo Sachsida
Benjamin Miranda Tabak

Os Impactos da Lei de Responsabilidade Fiscal sobre as Receitas do Itbi no Paraná, no Período de 1997 a 2011: uma Análise a partir da Mesorregião Metropolitana de Curitiba

Rogélio Gerônimo dos Santos¹

Sidnei Pereira do Nascimento²

ABSTRACT: *The objective of this study is to detect the behavior of per capita income Tax Transfers of Real Estate (TTRE) between the mesoregion of Curitiba and other mesoregions of the state, in the period from 1997 to 2011, under the impact of the Fiscal Responsibility Law (FRL). For this, we use the econometric model Adjustments Polygonal and Gini Index. The econometric results show that the remaining mesoregion state, on average, had negative growth rates in per capita participation ITBI compared to mesoregion Metropolitan of Curitiba in the period 2005-2011. The Gini Index allows you to view small change with respect to the devolution of these revenues. However, there are significant changes in the trend from 2005. Thus, it appears that the other mesoregion state has not increased its revenue per capita TTRE with the same intensity from the mesoregion Metropolitan of Curitiba, in the period from 2005 to 2011.*

Keywords: *Income per capita TTRE; Fiscal Responsibility Law; Mesoregion Metropolitan of Curitiba.*

Jel: H2; H27

Resumo: O objetivo deste estudo é aferir o comportamento das receitas *per capita* do Imposto sobre Transferências de Bens Imóveis (ITBI) entre a mesorregião Metropolitana de Curitiba e as demais mesorregiões do Estado do Paraná, no período de 1997 a 2011, sob os impactos da Lei de Responsabilidade Fiscal (LRF). Para isso, utiliza-se o modelo econométrico de Ajustes de Poligonais e do Índice de Gini. Os resultados econométricos demonstram que as demais mesorregiões do Estado, na média, obtiveram taxas variações negativas na participação *per capita* do ITBI em relação à mesorregião Metropolitana de Curitiba no período de 2005-2011. O Índice de Gini permite visualizar pequena variação no que tange à desconcentração dessas receitas. Todavia, observam-se mudanças significativas na tendência a partir de 2005. Assim, constata-se que as demais mesorregiões não aumentaram suas receitas *per capita* do ITBI com a mesma intensidade da mesorregião Metropolitana de Curitiba, no período de 2005-2011.

Palavras-Chave: Receitas per capita do ITBI; Lei de Responsabilidade Fiscal; Mesorregião Metropolitana de Curitiba.

¹ Graduado em Ciências Econômicas e Mestre em Economia Regional pela Universidade Estadual de Londrina (UEL). Professor pesquisador do curso de especialização em Gestão Pública da Universidade Estadual de Londrina (UEL). Professor do curso MBA em Auditoria e Perícia Contábil da UNIVEL\INBRAPE. E-mail: rogelio1974@sercomtel.com.br.

² Graduado em Ciências Econômica pela UEL. Mestre em Economia pela UNB e Doutor em Economia Aplicada pela ESALQ/USP e Professor do Departamento de Economia da UEL.

Introdução

Os recursos financeiros, frutos da arrecadação tributária, têm como finalidade garantir a oferta de serviços à população. Segundo Riani (1997), os gastos públicos são uma escolha política dos governos no que se refere aos serviços que são prestados à sociedade. Giambiagi e Além (2000) observam que os administradores públicos, quando fazem essas escolhas, deixam alguns grupos insatisfeitos. Dessa forma, os recursos oriundos dos impostos tem a finalidade, dentre outras, de preencher as lacunas das falhas de mercados. Os desafios dos gestores públicos são de minimizar os impactos negativos, buscando o máximo de eficiência entre os agentes financiadores e os que necessitam desses serviços ofertados pelo Estado.

O Imposto sobre Transmissão de Bens Imóveis (ITBI) é de competência dos municípios, delegado através do art. 156, inciso II da Constituição Federal de 1988. De forma geral, o fato gerador, é a transmissão de bens imóveis entre vivos (*inter vivos*), a qualquer título, por ato oneroso e a definição das alíquotas são fixadas através de lei emanadas dos municípios e não são estabelecidos tetos, mas é vedada a sua progressividade.

A problemática relacionada a este estudo diz respeito à concentração das receitas *per capita*, oriundas do Imposto sobre Transmissão de Bens Imóveis (ITBI) na mesorregião Metropolitana de Curitiba, no período de 1997 a 2011, comparando-a com as outras mesorregiões do Estado do Paraná.

O objetivo dessa pesquisa é verificar o comportamento das receitas *per capita*, oriundas do Imposto sobre Transmissão de Bens Imóveis (ITBI), com análise entre a mesorregião Metropolitana de Curitiba e às demais mesorregiões do Estado, no período de 1997 a 2011. De forma mais específica busca-se avaliar os impactos da Lei de Responsabilidade Espacial (LRF) na arrecadação *per capita* do Imposto sobre Transmissão de Bens Imóveis (ITBI) nos municípios paranaenses, a partir de 2005, com todos os instrumentos de planejamento financeiro¹ contemplados em conformidade com a Lei de Responsabilidade Fiscal (LRF).

A escolha da mesorregião Metropolitana de Curitiba foi motivada pela sua importância na arrecadação do Imposto sobre Transmissão de Bens Imóveis no Estado, que representou em 2011, 51,48% de todas as receitas originadas do Imposto sobre Transmissão de Bens Imóveis no Estado do Paraná.

Dessa forma, alterações significativas em suas participações na arrecadação indicam informações de relevância para as demais mesorregiões do Estado. Em 2011 a mesorregião Metropolitana de Curitiba foi responsável por 57,69% de toda a arrecadação própria de município, que são oriundas do Imposto Predial Territorial Urbano (IPTU), Imposto Sobre Serviços de Qualquer Natureza (ISSQN) e Imposto Sobre Transmissão de Bens Imóveis (ITBI) (Receita Federal 2012).

Para isso, foi utilizada a metodologia de análise econométrica, através dos Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), com o modelo de Ajustes de Poligonais e o Índice de Gini, que permitirão avaliar o perfil comportamental das receitas *per capita* do Imposto sobre Transmissão de Bens Imóveis, no período compreendido entre os anos de 1997-2011 com quebra estrutural a partir de 2005.

O artigo está estruturado em quatro partes, além desta introdução, da seguinte forma: contextualização econômica e jurídica; metodologia; descrição dos resultados; e considerações finais.

Destaca-se a importância deste estudo no segmento ligado à gestão tributária do setor público, que tem grande relevância e interesses socioeconômicos, visto que os investimentos com recursos financeiros oriundos desses impostos são de grande importância para o crescimento e desenvolvimento dos municípios. Ainda corrobora para implantação de políticas governamentais, que visam melhorar a arrecadação tributária municipal.

¹ Ver com detalhes na seção 2.

1. Contextualização econômica e jurídica

Nesta seção faz-se uma breve caracterização da mesorregião Metropolitana de Curitiba, onde, destaca a sua representatividade na economia paranaense. Na subseção 2.2 apresenta a origem, a evolução histórica e a norma jurídica vigente que instituiu o Imposto Sobre Transmissão de Bens Imóveis (ITBI) no Brasil. E Por fim, expõem as justificativas da quebra estrutural para delimitar os dois períodos avaliados neste estudo.

1.1 Perfil da Mesorregião Metropolitana de Curitiba

A mesorregião Metropolitana de Curitiba é constituída por trinta e sete municípios, que correspondem a aproximadamente a 11% do território estadual, com uma população em 2010, de 3,5 milhões de habitantes distribuídas em 1,3 milhões de domicílios (IBGE 2012). Dos trinta e sete municípios que compõem a mesorregião, nove tem população acima de 50 mil habitantes.

Essa mesorregião é agrupada em cinco microrregiões denominadas de Cerro Azul, Curitiba, Lapa, Paranaguá e Rio Negro. Geograficamente faz fronteira ao norte com o Estado de São Paulo, ao sul com Santa Catarina, a leste com o Oceano Atlântico, a noroeste com a mesorregião Centro Oriental, a sudoeste com a mesorregião Sudeste.

Em 2010 a mesorregião Metropolitana de Curitiba alcançou 1,9 milhões de pessoas na População Economicamente Ativa (PEA) e 1,8 milhões de pessoas na população ocupada, que corresponde a 94,90% da População Economicamente Ativa (PEA) (IPARDES 2011).

O Valor Acrescentado Bruto (VAB) em 2010 alcançou de R\$ 83,9 bilhões com ênfase no setor de serviços que correspondeu a 68,95%, seguido pelos setores industrial e agropecuário que correspondem, respectivamente, a 29,42% e 1,63% (IPARDES 2011).

Quanto ao Valor Adicionado Fiscal (VAF) os valores alcançaram R\$ 84,1 bilhões divididos da seguinte forma: 57,97% para o setor industrial; 1,22% para produção primária e 40,81% para o setor de comércio e serviços. As receitas municipais alcançaram, em 2011, R\$ 8,1 bilhões e as despesas em R\$ 7,7 bilhões, obtendo *superávit* fiscal de 4,47% (IPARDES, 2011). A mesorregião ainda apresenta outros importantes indicadores como o PIB *per capita* de 2010 de R\$ 20 mil, Índice de Idosos de 31,03% da população

(IBGE/IPARDES, 2012) e coeficientes de mortalidade infantil de 10,03 por mil nascimentos (SESA 2013).

1.2 Impostos Sobre Transmissão de Bens Imóveis

O objeto deste estudo, o Imposto Sobre Transmissão de Bens Imóveis (ITBI), de competência municipal, é um dos três impostos que formam a tríade junto com o Imposto sobre a Propriedade Territorial e Urbana (IPTU) e o Imposto Sobre Serviços de Qualquer Natureza (ISSQN). O ITBI é um imposto de transmissão *inter vivos*, a qualquer título, por ato oneroso, de bens imóveis, por natureza ou acessão física e de direitos reais sobre imóveis, exceto os de garantia, bem como cessão de direitos à sua aquisição (Brasil, 1988).

Oliveira (2009) lembra que a Emenda Constitucional nº 5/1961, dividiu a competência do *causa mortis* e do *inter vivos*, que era de competência exclusiva dos estados a sua cobrança, que então passou a ser de competência dos municípios, os poderes de instituir, fixar alíquotas e estabelecer normas de cobrança de transmissão de imóveis sobre as transações *inter vivos*. A competência dos estados ficou com o imposto incidente sobre a transmissão *causa mortis*. Conti (1999) vai além e observa que o imposto sobre transmissão de bens imóveis apareceu no Direito Brasileiro em 1809, denominado de SISA², tendo a previsão constitucional a partir de 1891, outorgando aos estados a competência de sua arrecadação.

Conforme dispõe a Constituição vigente são três as hipóteses de incidência do Imposto Sobre Transmissão de Bens Imóveis (ITBI): a) a transmissão *inter vivos*, a qualquer título, por ato oneroso de bens imóveis, por natureza ou acessão física; (b) a transmissão de direitos reais sobre imóveis, excetos os de garantias; e (c) a cessão de direitos à sua aquisição (Barreto 2009).

Os sujeitos ativos do Imposto Sobre Transmissão de Bens Imóveis (ITBI), segundo Oliveira (2009), são os municípios e o Distrito Federal (art. 156, inciso II e art. 147 da CF/88). Barreto (2009) observa que o sujeito passivo é aquele de quem se deve exigir o pagamento do imposto.

Conforme descreve o Código Tributário Nacional (CTN) o fato gerador é o acontecimento expresso na norma jurídica legal como necessária e suficiente, normatizado por lei municipal (art.114 do CTN). Marinho (2012) lembra que o Imposto Sobre Transmissão de Bens Imóveis (ITBI) é ainda um dos poucos tributos no Brasil cujo lançamento é realizado por declaração do adquirente do imóvel à Fazenda Pública Municipal (Código Tributário Nacional 2011).

A base de cálculo é o valor venal dos bens e direitos transmitidos (art. 38, CTN).

2 SISA era o valor cobrado por transações imobiliárias que significava – Serviço de Imposto de Sua Alteza.

Oliveira (2009: 242) entende que a base de cálculo é “o valor que se obteria no caso de a transação efetuar em condições normais”. Barreto (2009) lembra que a base de cálculo é estabelecida por lei, que por sua vez define e fixa a sua base para se aplicar a alíquota correspondente.

Quanto às alíquotas, elas são fixadas através de lei municipal e não é estabelecido qualquer teto para tributação, segundo Barreto (2009). Oliveira (2009) afirma que é vedada a aplicação da progressividade no Imposto Sobre Transmissão de Bens Imóveis (ITBI) e que o Supremo Tribunal Federal (STF), mediante súmula já se manifestou contrário à progressividade do imposto que, em outra época, foi tributado dessa forma por alguns municípios. Todavia, observa-se que não há impedimentos de estabelecer, através de lei, diferentes alíquotas sobre os valores de imóveis adquiridos com recursos financeiros próprios ou por financiamento bancário.

1.3 Justificativas da Quebra Estrutural

A Lei Complementar 101/2000, conhecida por Lei de Responsabilidade Fiscal (LRF), tem como objetivo estabelecer normas de finanças públicas voltadas para responsabilidades na gestão fiscal.

A gestão fiscal implica na ação planejada e clara em que se antecipam os riscos e ajustam anormalidades capazes de afetar o equilíbrio das finanças públicas, mediante cumprimento de metas pré-estabelecidas nos instrumentos de planejamento financeiro entre receitas e despesas e à obediência aos limites e condições no que tange a renúncia de receitas.

Lino (2001) observa que com o advento da Lei de Responsabilidade Fiscal (LRF) o modelo de gestão da “máquina pública” pautada no *welfare state*³ deveria ser definitivamente encerrado. Dias (2009) argumenta que a forma intervencionista na gestão pública fundamentada na teoria econômica *Keynesiana* deveria ser substituída pela corrente neoliberal. Dessa forma, o governo

federal buscou executar, principalmente no período entre 1994-2002, uma política econômica pautada na austeridade fiscal, seguindo a “cartilha” de normas financeiras do Fundo Monetário Internacional (FMI).

Nesse contexto, em 2005, foram empossados os prefeitos para a primeira gestão com os três instrumentos de planejamento financeiro nas normas estabelecidas pela Lei de Responsabilidade Fiscal (LRF). Diferente do cenário de seus antecessores, empossados em 2001, que assumiram suas respectivas administrações com esses instrumentos já elaborados pelo Executivo e apro-

3 Política do bem estar social que tem como foco a relação Estado e economia. Essa é a definição dada pelos economistas políticos do século XIX (ESPING-ANDERSEN, 1991).

vados pelo Legislativo, sem as exigências previstas na Lei de Responsabilidade Fiscal (LRF). Este foi o principal motivo para escolha do início do segundo período ser o ano de 2005 (SANTOS *et al*, 2014).

Conforme observa Andrade (2006) o processo de planejamento público inicia-se com o Plano Diretor⁴. Todavia, na área financeira⁵ os três instrumentos de planejamento são: O Plano Plurianual (PPA); Lei de Diretrizes Orçamentárias (LDO) e a Lei de Orçamento Anual (LOA). Esses instrumentos levam à eficiência na gestão da “máquina pública” e foram ratificados a sua importância com a Lei de Responsabilidade Fiscal (LRF), dando ênfase no controle e transparência das finanças e na responsabilização dos gestores.

O Plano Plurianual (PPA) expressa o planejamento e tem como finalidade principal conduzir os gastos públicos de forma racional. Sua importância reside no fato de dar as diretrizes aos governos quanto à realização de despesas de capital, além dos programas de natureza continuada: coleta de lixo, segurança, saúde, educação, dentre outros (Santos *et al*, 2013).

A Lei de Diretrizes Orçamentária (LDO), introduzida no Direito Financeiro pela Constituição de 1988, faz o elo entre o Plano Plurianual (PPA) e a Lei de Orçamento Anual (LOA). Em outras palavras, a Lei de Diretrizes Orçamentárias (LDO) prioriza as principais metas estabelecidas no Plano Plurianual (PPA) para serem executadas no orçamento anual. A Lei de Diretrizes Orçamentária (LDO) deverá, além de definir as prioridades e nortear a elaboração da Lei de Orçamento Anual (LOA), também dispõe sobre políticas de pessoal e as alterações na legislação tributária. Dessa forma, quando a Administração pretende alterar a norma tributária do exercício seguinte, deverá indicar as intenções na Lei de Diretrizes Orçamentária (LDO), pois acarretam reflexos no total de recursos financeiros com os quais o poder público poderá contar no ano seguinte (Andrade 2006).

A Lei de Diretrizes Orçamentária (LOA) revestida por atos formais prevê as receitas e fixa as despesas que serão realizadas no período de um ano, sendo facultado aos agentes públicos realizar as despesas que na Lei de Diretrizes Orçamentária (LOA) estão fixadas, sem temer sanções administrativas ou

judiciais. Por isso é chamada de lei autorizativa e não impositiva (Andrade, 2006).

Como ressalta Andrade (2002) a Lei de Diretrizes Orçamentárias (LOA) é a materialização do planejamento que expressa seus programas de atuação, discriminando a origem e o montante dos recursos, bem como a natureza e o montante das despesas a serem efetuadas.

Também influenciou na escolha do ano, o fato de que os mecanismos de

4 O Plano Diretor é exigido apenas aos municípios com mais de 20.000 habitantes.

5 O PPA, LDO e a LOA são instrumentos de planejamento financeiros para todos os municípios independentes do número de habitantes.

controle mais efetivos das contas municipais ocorreram a partir de 2005, através do Tribunal de Contas do Estado do Paraná (TCE-PR), mesmo que o principal instrumento para esse fim, o SIM-AM⁶ tenha sido implantado no exercício financeiro de 2002.

2. Metodologia

As variáveis usadas nesta pesquisa, no período compreendido entre os anos de 1997 a 2011, tiveram como fonte de informações a Secretaria do Tesouro Nacional (RECEITA FEDERAL 2012), atualizado pelo Índice de Preço ao Consumidor Amplo (IPC-A) a valores de 2011 (IBGE 2012).

Para atender o objetivo desse estudo será usado o modelo econométrico denominado Ajustes de Poligonais a fim de comparar a arrecadação das receitas *per capita* oriundas do Imposto Sobre Transmissão de Bens Imóveis (ITBI) da mesorregião Metropolitana de Curitiba com as demais mesorregiões do estado. Por fim, foi calculado o Índice de Gini para medir a concentração da arrecadação do Imposto Sobre Transmissão de Bens Imóveis (ITBI) no Estado do Paraná, no período compreendido entre 1997 a 2011. Para melhor compreensão da metodologia foi dividido em dois subtópicos:

2.1 Variáveis e modelo econométrico

Para aferir os resultados foi adotado o modelo econométrico de Ajustes de Poligonais usado por Nascimento (2008). O Ajuste das Poligonais originou-se do modelo de diferenças e diferenças (dif-dif) apresentado, por exemplo, em Wooldridge (2001). Esse modelo, conforme ressalta Angrist e Krueger (1998), é limitado, pois não permite captar tendências de comportamento entre dois períodos avaliados e podem, dessa forma, afetar a análise dos resultados.

A utilização do modelo de regressão linear múltipla de Ajustes das Poligonais se fez necessária para detectar mudanças e tendências de alterações das variáveis entre os dois períodos 1997-2004 e 2005-2011 e entre os dois grupos analisados, mesorregião Metropolitana de Curitiba como grupo de controle e demais mesorregiões, grupo de tratamento.

6 Sistema de Informações Municipais implantado inicialmente, em 2002, com ideia inicial de coletar dados que nos anos seguintes de forma gradativa recebeu funções preventivas e regulatórias, tornando assim, mais eficiente no controle das receitas e despesas municipais.

O modelo de regressão linear múltipla (Nascimento, 2008)⁷:

$$Y_i = \alpha_0 + \beta_0 T + \varphi_0 P_i(T - \Theta) + \alpha_1 L_i + \beta_1 (T \times L) + \varphi_1 P_i(T - \Theta)L_i + \mu_i \quad (1)$$

Em que:

- Y_i é a participação percentual da mesorregião Metropolitana de Curitiba no conjunto das demais mesorregiões do Estado do Paraná;
- P_i representa a binária que é igual a zero no primeiro período e igual a um no segundo;
- T representa uma variável de tendência;
- Θ representa a abscissa do vértice, que neste modelo é o ano que delimita o período anterior (1997-2004) e o posterior (2005-2011). Então, Θ é igual a 2004;
- L_i representa a binária definida como zero para o grupo de controle e um para o grupo de tratamento. Nessa pesquisa, o grupo de controle é identificado como mesorregião Metropolitana de Curitiba e o grupo de tratamento as demais mesorregiões;
- $\alpha_0, \alpha_1, \beta_0, \beta_1, \varphi_0$ e φ_1 são os coeficientes;
- μ_i representa o erro aleatório;
- i indica um determinado ano.

Para esse estudo será válido apenas o coeficiente φ_1 da variável $P_i(T - \Theta)L_i$ que estima a taxa média de aceleração do crescimento *per capita* do Imposto Sobre Transmissão de Bens Imóveis (ITBI) do grupo de tratamento, no segundo período, em relação ao grupo de controle. Entretanto, para aferir os resultados é necessário montar o modelo econométrico com todas as variáveis da equação 1.

Observa-se o diagnóstico do coeficiente do modelo sempre que for mencionada taxa média, trata-se de uma taxa aritmética de variação e não da taxa geométrica. Essa taxa mostra a variação da arrecadação *per capita* do Imposto Sobre Transmissão de Bens Imóveis (ITBI).

⁷ O modelo econométrico de Ajuste das Poligonais foi usado por Nascimento (2008) em defesa da tese para obtenção de título de doutorado na Universidade de São Paulo, intitulada de "Guerra fiscal: uma avaliação com base no PIB, nas receitas de ICMS e na geração de empregos, comparando os estados participantes e não participantes".

2.2 Índice de Gini

Através do Índice de Gini, calcula-se a desigualdade de uma distribuição qualquer. Este coeficiente varia entre 0 a 1. Quanto mais perto de zero, representa uma distribuição mais significativa, ou seja, no caso deste estudo, um valor de zero significaria uma distribuição uniforme da arrecadação do Imposto Sobre Transmissão de Bens Imóveis (ITBI) em todo Estado do Paraná. Já um coeficiente no valor de 1 apontaria uma concentração da distribuição do Imposto para apenas uma mesorregião do Estado.

Conforme Hoffman (2006), o Índice de Gini pode ser obtido pela seguinte fórmula:

$$G = 1 - \left\{ \left[\sum_{i=1}^n (\Phi_{i-1} + \Phi_i) \right] \div n \right\} \quad (2)$$

Onde:

- G é o Coeficiente de Gini;
- i são os extratos;
- Φ_i é o valor da proporção acumulada das receitas até o extrato i ;
- n representa o número de extratos da população e da receita;

O cálculo do Índice de Gini objetiva avaliar o comportamento da arrecadação do Imposto Sobre Transmissão de Bens Imóveis (ITBI), no período de 1997-2011, no Estado do Paraná, no que tange à sua concentração.

3. Descrição dos resultados

Os resultados obtidos com as regressões do modelo de ajuste poligonal estão descritos na Tabela 1, que exhibe os coeficientes dos resultados das regressões da mesorregião Metropolitana de Curitiba com as demais mesorregiões do Paraná. As inferências estatísticas foram realizadas com 30 observações, 5 graus de liberdades no numerador e 24 graus de liberdade no denominador, com significância estatística de até 1%. Os estimadores estão dentro do intervalo de confiança e não passam por zero. Todos os coeficientes de determinação são estatisticamente significativos e apresentam resultados, indicando que as variáveis independentes explicam pelo menos 97% de Y_i . Quanto ao comportamento da concentração das receitas oriundas do Imposto

Sobre Transmissão de Bens Imóveis (ITBI), obtida através do Índice de Gini, está exibido na Figura 2.

3.1 Resultados econométricos

A Tabela 1 expõem os coeficientes que comparam a mesorregião Metropolitana de Curitiba com as demais mesorregiões do estado. Dessa forma será realizada uma análise descritiva desses resultados.

TABELA 1 – RESULTADOS DAS REGRESSÕES DA MESORREGIÃO METROPOLITANA DE CURITIBA X DEMAIS

Receitas per capita do ITBI da Mesorregião Metropolitana de Curitiba x Demais					
Mesorregião	φ_1	Valor -p	Mesorregião	φ_1	Valor-p
Noroeste	-7,33	0,00	Oeste	-5,00	0,00
Centro Ocidental	-9,63	0,00	Sudoeste	-5,02	0,00
Norte Central	-5,37	0,00	Centro Sul	-7,17	0,00
Norte Pioneiro	-8,66	0,00	Sudeste	-6,22	0,00
Centro Oriental	-4,15	0,00			

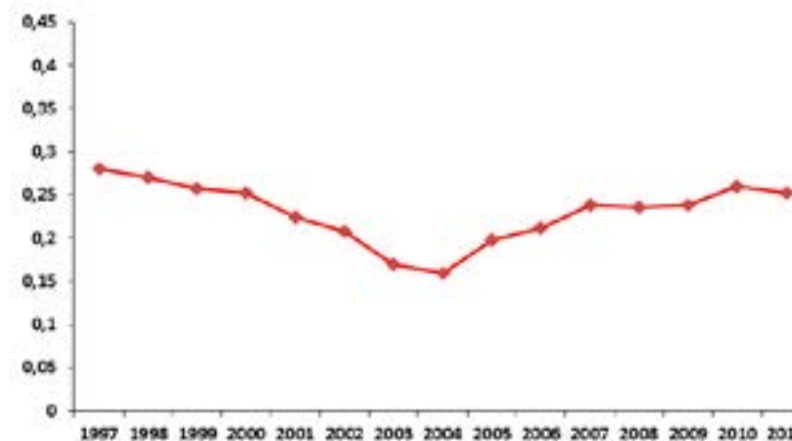
Fonte: Elaborado pelo próprio autor.

Os resultados do modelo econométrico mostram que a aceleração na taxa anual de crescimento das receitas *per capita*, oriundas do Imposto Sobre Transmissão de Bens Imóveis (ITBI) nas nove mesorregiões do Estado do Paraná é altamente inferior à aceleração da taxa de crescimento da mesorregião Metropolitana de Curitiba, no segundo período. Como na Mesorregião Centro Ocidental o coeficiente mostra que a aceleração média anual na taxa de crescimento da participação percentual nas receitas *per capita* do Imposto Sobre Transmissão de Bens Imóveis (ITBI) foi inferior à da mesorregião Metropolitana de Curitiba em 9,63%. Com as demais mesorregiões a aceleração do crescimento no segundo período foi inferior à mesorregião Metropolitana de Curitiba da seguinte forma: mesorregião Noroeste: 7,33%; mesorregião Norte Central: 5,37%; mesorregião Norte Pioneiro: 8,66%; mesorregião Centro Oriental: 4,15%; mesorregião Oeste: 5,00%; mesorregião Sudoeste: 5,02%; mesorregião Centro Sul: 7,17% e mesorregião Sudeste: 6,22%.

3.2 Resultados do Índice de Gini

A Figura 1 mostra a curva do Índice de Gini da arrecadação do Imposto Sobre Transmissão de Bens Imóveis (ITBI) no Paraná, no período de 1997 a 2011. Quando se analisa o grau de concentração do Índice verifica-se que no período de 1997 a 2011, se manteve praticamente o mesmo.

FIGURA 1 - ÍNDICE DE GINI DA ARRECADAÇÃO DO ITBI NO PARANÁ ENTRE OS ANOS DE 1997-2011.



Fonte: Dados da Receita Federal (2012), elaborado pelos Autores.

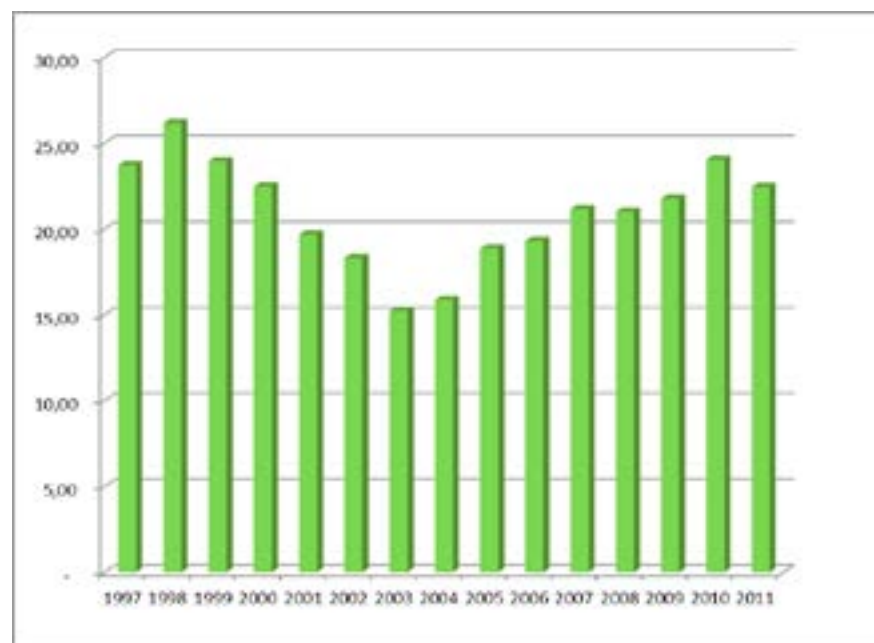
Entretanto, houve um significativo processo de descentralização no primeiro período, ou seja, entre os anos de 1997-2004, o Índice passou de 0,2841, em 1997 para 0,1660 em 2004, variando negativamente 41,69%.

No segundo período voltou a crescer, passando de 0,1972 para 0,2551 respectivamente entre os anos de 2005 e 2011, com variação positiva, atingindo 29,36%. Com esses resultados é possível dizer que houve, no período total, uma breve desconcentração da arrecadação do Imposto Sobre Transmissão de Bens Imóveis (ITBI) no Estado do Paraná, com variação negativa de apenas 10,21% em 15 anos.

3.3 Análise dos resultados

Para subsidiar o entendimento do comportamento das receitas do ITBI no Estado do Paraná, no período de 1997-2011, a Figura 2 ilustra o comportamento dessas receitas durante o período estudado neste artigo na mesorregião Metropolitana de Curitiba comparada às demais receitas dos impostos típicos de municípios (Imposto Sobre Serviços de Qualquer Natureza-ISSQN e Impostos Sobre Propriedade Territorial e Urbana-IPTU). Em 1997 as receitas do Imposto Sobre Transmissão de Bens Imóveis (ITBI) correspondiam a 23,72% do total das receitas próprias municipais da mesorregião Metropolitana de Curitiba, chegando em 1998 a 26,17%. A partir de 1999 houve uma acentuada queda, chegando, em 2003, a 15,22% das receitas próprias municipais. Em 2004 manteve praticamente constante chegando a 15,87%. Entretanto, a partir de 2005 houve um significativo aumento nas receitas que voltaram a crescer praticamente aos patamares de anteriores, chegando a 24,04% em 2010 e a 22,45% em 2011 das receitas próprias de municípios da mesorregião Metropolitana de Curitiba.

FIGURA 2 - PARTICIPAÇÃO DAS RECEITAS ORIUNDAS DO ITBI NOS IMPOSTOS TÍPICOS DE MUNICÍPIOS DA MESORREGIÃO METROPOLITANA DE CURITIBA, NO PERÍODO 1997-2011.



Fonte: Dados da Receita Federal (2012), elaborado pelos Autores.

Ressalta-se que a hipótese de que o fraco desempenho das demais mesorregiões do estado em relação à mesorregião Metropolitana de Curitiba seria ocasionado pela presença de um processo de migração populacional à Curitiba e municípios vizinhos. Isso realmente aconteceu: a mesorregião Metropolitana de Curitiba, no período de 1997-2004, alcançou uma média na população do estado de 32,33% e no período de 2005-2011 a participação média foi de 33,46%. Ou seja, houve crescimento médio na participação populacional no segundo período em relação ao primeiro de 3,50%, isso pode ter contribuído para aumentar as transações imobiliárias e conseqüentemente na arrecadação do Imposto Sobre Transmissão de Bens Imóveis (ITBI).

No sentido inverso a mesorregião Centro Ocidental, que alcançou o pior desempenho na arrecadação *per capita* do Imposto Sobre Transmissão de Bens Imóveis (ITBI), quando comparada à mesorregião Metropolitana de Curitiba, obteve uma variação negativa de 9,40% na sua participação populacional no Estado do Paraná, passando de 3,51%, média do primeiro período para 3,18%, média do segundo período.

Outro fato que pode ter contribuído para a maior representatividade do Imposto Sobre Transmissão de Bens Imóveis (ITBI) na mesorregião Metropolitana de Curitiba, no segundo período, é a expansão do setor da construção civil nos municípios do litoral paranaense, com ênfase para as cidades de Guaratuba, Matinhos e Pontal do Paraná, com imóveis destinados a aluguéis de veraneio.

Em 2009 a Caixa Econômica Federal, através da Lei 11.977, implementou o “Programa Minha Casa Minha Vida”, que permitiu parcerias com os estados, municípios, empresas e movimentos sociais visando a construção de 2 milhões de novas casas e apartamentos para a população. Entretanto, esse programa visava atender apenas os municípios acima de 50 mil habitantes (Caixa Econômica Federal 2013).

A mesorregião Metropolitana de Curitiba, além de possuir várias cidades de expansão na construção civil destinada a investimentos no turismo, possui também 24,32% de suas cidades com população acima de 50 mil habitantes, as quais receberam vultosos investimentos do “Programa Minha Casa Minha Vida”.

Comparando a participação das cidades acima de 50 mil habitantes nas mesorregiões do Paraná, obtêm-se os seguintes resultados - mesorregião Noroeste: 4,92%; mesorregião Centro Ocidental: 4,00%; mesorregião Norte Central: 8,86%; mesorregião Norte Pioneiro: 0%; mesorregião Centro Oriental: 14,29%; mesorregião Oeste: 6,00%; mesorregião Sudoeste: 2,70%; mesorregião Centro Sul: 3,45%; mesorregião Sudeste: 4,76. Essa diferença da mesorregião Metropolitana de Curitiba com participação de municípios acima de 50 mil habitantes pode explicar o salto da arrecadação do Imposto Sobre Transmissão de Bens Imóveis (ITBI) na participação das receitas típicas de municípios, bem como no Índice de Gini, entre os anos de 2009 e 2010, em

virtude do “Programa Minha Casa Minha Vida”.

Nesse contexto não se pode desconsiderar a eficiência da mesorregião Metropolitana de Curitiba de aumentar suas receitas para atingir as exigências da LRF, a partir de 2005. Fica evidente, que as mesorregiões compostas por municípios menores, têm apresentado dificuldades em ajustar suas contas públicas quando comparadas às mesorregiões com municípios maiores. Outro fator que pode influenciar na arrecadação do Imposto Sobre Transmissão de Bens Imóveis (ITBI) é que os governantes dos menores municípios tem uma proximidade maior do contribuinte que, dessa forma, dificulta aumentar as alíquotas incidentes sobre o fato gerador.

Considerações Finais

O resultado do Índice de Gini demonstrou uma visível quebra estrutural no processo de concentração das receitas, oriundas do Imposto Sobre Transmissão de Bens Imóveis (ITBI) das dez mesorregiões do Paraná. Até 2004, ano limite do primeiro período deste estudo, houve uma queda acentuada da concentração. Entretanto, a partir de 2005, ano da quebra estrutural tornou a concentrar-se na mesma intensidade que desconcentrou e, por conseguinte, voltou aos mesmos patamares anteriores, com uma variação negativa de 10,21% em 15 anos.

Isso indica que as mesorregiões compostas de municípios pequenos e de médio porte no que tange ao contingente populacional, não alcançaram comportamentos semelhantes após a quebra de estrutura em 2005, comparadas às mesorregiões compostas por municípios maiores. Ou seja, as mesorregiões que são compostas por municípios de maior número populacional, desenvolveram arrecadações de Imposto Sobre Transmissão de Bens Imóveis (ITBI), no segundo período, compreendido entre os anos de 2005 a 2011, com mais eficiência.

Os resultados econométricos convergem com o Índice de Gini, quando mostram que todas as mesorregiões do estado obtiveram, no segundo período, taxas negativas de crescimento na participação média nas receitas oriundas do Imposto Sobre Transmissão de Bens Imóveis (ITBI) comparadas à mesorregião Metropolitana de Curitiba. As Mesorregiões que apresentaram as piores taxas de participações negativas na arrecadação do Imposto Sobre Transmissão de Bens Imóveis (ITBI) foram nessa ordem: mesorregião Centro Ocidental; mesorregião Norte Pioneiro, mesorregião Noroeste e Centro Sul. A mesorregião Centro Ocidental, apesar de ser compostas de 25 municípios, em 2011, apenas Campo Mourão alcançou 80 mil habitantes e a maioria das demais cidades tem em torno de 10 mil habitantes. A mesorregião Norte

Pioneiro, apesar de ser formada por quarenta e seis municípios, apenas dois conseguiu alcançar 40 mil habitantes em 2011. A mesorregião Noroeste que contém sessenta municípios, apenas Umuarama ultrapassou 100 mil habitantes, Cianorte e Paranavaí, respectivamente alcançaram 70 e 80 mil habitantes (IBGE, 2012).

As melhores taxas foram alcançadas quando se compara a mesorregião Metropolitana de Curitiba com a mesorregião Oeste, mesorregião Centro Oriental, mesorregião Sudoeste e mesorregião Norte Central. A mesorregião Oeste é composta de municípios como Toledo com mais de 120 mil habitantes e Foz do Iguaçu e Cascavel, respectivamente com mais de 250 e 280 mil habitantes. A mesorregião Centro Oriental, apesar de ser composta de apenas quatorze municípios, é composta de cidades que alcançaram um grande contingente populacional, com destaque para Ponta Grossa que ultrapassou 314 mil habitantes em 2011. Ainda possui dois municípios com mais de 60 mil habitantes, além da maioria dos outros municípios terem em torno de 20 a 30 mil habitantes (IBGE, 2012).

A mesorregião Sudoeste tem como destaque os municípios de Pato Branco e Francisco Beltrão, que têm em torno de 80 mil habitantes. E a mesorregião Norte Central, que é composta de duas cidades com alta população como Londrina com mais de 500 mil habitantes e Maringá que ultrapassou 360 mil. Ainda contemplam vários municípios que possuem em torno de 100 mil habitantes, como Sarandi, Apucarana e Arapongas. Ressalta-se que a mesorregião Norte Central e Mesorregião Oeste, juntamente com a mesorregião Metropolitana de Curitiba apresentam os melhores desempenhos econômicos do Paraná (IPARDES, 2012).

Dessa forma, os resultados do Índice de Gini e econométricos indicam, que após a quebra estrutural ocorrida em 2005, em razão dos ajustes nas contas públicas exigidas pela a Lei de Responsabilidade Fiscal (LRF), às mesorregiões que contemplam os menores municípios em termos populacionais obtiveram resultados menos expressivos que as mesorregiões com maior número de habitantes.

Ressalta-se que as avaliações sobre o tema não foram esgotadas neste artigo e muitos estudos devem ser realizados para o real entendimento sobre a tributação do Imposto Sobre Transmissão de Bens Imóveis (ITBI). Outros estudos que comparem a dinâmica do Imposto Sobre Transmissão de Bens Imóveis (ITBI) com os demais impostos de competência municipal como o Imposto Predial Territorial e Urbano e Imposto Sobre Serviços de Qualquer Natureza (ISSQN) podem ajudar a entender a dinâmica comportamental das receitas originadas do Imposto Sobre Transmissão de Bens Imóveis (ITBI). Portanto, com este estudo espera-se ter contribuído para um melhor entendimento da temática abordada, visto que são escassos os trabalhos sobre as receitas do Imposto Sobre Transmissão de Bens Imóveis (ITBI) na área das Ciências Econômicas.

Referências

- Andrade, N. A. (2002). *Contabilidade Pública na Gestão Municipal*. São Paulo: Atlas.
- Andrade, N. A. (2006). *Planejamento Governamental Para Municípios*. São Paulo: Atlas.
- Angrist, J.d & Krueger, A.b. (1998). *Empirical strategies in labor economics*. In *Working Paper, v. 401 Princeton: Princeton University*.
- Barreto, A. F. (2009). *Curso de Direito Tributário Municipal*. São Paulo: Saraiva.
- Brasil. Constituição (1988). “Constituição da República Federativa do Brasil”. URL [On line]: <http://presrepublica.jusbrasil.com.br/legislacao/91972/constituicao-da-republica-federativa-do-brasil-1988#art-156--inc-II>. Acesso em: 21 de novembro de 2013.
- Caixa Econômica Federal (2013). “Minha casa, Minha vida”. URL [On line]: <http://www.caixa.gov.br>. Acesso em 13 de agosto de 2013.
- Código Tributário Nacional. Constituição Federal. Legislação Tributária. Obra coletiva de autoria da Editora Revista dos Tribunais* (2011). São Paulo: Revista dos Tribunais.
- Conti, J. M. (1999). “O Imposto sobre a Transmissão de Bens Imóveis (ITBI): principais questões.” *Jus Navigandi*. 4 (36). URL [On line]: <http://jus.com.br/revista/texto/1401>. Acesso em 27 novembro 2012.
- Dias, M.a. (2009). “James Buchanan e a “Política” na Escolha Pública.” *Ponto-e-virgula*, 6: 201-217. [On line]: <http://www.pucsp.br/ponto-e-virgula/n6/artigos/pdf/pv6-16-marcoantonio.pdf>. Acesso em 14 de março de 2013.
- Esping-Andersen, G.(1991) “As Três Economias Políticas do *Welfare State*”. *Lua Nova*, 24. [On line]: http://www.scielo.br/scielo.php?pid=S0102-64451991000200006&script=sci_arttext. Acesso em 14 de março de 2013.
- Giambiagi, F. & Além, A.c. (2000). *Finanças Públicas – Teoria e Prática no Brasil*. Rio de Janeiro: Campus.
- Hoffman, R. (2006). *Estatística para Economistas*. São Paulo: Saraiva.
- IBGE - Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (2012). “Brasil”. URL [On line]: <http://www.ibge.gov.br>. Acesso em 25 de outubro de 2012.
- IPARDES - Instituto Paranaense de Desenvolvimento Econômico. (2013). “Paraná”. URL [On line] <http://www.ipardes.gov.br> . Acesso em 13 de março de 2013.
- Lino, P. (2001). *Comentários à Lei de Responsabilidade Fiscal*. São Paulo: Atlas.
- Nascimento, S. P. (2008). *Guerra fiscal: uma avaliação com base no PIB, nas receitas de ICMS e na geração de empregos, comparando os estados participantes e não participantes*. São Paulo: tese de doutorado, Universidade Estadual de São Paulo.
- Oliveira, J.j. De M. (2009). *Impostos Municipais: ISS, IPTU, ITBI*. São Paulo. Saraiva.
- Receita Federal (2012). “Secretaria do Tesouro Nacional”. URL [On line]: <http://www.receita.fazenda.gov.br>. Acesso em 23 de outubro de 2012.

- www.receita.fazenda.gov.br. Acesso em 23 de outubro de 2012.
- Riani, F. (1997). *Economia do Setor Público: Uma Abordagem Introdutória*. São Paulo: Atlas.
- SESA - Secretaria da Saúde (2013). “Paraná”. URL [On line] www.saude.pr.gov.br. Acesso em 13 de março de 2013.
- Santos, R. G.; Nascimento, S. P.; Felema, J. Análise das Receitas Oriundas do ISSQN no Paraná: Os Impactos da Lei de Responsabilidade Fiscal. *Revista Economia e Região*, vol. 1. n. 2, 2013. Acesso em 06 de janeiro de 2014.
- Santos, R. G.; Nascimento, S.p. A arrecadação do IPTU, no Estado do Paraná, no período de 1997 a 2011: um olhar sob os impactos da Lei de responsabilidade Fiscal. *Revista Economia e Desenvolvimento*, vol. 26, n. 1, 2014. Acesso em 23 de setembro de 2014.
- Wooldridge, J. (2001). *Econometric analysis of cross and panel data*. Cambridge: The MIT.

Influência Exercida pelos Instrumentos de Intervenção do Banco Central do Brasil sobre a Volatilidade Cambial

Adilson Giovanini¹

Roberto Meurer²

Resumo: O objetivo deste trabalho é verificar quais os instrumentos utilizados e os efeitos da intervenção do Banco Central sobre a taxa e a volatilidade do câmbio no período entre 14/12/2006 e 02/12/2014. Para isto são estimados dois modelos VAR, sem e com expectativas, para verificar se a volatilidade das expectativas dos agentes e as intervenções do BCB influenciam a volatilidade do câmbio. O modelo VAR com expectativas possui um poder de explicação maior que o modelo que não considera as expectativas. Os coeficientes estimados para o modelo VAR são significativos, evidenciando que os instrumentos utilizados pelo BCB influenciam a taxa de câmbio. Os resultados para o período 14/12/2006 - 28/05/2009 mostraram que o desvio do câmbio em relação às expectativas e o desvio dos juros em relação às expectativas explicaram o retorno do câmbio, o qual também é explicado pelas intervenções do BCB através de *swap* cambial e mercado a vista.

Palavras chaves: câmbio; expectativas; intervenções do BCB

JEL: C01, C13, E43

¹ UFSC.

² UFSC.

Abstract: *The objective of this work is to verify which are the instruments used and the effects of Central Bank intervention on the rate foreign exchange volatility in the period between 14/12/2006 and 12/02/2014. For this are estimated two VAR models, with and without expectations, to verify that the volatility of agents' expectations and the BCB interventions influence the exchange rate volatility. The VAR model with expectations has a power greater explanation that the model that does not consider the expectations. The coefficients estimated for the VAR model are significant, showing that the instruments used by BCB influence the exchange rate. The results for the period 14/12/2006 - 28/05/2009 showed that the exchange rate deviation from expectations and the diversion of interest relative to expectations explain the return of the exchange, which is also explained by the interventions of the BCB through a currency swap and the spot market.*

Keywords: *Exchange; expectations; operations of the BCB*

JEL: C01, C13, E43

Introdução

Após a adoção do regime de câmbio flutuante pelo Brasil, em 1999, o Banco Central do Brasil (BCB) continuou interferindo no mercado cambial através de diversos instrumentos, com o objetivo de diminuir a volatilidade da taxa de câmbio. Estas intervenções do BCB podem reduzir os efeitos desfavoráveis que a volatilidade cambial exerce sobre importadores, exportadores, investidores estrangeiros e consumidores. As intervenções possuem o objetivo de prover liquidez em momentos de necessidade ou acumular reservas, mas não influenciar no nível ou na tendência do câmbio (Bastos E Fontes, 2013).

Algumas justificativas para a intervenção do banco central no câmbio são encontradas em Obstfeld (1988) e Rogoff (1984), segundo os quais a volatilidade do câmbio, associada à instabilidade das expectativas pode levar os agentes econômicos a apresentarem uma perda significativa de bem-estar, que se torna ainda mais elevada na presença de aversão ao risco ou caso o país possua uma elevada dependência do mercado externo. A flutuação no câmbio leva a uma flutuação da capacidade de importação e exportação de bens, o que resulta em uma flutuação do nível de consumo.

Os principais instrumentos utilizados pelo BCB para intervir no câmbio no período 2007-2013 foram a taxa de juros, as intervenções no mercado a vista, a alíquota do IOF, o mercado a termo, as linhas de crédito e as intervenções via *swap* cambial.

Os únicos estudos que identificaram a influência que os instrumentos de intervenção utilizados pelo BCB possuem sobre o câmbio, discriminando os instrumentos segundo o tipo de intervenção, foram os estudos realizados por Oliveira e Plaga (2011) e por Meurer *et al.* (2010). Estes estudos não levaram

em consideração a influência que as expectativas de câmbio e de taxa juro dos agentes exercem sobre os instrumentos de intervenção do BCB. Este artigo busca suprir esta lacuna, tendo como objetivo analisar o modo como os instrumentos de intervenção utilizados pelo BCB influencia a taxa de câmbio nominal. Para isto a influência que cada instrumento de intervenção exerce sobre o câmbio é identificada através da estimação de um modelo VAR e a influência sobre a volatilidade é identificada através de um modelo BEKK.

Em um primeiro momento estimaram-se regressões para o modelo que não inclui as expectativas dos agentes. Os resultados encontrados para o *forecast encompassing test*, para o *CUSUM* e para o *CUSUMSQ* indicam que a crise do subprime provocou uma quebra estrutural na taxa de juros e na taxa de câmbio. Por isto, estimam-se dois modelos VAR, para 14/12/2006-01/04/2008 e 02/04/2008-02/12/2014. Posteriormente, são estimadas regressões, incluindo-se o desvio da taxa de juros e do câmbio em relação às expectativas dos agentes, os testes para a presença de quebra estrutural indicaram que a amostra deveria ser dividida em três subamostras, estimando-se três modelos VAR, um para o período que antecede a quebra estrutural, 14/12/2006 - 28/05/2009, outro para o período 29/05/2009 - 12/01/2012 e outro para o período 13/01/2012 - 30/08/2013. No primeiro período, o retorno do câmbio é explicado apenas pelo câmbio defasado e pelo desvio do câmbio e da taxa de juros em relação às expectativas dos agentes, no segundo período, as intervenções via *swap* passam a influenciar no retorno apresentado pelo câmbio e no terceiro período as intervenções no mercado a vista passam a influenciar no câmbio, enquanto que as intervenções via *swap* deixam ser significativas.

O artigo se encontra dividido conforme segue. A seção 1 apresenta os instrumentos utilizados pelo BCB para intervir no câmbio. A seção 2 apresenta as principais evidências encontradas na literatura econômica sobre a influência que o BCB exerce sobre o câmbio. A seção 3 apresenta a metodologia utilizada para identificar o modo como o BCB influencia na cotação do câmbio. A seção 4 mostra os resultados encontrados e na última seção são feitas as considerações finais.

1. Instrumentos Utilizados pelo BCB para Intervir no Câmbio

O BCB intervém no câmbio através da taxa de juros, IOF, mercado a vista, títulos públicos indexados ao dólar, *swap* cambial e *swap* reverso. O aumento da taxa de juros, dada a paridade de juros a descoberto, tem como objetivo atrair capitais estrangeiros e elevar o custo de carregamento da moeda estrangeira

pelos especuladores, suavizando a depreciação. Por outro lado, a diminuição da taxa de juros torna os ativos domésticos menos atrativos, resultando na saída de capital e na depreciação da moeda doméstica (Merlin, 2002).

A intervenção no mercado de câmbio também pode ser feita através da compra ou venda de dólares no mercado à vista. A limitação apresentada pelas intervenções à vista é que elas requerem que as reservas internacionais estejam em um nível adequado, o que limita a utilização deste instrumento. Na presença de choques sobre o câmbio, a incerteza quanto à capacidade e credibilidade do BCB pode fazer com que as reservas internacionais sejam consumidas rapidamente (Oliveira e Plaga, 2011).

A partir de março de 2002 o BCB começou a intervir no câmbio através da emissão de *swap* cambial. Nessa forma de intervenção o BCB assume a posição comprada do referido contrato, na ponta cambial, e as instituições assumem a posição vendida na ponta juros DI (Resolução 2.939, BCB). Se a desvalorização cambial for maior que o juro DI, o BCB paga a diferença às instituições, caso contrário, recebe. Por outro lado, no *swap* reverso, criado em 2005, o BCB assume a ponta DI e as instituições contratantes assumem a ponta cambial. Nesse tipo de contrato, se a desvalorização cambial for maior que o juro DI o BCB recebe a diferença das instituições e se a desvalorização cambial for menor que o juro DI o BCB efetua o pagamento (Viola et al, 2009).

Segundo Silva e Resende (2010) e Carvalho e Garcia (2006), o IOF era uma dos principais instrumentos utilizados pelo BCB para controlar o influxo de capitais na década de 1990. A partir de 14 de dezembro de 2007, Decreto nº 6.306, o governo voltou a utilizar a cobrança de IOF sobre o ingresso e a saída de capital estrangeiro como um instrumento adicional de intervenção cambial. A alíquota passou de 0% para 1,5% no dia 12 de março de 2008, Decreto nº 6.391, e para 6% em 04 de setembro de 2010, decreto 7412. Em 05 de junho de 2013, decreto 8023, a alíquota do IOF foi revista, sendo zerada.

2. Evidências Empíricas

Oliveira e Plaga (2011) utilizaram o modelo E-GARCH de Nelson e Cao (1992) para modelar a volatilidade condicional da taxa de câmbio a partir de uma base composta por dados diários da taxa de câmbio nominal e das intervenções realizadas pelo BCB, discriminada por tipo de intervenção realizada no período entre janeiro de 1999 e setembro de 2006. O único instrumento de intervenção que conseguiu diminuir a volatilidade condicional da taxa de câmbio nas crises cambiais foram os títulos cambiais. As intervenções no mercado à vista adicionaram volatilidade na crise cambial de 1999 e dimi-

nuíram a volatilidade na crise de 2002. Um resultado interessante é que a taxa de juros não conseguiu reduzir a volatilidade nos períodos de crise. Por outro lado, fora dos períodos de crise cambial, o BCB foi eficaz, influenciou a volatilidade condicional da taxa de câmbio através dos títulos cambiais e da taxa de juros.

Segundo Meurer *et al.* (2010) e Araújo e Goldfajn (2004), as intervenções realizadas de forma contínua afetaram mais o comportamento do câmbio do que as intervenções realizadas de forma isolada, causando ajustes mais precisos nas expectativas dos agentes do que as intervenções pontuais. Meurer *et al.* (2010) analisaram os instrumentos utilizados pelo BCB para intervir no câmbio no período 1999-2008. As intervenções no mercado à vista possuem efeito sobre o câmbio, principalmente nos dias seguintes às intervenções. As intervenções com títulos e *swaps* também influenciam o câmbio, porém com uma defasagem elevada. O modelo EGARCH indicou uma assimetria de choques na volatilidade, intervenções relacionadas a depreciações apresentam maior efeito na volatilidade que as intervenções vinculadas a apreciações (Meurer *et al.*, 2010).

Viola *et al.* (2009) analisaram o impacto que as ofertas de *swap* cambial e *swap* cambial reverso realizadas pelo BCB têm sobre a estrutura a termo do cupom cambial entre 02/01/2003 e 30/09/2008. Os resultados encontrados indicam que o *swap* cambial influencia na curva de cupom cambial (juro pago nos títulos indexados ao dólar, dado pela diferença entre a taxa de juros interna e a desvalorização da taxa de câmbio) e na volatilidade do dólar à vista na direção prevista.

Munhoz (2013) recorre a um modelo VAR para identificar se a cobrança de IOF influenciou no fluxo de capitais estrangeiros no período entre janeiro de 1995 e dezembro de 2011. Os resultados indicam que o IOF não representou uma barreira à movimentação de capitais. A taxação via IOF não foi suficiente para deter a trajetória de apreciação do real via entrada de capitais, os quais estão mais intimamente associados a movimentos da taxa de câmbio e do risco-país.

Sicsú (2002) utiliza análise gráfica para identificar qual a relação existente entre a taxa Selic e a taxa de câmbio no período 1999-2002. Os resultados encontrados indicam que o BCB utilizou a taxa de juros para diminuir a volatilidade cambial.

Em um regime de metas de inflação em que o banco central segue uma regra de Taylor, uma depreciação da moeda local levará a um aumento da taxa de juros. A consequência disto é que um regime de câmbio flutuante acentua a inter-relação existente entre a taxa de juros e a taxa de câmbio, aumentando a influência que as decisões de portfólio dos investidores globais exercem sobre esses preços-chave (Merlin, 2002). Conforme observado por Cerqueira (2011), a taxa de juros e a variância da taxa de câmbio real efetiva não são

independentes, a volatilidade cambial no Brasil pode estar associada à regra de política monetária adotada no país. As economias que possuem algum controle sobre os fluxos de capitais conseguem, pelo menos parcialmente, diminuir a influência que os ciclos cambiais exercem sobre as políticas monetária e cambial (Mohanty e Scatigna, 2005).

Gonçalves e Guimarães (2011) testa a hipótese de que em um país onde a probabilidade de calote é alta, aumentos da taxa de juro podem gerar depreciação da moeda local. Os resultados corroboram com esta hipótese, no período 2000/2003 elevações inesperadas dos juros do Brasil geraram em média depreciações da taxa nominal de câmbio.

Por fim, Toledo (2002) apresenta uma visão diferente sobre a influência que a taxa de juros possui sobre o câmbio, segundo o qual a taxa de juros influencia na percepção de risco dos investidores estrangeiros. Quando os juros aumentam, os investidores não são atraídos pela remuneração mais elevada que podem auferir ao investir no mercado brasileiro. O primeiro fator que eles levam em consideração na hora de realocar o seu portfólio não é o retorno que vão auferir, mas a estabilidade dos fundamentos macroeconômicos. O aumento dos juros, apesar de resultar em um retorno mais elevado resulta em uma maior fragilidade macroeconômica, aumentando a percepção de risco dos investidores.

3. Metodologia

3.1 Dados

A Tabela 1 apresenta as variáveis utilizadas e suas fontes. Os dados utilizados possuem frequência diária e foram obtidos para o período entre 14/12/2006 e 02/12/2014, para o qual o BCB disponibiliza dados sobre as intervenções à vista e via *swap*.

TABELA 1 - DESCRIÇÃO DAS VARIÁVEIS UTILIZADAS

Símbolo	Descrição	Fonte	Unidade
S_t	Taxa de câmbio	BCB-SGS*- Série 7381	R\$/US\$
i_t	Taxa de Juros	BCB-SGS- Série 11	Percentual ao ano
I_t^{Vist}	Intervenções à vista	BCB-SGS- Série 1789	Bilhões R\$
I_t^{Swap}	Intervenções via swap e swap reverso	BCB**	100 milhões R\$
I_t^{Titu}	Intervenções via títulos cambiais	BCB-SGS- Série 10604 e 10720	Milhões R\$
$S_{t,e}$	Expectativa de Câmbio do mercado um mês à frente	BCB-SGS	R\$/US\$
S_t^e	Desvio da taxa de câmbio em relação às expectativas dos agentes (R\$/US\$
IOF_1	Dummy para o período 12/03/2008 – 03/09/2010 (IOF = 0,5%)	Notas do BCB	Percentual
IOF_2	Dummy para o período 04/09/2010 – 05/07/2013 (IOF = 6%)	Notas do BCB	Percentual
i_t^e	Desvio da taxa de juros em relação às expectativas do mercado ()		Percentual
$i_{t,e}$	Expectativa de juros do mercado um mês à frente	BCB-SGS	Percentual

Fonte: Elaboração própria, *SGS - Sistema Gerenciador de Séries Temporais – BCB,**Departamento de Mercado Aberto

Os dados referentes à intervenção via mercado à vista são disponibilizados pelo BACEN na série Condicionantes da Base Monetária – Conta Operações com o Setor Externo, que além das intervenções diretas, inclui outras operações, como trânsito de recursos de organismos internacionais destinados à manutenção de suas representações no Brasil e projetos de saneamento básico.

O Desvio da taxa de juros em relação às expectativas do mercado, i_t^e , e o desvio da taxa de câmbio em relação às expectativas são definidos como:

$$i_t^e = i_{t,e} - i_t, \quad (1)$$

$$S_t^e = S_{t,e} - S_t, \quad (2)$$

em que, $i_{t,e}$ é a expectativa de juros do mercado um mês à frente, i_t é a taxa de juros atual, $S_{t,e}$ é a expectativa de câmbio do mercado um mês à frente e S_t é a taxa de câmbio atual.

A variável S_t^e possui duas características importantes, que merecem ser destacadas. 1) O sinal de S_t^e identifica o comportamento dos agentes. Nos períodos em que o sinal é positivo a expectativa de câmbio dos agentes, $S_{t,e}$ é superior ao câmbio observado, S_t , de modo que eles consideram que a taxa de câmbio se elevará. Por outro lado, quando o sinal de S_t^e é negativo, a expectativa de taxa de câmbio dos agentes, $S_{t,e}$, é inferior à taxa de câmbio observada, S_t , de modo que eles consideram que a taxa de câmbio vai se reduzir. 2) A magnitude do desvio das expectativas, S_t^e , identifica o quanto a expectativa dos agentes é inferior ou superior a taxa de câmbio observada. Esta é a grande vantagem desta variável, uma vez que ela, além de identificar se a expectativa dos agentes é de aumento ou diminuição na taxa de câmbio, também mensura a diferença entre as expectativas dos agentes e o valor observado no mercado¹. Estas características também são válidas para i_t^e .

3.2 Modelagem

O referencial usado para a realização deste estudo é o modelo empírico que analisa a mudança no câmbio, proposto por Oliveira e Plaga (2011):

$$\Delta S_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta S_{t-1} + \beta_2 \Delta i_t + \beta_3 I_t^{Vist} + \beta_4 I_t^{Swap} + \beta_5 I_t^{Titu} + \varepsilon_t \quad (3)$$

o modelo foi adaptado para o presente problema de pesquisa, podendo ser expresso através do seguinte modelo VAR:

1. Uma alternativa ao desvio das expectativas é a variação do desvio das expectativas, $i_t^c = (i_{t,e} - i_{t-1,e}) / (i_t - i_{t-1})$. Todavia, esta variável identifica apenas a velocidade de ajuste das expectativas dos agentes, perdendo informação sobre a magnitude do desvio das expectativas dos agentes em relação ao valor de mercado, informação considerada relevante neste estudo.

$$\Delta s_t = \alpha_0 + \sum_{k=1}^p \alpha_k \Delta s_{t-k} + \sum_{k=1}^p \beta_k I_{t-k} + \sum_{k=1}^p \gamma_k IOF_{1,t-k} + \sum_{k=1}^p \gamma_k IOF_{2,t-k} \gamma_k + \varepsilon_t \quad (4)$$

Como alternativa ao modelo da equação (2) considerou-se a influência que as expectativas dos agentes possuem sobre a volatilidade cambial. Para isto substituiu-se a taxa de câmbio e a taxa de juros pelo desvio em relação as expectativa dos agentes.

A influência exercida pelos instrumentos de intervenção do BCB sobre a volatilidade cambial é identificada através do modelo proposto por Baba, Engle, Kraft e Kroner (BEKK), do *Dynamic Conditional Correlation* (DCC) e do *Constant Conditional Correlation* (CCC). Estes modelos consideram que a volatilidade varia no tempo, permitindo identificar qual a influência que os instrumentos utilizados pelo BCB exerceram sobre a volatilidade do câmbio em cada período. O modelo BEKK(q,p,k) pode ser formalizado como segue:

$$\varepsilon = H_t^{\frac{1}{2}} v_t \quad (5)$$

$$H_t = AA' + \sum_{i=1}^q A_i \varepsilon_{t-i} \varepsilon_{t-i}' A_i' + \sum_{j=1}^p B_j H_{t-j} B_j' \quad (6)$$

Em que C, A e B são matrizes kxk de parâmetros e C é uma matriz triangular superior com p e q sendo as ordens das matrizes do modelo e k é o número de séries utilizado.

A limitação apresentada pelo modelo BEKK é que conforme o número de variáveis cresce o número de parâmetros cresce rapidamente. Além disto, A e B não possuem interpretação direta. Uma alternativa ao modelo BEKK é o modelo de correlação condicional constante (CCC) proposto por Bollerslev (1990), o qual é obtido a partir da decomposição de Cholesky ($H = L_t G L_t'$) da matriz de covariâncias:

$$H_t = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 H_{t-1} \quad (7)$$

sendo α_1 e β_1 matrizes não-negativas definidas, ε_{t-1}^2 pode ser reescrito como:

$$\varepsilon_t^2 = \alpha_0 + (\alpha_1 + \beta_1) \varepsilon_{t-1}^2 + n_t - \beta_1 n_t \quad (8)$$

que é um ARMA(1,1) bivariado com $n_t = \varepsilon_{t-1}^2 - H_t$. A grande limitação apresentada pelo CCC é que ele considera que a matriz de correlação entre os

ativos permanece constante ao longo do tempo. Tse e Tsui (2002), propõem o modelo de correlação condicional dinâmica (DCC), o qual contorna esta limitação: $H = D_t R_t D_t'$, em que D é uma matriz diagonal com GARCH univariados e R_t é uma matriz de correlação dos resíduos padronizados:

$$R_t = (1 - \theta_1 - \theta_2) R_t + \theta_1 \varphi_{t-1} + \theta_2 R_{t-1} \quad (9)$$

sendo θ_1 e θ_2 parâmetros não-negativos sujeitos à restrição $\theta_1 + \theta_2 < 1$ e φ uma matriz positiva definida:

$$\varphi_{ijt-1} = \frac{\sum_{m=1}^M u_{it-m} - u_{jt-m}}{\sqrt{(\sum_{m=1}^M u_{it-m}^2)(\sum_{m=1}^M u_{jt-m}^2)}} \quad (10)$$

em que $u_{it} = \varepsilon_{it} / h_{it}$.

Engle e Sheppard (2001) propuseram um modelo semelhante: $H = D_t R_t D_t'$ no qual D_t é definido como uma matriz diagonal com GARCH univariados, enquanto R_t é uma matriz de correlação dos resíduos padronizados com dinâmica:

$$Q_t = \left(1 - \sum_{l=1}^L a_l\right) - \left(\sum_{s=1}^S \beta_s \sum_{l=1}^L a_l\right) u_{t-1} u_{t-1}' + \sum_{s=1}^S \beta_s Q_{t-s} \quad (11)$$

em que Q é matriz de variância não condicional, na qual u , a_l e β_s são parâmetros não negativos que satisfazem a restrição $\sum_{l=1}^L a_l + \sum_{s=1}^S \beta_s < 1$ (Tse e Tsui, 2002).

A significância estatística dos modelos estimados é avaliada através do *forecast encompassing test*. Segundo Harvey et al. (1997), um conjunto de previsões incorpora (*encompasses*) um conjunto de previsões concorrente, se este último não contribui para uma redução estatisticamente significativa do erro quadrático médio de previsão quando combinado com o conjunto de previsões original.

$$e_{1t} = \alpha y_{2t} + \varepsilon_t \quad (12)$$

Em que e_{1t} e e_{2t} são os erros do modelo 1 e do modelo 2, respectivamente, e y_{1t} e y_{2t} são as previsões destes modelos. O *forecast encompassing test* testa a hipótese nula, $H_0: \alpha = 0$, de que o modelo 2 não possui informação

adicional em relação ao modelo 1 (Burckhardt, 2012).

Dada a crise de 2007 e 2008, realizam-se testes para identificar se ela provocou uma quebra estrutural nas variáveis analisadas. A existência de quebra estrutural pode levar a interpretações inadequadas em relação à significância dos parâmetros estimados (Gregory e Hansen, 1996). O primeiro teste realizado é a estimação recursiva dos parâmetros:

$$Y_t = \sum_{j=1}^k \beta_j j_{j,t} + \varepsilon_t, \quad t = 1, \dots, T \quad (13)$$

$$\varepsilon_t \approx^{iid} (N, \sigma^2) \quad (14)$$

A estimação recursiva permite identificar e acompanhar o comportamento dos parâmetros, mostrando-se útil na construção e avaliação de regressões. Se a estimativa dos parâmetros se estabiliza conforme o tamanho da amostra aumenta há evidências de que não há quebra estrutural no modelo estimado (Young, 2011).

O segundo teste realizado é a soma cumulativa dos resíduos padronizados - CUSUM, $W(k)$, proposto por Brown, Durbin e Evans (1975):

$$W(k) = \frac{1}{\hat{\sigma}} \sum_{i=h+1}^N \varepsilon_n(i) \text{ com } \sigma^2 = \frac{1}{N-h} \sum_{i=h+1}^N \varepsilon_n^2(i) = \frac{S(N)}{N-h}, \quad (15)$$

Em que, $\varepsilon_n(i)$ é obtido para cada ponto i e h é o número de parâmetros estimados. Se as somas cumulativas violarem os limites de probabilidade h , $\mp a(N-h)^{0.5}$ e $N \pm 3a(N-h)^{0.5}$, em que a é um coeficiente dado por Brown, Durbin e Evans (1975) para diferentes níveis de confiança, em qualquer ponto, há evidência de instabilidade nos parâmetros. O terceiro teste realizado é o teste do quadrado da soma cumulativa dos resíduos (CUSUMSQ)

$$S(k) = \frac{1}{S(N)} \sum_{i=h+1}^k \varepsilon_n^2(i), \quad (16)$$

o qual identifica se a variância do termo de erro está mudando ao longo do tempo. A limitação apresentada pelo teste CUSUM e pelo teste CUSUMSQ é que eles são sensíveis a qualquer tipo de mudança no modelo (Young, 2011).

Os testes de Dickey-Fuller aumentado (ADF) e KPSS foram utilizados para verificar a estacionariedade das séries. Caso as séries não sejam estacionárias, a literatura recomenda a diferenciação das mesmas, $d_t = X_t - X_{t-1}$. A diferenciação permite que as séries se tornem estacionárias, porém leva à perda de informação relevante, pois o nível da variável é importante. A metodologia desenvolvida por Toda e Yamamoto (1995) representa uma alternativa ao modelo VAR tradicional e permite contornar esta limitação que a diferenciação da taxa de juro impõe nos resultados obtidos. Toda e Yamamoto (1995) propuseram a estimação de um modelo com uma defasagem adicional e mostraram que os parâmetros estimados possuem distribuição normal, independente de as variáveis serem estacionárias, integradas ou cointegradas.

A seção 5 a seguir apresenta os resultados das estimações. Três modelos VAR alternativos foram estimados. O primeiro é o modelo VAR, proposto na equação (1), que considera que o câmbio é explicado pelo câmbio defasado e pelos instrumentos utilizados pelo BCB. O segundo utiliza as mesmas variáveis, mas adota a metodologia proposta por Toda e Yamamoto (1995). Por fim, estima-se um terceiro modelo VAR o qual considera que o câmbio é explicado pelo câmbio defasado, pelo desvio do câmbio em relação às expectativas dos agentes e pelo desvio da taxa de juros em relação às expectativas dos agentes. Além dos modelos VAR, se recorre ao modelo BEKK para estimar a volatilidade condicional do câmbio.

4. Resultados

A Tabela 2 apresenta as estatísticas descritivas relativas às variáveis utilizadas². Durante o período analisado, o câmbio flutuou entre R\$/US\$ 1,53 e R\$/US\$ 2,86, sendo que a sua cotação média foi de 1,97 R\$/US\$. A menor taxa de juros Selic observada foi de 7,11% e a maior foi de 13,67%, sendo que a taxa média de juros foi de 10,44%. O teste ADF indica que todas as variáveis são estacionárias em nível. O KPSS indica que todas as variáveis analisadas, inclusive a taxa de juros e o câmbio são estacionárias. O teste para a presença de quebra estrutural indica que não ocorreu quebra estrutural nos parâmetros, todavia o teste CUSUMSQ indica que a variância do termo de erro muda ao longo do tempo³.

² Todos os resultados apresentados nesta seção foram gerados no software MatLab, as únicas exceções são os testes dos parâmetros recursivos, CUSUM e CUSUMSQ, que foram gerados no Eviews.

³ Para mais detalhes ver as seções 5.1 e 5.2

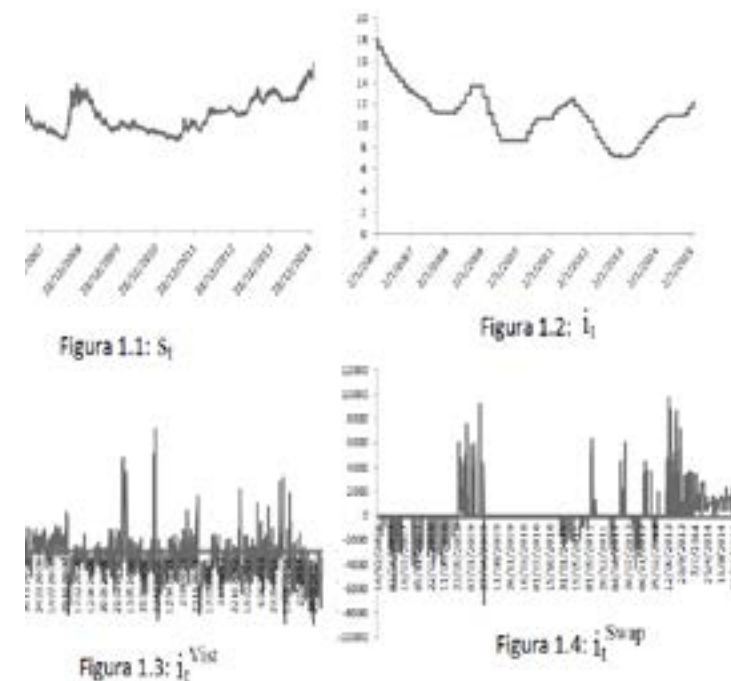
TABELA 2 - ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS DAS VARIÁVEIS - 14/12/2006 E 02/12/2014

Variável	Min	Max	Média	Desvio padrão	Curto-se	Assimetria	ADF	KPSS	Quebra estrutural
S_t	1,53	2,86	1,97	0,27	2,48	0,54	-27,05**	24,97**	Não
i_t	7,11	13,67	10,44	1,76	2,21	-0,25	-25,35**	3,88**	Não
I_t^{Vist}	-39,05	63,40	-5,47	11,39	7,78	1,05	9,82**	0,75**	Não
I_t^{Swap}	0	9,76E+3	414,13	1,10E+03	20,96	3,81	-13,41**	5,53**	Não
I_t^{Swap*}	-7,3E+03	0	-79,09	460,03	82,20	-8,12	-21,81**	0,31**	Não
$S_{t,e}$	1,25	2,70	1,96	0,27	2,27	0,48	-2,19*	11,64*	Não
t,e	7,30	14,30	10,58	1,78	2,27	-0,21	-1,12*	27,56*	Não
i_{t-1}^e	-1,41	0,86	0,08	0,42	3,15	-0,47	-2,78**	4,80**	Não
S_{t-1}^e	-0,54	0,19	-0,01	0,05	19,82	-2,34	-10,97**	0,65**	Não

Fonte: Elaboração própria, * após diferenciar, ** sem diferenciar.

Na Figura 1 encontram-se consolidados os dados referentes à evolução diária da taxa de câmbio, da taxa de juros, intervenções no mercado a vista e *swap* cambial. O câmbio apresentou uma tendência de valorização no período 2006-2008, atingindo o piso de 1,56 R\$/US\$ em 01/08/2008. A maior aversão ao risco, apresentada pelos investidores estrangeiros em decorrência da crise financeira internacional provocou uma depreciação do câmbio, que atingiu o pico de 2,50 R\$/US\$ em 05/12/2008. A partir de então, a taxa de câmbio volta a apresentar uma tendência de apreciação, a qual só é revertida em 09/11/2009, 1,70 R\$/US\$. Desta data até 25/05/2010 o câmbio se apreciou, chegando a 1,88 R\$/US\$ e reverteu, alcançando o piso de 1,55 R\$/US\$ em 01/08/2011. A moeda brasileira apresentou tendência de depreciação a partir de então, alcançando o pico de 2,86 em 02/02/2015.

FIGURA 1 - EVOLUÇÃO DIÁRIA DO CÂMBIO, JUROS E INTERVENÇÕES CAMBIAIS.



Fonte: Elaboração própria.

Durante o período analisado a taxa de juros apresentou três movimentos de queda e três movimentos de alta, em 2008, em 2011 e em 2013. O aumento da taxa de juros, em 2008, evidencia que o BCB recorreu a este instrumento para intervir no câmbio, buscando diminuir os efeitos da crise sobre o câmbio.

Durante o período analisado, a maior parte das intervenções realizadas pelo BCB no mercado a vista buscaram diminuir a oferta de dólar no mercado doméstico. O BCB teve que intervir aumentando a oferta de dólar no mercado para fazer frente ao aumento na demanda apenas em três períodos específicos: durante a crise financeira internacional (09/10/2008 a 30/01/2009), quando houve uma forte depreciação do Real frente ao Dólar, no período 05/06/2013-11/06/2013 e no período 24/06/2013-28/06/2013. Estas intervenções ocorreram devido à sinalização do Federal Reserve dos EUA de que passaria a adotar uma política de contração monetária.

As intervenções via *swap* apresentam dois *clusters*, os quais indicam que o BCB recorreu a este instrumento para diminuir a volatilidade cambial e abrandar as expectativas do mercado, principalmente no período 2008/2009.

4.1 Modelo sem expectativas

Os resultados consolidados na Tabela 3 indicam que apenas ΔS_{t-1} , I_{t-1}^{Swap} e $IOF2_{t-1}$ explicam o retorno do câmbio. O resultado encontrado para o teste de Breusch-Pagan (0,17) evidencia que o modelo estimado não é autocorrelacionado e o valor encontrado para o coeficiente de determinação, 0,006, indica que o modelo estimado possui um baixo poder de explicação.

TABELA 3 - RESULTADOS DO MODELO VAR PARA O CÂMBIO, SEM EXPECTATIVAS E SEM A APLICAÇÃO DA METODOLOGIA PROPOSTA POR TODA E YAMAMOTO, PERÍODO 14/12/2006-30/08/2013.

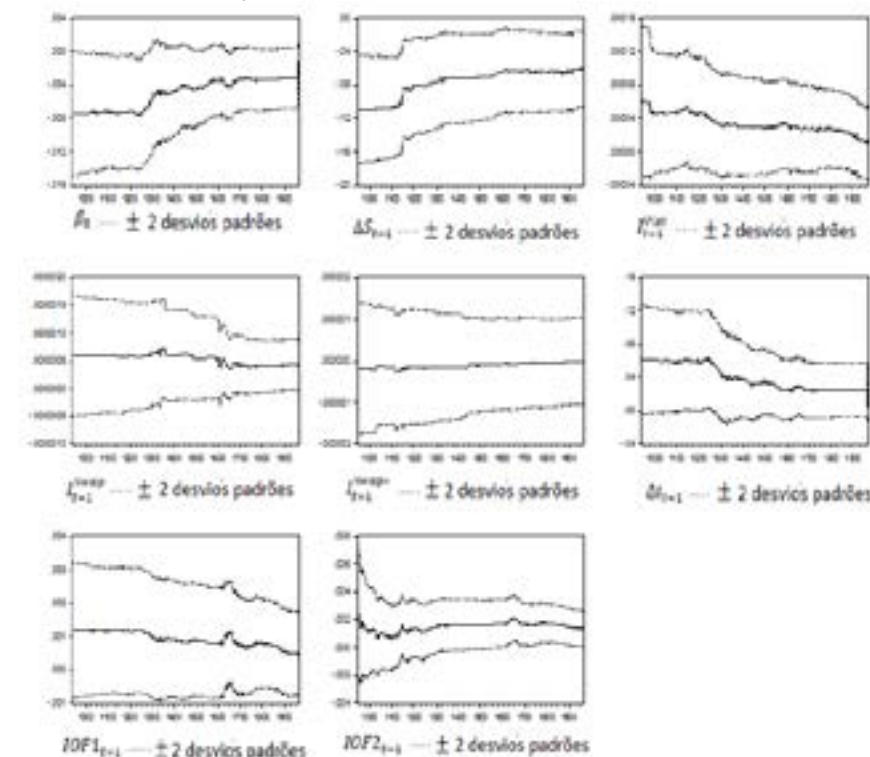
Variável\Data	Parâmetros	Desvio Padrão
β_0	-0.0011	0.0011
ΔS_{t-1}	-0.0590**	0.0226
I_{t-1}^{Visit}	1.270E-05	2.140E-05
I_{t-1}^{Swap}	4.150E-07*	2.270E-07
I_{t-1}^{Swap*}	-3.940E-08	5.200E-07
Δi_{t-1}	0.0055	0.0092
$IOF1_{t-1}$	0.0004*	0.0006
$IOF2_{t-1}$	0.0011	0.0006
R^2	0,006	
Breusch-Pagan	0,17#	

Fonte: Elaboração própria,*significativo com um nível de confiança de 90%, **significativo com um nível de confiança de 95%, #Não rejeita a hipótese de ausência de autocorrelação.

A presença de quebra estrutural é identificada através da estimação recursiva dos parâmetros, cujos resultados se encontram consolidados na Figura 2. Os

resultados apresentados nesta figura mostram que não ocorreu uma quebra estrutural no câmbio e na taxa de juros no segundo trimestre de 2008, os valores estimados estão dentro do intervalo de confiança.

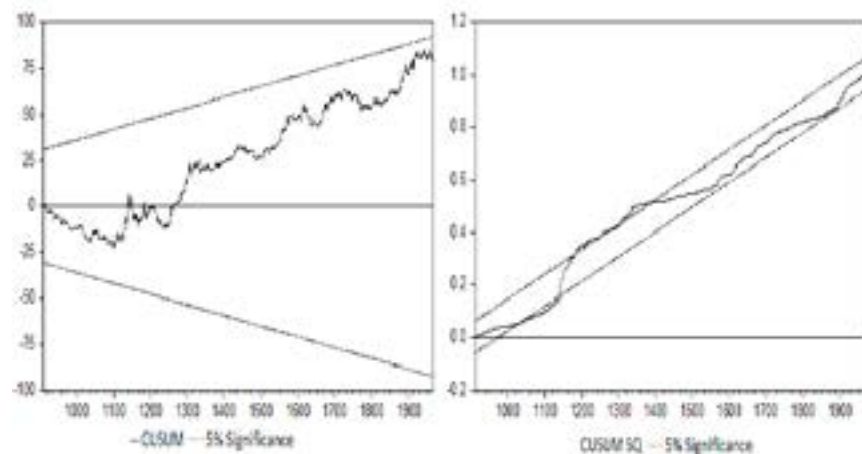
FIGURA 2 - ESTIMAÇÃO RECURSIVA DOS PARÂMETROS, CUSUM E CUSUMSQ



Fonte: Elaboração própria

Na Figura 3 encontra-se o valor obtido para os parâmetros recursivos, para o teste CUSUM e para o teste CUSUMSQ. O teste CUSUM mostra que não ocorreu nenhuma quebra estrutural nas variáveis que compõem o modelo. O CUSUMSQ mostra que a variância do resíduo aumentou sensivelmente.

FIGURA 3 - RESULTADOS ENCONTRADOS PARA O CUSUM E PARA O CUSUMSQ



Fonte: Elaboração própria

Na Tabela 4 se encontram consolidados os resultados obtidos para o modelo VAR original, sem a aplicação da metodologia proposta por Toda e Yamamoto e para o modelo VAR com uma defasagem a mais, conforme sugerido por Toda e Yamamoto (1995). O teste de Breusch-Pagan não rejeita a hipótese de que os resíduos dos modelos estimados não são autocorrelacionados. Como o Teste CUSUMSQ, Figura 2, indica que a variância do resíduo aumentou sensivelmente entre 2008 e 2010, o modelo foi dividido em dois períodos, 14/12/2006- 01/04/2008 e 02/04/2008- 02/12/2014.

TABELA 4 - RESULTADOS ENCONTRADOS PARA OS MODELOS VAR SEM EXPECTATIVAS.

Período	Modelo Original				Regressão com uma defasagem a mais, metodologia de Toda e Yamamoto (1995)			
	14/12/2006-01/04/2008		02/04/2008-02/12/2014		14/12/2006-01/04/2008		02/04/2008-02/12/2014	
Variável \ Data	Parâmetros	Desvio padrão	Parâmetros	Desvio padrão	Parâmetros	Desvio padrão	Parâmetros	Desvio padrão
β_0	-0.0008	0.0064	-0.0010**	0.0012	-0.0008	0.0063	-0.0026	0.0017
ΔS_{t-1}	-0.0755	0.057	-0.0579	0.0245	-0.0759	0.0572	-0.055543*	0.0245
ΔS_{t-2}	-	-	-	-0.0262	0.0573	0.0573	0.0245	0.024
I_{t-1}^{Vist}	-0.0001	0.0001	6.72E-06	2.30E-05	-0.0002	0.0002	-8.63E-06	4.46E-05
I_{t-2}^{Vist}	-	-	-	-	6.5283	0.0001	4.46E-05	4.45E-05
I_{t-1}^{Swap}	0	0	4.0133e-07*	2.55E-07	-4.00E-07	6.37E-07	2.82E-07	2.81E-07
I_{t-2}^{Swap}	-	-	-	-	7.79E-08	6.65E-07	2.86E-07	2.85E-07
I_{t-1}^{Swap*}	-	-	0	7.14E-07	-	-	7.15E-07	7.12E-07
I_{t-2}^{Swap*}	-	-	-	-	-	-	7.15E-07	7.15E-07
Δi_{t-1}	-0.0039	0.058	0.0057	0.0095	-	-	-	-
i_{t-1}	-	-	-	-	0.0003	0.0008	0.0007	0.0015
i_{t-2}	-	-	-	-	-0.0004	0.0006	-0.0005	0.0015
IOF_{t-1}	-	-	-	-	-	-	0.0143	0.0143
IOF_{t-2}	-	-	-	-	-	-	0.0143	0.0143
IOF_{t-1}^2	-	-	0.0011	0.0011	-	-	0.0106*	0.0107
IOF_{t-2}^2	-	-	-	-	-	-	0.0106*	0.0106
R ²	0,15	-	0,22	-	0,32	-	0,31	-
Breusch-Pagan	14#	-	228,14	-	14,88#	-	69,98	-

Fonte: Elaboração própria, *Significativa a 90%, #Não rejeita a hipótese de ausência de autocorrelação.

O resultado encontrado para o modelo VAR estimado segundo a metodologia proposta por Toda e Yamamoto (1995), Tabela 4, indica que no período 14/12/2006-01/04/2008 nenhum dos coeficientes estimados é significativo e no período 02/04/2008-02/12/2014 o coeficiente estimado para I_{t-1}^{Swap} é significativo.

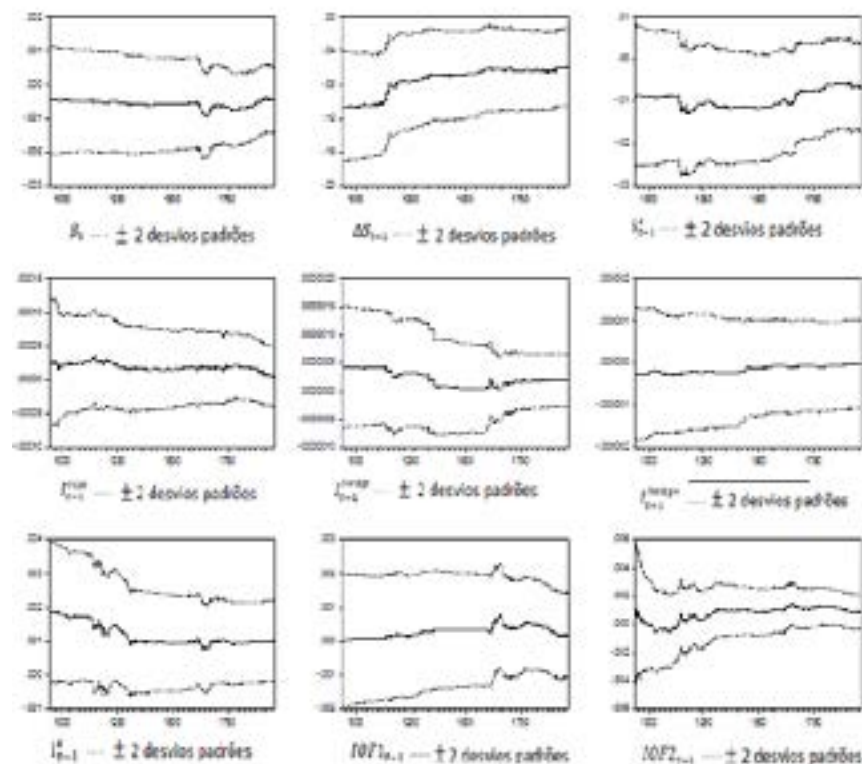
O teste *Encompassing* indica que, para o período 14/12/2006-01/04/2008, o modelo VAR estimado com a metodologia proposta por Toda e Yamamoto (1995) possui melhor ajuste, $\alpha = -2,74e-09$ do que o modelo VAR tradicional

com a taxa de juros diferenciada. No período 02/04/2008-02/12/2014, o teste *Encompassing* indica que o modelo estimado com a metodologia proposta por Toda e Yamamoto (1995) possui um ajuste pior que o modelo VAR tradicional, estimado com a taxa de juros diferenciada, $\alpha = -4,84e-0,04$.

4.2 Resultados encontrados para o modelo com expectativas

A Figura 4 apresenta o valor do teste de quebra estrutural, para a estimação recursiva dos parâmetros, o qual indica que não houve quebra estrutural.

FIGURA 4 - RESULTADOS ENCONTRADOS PARA A ESTIMAÇÃO RECURSIVA DOS PARÂMETROS – COM EXPECTATIVAS

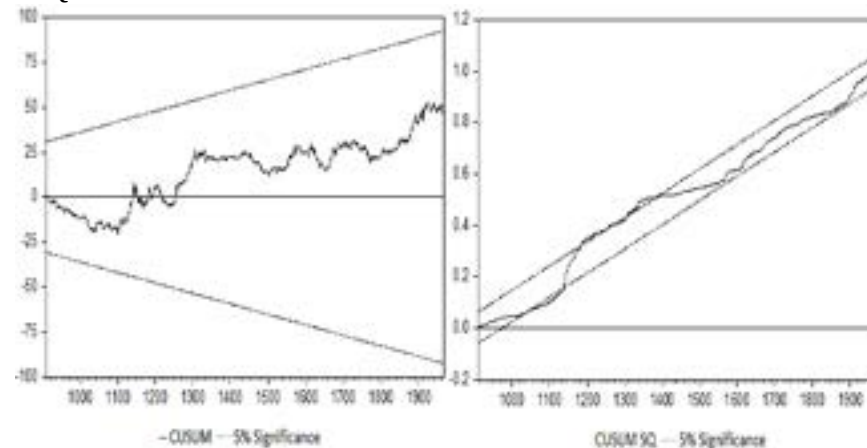


Fonte: Elaboração própria.

A Figura 5 mostra os resultados obtidos para o teste *CUSUM* e *CUSUMSQ*. O teste *CUSUM* indica que não ocorreu quebra estrutural nos parâmetros e

o *CUSUMSQ* indica que ocorreu uma quebra estrutural durante o período analisado. Como o *CUSUMSQ* indica que a variância do resíduo aumentou sensivelmente, foram estimados três modelos VAR para os seguintes períodos: 14/12/2006 - 28/05/2009, 29/05/2009 - 12/01/2012 e 13/01/2012 - 02/12/2014.

FIGURA 5 - RESULTADOS ENCONTRADOS PARA O CUSUM E PARA O CUSUMSQ – COM EXPECTATIVAS



Fonte: Elaboração própria.

A Tabela 5 apresenta os valores estimados para o modelo VAR. No período 14/12/2006 - 02/12/2014, apenas ΔS_{t-1} , S_{t-1}^e e i_{t-1}^e são significativos para um nível de confiança de 95%.

TABELA 5 - RESULTADOS DOS MODELOS VAR COM EXPECTATIVAS COM O RETORNO DO CÂMBIO COMO VARIÁVEL DEPENDENTE, PERÍODO 14/12/2006-02/12/2014.

Varí- ável \ Data	14/12/2006 - 02/12/2014	14/12/2006 - 28/05/2009	29/05/2009 - 12/01/2012	13/01/2012 - 02/12/2014				
Discri- minação	Parâme- tros	Desvio padrão	Parâme- tros	Desvio padrão	Parâme- tros	Desvio padrão	Parâme- tros	Desvio padrão
β_0	-0.0001	0.0003	-0.0003	0.0007	2.752E- 05	0.0005	-0.0003	0,001
ΔS_{t-1}	-0.0600	0.0225	-0.1363 87**	0.0406	0.067*	0.0389	0.0107	0.0372
S_{t-1}^e	-0.0100	0.0051	-0.0106	0.0104	0.0006	0,009	0.0049	0.0072
I_{t-1}^{Vist}	-7.239E- 06	2.168E- 05	-6.227E- 05	8.845E- 05	2.796E- 05	2.517E- 05	-3.260E- 05	2.573E- 05
I_{t-1}^{Swap}	1.951E- 07	2.232E- 07	9.224E- 07	6.233E- 07	1.609E- 06	1.030E- 06	4.549E- 08	2.289E- 07
I_{t-1}^{Swap*}	-3.685E- 08	5.180E- 07	-1.409E- 08	9.055E- 07	-5.959E- 07	1.280E- 06	5.975E- 08	7.465E- 07
i_{t-1}^e	0.001*	0.0006	0.003*	0.0015	0.0001	0,0011	-0.0002	0.0010
$IOF_{1,t-1}$	-0.0002	0.0005	-	-	-0.0004	0,0015	-	-
$IOF_{2,t-1}$			-	-	-	-	0,0012	0.0007
R^2	0,84	-	2.68E-01	-	0,03	-	4.28E- 01	-
Breus- ch-Pa- gan	0,10#	-	2,38#	-	1,24#	-	1,33#	-

Fonte: Elaboração própria, *Significativa a 95%, *Não rejeita a hipótese de ausência de autocorrelação.

Os valores encontrados para o teste de estacionariedade de Dickey-Fuller para i_t^e e s_t^e , -11.38 e -3.89, respectivamente, indicam que as séries são estacionárias, não sendo necessário diferenciá-las.

Os resultados obtidos para o modelo VAR, Tabela 5, indicam que no período 14/12/2006 - 28/05/2009 apenas S_{t-1} e i_{t-1}^e explicam o retorno do câmbio. No período 29/05/2009 - 12/01/2012 o coeficiente estimado para S_{t-1} é significativo para um nível de confiança de 99% e no período 13/01/2012 - 02/12/2014 apenas S_{t-1} e I_{t-1}^{Vist} são significativos.

Para o primeiro e o segundo períodos os resultados indicam que a variação de um real em ΔS_{t-1} resulta em um retorno do câmbio de R\$/US\$ -0,14 e R\$/US\$ -0,067, respectivamente. Um desvio em 1% de i_{t-1}^e leva a uma variação de -0,004 unidades monetárias no retorno do câmbio.

Os resultados encontrados para o modelo com expectativas evidenciam que a intervenção do BCB no câmbio através da taxa de juros, i_{t-1}^e , no período 14/12/2006 - 28/05/2009 influenciou no retorno do câmbio. Este resultado vai em sentido oposto aos resultados encontrados por Oliveira e Plaga (2011), segundo o qual na crise de 1999 o BCB não conseguiu influenciar a volatilidade cambial através da taxa de juros. A explicação para isto é que a economia brasileira se encontrava em expansão, apresentando taxa média de crescimento do PIB, 4,5% no período 2004-2008. As elevadas taxas de crescimento da economia brasileira contribuíram para que, com o advento da crise, as incertezas dos investidores estrangeiros em relação à economia brasileira não aumentassem (S_{t-1}^e é significativo, indicando um aumento da incerteza dos investidores). Os investidores internacionais continuaram respondendo às mudanças na taxa de juros. Uma evidência favorável a este argumento é a forte apreciação do câmbio observada em 2009.

Conforme indicado por Meurer *et al.* (2007) e Viola (2009), os resultados encontrados indicam que I_{t-1}^{Swap} influenciou no retorno apresentado pelo câmbio tanto no modelo estimado através da metodologia proposta por Toda e Yamamoto (1995), período 02/04/2008-02/12/2014, quanto no modelo que leva em consideração as expectativas dos agentes, período 14/12/2006 - 30/11/2014.

Os resultados encontrados para o IOF são contraditórios. O modelo estimado através da metodologia proposta por Toda e Yamamoto (1995) indica que este instrumento influenciou no retorno do câmbio e o modelo que leva em consideração as expectativas dos agentes indica que o $IOF_{2,t-1}$ influenciou no comportamento do câmbio, no período 13/01/2012 - 30/08/2013. Estes resultados contradizem a afirmação de Munhoz (2013), segundo o qual o IOF não foi capaz de influenciar na trajetória do câmbio.

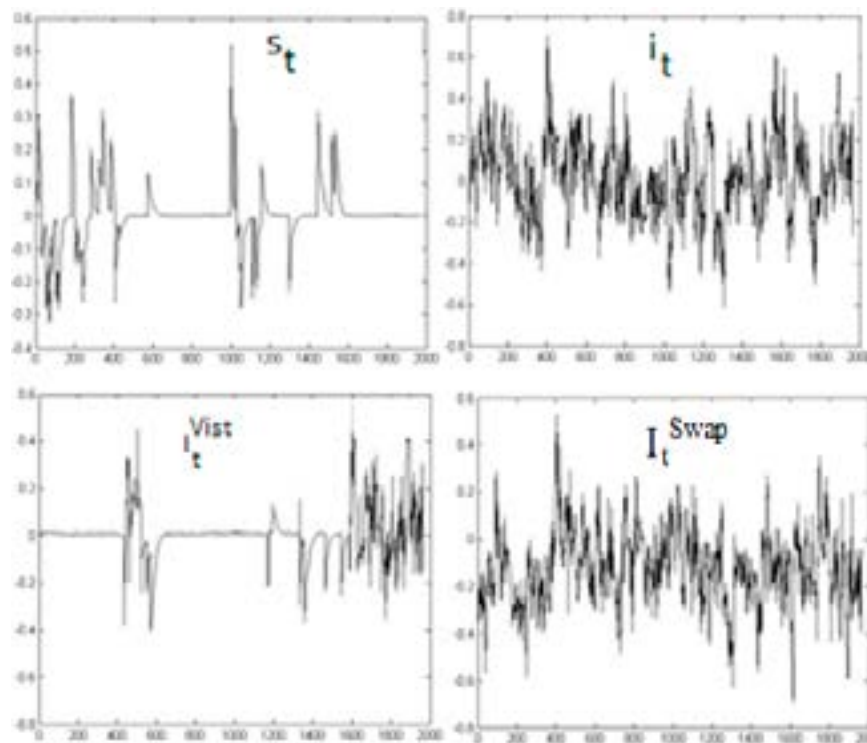
Segundo Oliveira e Plaga (2011) e Meurer *et al.* (2007), o BCB consegue influenciar o comportamento do câmbio através de I_{t-1}^{Vist} . Os resultados encontrados para o modelo com expectativas não confirmam estas afirmações, no período 13/01/2012 - 30/08/2013 as intervenções do BCB via I_{t-1}^{Vist} influenciaram na trajetória do câmbio.

Como o modelo que possui o câmbio e a taxa de juros esperados como argumentos possui melhor ajuste, estimam-se as volatilidades condicionais com base no resíduo gerado por este modelo. O teste *encompassing* foi utilizado para identificar qual o modelo (DCC, CCC ou BEKK) que possui melhor poder de explicação sobre a volatilidade do câmbio. O valor encontrado para o teste t , para os erros dos modelos DCC e CCC estimados em função da volatilidade

apresentada pelo modelo BEKK foram: -4,5508 e -4,0013 para o período 14/12/2006 - 28/05/2009; -5,4093, e -5,9018 para o período 29/05/2009 - 12/01/2012 e -6,2517 e -6,6396 para o período 13/01/2012 - 02/12/2014, indicando que o BEKK é o modelo que melhor explica a volatilidade.

Na Figura 8 se encontra consolidado o resultado encontrado para a volatilidade condicional, obtidos através do modelo BEKK, para os períodos 14/12/2006 - 02/12/2014. As correlações estimadas para i_t e I_t^{Swap} variam bastante ao longo do tempo. Por outro lado, a volatilidade estimada para S_{t-1}^c no período 14/12/2006 - 28/05/2008, 29/05/2008 - 12/01/2012 e 13/01/2012 - 02/12/2014 apresenta uma variação considerável apenas em períodos específicos, evidenciando a formação de agrupamentos. Por fim, a volatilidade condicional estimada para I_{t-1}^{Vist} no período 29/05/2008 - 02/12/2014 evidencia a formação de um agrupamento específico durante a crise do subprime, em 2008, a partir de 2011 a volatilidade condicional apresenta uma variação considerável.

FIGURA 9 - CORRELAÇÃO CONDICIONAL, PERÍODO 13/01/2012 - 02/12/2014



Fonte: Elaboração Própria

Os resultados encontrados evidenciam a impossibilidade de se extrair conclusões reducionistas sobre o modo como os instrumentos utilizados pelo BCB influenciam no câmbio. Isto é explicado porque, em primeiro lugar, o BCB não utilizou os instrumentos de modo sistemático, recorreu a eles de forma discricionária, utilizando o instrumento que julgava mais adequado a cada contexto econômico. Em segundo lugar, a influência exercida por cada um dos instrumentos utilizados sobre a trajetória do câmbio variou, mostrando-se sensível ao contexto econômico. Estes fatores foram captados pelos resultados encontrados, uma vez que a significância, em termos estatísticos, dos instrumentos utilizados variou consideravelmente de um período para outro.

Considerações Finais

Os resultados encontrados para o teste de quebra estrutural não descartam a possibilidade de ter ocorrido quebra estrutural no segundo trimestre de 2008. Os coeficientes recursivos estimados para o modelo que tem o câmbio defasado e a taxa de juros como variáveis explicativas mostram evidências de que ocorreu uma quebra estrutural nos parâmetros para estas duas variáveis, enquanto que o teste *CUSUMSQ* mostra a presença de quebra estrutural em ambos os modelos estimados.

Os resultados encontrados para o modelo *VAR* estimado com base nas variáveis que levam as expectativas dos agentes em consideração mostram que em todos os períodos o retorno defasado do câmbio influenciou no câmbio. Os instrumentos utilizados pelo BCB para influenciar no câmbio variaram bastante ao longo do período analisado. No período no qual ocorreu a crise do subprime, 14/12/2006 - 28/05/2009, o desvio do câmbio em relação às expectativas e o desvio da taxa de juros em relação às expectativas dos agentes influenciaram o câmbio. No período posterior a crise, 29/05/2009 - 12/01/2012, as intervenções via taxa de juros deixam de influenciar o câmbio e as intervenções via *swap* cambial passam a influenciar. Por fim, no último período analisado, 13/01/2012 - 02/12/2014, apenas as intervenções via mercado a vista influenciaram o câmbio.

Um aumento da volatilidade do câmbio significa aumento da incerteza dos agentes sobre o comportamento futuro do câmbio. O BCB utiliza as intervenções via *swap* cambial e mercado a vista, buscando fornecer proteção para os agentes contra a volatilidade do câmbio, com o objetivo de evitar que o aumento das incertezas resulte no aumento da volatilidade cambial.

Os resultados encontrados estão indicando que as intervenções via *swap* reverso, no período 14/12/2006 - 28/05/2008 e 13/01/2012 - 02/12/2014 e via

mercado à vista, no período 29/05/2008 – 12/01/2012 influenciam na volatilidade do câmbio. Estes resultados vão de encontro aos resultados encontrados por Meurer *et al.* (2007), Viola (2009) e Oliveira e Plaga (2011), segundo os quais as intervenções no mercado a vista e via *swap* cambial influenciam no retorno do câmbio e o IOF não influenciou no comportamento do câmbio. A intervenção via taxa de juros não foi significativa, contrariando os resultados de Meurer *et al.* (2007) e Oliveira e Plaga (2011), porém o desvio da taxa de juros em relação às expectativas explicou o comportamento do câmbio.

Uma possibilidade de expansão deste trabalho é analisar mais detalhadamente o comportamento das expectativas dos agentes e do efeito das intervenções da autoridade monetária sobre as expectativas da taxa de câmbio e sua volatilidade.

Referências

- Araújo, J. D., & Goldfajn, I. (2004). Suavizando movimentos da taxa de câmbio ou adicionando volatilidade? Um estudo empírico sobre intervenções do Banco Central no mercado de câmbio. *Master's thesis, Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro.*[Links].
- Bastos, E. K. X. & Fontes, P. V. S. Mercado de câmbio brasileiro e intervenções do banco central. *Nota Técnica: Banco Central do Brasil*. URL [On line]: www.bcb.gov.br/pt-br/Paginas/bc-anuncia-programa-de-leiloes-de-cambio-22-8-2013.aspx, acesso em: 22 abril 2014.
- Brown, R. L., Durbin, J., & Evans, J. M. (1975). Techniques for testing the constancy of regression relationships over time. *Journal of the Royal Statistical Society. Series B (Methodological)*, 149-192.
- Bollerslev, T. (1990). Modelling the coherence in short-run nominal exchange rates: a multivariate generalized ARCH model. *The Review of Economics and Statistics*, 498-505.
- Burckhardt, N. (2012). Essays on the Correlation of Foreign Exchange Rates (*Doctoral dissertation, University of St. Gallen*).
- Carvalho, B. S. D. M., & Garcia, M. G. (2008). Ineffective controls on capital inflows under sophisticated financial markets: Brazil in the nineties. In *Financial Markets Volatility and Performance in Emerging Markets* (pp. 29-96). *University of Chicago Press*.
- dos Santos Cerqueira, V. (2011). Volatilidade da taxa de câmbio real e taxa de juros no Brasil: Evidências de um modelo VAR-GARCH-M para o período 1999-2010 (No. 1586). *Texto para Discussão, Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA)*.
- Engle, R. F., & Sheppard, K. (2001). Theoretical and empirical properties of dynamic conditional correlation multivariate GARCH (No. w8554). *National Bureau of Economic Research*.
- GIOVANINI, A.; MEURER, R. A Influência Exercida pelos Instrumentos de Intervenção do Banco Central do Brasil....
- Gregory, A. W., & Hansen, B. E. (1996). Residual-based tests for cointegration in models with regime shifts. *Journal of econometrics*, 70(1), 99-126.
- Gonçalves, C. E., & Guimarães, B. (2011). Monetary policy, default risk and the exchange rate. *Revista Brasileira de Economia*, 65(1), 33-45.
- Harvey, D., Leybourne, S., & Newbold, P. (1997). Testing the equality of prediction mean squared errors. *International Journal of forecasting*, 13(2), 281-291.
- Merlin, C. E. (2002). Uma avaliação da taxa de câmbio real de equilíbrio para o Brasil: 1984-2000.
- Meurer, R., Moura, G. V., & Nunes, M. S. (2007). O vencimento da dívida pública cambial influencia a taxa de câmbio? Um estudo econométrico para o Brasil no período 2003-2004. *Economia Aplicada*, 11(1), 55-72.
- Meurer, R., Teixeira, F. W., & Tomazzia, E. C. (2010). Efeitos das Intervenções Cambiais a vista na Taxa de Câmbio R \$/US \$ de 1999 a 2008: Um Estudo de Evento. *Revista Brasileira de Finanças*, 8(2), 229-254.
- Mohanty, M., & Scatigna, M. (2005). Has globalisation reduced monetary policy independence?. *BIS papers*, 23, 17-58.
- Munhoz, V. D. C. V. (2013). Vulnerabilidade externa e controle de capitais no Brasil: uma análise das inter-relações entre câmbio, fluxos de capitais, IOF, juros e risco-país. *Nova Economia*, 23(2), 371-402.
- Nelson, D. B., & Cao, C. Q. (1992). Inequality constraints in the univariate GARCH model. *Journal of Business & Economic Statistics*, 10(2), 229-235.
- Obstfeld, M. (1990). The effectiveness of foreign-exchange intervention: Recent experience, 1985-1988. In *International policy coordination and exchange rate fluctuations* (pp. 197-246). *University of Chicago Press*.
- Oliveira, F. N. D., & Plaga, A. (2011). Eficácia das intervenções do Banco Central do Brasil sobre a volatilidade condicional da taxa de câmbio nominal. *Revista brasileira de economia*, 65(1), 71-92.
- Rogoff, K. (1984). On the effects of sterilized intervention: An analysis of weekly data. *Journal of Monetary Economics*, 14(2), 133-150.
- Sicsú, J. (2002). Flutuação cambial e taxa de juros no Brasil. *Revista de Economia Política*, 22(3), 132-137.
- Silva, G. J. C. D., & Resende, M. F. D. C. (2010). Eficácia dos controles de capitais no Brasil: uma abordagem teórica e empírica alternativa. *Estudos Econômicos (São Paulo)*, 40(3), 617-649.
- Toda, H. Y., & Yamamoto, T. (1995). Statistical inference in vector autoregressions with possibly integrated processes. *Journal of econometrics*, 66(1), 225-250.
- De Toledo, J. E. C. (2002). Risco Brasil: o efeito-Lula e os efeitos-Banco Central. *Revista de Economia Política*, 22(3), 87.
- Tse, Y. K., & Tsui, A. K. C. (2002). A multivariate generalized autoregressive conditional heteroscedasticity model with time-varying correlations. *Journal of Business & Economic Statistics*, 20(3), 351-362.
- Viola, A. P., Gutierrez, M. S., Lion, O. B., & Barbedo, C. H. (2009). *Impacto dos swaps cambiais na curva de cupom cambial: uma análise segundo a regressão*

GIOVANINI, A.; MEURER, R. A Influência Exercida pelos Instrumentos de Intervenção do Banco Central do Brasil...

de componentes principais (No. 198).

Young, P. C. (2011). Recursive estimation and time-series analysis: An introduction for the student and practitioner. *Springer Science & Business Media*.

Technological Capability and Productive Performance of Industrial Companies in Brazil

Capacidade Tecnológica e Desempenho Produtivo de Empresas Industriais no Brasil

Felipe Queiroz Silva¹

Ana Paula Macedo Avellar²

Abstract: *The aim of this paper is to explore the relationship between technological capability and productivity of Brazilian companies. The empirical analysis based on microdata organized by the World Bank in its research Enterprise Survey 2009. The paper emphasizes the differences of industry standards and uses parametric measurements (Labor Productivity and Total Factor Productivity) and nonparametric measurements (Technical Efficiency) of productivity. Technical efficiency estimated using a model of stochastic frontier production aiming to capture the impact of efficiency variables such as index of technological capability. The results show that, in the total sample, there is a positive and significant relationship between technological capability levels of firms and technical efficiency, in which the level of technological intensity of the sector proves to be a relevant variable. Moreover, in levels of more disaggregated sectors, the estimates show important differences in these relationships.*

Keywords: *Technological Capability, Productivity, Technical Efficiency.*

JEL: L60, D24

Resumo: O objetivo desse artigo é explorar as relações entre capacidade tecnológica e produtividade das firmas brasileiras. A análise empírica baseia-se nos microdados organizados pelo Banco Mundial em sua pesquisa Enterprise Survey 2009. O artigo enfatiza as diferenças dos padrões setoriais e utiliza mensurações paramétricas (Produtividade do Trabalho e Produtividade Total dos Fatores) e não paramétricas (Eficiência Técnica) da produtividade. A eficiência técnica é estimada através de um modelo de fronteira estocástica da produção visando captar o impacto de variáveis de eficiência, entre eles um índice de capacidade tecnológica. Os resultados mostram que, na amostra total, existe uma relação positiva e significativa entre os níveis de capacidade tecnológica das firmas e a eficiência técnica, no qual o nível de intensidade tecnológica do setor mostra ser uma variável relevante. Por outro lado, em níveis mais desagregados de setores, as estimações mostram diferenças importantes quanto a essas relações.

Palavras-chave: Capacidade Tecnológica, Produtividade, Eficiência Técnica.

JEL: L60, D24

Introdução

A literatura econômica da inovação considera as capacidades tecnológicas das firmas importante fonte para alcançar um maior desempenho produtivo e, consequentemente, níveis maiores de competitividade (e.g. Dosi, 1998; Lall, 1992; Bell & Pavitt, 1993). Essa questão ganha contornos mais específicos quando se analisa países em desenvolvimento como o Brasil, já que, no geral, as firmas desses países possuem níveis de capacidade tecnológica inferiores às firmas de países desenvolvidos, sendo, muitas vezes, usuárias e/ou imitadoras de tecnologia estrangeira. Diferentes níveis de capacidade tecnológica entre as firmas permitem que atividades inovativas (não apenas baseadas em P&D) sejam implantadas com diferentes níveis de novidade e complexidade com importantes impactos no desempenho produtivo (Figueiredo, 2014).

¹ Doutorando em Economia da Indústria e da Tecnologia pela Universidade Federal do Rio de Janeiro.

² Doutora em Economia Industrial e da Tecnologia pela Universidade Federal do Rio de Janeiro. Professora adjunta do Instituto de Economia da Universidade Federal de Uberlândia. Pesquisadora CNPq e FAPEMIG.

Tendo em vista a heterogeneidade das empresas, seja em um mesmo país ou até mesmo num mesmo setor industrial, o objetivo do artigo é realizar um estudo empírico, em nível da firma, acerca da relação entre capacidade tecnológica e desempenho produtivo no Brasil. A intenção é avaliar componentes internos à firma, referentes às suas capacidades tecnológicas e características próprias, bem como outras variáveis que possam influenciar a produtividade. O destaque dado às capacidades tecnológicas ao invés da inovação propriamente dita se refere ao estágio de desenvolvimento brasileiro. Para países em desenvolvimento, a acumulação de conhecimento e da melhoria do sistema organizacional e técnico-físico ganha contornos importantes como mecanismos iniciais para se alcançar o *catch-up* tecnológico¹ frente às firmas de países desenvolvidos.

Para a análise empírica, foi utilizada uma amostra de empresas industriais localizadas no Brasil com dados organizados pelo Banco Mundial através do questionário *Enterprise Survey 2009*, que apresenta informações relevantes sobre a capacidade tecnológica em nível da firma². A proposta do artigo é perceber como os diferentes níveis de capacidade tecnológica de forma ampla influenciam a produtividade.

O artigo também busca avaliar as diferenças setoriais das empresas analisadas. O recorte setorial dos dados disponíveis agrega as empresas em sete categorias de indústrias manufatureiras: (1) Alimento, (2) Têxtil e Vestuário, (3) Calçado e Couro, (4) Móveis, (5) Química, (6) Máquinas e Equipamentos e (7) Autopeças. Dentre esses setores é possível defini-los em dois níveis de grau de intensidade tecnológica de acordo com a classificação proposta pela OCDE (2011): baixa intensidade tecnológica para os quatro primeiros setores e média-alta intensidade tecnológica para os três últimos. A separação por setores e níveis de intensidade tecnológica também é importante para enfatizar as diferenças entre as firmas de um mesmo ramo, evidenciando os fatores de capacidade tecnológica.

A análise propõe duas abordagens: (1) a comparação por meio de estatística descritiva e cálculos não paramétricos da Produtividade do Trabalho (PT) e da Produtividade Total dos Fatores (PTF); e (2) a construção de um modelo econométrico de Eficiência Técnica (ET) condicionante com a realização de inferências estatísticas. No primeiro caso, o objetivo é comparar os níveis de produtividade e de outras variáveis considerando o recorte setorial, enquanto, no segundo caso propõe-se a estimação de um modelo com o objetivo de captar o impacto da capacidade tecnológica sobre o desempenho produtivo. Para este modelo foi assumido também um índice de capacidade tecnológica através de uma análise de componentes principais. O agrupamento das variáveis de

¹ Catch-up tecnológico pode ser entendido como o emparelhamento de uma firma frente às firmas inovativas líderes globais em termos de capacidades de gerar e gerir mudanças em suas tecnologias, podendo, então, envolver-se diretamente em atividades inovativas que estão na fronteira global (Bell & Figueiredo 2012).

² Surveys de inovação como a Pesquisa de Inovação (PINTEC, elaborada pelo IBGE) não fornecem insumos suficientes para os objetivos propostos, já que são voltados à inovação propriamente dita e à estágios avançados de atividades inovativas (P&D).

capacidade tecnológica em um único índice serve para evitar problemas de multicolinearidade e evidencia a inter-relação dinâmica entre as capacidades de uma firma, já que um conjunto de habilidades, experiências e níveis de conhecimento podem estar associados entre si. A hipótese geral é de que as empresas com maiores índices de capacidade tecnológica apresentam um desempenho melhor, medido por maior produtividade.

Incluindo essa introdução, o artigo encontra-se estruturado em seis seções. A primeira seção apresenta uma revisão da literatura recente sobre questões teóricas acerca da capacidade tecnológica e de sua relação com o desempenho produtivo em nível da firma, bem como algumas definições e evidências empíricas sobre o tema. A segunda seção descreve a metodologia da mensuração da produtividade, apresentando os modelos não paramétricos (PT e PTF) e o modelo paramétrico (ET), bem como a decomposição do índice de capacidade tecnológica. A terceira seção apresenta os dados e a análise da estatística descritiva de algumas variáveis selecionadas em um recorte setorial. A quarta seção apresenta a equação do modelo de Eficiência Técnica e os resultados estimados obtidos, enquanto a última seção sintetiza as considerações finais do trabalho.

1. Capacidade Tecnológica e Produtividade

Tanto do ponto de vista de países quanto do ponto de vista das empresas é possível afirmar que há um amplo consenso sobre o papel da inovação como uma das principais fontes para o crescimento econômico de um país ou para o ganho de produtividade e competitividade para o nível da empresa (e.g. Fagerberg *et al.*, 1994). Muitos estudos, porém, voltam-se a utilizar somente indicadores de inovação tradicionais, como o investimento em P&D e a quantidade de patentes. Essas medidas são importantes, mas representam apenas uma parte dos indicadores da inovação. Para empresas originárias de países em desenvolvimento, essas medidas podem ser consideradas um pouco inadequadas, pois por mais que atividades inovadoras sejam realizadas, a incidência de departamentos de P&D e a atividade patentária é ainda incipiente (Bell & Figueiredo, 2012).

A ideia de inovação deve ultrapassar as perspectivas limitadas que a equiparam somente às atividades complexas derivadas de esforço científico em P&D. Assim, uma ampla ideia de inovação deve abranger também as capacidades tecnológicas. Segundo Figueiredo (2014), a capacidade tecnológica de uma firma pode ser definida por três dimensões: (i) estoque de conhecimento relacionado a recursos que são acumulados pelo capital humano, o que envolve

profissionais especializados e níveis de qualificações e habilidades, formal ou informal; (ii) sistema organizacional, que envolve arranjos organizacionais da firma, como seus procedimentos, rotinas, parcerias e sistema gerencial; e (iii) sistema técnico-físico, que envolve a infraestrutura técnico-científica da firma como equipamentos, laboratórios, *hardware*, *software*, etc.

O conceito de capacidade tecnológica seria, assim, um conjunto de recursos interligados que as empresas acumulam para implementarem níveis de atividades inovativas. Segundo Bell & Pavitt (1993) essas capacidades tecnológicas podem ser divididas entre: (i) capacidade produtiva, representado por capacidades de usar e operar tecnologias existentes e sistemas de produção com dados níveis de eficiência; e (ii) capacidades inovativas, que são as capacidades da firma de assimilar, adaptar e modificar tecnologias existentes que propiciarão a criação e o desenvolvimento de novas tecnologias e novos produtos. Figueiredo (2014) aponta que, apesar dessa distinção ser difícil de ser percebida na prática, a mesma é importante, pois empresas de países com industrialização tardia geralmente começam como usuários ou imitadores de tecnologias estrangeiras.

A literatura sobre capacidade tecnológica é importante para salientar a complexidade do processo inovativo, principalmente por considerar as diferenças entre países com estágios distintos de desenvolvimento e a heterogeneidade presente entre empresas de mesmos setores industriais. Porém, estudos empíricos que consigam perceber o impacto do conjunto de capacidades tecnológicas sobre o desempenho produtivo ainda são incipientes. Figueiredo (2014) evidencia que a maioria dos estudos empíricos busca examinar a acumulação da capacidade tecnológica com foco em estudos de caso com poucas empresas e em setores industriais específicos. Esses estudos são interessantes por mostrar a evolução temporal e as trajetórias tecnológicas de algumas firmas, mas pouco relacionam esta evolução com a produtividade (e.g. Lee & Lim, 2001; Dantas & Bell, 2009). Por outro lado, a maioria dos estudos empíricos que buscam a relação entre inovação e produtividade utilizam as variáveis de P&D ou patentes como *proxy*, negligenciando a questão das capacidades tecnológicas mencionadas (e.g. Crépon *et al.*, 1998; Griffith *et al.*, 2006).

As poucas evidências empíricas sobre o tema se devem à dificuldade de se mensurar variáveis relacionadas à capacidade tecnológica em amplas bases de dados, já que vários fatores podem ser representados. Não há um padrão formal de como essas evidências são construídas. Em alguns trabalhos é possível encontrar estimações com um grande número de variáveis de capacidade com o objetivo de avaliar cada fator individualmente. Já outros autores preferem a elaboração de um índice onde é possível integrar vários fatores simultaneamente. As mensurações de desempenho produtivo também variam, podendo ser a produtividade do trabalho, a produtividade total dos fatores ou a eficiência técnica.

Dentre os estudos que utilizaram variáveis desagregadas de capacidade

tecnológica, destacam-se Aw & Batra (1998) para empresas tailandesas e Kinda *et al.* (2009) com dados de empresas africanas retirados da pesquisa *Investment Climate* do Banco Mundial. Ambos os trabalhos utilizaram fatores de capacidade tecnológica como treinamento de mão-de-obra e uso de tecnologia estrangeira, e encontraram resultados significativos entre as mesmas e a produtividade/eficiência técnica, principalmente em setores mais intensivos em tecnologia. Já entre os estudos que utilizaram índices de capacidade tecnológicas, destacam-se Jolly & Shan (2010) para firmas chinesas e Dominguez & Brown (2004) para firmas mexicanas, também encontrando relações positivas. De maneira geral, esses trabalhos possuem técnicas e especificações econométricas distintas, mas evidenciam a correlação esperada entre capacidade tecnológica e desempenho produtivo.

2. Mensuração da produtividade: aspectos metodológicos

Na literatura, a mensuração de produtividade se concentra em medidas não paramétricas e paramétricas. As medidas não paramétricas são caracterizadas por cálculos mais simples, nos quais a produtividade é calculada sem a estimação de uma função de produção. As medidas mais utilizadas para equações desse tipo são as de Produtividade do Trabalho (PT) e Produtividade Total dos Fatores (PTF). As medidas paramétricas, por sua vez, são caracterizadas por estimações do desempenho das empresas através de um modelo que represente a função de produção. Esses tipos de modelos medem, por exemplo, a Eficiência Técnica (ET) das empresas através de operações econométricas. Biesebroeck (2003) sinaliza que a vantagem das medições não paramétricas é de que a análise se torna flexível na especificação da tecnologia, porém, não permite a medição de erros nos dados. Já as estimações paramétricas são menos vulneráveis a erros de medição, mas podem sofrer de má especificação do modelo. Por fim, esta seção também apresenta a composição do índice de capacidade tecnológica, no qual é utilizada como variável explicativa do modelo de ET.

2.1. Mensuração não paramétrica da Produtividade – PT e PTF

A produtividade é calculada através da razão do que é gerado pela empresa (*output*) e de alguns fatores de produção. Para a Produtividade do Trabalho o fator relevante é o próprio trabalho, medido como a quantidade de trabalhadores permanentes de uma firma. Para a Produtividade Total dos Fatores, os fatores mais relevantes são levados em conta, adicionando as variáveis como capital e outros insumos.

O cálculo da Produtividade do Trabalho foi especificado como o valor da transformação industrial (VTI) dividido pelo número de pessoal ocupado (PO). Para isso, o VTI foi definido como o valor bruto da transformação industrial (VTBI), no qual foram utilizados os dados referentes à receita bruta das firmas, menos os custos da operação industrial (COI), representados pelos custos de matérias-primas, materiais auxiliares e de energia consumidos na produção. Dessa forma, temos:

$$PT_i = \frac{VTI_i}{PO_i} \quad (1)$$

Onde i é a especificação da firma.

O cálculo não paramétrico da PTF leva vantagem por ser mais completo do que a PT, mas possui restrições hipotéticas de que as firmas possuem rendimentos constantes de escala, ou seja, atuam sob concorrência perfeita de produtos e dos fatores de produção (Coelli *et al.*, 2005). O cálculo leva em conta a razão dos custos com o pessoal ocupado (salários, S) sobre o custo total de produção (CT) e a razão dos outros custos sobre o valor do estoque de capital (K). O *output*, mais uma vez, é representado pelo valor da transformação industrial. Essa abordagem é baseada nos resíduos de Solow, no qual a PTF é calculada como resíduo da função de produção. Dessa maneira, outra limitação é de que a produtividade é vista como uma variável aleatória, o que não dá margem para que outros fatores expliquem as diferenças produtivas. A equação pode ser descrita como a seguir:

$$PTF_i = \frac{VTI_i}{PO_i^{\alpha_i} K_i^{(1-\alpha_i)}}, \text{ onde } \alpha_i = \frac{S_i}{CT_i} \quad (2)$$

Para que seja possível a comparação entre setores industriais da PTF, já que a medida possui valores de custo e quantidade, o cálculo pode ser definido

através de números índices (Coelli *et al.*, 2005). Um dos índices mais utilizados pela literatura é o índice da PTF de Törnqvist, no qual são tirados os logaritmos naturais das variáveis. A equação é definida abaixo, onde i é a especificação da firma:

$$PTF_{ij} = \text{Ln}(VTI_i) - \alpha_i \text{Ln}(PO_i) - (1 - \alpha_i) \text{Ln}(K_i) \quad (3)$$

2.2. Mensuração paramétrica da produtividade – ET

Os modelos de fronteira de produção estocástica foram introduzidos por Aigner *et al.* (1977) e Meeusen & Van den Broeck (1977). Desde então vários modelos foram incorporados e implementados numa perspectiva econométrica. Autores como Stevenson (1980), Kumbhakar *et al.* (1991), Huang & Liu (1994) e Battese & Coelli (1995) desenvolveram várias técnicas, métodos de estimação e tipos de distribuição diferentes, com desenvolvimento nos fatores de Eficiência Técnica. Essa análise geral e a definição da fronteira estocástica nesse artigo podem ser vista em Kumbhakar & Lovell (2000).

A Eficiência Técnica pode ser calculada em uma abordagem paramétrica como o resíduo da função de produção. A função de produção mais utilizada pela literatura é a de Cobb-Douglas, pois apresenta boas propriedades matemáticas e as elasticidades dos fatores são fáceis de interpretar. Essa mensuração da produtividade possui a vantagem de relaxar a hipótese dos retornos constantes de escala, pois, ainda que o problema da otimização e maximização dos lucros em uma situação de concorrência perfeita seja estabelecido, a fronteira da possibilidade de produção não é otimizada. Em um modelo estocástico, as empresas se posicionam em relação à firma mais eficiente, no qual esta define uma fronteira de produção empírica. A diferença da produtividade de uma determinada empresa para a produtividade da firma mais eficiente é definida como Eficiência Técnica, no qual se estabelece como uma medida de produtividade comparativa com a melhor prática empírica da amostra (Kumbhakar & Lovell, 2000).

Dessa forma, o maior resíduo (positivo da regressão é caracterizado como a observação mais eficiente, no qual as outras observações irão se posicionar comparativamente com essa. Possui as propriedades de ser uma variável aleatória não correlacionado com as variáveis explicativas da função de produção. Num modelo estocástico, a estimação pode ser ampliada por um composto do termo de erro que, além de , possui outra variável aleatória (, representando os choques externos sobre a firma. Assim, representa a ineficiência técnica, caracterizado com sinal negativo na equação, já que na verdade mostra a

ineficiência de uma observação com relação à observação “modelo”:

$$y_i = f(x_i, \beta) - u_i + v_i \quad (4)$$

Onde Y : produção, X : fatores de produção, β parâmetros da equação, v : componente idiossincrático, u : ineficiência técnica, \mathbf{i} : especificação da firma.

Aplicando o logaritmo natural em ambos os lados, assume-se fatores de produção) e que a função de produção é linear em logs:

$$\ln(y_i) = \beta_0 + \sum_{j=1}^n \beta_j \ln(x_{ji}) - u_i + v_i \quad (5)$$

Assume-se também que o componente idiossincrático (v_i) é independente e possui distribuição normal $N(0, \sigma_v)$; e que o termo de ineficiência (u_i) é independente e possui distribuição truncada no ponto 0 (normal-trucada) $N^+(\mu, \sigma_u^2)$.

Assim, a ineficiência demonstrada por u_i pode ocorrer de choques exógenos ou pela capacidade tecnológica própria da firma, no qual medidas internas ou externas poderão influenciar seu desempenho. Há duas formas gerais de estimar essa Eficiência Técnica: procedimento via dois estágios e via um estágio. O procedimento em dois estágios consiste primeiro em estimar a função de produção, no qual seriam gerados os resíduos (representados pela ineficiência técnica u_i). O segundo passo seria estimar o resíduo encontrado com novas variáveis explanatórias (z) que pudessem se relacionar com a Eficiência Técnica. Acontece que o procedimento em dois estágios traz alguns problemas ao separar a Eficiência Técnica da função de produção. A estimação tem forte tendência a ser enviesada, pois u é correlacionada com X , no sentido de que as variáveis da função de produção também podem ser explicadas por fatores que afetam a Eficiência Técnica. Wang & Schmidt (2002) sinalizam que o problema pode ser ainda maior se houver fatores omitidos na equação da função de produção na primeira etapa, no qual esses fatores influenciarão, na segunda etapa, numa mensuração incorreta da Eficiência Técnica por problemas de variáveis omitidas.

O procedimento em apenas um estágio vem sendo proposto pela literatura por dar conta dos problemas de estimação via dois estágios. Esse procedimento é caracterizado pela estimação, ao mesmo tempo, da função de produção e dos fatores que afetam a ineficiência técnica. Desde que a Eficiência Técnica é definida como qualquer mudança no *output* que não influencia os fatores de produção, esses determinantes são incluídos diretos em uma só equação.

Coelli *et. al.* (2005) salientam que a estimação por MQO não consegue estimar o efeito da Eficiência Técnica, pois o coeficiente do intercepto ficaria enviesado por baixo. Assim, a estimação é feita por máxima verossimilhança³. Vale destacar também que, como o termo $-u_i$ na verdade mede a ineficiência, os fatores que influenciam de forma positiva o desempenho da empresa devem apresentar sinal negativo em seus coeficientes, como é o caso do índice de capacidade tecnológica da empresa proposto no artigo. O contrário pode ser dito com fatores que influenciam a produtividade de forma negativa, no qual um sinal positivo é esperado de seus coeficientes.

2.3. Composição do indicador de Capacidade Tecnológica

O agrupamento das variáveis de capacidade tecnológica em um único índice serve para evitar problemas de multicolinearidade e evidencia a inter-relação dinâmica entre as capacidades de uma firma, já que um conjunto de habilidades, experiências e níveis de conhecimento podem estar associados entre si. Para construção desse índice foi aplicada a análise dos componentes principais (PCA). Esta análise geralmente é aplicada para a redução do número de variáveis a fim de descrever uma série de combinações lineares não correlacionadas que contêm a maioria da variância. A utilização do PCA é recomendada quando se tem um conjunto de dados correlacionados em que não se possa postular, com base nos dados disponíveis, uma estrutura particular destas variáveis. O PCA é uma operação que gera um novo conjunto de dados não correlacionados entre si, ao contrário do que ocorre com os dados originais. Detalhes da técnica dos componentes principais podem ser visto em Jackson (1991).

Para construção do indicador através da técnica de PCA, valores normalizados de cinco características de capacidade tecnológica foram utilizados: (i) se a empresa possui licenciamento de tecnologia estrangeira; (ii) se possui certificados de qualidade reconhecidos internacionalmente; (iii) se possui programas formais de treinamento; (iv) se os funcionários de produção possuem nível de educação igual ou superior a fundamental completo; e (v) se a empresa apresenta 10% ou mais de funcionários da administração com diploma universitário. Essas variáveis se inserem como *proxys* de capacidade tecnológica, nos quais os níveis de educação da mão-de-obra representam o estoque de conhecimento da firma, enquanto que variáveis de programas de treinamentos e de certificados de qualidade representam o sistema organiza-

³ Os passos da estimação por máxima verossimilhança em um único estágio, considerando uma distribuição normal-trucada para u , foram desenvolvidos por Stevenson (1980) e também pode ser visto em Huang & Liu (1994) e em Kumbhakar & Lovell (2000).

cional da mesma. Por fim, o licenciamento de tecnologia estrangeira identifica um esforço inovativo típico de empresas de países em desenvolvimento, que está relacionado com o seu sistema técnico-físico.

Os resultados da Tabela 1 mostram os autovalores da matriz de correlação, destacando que o primeiro componente explica 34,13% da variância dos indicadores individuais subjacentes, ou seja, respondem pela maior parte da variabilidade dos dados originais e representa o arranjo de melhor distribuição dos mesmos. Na etapa seguinte (Tabela 2), na base dos resultados encontrados pelos autovalores, a carga dos fatores das variáveis (autovetores) do primeiro componente é utilizada como pesos das respectivas variáveis na construção do índice composto de capacidade tecnológica. O autovetor, com o maior autovalor associado, corresponde aos coeficientes para o componente principal, o que significa que esse é o relacionamento mais significativo entre as dimensões dos dados.

TABELA 1 - ANÁLISE DOS COMPONENTES PRINCIPAIS (PCA) – ÍNDICE DE CAPACIDADE TECNOLÓGICA (AUTOVALORES)

Componente	Autovalor	Proporção
Comp1	1.70667	0.3413
Comp2	0.962766	0.1926
Comp3	0.884254	0.1769
Comp4	0.776911	0.1554
Comp5	0.669398	0.1339

Fonte: Elaboração própria.

TABELA 2 - ANÁLISE DOS COMPONENTES PRINCIPAIS (PCA) – ÍNDICE DE CAPACIDADE TECNOLÓGICA (AUTOVETORES)

Variáveis	Comp1
Tecnologia Estrangeira	0.3744
Treinamento	0.4884
Certificado	0.5399
Educação (PO produção)	0.2973
Educação (PO administração)	0.4914

Fonte: Elaboração própria.

3. Dados e Estatísticas Descritivas

O artigo busca avaliar uma amostra de empresas brasileiras presentes no questionário desenvolvido pelo Banco Mundial e publicado na pesquisa *Enterprise Survey 2009*, que seleciona informações a partir do levantamento contábil do ano de 2007. A amostra é composta por 1315 firmas manufatureiras, distribuídas nos seguintes setores industriais: (1) Alimento, (2) Têxtil e Vestuário, (3) Calçado e Couro, (4) Móveis, (5) Química, (6) Máquinas e Equipamentos e (7) Autopeças. Os setores também podem ser agregados em dois níveis de intensidade tecnológica, segundo taxonomia elaborada pela OCDE (2011)⁴: baixa intensidade (setores 1, 2, 3 e 4) e média-alta intensidade (setores 5, 6 e 7).

Para uma melhor visualização do perfil setorial dessas empresas, a Tabela 3 relaciona algumas variáveis dos setores industriais destacados. A tabela mostra a média dessas variáveis em cada setor, assim como a porcentagem da média dos setores com relação ao setor que apresenta a maior média. Pela Tabela 3 é possível identificar algumas características importantes dos setores industriais. Os setores de Autopeças e Alimento são os que, em média, possuem um maior número de pessoal ocupado. Com relação ao valor da transformação industrial, percebe-se que os maiores valores, em média, estão nos setores de Alimento, Máquinas e Equipamentos, Química e Autopeças, enquanto os setores de Calçado/Couro, Móveis e Têxtil/Vestuário apresentam os menores valores.

4 A OCDE utiliza como critério de classificação a razão entre a taxa de investimento em P&D e o valor adicionado das atividades econômicas. A partir dessa razão, os setores industriais são classificados em quatro níveis de intensidade tecnológica: baixa, baixa-média, média-alta e alta. O presente artigo compreende setores classificados como baixa e média-baixa intensidade de acordo com essa metodologia. Para mais detalhes ver OCDE (2011).

Tabela 3 - ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS – MÉDIAS (VARIÁVEIS SELECIONADAS)

Setor	Nº Firmas	Pessoal Ocupado		VTI (R\$ Milhões)		Produtividade do Trabalho		PTF	
		Média	%	Média	%	Média	%	Média	%
Alimento	161	317	85%	1,933	100%	3,665	5%	5.16	85%
Têxtil/ Vestuário	337	137	37%	600	31%	2,565	4%	5.84	97%
Calçado/ Couro	139	126	34%	325	17%	1,790	3%	6.05	100%
Móveis	177	67	18%	371	19%	2,309	3%	4.89	81%
Química	141	142	38%	1,834	95%	7,211	10%	5.02	83%
Máquinas e Equipamentos	211	92	25%	1,911	99%	68,900	100%	5.90	98%
Autopeças	149	373	100%	1,692	88%	28,400	41%	5.60	93%
Total	1315	178		1,159,821		16,591,928		5.60	
Nº de Obs.	1315	1312		1115		1115		1057	

Fonte: Elaboração própria. Dados do Banco Mundial (2009).

Pelo cálculo da Produtividade do Trabalho é possível perceber uma grande diferença nos valores médios dos setores, principalmente o ramo de Máquinas e Equipamentos, que apresenta um valor bem superior aos demais, seguido pelo setor de Autopeças e Química. Pelos dados do VTI e do pessoal ocupado esse valor já era esperado, já que o setor possui um dos maiores valores da primeira variável e um dos menores da segunda. É possível perceber também que os três setores mais intensivos em tecnologia possuem os maiores valores de Produtividade do Trabalho. Já o cálculo do índice da PTF apareceu bem mais distribuído entre os ramos industriais. Isso se deve pelo fato de acrescentar o insumo capital ao cálculo, reduzindo o “resíduo” que justamente era maior nos setores mais intensivos em tecnologia, justamente os que possuem os maiores valores de capital. Dessa forma, o setor de Calçado/Couro foi o que apresentou, em média, o maior índice de PTF, seguido pelo setor de Máquinas e Equipamentos, Têxtil/Vestuário e Química.

Na Tabela 4 são selecionadas algumas variáveis binárias que mostram as características das empresas e de suas capacidades tecnológicas. Apresenta-se também a porcentagem de empresas por níveis setoriais que exportaram seus produtos e mantiveram relações comerciais, independentemente da intensidade dessas relações. Os resultados da tabela mostram os valores agregados em porcentagem se a empresa respondeu sim para as variáveis selecionadas.

TABELA 4 - PARTICIPAÇÃO DAS EMPRESAS BRASILEIRAS EM VARIÁVEIS SELECIONADAS

Setor	Tecnologia Estrangeira	Certificado	Treinamento	Educação	Educação	Exportação
				Produção ≥Fundamental	Administração Superior ≥10%	
Alimento	12.4%	17.1%	64.6%	69.8%	24.7%	13.0%
Têxtil/ Vestuário	11.1%	5.7%	43.2%	65.8%	24.8%	12.2%
Calçado/Couro	13.1%	4.3%	33.6%	60.6%	19.5%	17.3%
Móveis	9.9%	6.9%	45.9%	63.0%	21.6%	11.9%
Química	16.3%	39.0%	63.8%	80.0%	56.8%	22.9%
Máquinas e Equipamentos	22.7%	33.6%	59.8%	87.1%	39.3%	22.3%
Autopeças	19.6%	53.7%	68.2%	79.7%	42.3%	28.9%
Total	14.7%	20.7%	53.0%	71.9%	31.6%	17.4%
Nº de Obs.	1297	1306	1301	1299	1275	1313

Fonte: Elaboração própria. Dados do Banco Mundial (2009).

Pela Tabela 4 é possível observar que a grande maioria das empresas, seja de qualquer setor, não possuem tecnologia estrangeira (85,3%) e não possuem certificado de qualidade (79,3%). É possível ver, porém, que os três setores mais intensivos em tecnologia possuem os melhores resultados nessas duas variáveis, sendo o de Máquinas e Equipamentos liderando em tecnologia estrangeira (22,7%) e o de Autopeças liderando em certificados de qualidade (53,7%). Os piores resultados são para os setores de Móveis em tecnologia estrangeira (9,9%) e para o setor de Calçado/Couro para certificado (4,3%). Já a variável de que a empresa possui programas de treinamento para seus funcionários foi mais representativa, com 53% do total, sendo o setor de Autopeças com a maior proporção (68,2%) e o setor de Calçado/Couro com a menor (33,6%).

As variáveis de educação, tanto para o nível dos funcionários de produção quanto para o nível dos funcionários da administração, mostram que os três setores mais intensivos em tecnologia apresentam as maiores proporções. No primeiro caso, o setor de Máquinas e Equipamentos apresenta os maiores valores (87,1%), enquanto o setor de Calçado/Couro apresenta os menores (60,6%). No segundo caso, o setor de Química apresenta as maiores proporções (56,8%), enquanto, mais uma vez, o setor de Calçado/Couro apresenta as menores (19,5%). Por fim, as empresas que exportaram no período da pesquisa representam apenas 17,4% da amostra total, sendo as maiores proporções nos

setores mais intensivos em tecnologia, principalmente de Autopeças (28,9%). O setor que menos exportou foi o de Móveis, apenas 11,9% das empresas. Possíveis correlações sobre essas características setoriais serão analisadas com mais detalhes pelas estimações da seção a seguir.

4. Modelo Econométrico de Eficiência Técnica

A estimação da fronteira estocástica de produção descrita na subseção 3.2 relaciona em uma mesma equação os fatores de produção (x) e os fatores que determinam a Eficiência Técnica (z). O modelo evidencia o logaritmo natural da produção (representado pelo VTI) das empresas e a Eficiência Técnica (produtividade) em uma mesma etapa. Os fatores de produção utilizados são do tipo Cobb-Douglas, com a presença do logaritmo do capital (K) e do logaritmo do trabalho (T). Para K é usado o valor do capital fixo sobre o número de pessoal ocupado, enquanto que para T é usado o custo do trabalho sobre o número de pessoal ocupado. Já os fatores da ET são representados pelo tamanho da firma através do número de pessoal ocupado, pelo comércio exterior através das exportações e pelo índice de capacidade tecnológica apresentado na subseção 3.3.

As variáveis que influenciam a Eficiência Técnica foram escolhidas segundo algumas hipóteses evidenciadas na literatura e discutidas na seção 2. As variáveis de capacidade tecnológica agrupadas em um único índice estão relacionadas com o aumento da qualidade do processo produtivo, o que pode gerar maiores níveis de produtividade para as empresas. A questão do tamanho da firma está relacionada com os pressupostos de que empresas maiores possuem maiores retornos de escala, e, por isso, levam vantagens sobre as menores firmas em relação à eficiência produtiva. Por fim, a questão do comércio exterior e das exportações também já foi amplamente debatida na literatura, no qual se presume que o acesso a novos mercados, principalmente o mercado internacional, expandiria a eficiência da empresa⁵.

Dessa forma, espera-se uma relação positiva dos fatores de produção (x) com o valor adicionado (VTI) e de que as variáveis de Eficiência Técnica (z) impactem positivamente a ET. Para isso, são esperados coeficientes positivos para os x 's e coeficientes negativos para os Z 'S como explicitado na subseção 3.2. O modelo está representado como:

$$\ln(VTI_i) = \beta_1 \ln(T_i) + \delta_1 \text{Exportação}_i + \delta_2 \text{Tamanho}_i + \delta_3 \text{Capacidade}_i + \delta_4 \text{Intensidade}_i + u_i^* + v_i + c \quad (6)$$

Onde:

VTI_i : Valor da transformação industrial.

K_i : Capital. Valor bruto do capital fixo sobre o número de pessoal ocupado.

T_i : Trabalho. Custo do trabalho sobre o número de pessoal ocupado.

Exportação_i : Comércio exterior. Variável binária, com valor 0 se a empresa não exportou no período e valor 1 se a empresa exportou.

Tamanho_i : Tamanho da firma, medido pelo número de pessoal ocupado.

Capacidade_i : Índice de capacidade tecnológica. Descrito na subseção 3.3.

Intensidade_i : Intensidade tecnológica. Variável binária, com valor 0 se a empresa pertencer a setores de baixa intensidade tecnológica (Alimento, Têxtil/Vestuário, Calçado/Couro, Móveis) e valor 1 se a empresa pertencer a setores de média-alta intensidade tecnológica (Química, Máquinas e Equipamentos, Autopeças).

v_i : Termo de erro.

u_i^* : Termo de erro da ineficiência

c : Intercepto.

β_i : Coeficientes de fatores de produção

δ_i : Coeficientes de ineficiência técnica

i : Especificação da firma.

A equação 6 foi estimada por máxima verossimilhança, onde o componente de erro (v_i) apresenta distribuição normal e o componente de ineficiência (u_i) apresenta distribuição normal-truncada como visto na subseção 3.2. Primeiramente, a estimação foi feita sobre o total da amostra e sobre os dois níveis de intensidade tecnológica destacados: baixa e média-alta intensidade. Dessa forma, a estimação da amostra total possui uma *dummy* de intensidade, já identificado na equação (6), a fim de captar as diferenças do nível de intensidade dos setores sobre a ET. Essa estimação pode ser vista na Tabela 5.

⁵ A questão do desenvolvimento industrial através de benefícios como redução de custos e melhoria da qualidade de produtos exportáveis para disputar mercado estrangeiro e ampliar a demanda é discutida e formalizada por Kaldor (1966).

TABELA 5 – ESTIMAÇÕES: AMOSTRA TOTAL E NÍVEIS DE INTENSIDADE TECNOLÓGICA (VARIÁVEL DEPENDENTE: LNVTI)

	(1) Total	(2) Baixa Intensidade	(3) Média-alta Intensidade
Fronteira			
(ln)K	0.264*** (0.03)	0.192*** (0.04)	0.304*** (0.05)
(ln)T	0.744*** (0.04)	0.815*** (0.05)	0.628*** (0.06)
Constante	4.672*** (0.31)	5.501*** (0.39)	5.991*** (0.49)
Ineficiência			
Exportação	-1.469*** (0.55)	-0.809 (0.92)	-2.152 (1.98)
Tamanho	-0.002* (0.00)	-0.006*** (0.00)	-0.002 (0.00)
Capacidade	-0.389*** (0.12)	-1.115*** (0.24)	-0.692*** (0.20)
Intensidade	-1.323*** (0.47)	- -	- -
Constante	0.538** (0.22)	-0.884 (0.00)	0.136 .
Nº de obs.	1039	652	387
sigma_u	0.567	1.420	0.641
sigma_v	1.680	1.661	1.670
Wald chi2	2005.664	1084.942	677.697
Prob > chi2	0.00	0.00	0.00
Log Likelihood	-2166.562	-1280.958	-816.964

Significância: * p<0.10, ** p<0.05, *** p<0.01. Erros-padrão entre parênteses. Espera-se sinal positivo para as variáveis de Fronteira e valores negativos para as variáveis de Ineficiência (eficiência). Elaboração própria.

Cada estimação apresenta o desvio-padrão do componente de ineficiência (sigma_u) e o desvio-padrão do termo de erro (sigma_v), além do teste da razão de verossimilhança (Wald chi2 e Prob >chi2) e a relação de verossi-

milhança (Log Likelihood). A tabela 5 é dividida em duas partes: a primeira contendo a estimação da fronteira estocástica de produção do tipo Cobb-Douglas, com os insumos Capital (K) e Trabalho (L), ambos em logaritmo; e a segunda parte contendo as variáveis que impactam a eficiência de produção.

Na estimação da fronteira, os resultados encontrados foram positivos e significativos ao nível de 1% nas três equações. As variáveis independentes ln(K) e ln(T) representam as elasticidades com relação ao valor adicionado (lnVTI). Percebe-se que a soma dos coeficientes está próxima de 1, sendo de 0,26 para o capital e de 0,74 para o trabalho na amostra total, de 0,19 para o capital e de 0,81 para o trabalho na amostra de setores de baixa intensidade tecnológica, e de 0,30 para o capital e de 0,62 para o trabalho na amostra de setores de média-alta intensidade. Assim, como esperado, os setores de média-alta intensidade tecnológica possuem uma representação maior da variável capital do que as outras duas amostras, enquanto os setores de baixa intensidade possuem uma representação maior da variável trabalho do que as outras amostras.

Na parte da estimação da ineficiência, os resultados encontrados foram negativos em todas as equações, o que era esperado, pois deduz a hipótese de que as quatro variáveis destacadas impactam de forma positiva a Eficiência Técnica. Na equação da amostra total, as variáveis Exportação, Capacidade e Intensidade apresentam nível de significância a 1%, enquanto a variável Tamanho apresenta nível de significância a 10%. Dessa maneira, observa-se que, no conjunto total de empresas, essas variáveis impactam positivamente na eficiência produtiva. Já na amostra de setores de baixa intensidade tecnológica, os resultados foram estatisticamente significativos a 1% nas variáveis Tamanho e Capacidade, enquanto a variável Exportação não se mostrou estatisticamente significativa. Por fim, a amostra de empresas dos setores de intensidade média-alta, os resultados foram significativos a 1% na variável de Capacidade, enquanto as variáveis Exportação e Tamanho não foram significativas.

Os resultados mostram diferenças quando se estima níveis de intensidade tecnológica diferentes, apesar do sinal esperado dos coeficientes se confirmar em todas as hipóteses. A variável Exportação não se mostrou estatisticamente significativa para ambos níveis de intensidade, mas se mostra estatisticamente significativa no total, enquanto o tamanho da firma não possui significância nas empresas de média-alta intensidade. Por fim, o índice de capacidade tecnológica se mostrou determinante para a eficiência produtiva em todas as equações, mostrando a importância da variável para a produtividade da firma.

Para captar melhor essas diferenças, estima-se a mesma equação em níveis mais desagregado dos setores, como pode ser visto na Tabela 6. Na estimação da fronteira estocástica, observa-se que os coeficientes de ln(K) e de ln(T) para todas as equações foram positivos, e somente o coeficiente de ln(K) para o setor de Calçado/Couro não foi estatisticamente significativo.

TABELA 6 – ESTIMAÇÕES: NÍVEIS DESAGREGADOS DOS SETORES (VARIÁVEL DEPENDENTE: LNVTI)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	Alimento	Têxtil e Vestuário	Calçado e Couro	Móveis	Química	Máquinas e Eq.	Autopeças
Fronteira							
(ln)K	0.180*	0.191***	0.024	0.305***	0.372***	0.367***	0.175**
	(0.10)	(0.06)	(0.08)	(0.06)	(0.09)	(0.09)	(0.09)
(ln)T	0.704***	0.808***	0.841***	0.638***	0.621***	0.554***	0.646***
	(0.11)	(0.07)	(0.09)	(0.06)	(0.10)	(0.09)	(0.10)
Constante	7.512***	4.838***	8.274***	8.367***	5.223***	7.516***	10.568***
	(1.09)	(0.60)	(0.78)	(0.74)	(1.04)	(0.77)	(1.05)
Ineficiência							
Exportação	-3.707	-1.127	-0.807	-0.193	-2.812	-1.431	-1.221**
	(14.54)	(0.69)	(0.70)	(0.43)	(4.25)	(1.85)	(0.52)
Tamanho	-0.007	-0.003	-0.017***	-0.020***	-0.006	-0.047***	-0.004***
	(0.01)	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.01)	(0.01)	(0.00)
Capacidade	2.088***	-0.621***	-0.499**	-0.140	0.079	0.058	-0.137
	(0.70)	(0.24)	(0.21)	(0.11)	(0.16)	(0.21)	(0.14)
Constante	-1.093	0.432	2.849***	4.203***	0.836	2.905***	4.005***
	(0.00)	(0.47)	(0.52)	(0.44)	(0.66)	(0.98)	(0.63)
Nº de obs.	120	258	123	140	112	169	106
sigma_u	1.875	0.446	0.954	0.581	0.422	1.917	0.969
sigma_v	1.957	1.530	1.037	0.744	1.688	1.141	1.307
Wald chi2	113.124	569.563	274.890	632.741	215.125	309.608	142.409
Prob > chi2	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
Log Likelihood	-257.231	-525.136	-204.987	-186.200	-235.563	-314.412	-207.186

Significância: * p<0.10, ** p<0.05, *** p<0.01. Erros-padrão entre parênteses. Espera-se sinal positivo para as variáveis de Fronteira e valores negativos para as variáveis de Ineficiência (eficiência). Elaboração própria.

Na parte da estimação da ineficiência, os coeficientes das variáveis foram negativos em todas as variáveis, menos no índice de capacidade tecnológica dos setores de Química e Máquinas e Equipamentos. Esse resultado é interessante, pois se esperava um sinal negativo para esses setores, principalmente por estarem presente em ramos mais intensivos em tecnologia. Porém, os coeficientes para esses dois casos não se mostraram estatisticamente significativos. Com relação aos níveis de significância, a variável Exportação se mostrou estatisticamente significativa apenas no setor de Autopeças, evidenciando a relação desse ramo com o comércio exterior e de seu impacto na Eficiência

Técnica. A variável Tamanho se mostrou estatisticamente significativa nos setores de Calçado/Couro, Móveis, Máquinas e Equipamentos e Autopeças, no qual o tamanho da empresa impacta de forma positiva na eficiência produtiva desses setores. Por fim, a variável Capacidade se mostrou estatisticamente significativa apenas nos setores de Alimento, Têxtil/Vestuário e Calçado/Couro. Diferente do que ocorreu na estimação da amostra total da Tabela 5, o índice de capacidade não se mostra significativo de acordo com a intensidade tecnológica em níveis mais desagregados dos setores.

Considerações finais

O artigo procurou testar de forma empírica o impacto da capacidade tecnológica, através de um índice, sobre a Eficiência Técnica de uma amostra de firmas localizadas no Brasil com dados disponíveis pelo *World Bank Enterprise Survey 2009*. Procurou-se também uma análise setorial e em níveis de intensidade tecnológica para que as especificidades dos sistemas produtivos fossem levadas em conta. Para isso, foram utilizados modelos não paramétricos (PT e PTF) e paramétricos (ET) para o cálculo da produtividade.

Pela análise via estatística descritiva é possível verificar que setores mais intensivos em tecnologia apresentaram valores médios de Produtividade do Trabalho superiores comparativamente aos outros setores menos intensivos em tecnologia. O mesmo pode ser dito quando se analisa os fatores de capacidade tecnológica, nos quais esses setores apresentaram uma maior participação de fatores como certificado de qualidade, licenciamento de tecnologia estrangeira, treinamento e qualificação da mão-de-obra. A variável de Exportação também se mostrou superior nesses setores. No que se refere à Produtividade Total dos Fatores, a estatística descritiva mostrou que setores mais intensivos em tecnologia como Máquinas e Equipamentos e Autopeças continuam possuindo grandes valores médios, mas, devido ao peso da variável capital nesse cálculo, valores como Calçado/Couro e Têxtil/Vestuário também mostraram altos valores médios em comparação com os outros setores. Dessa forma, percebe-se que a importância em termos de produtividade na análise da PT para os setores mais intensivos não se confirma na análise da PTF, justamente por esta última considerar o capital como fator de produção.

Já a estimação econométrica da fronteira estocástica para a Eficiência Técnica se mostrou eficaz na estimação da função de produção. O impacto do índice de capacidade tecnológica sobre a ET se mostrou positivo e estatisticamente

significativo tanto na amostra total quanto nos setores mais intensivos e menos intensivos em tecnologia. Isso comprova a hipótese de que as variáveis de capacidade são importantes para determinar a eficiência produtiva das empresas dessa amostra. Porém, percebe-se que os coeficientes dos setores de intensidade tecnológica baixa são maiores do que os coeficientes dos setores de intensidade média-alta. Isso pode ser comprovado quando se estima em níveis setoriais desagregados, nos quais os setores de Alimento, Têxtil/Vestuário e Calçado/Couro apresentaram coeficientes estatisticamente significativos.

Esse resultado pode ser explicado fazendo um comparativo com as estatísticas descritivas da Tabela 4, mostrando que os setores mais intensivos em tecnologia possuem maiores participações das variáveis de capacidade do que os setores menos intensivos. Dessa forma, como poucas empresas destes setores apresentam essas variáveis, as mesmas acabam se sobressaindo diante das demais. Assim, características de competitividade entre seus índices de capacidade dentro de um mesmo setor se mostra importante para explicar a estimação da Eficiência Técnica, já que a mesma relaciona o posicionamento das firmas em relação à firma mais eficiente. Logo, pode-se interpretar que as diferenças de produtividade das firmas dos setores menos intensivos em tecnologia em relação à firma mais produtiva destes setores são maiores do que as diferenças de produtividade das firmas dos setores mais intensivos em tecnologia em relação à firma mais produtiva destes mesmos setores.

Os resultados encontrados servem como uma pista geral de como anda a relação entre capacidade tecnológica e produtividade das empresas industriais no Brasil. Uma limitação do estudo é quanto a falta de uma evolução temporal dos níveis de capacidade das empresas devido à limitação dos dados, servindo como um complemento para pesquisas mais específicas e em níveis de detalhamento maiores sobre o tema.

Referências bibliográficas

- Aigner, D. J.; Lovell, C. A. K.; Schmidt, P. (1977). "Formulation and estimation of stochastic frontier production function models". *Journal of Econometrics*, v. 6, p. 21-37.
- Aw, B. Y.; Batra, G. (1998). "Technological Capability and Firm Efficiency in Taiwan (China)". *The World Bank Economic Review*, v. 12, n. 1, p. 59-79.
- Banco Mundial (2009). Enterprise Survey Brazil 2009.
- Battese, G. E.; Coelli, T. J. (1995). "A model for technical inefficiency effects in a stochastic frontier production for panel data". *Empirical Economics*, v. 20, p. 325-332.

- Bell, M., Pavitt, K., (1993). Technological accumulation and industrial growth: contrasts between developed and developing countries. *Industrial and Corporate Change*, v. 2, n. 2, p. 157-211.
- Bell, M., Figueiredo, P. N. (2012). Building innovative capabilities in latecomer emerging market firms: some key issues. In: Cantwell, J., Ed Amann, (Eds.), *Innovative Firms in Emerging Market Countries*. Oxford: Oxford University Press.
- Biesebroeck, J. V. (2003). "Revisiting some productivity debates". *National Bureau of Economic Research Working Paper*, n. 10065.
- Coelli, T. J.; Rao, D. S. P.; O'donnell, C. J.; Battese, G. E. (2005). An Introduction to Efficiency and Productivity Analysis. 2. ed. *New York: Springer Science*.
- Crépon, B.; Duguet, E.; Mairesse, J. (1998). Research, innovation and productivity: an econometric analysis at the firm level. *Economics of innovation and new technology*, v. 7, n. 2, p. 115-158.
- Dantas, E., Bell, M. (2009). Latecomer firms and the emergence and development of knowledge networks: the case of Petrobras in Brazil. *Research Policy*, v. 38, n. 5, p. 829-844.
- Dominguez, L.; Brown, F. (2004). "Measuring technological capabilities in Mexican industry". *CEPAL Review*, n. 83, p. 129-144.
- Dosi, G. (1988). Sources, procedures, and microeconomic effects of innovation. *Journal of Economic Literature*, v. 26, n. 3, p. 1120-1171.
- Fagerberg, J.; Verspagen, B.; Von Tunzelmann, N. (1994). The Dynamics of Technology, Trade and Growth. *Edward Elgar: Aldershot*.
- Figueiredo, P. N. (2014). Beyond technological catch-up: An empirical investigation of further innovative capability accumulation outcomes in latecomer firms with evidence from Brazil. *Journal of Engineering and Technology Management*, v. 31, p. 73-102.
- Griffith, R.; Huergo, E.; Mairesse, J.; Peters, B. (2006). Innovation and productivity across four European countries. *Oxford Review of Economic Policy*, v. 22, n. 4, p. 483-498.
- Huang, C. J.; Liu J-T. (1994). "Estimation of a non-neutral stochastic frontier production function". *Journal of Productivity Analysis*, v. 5, p. 171-180.
- Jackson, J. E. (1991). A User's Guide to Principal Components. *John Wiley & Sons: New York*.
- Jolly, D. R.; Shan, J. (2010). "Accumulation of Technological Innovation Capability and Competitive Performance in Chinese firms: A quantitative study". In: IAMOT, Cairo, Egypt.
- Kaldor, N. (1966). Causes of the slow rate of economic growth of the United Kingdom. *Cambridge University Press: Cambridge*.
- Kinda, T.; Plane, P.; Véganzonès-Varoudakis, M. (2009). "Firms' Productive Performance and the Investment Climate in Developing Economies: An Application to MENA Manufacturing". *Policy Research Working Paper*, n. 4869.
- Kumbhakar, S. C.; Ghosh, S.; McGuckin, J. T. (1991). "A generalized production frontier approach for estimating determinants of inefficiency in US dairy farms". *Journal of Business and Economic Statistics*, v. 9, p. 279-286.

- Kumbhakar, S. C.; Lovell, C. A. K. (2000). *Stochastic Frontier Analysis*. Cambridge University Press: Cambridge.
- Lall, S. (1992). "Technological Capabilities and Industrialization". *World Development*, vol. 20, n. 2, p. 165-186.
- Lee, K., Lim, C. (2001). Technological regimes, catching-up and leapfrogging: findings from the Korean industries. *Research Policy*, v. 30, n. 3, p. 459-483.
- Meeusen, W.; Van Den Broeck, J. (1977). "Efficiency estimation from Cobb-Douglas production functions with composed error". *International Economic Review*, v. 18, p. 435-444.
- OCDE - ORGANIZAÇÃO PARA A COOPERAÇÃO E DESENVOLVIMENTO ECONÔMICO (2011). ISIC rev. 3 Technology Intensity definition. *OECD Directorate for Science, Technology and Industry, Economic Analysis and Statistics Division*. Paris: OECD.
- Stevenson, R. F. (1980). "Likelihood functions for generalized stochastic frontier estimation". *Journal of Econometrics*, v. 13, p. 57-66.
- Wang, H; Schmidt, P. (2002). "One-step and two-step estimation of the effects of exogenous variables on technical efficiency levels". *Journal of Productivity Analysis*, v. 18, p. 129-144.

Fossil fuel CO₂ emissions Determinants for South American countries: STIRPAT approach

Determinantes da emissão de CO₂ por uso de combustíveis fósseis para países sul-americanos: uma abordagem STIRPAT

Felipe Figueiredo Silva¹

Lora dos Anjos Rodrigues²

Roni Barbosa Moreira³

Alexandre Bragança Coelho⁴

Abstract: *This paper aims to investigate the determinants of CO₂ emissions caused by fossil fuel use from 1970 to 2010 for countries in South America. We use the framework Stochastic Impacts by Regression on Population, Affluence and Technology (STIRPAT) specified with an unbalanced panel data model with Random Effects. We found that population is the factor with greatest impact on emissions' level and its disaggregated analysis revealed that the population group between the ages of 20 and 34 employ a negative effect on CO₂ emissions. Additionally, emissions are also fairly affected by urbanization, which supports the argument that countries in an early stage of development have a higher pollution potential compared to developed countries due to their outdated and inefficient technology level. Therefore, we can draw, among other conclusions, that the introduction of extra control variables represents a gain if compared to the conventional methodology used by accounting equation Impact = Population x Affluence x Technology (IPAT).*

Key-Words: STIRPAT, CO₂ emission, South America.

JEL: Q55

Introdução

O aumento da concentração de gases do efeito estufa na atmosfera tem contribuído para acelerar o processo de mudanças climáticas, em que há aumento da temperatura média e irregularidade no regime de chuvas. Segundo York (2003a), a ação antropogênica modificou grande parte dos ciclos bioquímicos, acelerou a extinção de diversas espécies animais, além de alterar a cobertura vegetal que recobre a terra.

O principal gás responsável pelas mudanças climáticas é o dióxido de carbono (CO₂), emitido, principalmente, pelo uso de combustíveis fósseis, acentuadamente, nos países de intensa industrialização e urbanização. Conforme dados do *Carbon Dioxide Information Analysis Center* (CDIAC 2013), a emissão de CO₂ resultante da queima de combustíveis fósseis aumentou vertiginosamente nos países sul-americanos no período pós-industrialização, principalmente, após a década de 1970.

Resumo: Neste trabalho, teve-se o objetivo de analisar os determinantes da emissão de CO₂ por uso de combustíveis fósseis nos países sul-americanos no período de 1970 a 2010. Para tanto, utilizou-se da abordagem Stochastic Impacts by Regression on Population, Affluence and Technology (STIRPAT) por meio da aplicação do modelo de dados em painel de efeito aleatório. Os resultados mostram que a variável de maior impacto sobre o nível de emissões é a população. A análise desagregada revelou que a camada da população de 20 a 34 anos exerce influência negativa sobre as emissões de CO₂. A emissão, também, apresentou significativa sensibilidade à urbanização, corroborando a ideia de que países em estágio inicial de desenvolvimento apresentam elevado potencial poluidor dado um nível tecnológico atrasado e ineficiente. Dentre outras, uma conclusão é que a introdução de variáveis de controle representa ganho em relação à aplicação convencional da identidade Impact = Population x Affluence x Technology (IPAT).

Palavras-Chave: STIRPAT, emissão de CO₂, América do Sul.

¹ Departamento de Economia Rural. Economia Aplicada.

² Departamento de Economia Rural. Economia Aplicada. Recursos Naturais e Ambientais e Mudanças Climáticas.

³ Departamento de Economia Rural. Economia Aplicada.

⁴ Departamento de Economia Rural. Economia Aplicada.

Os países que compõem a América do Sul apresentam matriz energética semelhante, visto que a formação geológica e a abundância de recursos hídricos possibilitam a geração de energia a partir de combustíveis fósseis e hidrelétricas, destaque para o Brasil e a Venezuela. Vale ressaltar, que este último é um grande produtor de petróleo no cenário mundial e membro da Organização dos Países Exportadores de Petróleo (Opep). Destacam-se, também, por sua relevância econômica, Brasil e Argentina, membros do Mercado Comum do Sul (Mercosul), importante bloco econômico e político no cenário internacional.

Em geral, a intensificação da industrialização nestes países iniciou-se na década de 1950, impulsionada, em grande parte, pelo processo de substituição de importações, para a maioria deles. A industrialização, fortemente baseada na utilização de combustíveis fósseis, sofreu com as crises do petróleo da década de 1970, o que levou a um desaquecimento destas economias. Os efeitos das crises constituíram incentivos à busca de energias alternativas, o que pode ter modificado o padrão de emissões de CO₂ no decorrer dos anos. No caso brasileiro, a principal iniciativa foi o investimento em biocombustíveis, em especial no etanol, com a instituição do Pró-álcool (Programa Nacional do Álcool), que tinha por objetivo estimular o desenvolvimento da indústria automobilística e canavieira, diminuindo a dependência do petróleo e os custos inerentes a esta.

Neste contexto, tem-se o objetivo de analisar os determinantes da emissão de CO₂ nos países da América do Sul no período de 1970 a 2010 a partir da abordagem *Stochastic Impacts by Regression on Population, Affluence and Technology* (STIRPAT). A maioria dos estudos¹ que utiliza o STIRPAT não leva em consideração a heterogeneidade entre os países no tocante a aspectos socioeconômicos, políticos, localização geográfica e matriz energética, analisando-os generalizadamente. Assim, o presente trabalho pretende tratar essa questão, na medida em que considera apenas os países sul-americanos, que possuem tais características mais homogêneas.

Além desta introdução, o artigo está dividido em mais quatro seções. Na primeira seção, é apresentada a revisão de literatura, que contextualiza o trabalho. Na segunda, apresenta-se a metodologia aplicada ao STIRPAT, na terceira, são discutidos os resultados. Por fim, na quarta seção, expõe-se as considerações finais.

1. Revisão de Literatura

A literatura sobre o tema de mudanças climáticas e ações antropogênicas

¹ Podem-se citar: York (2007), Fan et. al. (2006), Cole and Neumayer (2004), York et. al. (2003b), York et. al. (2003a), Shi (2003).

aponta diversas formas de se investigar os determinantes do impacto ambiental decorrente da atividade econômica. Um dos modelos utilizados apresenta o tamanho da população e o Produto Interno Bruto (PIB) *per capita* como principais fatores determinantes. Este modelo consiste na identidade IPAT, descrita a seguir:

$$I = P \times A \times T$$

em que, I representa o impacto ambiental proporcionado pelos fatores apresentados no lado direito da identidade; P representa o tamanho da população; A , a afluência mensurada em unidades monetárias correntes; e T , indica o nível tecnológico. Essa identidade matemática foi introduzida, inicialmente, a partir do estudo de Ehrlich e John Holdrin (1971) originado do debate sobre os principais determinantes dos impactos ambientais.

O IPAT permite identificar a relação existente entre cada componente e o impacto ambiental, bem como a interação estabelecida entre todos eles e o impacto ambiental. Entretanto, essa abordagem apresenta algumas limitações: é baseada em informações de nível agregado; não capta a inter-relação entre os componentes; a utilização desta equação é inviável para estudos de longos períodos devido às alterações de preços; não considera características sociopolíticas; e, por fim, não permite a realização de testes de hipóteses por constituir uma identidade matemática.

Diante de tais limitações, Rosa e Dietz (1998) inovaram em modelar o IPAT a partir de uma regressão estocástica, denominada STIRPAT (*Stochastic Impacts by Regression on Population, Affluence and Technology*), cuja equação é definida por:

$$I = aP_i^b A_i^c T_i^d e_i$$

em que, i representa as unidades de corte transversal; e_i é o termo de erro aleatório; a é a constante; os expoentes b , c e d representam as elasticidades a serem estimadas. O STIRPAT diferencia-se do IPAT na medida em que, ao possibilitar a realização de testes de hipóteses, permite verificar a significância estatística dos parâmetros estimados. Além disso, sua estrutura permite captar o efeito não proporcional dos seus componentes sobre o impacto ambiental.

Dentre os vários trabalhos que analisam os determinantes do impacto ambiental utilizando a abordagem STIRPAT, podem-se enumerar York *et al.* (2003a) e Liddle e Lung (2010). Estes últimos autores estudaram 17 países desenvolvidos no período de 1960-2005 a partir de diferentes medidas de impacto, quais sejam, emissões totais de CO₂, emissões provenientes do transporte, do

consumo de energia e do consumo de eletricidade residencial. Enquanto os primeiros autores, ao expandirem o modelo STIRPAT por meio da inclusão de maior diversidade de variáveis, que não poderiam ser incorporadas pelo IPAT, analisaram as emissões de CO₂ e concluíram que países em regimes não tropicais são responsáveis por maior impacto, relativamente aos países tropicais. Além disso, estimaram as elasticidades para seus componentes e verificaram, como a maioria dos estudos, que a população é a variável que exerce maior influência.

Dentre outros estudos, York *et al.* (2003a) utilizam a variável população em sua totalidade para averiguar o impacto total do padrão de consumo individual sobre o ambiente, ou seja, investiga o efeito do tamanho da população. Porém, há estudos que indicam a desagregação da população como forte contribuição para a análise dos determinantes do impacto ambiental. Liddle e Lung (2010)², por exemplo, esperavam que quanto maior fosse a participação da faixa etária de 20 a 34 anos na população, maior seria o nível de emissões de CO₂ devido ao maior nível de atividade com potencial nível poluidor. Contrariamente, para a faixa etária de 50 a 64, o impacto seria negativo devido ao menor nível de atividade. Enquanto para as faixas etárias 35-49 e 65-79, esperava-se que o impacto em termos de consumo de energia fosse negativo e positivo, respectivamente. Pois, para a primeira, pressupõe-se residências com mais membros na família, o que resulta em consumo *per capita* menor e, para a segunda, espera-se consumo maior pelo fato de constituir idade de indivíduos que permanecem em casa por mais tempo.

Assim como estes trabalhos, em que a população total e a população desagregada foram relevantes dadas as suas especificidades, pretende-se investigar se estas duas variáveis são, também, determinantes para explicar o nível de emissão de CO₂ nos países sul-americanos. A desagregação da população, dada a evidência empírica analisada, justifica-se pela existência de um padrão de consumo com potencial poluidor distinto em cada faixa etária. Alguns países sul-americanos passaram pela expansão populacional, em parte, devido aos avanços obtidos na área da saúde. Embora o Brasil esteja experimentando transição demográfica desde as últimas décadas do século XX, com a diminuição da fecundidade, segundo (Alves *et al.* 2010), o crescimento da população ocorre, mesmo que a taxas decrescentes.

A inserção da variável afluência no modelo, aqui representada pelo PIB *per capita*, tem por objetivo captar o efeito do nível da renda sobre o impacto ambiental. O nível tecnológico, que capta o padrão no consumo de energia, se faz importante visto que, em economias de industrialização recente, 90% da energia utilizada é proveniente de combustível fóssil (Perman *et al.* 2004).

² Neste ponto, cabe observar que a ênfase da abordagem STIRPAT para captar os determinantes de impactos ambientais está sobre a influência da população e seu nível de atividade e padrão de consumo, que muda conforme faixa etária. Abordagens alternativas estão disponíveis conforme o enfoque do estudo. Nesses estudos preocupados em captar, mais detalhadamente, a influência da renda sobre o meio ambiente, por exemplo, a abordagem da Curva de Kuznets Ambiental (CKA) é amplamente utilizada na literatura.

2. Modelo Analítico

Os dados utilizados neste estudo referem-se a 12 países da América do Sul no período de 1970 a 2010, com periodicidade de cinco anos, totalizando 9 pontos temporais. A utilização de dados em painel beneficia a estimação devido à maior variabilidade e menor colinearidade entre as variáveis utilizadas, além de aumentar, significativamente, o número de observações e representatividade da amostra.

A equação de um modelo com dados em painel pode ser especificada como segue:

$$y_{it} = x'_{it}\beta + (\eta_i + \varepsilon_{it})$$

em que x_{it} , representa o vetor de variáveis explicativas, β é o vetor de coeficientes a ser estimado, η_i é a heterogeneidade não observada de cada país i constante no tempo (t) e, ε_{it} representa o termo de erro aleatório (GREENE 2008).

Considerando os efeitos específicos de cada país, η_i , componente do erro geral da equação u_{it} , pode-se escrever:

$$(\eta_i + \varepsilon_{it}) = u_{it}$$

em que, pressupõe-se $\eta_i \sim \text{IID}(0, \sigma_\eta^2)$ e $\varepsilon_{it} \sim \text{IID}(0, \sigma_\varepsilon^2)$.

Quando a heterogeneidade não observada η_i é correlacionada com pelo menos uma variável explicativa, tem-se a violação do pressuposto de exogeneidade estrita e a aplicação do estimador de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) produz estimativas tendenciosas devido à omissão de variável relevante (Wooldridge 2006). Neste caso, a estimação do modelo de efeitos fixos é necessária para eliminar a heterogeneidade não observada:

$$\ddot{y}_{it} = \ddot{X}'_{it}\ddot{\beta} + \ddot{\varepsilon}_{it}$$

em que, os dados foram reduzidos temporalmente, ou seja, subtrai-se a média de cada observação para todas as variáveis. Na medida em que $\eta_i - \bar{\eta}_i = 0$, elimina-se a fonte do viés. Este estimador será não viesado quando $\ddot{\varepsilon}_{it}$ for não-correlacionado com as variáveis explicativas.

No caso em que a heterogeneidade não observada é não correlacionada com as variáveis explicativas, ou seja, $cov(X_{it}, \eta_i) = 0$, tem-se um modelo de efeitos aleatórios (Greene 2008). Este modelo apresenta correlação serial no termo de erro u_{it} , pois a eliminação de η_i resultaria em estimativas ineficientes. Neste caso, torna-se necessária a utilização do estimador de Mínimos Quadrados Generalizados (MQG) que elimina a correlação serial ao subtrair uma fração λ da média das variáveis:

$$y_{it} - \lambda \bar{y}_i = (x'_{it} - \bar{x}'_i \lambda) \beta + (u_{it} - \lambda \bar{u}_i)$$

em que, $\lambda = 1 - \left[\frac{\sigma_u^2 / \sigma_\eta^2}{\sigma_u^2 / \sigma_\eta^2 + T} \right]^{1/2}$. Na prática, como λ é não conhecido, o estimador MQG factível utiliza $\hat{\lambda} = 1 - \left\{ \frac{1}{1 + T(\sigma_u^2 / \sigma_\eta^2)} \right\}^{1/2}$ no lugar de λ .

Para prosseguir com a estimação do modelo apropriado, serão aplicados os testes de Hausman, LM de Breusch Pagan e Wooldridge para verificar as propriedades estatísticas de η_i .

São estimadas duas equações a partir da abordagem STIRPAT, em que a segunda considera o impacto da diferença etária da população economicamente ativa, discriminando os intervalos por nível de atividade e padrão de consumo, conforme sugerido em Liddle e Lung (2010):

$$ECO2_{it} = f(Ppc_{it}, Poptot_{it}, Urb_{it}, IntEn_{it}, t) \quad (1)$$

$$ECO2_{it} = f(Ppc_{it}, Poptot_{it}, Urb_{it}, IntEn_{it}, t, Pop2034_{it}, Pop3549_{it}, Pop5064_{it}) \quad (2)$$

em que $ECO2_{it}$, é a emissão de dióxido de carbono (CO₂) do país i no ano t , que representa o impacto ambiental; Ppc_{it} corresponde ao PIB *per capita*. $Poptot_{it}$, $Pop2034_{it}$, $Pop3549_{it}$ e $Pop5064_{it}$ representam, respectivamente, a população total e a participação na população total da população na faixa de 20 a 34 anos, 35 a 49 anos e 50 a 64 anos. A taxa de urbanização, Urb_{it} , e a intensidade energética, $IntEn_{it}$, representam a tecnologia; e, por fim, t é a tendência temporal, que capta as características comuns nos países que mudam com o passar dos anos.

O impacto ambiental é mensurado a partir do nível de emissões de CO₂ proveniente da queima de combustíveis fósseis. Para captar a influência da tecnologia e seu padrão de consumo de combustíveis fósseis, foi utilizada a taxa de urbanização. Quanto maior ela for, espera-se que maior seja o nível de atividade econômica com potencial poluidor e maior o nível de emissões de CO₂. Dentre as principais atividades responsáveis pelo nível de emissões derivadas da queima de CO₂ encontram-se o setor de transportes e a Indústria

(*International Energy Agency – IEA 2012*). Para ilustrar, na Bolívia, Chile, Paraguai, Peru, e Venezuela o número de automóvel por habitante aumentou consideravelmente nos primeiros anos da década de 2000, conforme dados da Comissão Econômica para América Latina e o Caribe (CEPAL 2011). E, segundo o relatório do *Intergovernmental Panel on Climate Change* (IPCC 2015), a Indústria constituiu-se, em 2010, no maior setor responsável por emissões de gases de efeito estufa (GEE), sendo 21% de forma direta e 11% indiretamente.

Espera-se que o coeficiente de t seja negativo, ou seja, que o nível de poluição decresça ao longo do tempo devido à adaptação energética dos países ao uso de tecnologias mais “limpas”, como encontrado em Liddle e Lung (2010). Espera-se que o impacto da renda seja positivo, na medida em que estes países são economias em desenvolvimento e encontram-se na fase em que o aumento de renda representa aumento no consumo que busca maximizar bem-estar sem contabilizar os custos ao meio-ambiente.

Já, em relação à variável $Poptot_{it}$, espera-se que o impacto agregado seja positivo, pois, quanto maior a população maior o nível de atividade econômica e consumo *per capita*. Para $Pop2034_{it}$, $Pop3549_{it}$ e $Pop5064_{it}$ tomando o perfil brasileiro como referência, espera-se que o primeiro grupo apresente nível de atividade poluidora, relativamente, baixo, dado que as pessoas desta faixa não possuem poder aquisitivo elevado, ao constituir-se, majoritariamente, de jovens estudantes ou trabalhadores no início da carreira profissional. Para a faixa intermediária, cujo o poder aquisitivo é maior, espera-se um nível de atividade poluidora maior. Para a terceira faixa, espera-se um impacto negativo sobre a emissão, na medida em que o nível de atividade é menor. Deve-se notar que as hipóteses deste artigo diferem daquelas de Liddle e Lung (2010) para o primeiro e segundo grupo, em que os autores exploram a questão do tamanho das famílias para justificar o nível de consumo e impacto *per capita*.

As variáveis Urb_{it} e $IntEn_{it}$ representam o nível tecnológico das nações, na medida em que captam o consumo de energia. Para a primeira, espera-se um coeficiente de sinal positivo porque o aumento na urbanização leva ao aumento no padrão de emissão de CO₂ devido, principalmente, ao aumento do número de automóveis no setor de transportes e à atividade industrial. Para a segunda, que representa o consumo de energia por unidade do PIB, espera-se um sinal positivo para seu coeficiente, visto que um aumento do consumo de energia eleva a emissão de CO₂, mais diretamente, quanto proveniente de combustíveis fósseis.

2.1. Fonte de Dados

No presente estudo analisam-se os determinantes das emissões de CO₂ nos países sul-americanos: Argentina, Bolívia, Brasil, Chile, Colômbia, Equador, Guayana, Paraguai, Peru, Suriname, Uruguai e Venezuela entre os anos de 1970 e 2010 (com periodicidade de cinco anos). A seguir, a descrição das variáveis, unidade de medida e fonte de dados são expostos na Tabela 1.

TABELA 1 – DESCRIÇÃO DAS VARIÁVEIS, UNIDADE DE MEDIDA E FONTE DOS DADOS

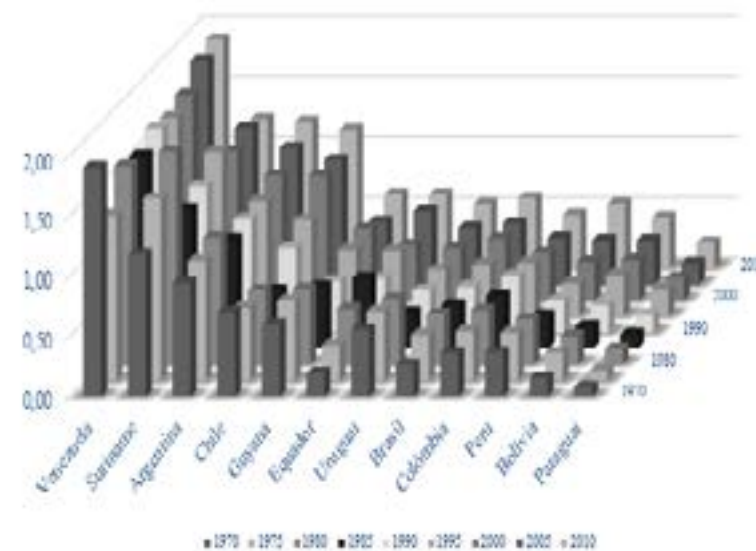
Variável (em logarítmico)	Unidade	Fonte
Emissão de C _o 2	em toneladas métricas	<i>Carbon Dioxide Information Analysis Center (CDIAC)</i>
PIB <i>per capita</i>	Produto Interno Bruto dividido pela população (em dólares)	<i>University of Pennsylvania</i>
PIB	em milhões de dólares	<i>University of Pennsylvania</i>
População total	por 1000 habitantes	<i>United Nations</i>
População desagregada	Participação de três faixas etárias de 15 em 15 anos, começando em 20 anos de idade (por 1000 habitantes)	<i>United Nations</i>
(%) População urbana	Razão entre a população urbana e a total multiplicado por 100	<i>United Nations</i>
Consumo total de energia	Consumo total de energia (em milhões de barris equivalentes de petróleo-bep)	Comisión Económica para América Latina Y el Caribe (CEPALSTAT)

Fonte: Elaborada pelos autores.

3. Resultados

Inicialmente, é realizada uma análise descritiva dos dados. Seguindo a tendência mundial das últimas décadas, os países sul-americanos desempenharam aumento das emissões *per capita* de CO₂ pelo uso de combustíveis fósseis para o período de 1970 a 2010, conforme destacado no Gráfico 1. Esse comportamento ascendente deve-se, em parte, ao recente processo de industrialização e crescente aumento da frota de automóveis com que os países se deparam. A Venezuela apresenta a maior média na emissão *per capita* de CO₂ no período (acima de 1,7 toneladas), liderança que se justifica pela maior dependência, relativamente, do petróleo dada sua posição entre os principais países produtores mundiais. Enquanto o Uruguai, diferentemente, apresentou queda superior a 3% em suas emissões. Tal desempenho pode ser atribuído ao esforço de “limpeza” de sua matriz energética, com o governo destinando 3% do PIB³ para investimento em fontes renováveis desde 2008 (Cdiac 2013).

GRÁFICO 1 – EMISSÃO *PER CAPITA* DE CO₂ (TON) PELO USO DE COMBUSTÍVEIS FÓSSEIS DOS PAÍSES DA AMÉRICA DO SUL NO PERÍODO DE 1970 A 2010



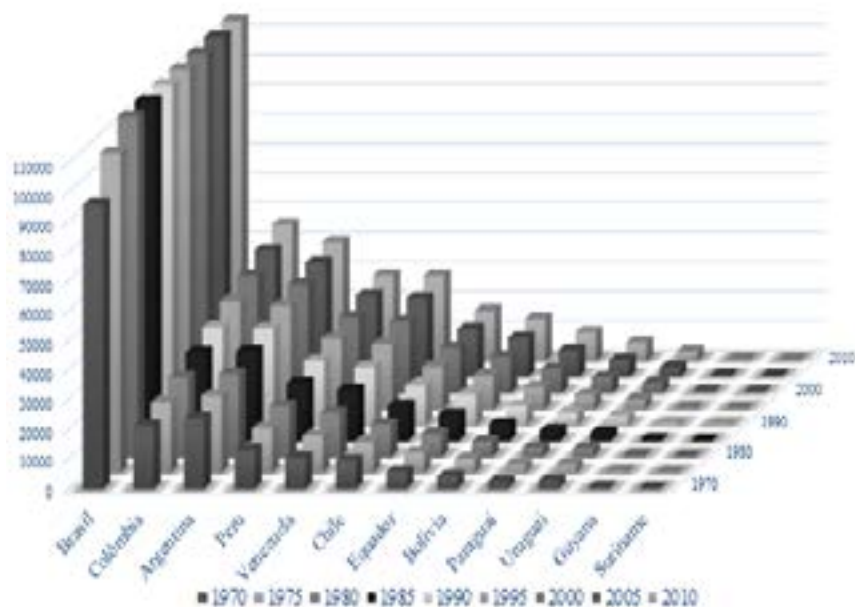
Fonte: Carbon Dioxide Information Analysis Center (CDIAC), 2013.

Neste mesmo período, conforme o Gráfico 2, a população da América do Sul apresenta tendência de crescimento, comportamento característico de países

³ El País, 2014.

em desenvolvimento. Destacam-se o Brasil com sua dimensão continental e população superior a 190 milhões de habitantes e o Paraguai, cuja população aumentou em 160%, aproximadamente.

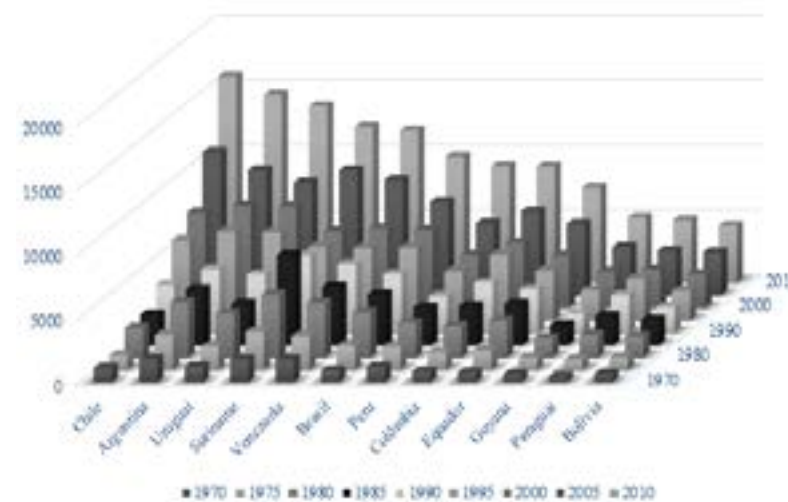
GRÁFICO 2 – POPULAÇÃO TOTAL (MIL) PARA OS PAÍSES DA AMÉRICA DO SUL NO PERÍODO DE 1970 A 2010



Fonte: United Nations – Demographic Statistics, 2013.

No Gráfico 3, apresenta-se o comportamento do PIB *per capita*, que é uma tradicional medida de desenvolvimento econômico, embora haja corrente contrária que o considere uma medida de disponibilidade de renda, ou seja, apenas uma das dimensões do desenvolvimento. Em destaque, no ano de 2010, o PIB *per capita* do Chile ultrapassa US\$ 15.000. Este país, também, teve sua renda aumentada em mais de 13 vezes no período. O Brasil ocupa a última posição da primeira metade com maior renda *per capita*.

GRÁFICO 3 – PIB *PER CAPITA* (US\$) PARA OS PAÍSES DA AMÉRICA DO SUL NO PERÍODO DE 1970 A 2010



Fonte: University of Pennsylvania, dados sobre o PIB per capita, 2012.

A seguir, na Tabela 2, são apresentados os resultados referentes aos pré-testes, necessários para verificar as características estatísticas dos dados em painel, e os resultados dos modelos (1) e (2), estimados com as variáveis logaritimizadas. Inicialmente, pode-se verificar que o modelo de dados em painel de efeitos aleatórios foi determinado pelos tradicionais testes de Hausman e de Breusch-Pagan, na medida que têm suas hipóteses nulas (H₀) não rejeitada e rejeitada, respectivamente. Em seguida, atestou-se a presença de autocorrelação pelo teste de Wooldridge, ratificando a escolha por um modelo de efeito aleatório.

Partindo para a análise dos modelos estimados, relembra-se que o primeiro modelo é semelhante à estrutura do IPAT, inserindo variável para afluência, população e tecnologia⁴. Como esperado, a renda apresenta um efeito positivo sobre a emissão de CO₂, ou seja, o aumento de 10% na renda *per capita* é acompanhado por um aumento de cerca de 6% na emissão de CO₂. Quanto à população total, a variação de 10% em seu valor é acompanhada de uma variação no mesmo sentido de quase 8% nas emissões. A intensidade energética apresenta comportamento semelhante, visto que o aumento do consumo de energia ocasiona maiores emissões. O coeficiente do percentual de população urbana é o mais elevado, indicando efeito positivo e comportamento elástico sobre o nível de emissões. Assim, o aumento de 10% no percentual de população urbana é acompanhado por aumento de mais de 14% no nível de emissões

4 No entanto, o uso de regressão permite a realização de testes de hipóteses.

de CO₂ proveniente da queima de combustíveis fósseis⁵.

TABELA 2 – RESULTADOS DA ESTIMAÇÃO A PARTIR DO MODELO DE EFEITO ALEATÓRIO

Variável	Modelo 1	Modelo 2
PIB <i>per capita</i>	0,6094*** (0,0946)	0,6703*** (0,0833)
População Total	0,7787*** (0,0277)	1,8484*** (0,4148)
Pop2034	-	-1,2452*** (0,2475)
Pop3549	-	0,3707 ^{NS} (0,2710)
Pop5064	-	-0,1722 ^{NS} (0,2047)
Taxa de Urbanização	1,4132*** (0,2245)	0,9727*** (0,2227)
Intensidade Energética	0,0980* (0,0558)	0,1294*** (0,0438)
Tendência	-0,0550*** (0,0092)	-0,0469*** (0,0110)
constante	-3,7453*** (0,3264)	-3,9420*** (0,6220)
Pré-testes	Estatística	H0
Hausman	Chi2 = 3,62 ^{NS}	Diferença entre o coeficiente de Efeito Fixo e Efeito Aleatório é não sistemática
Breusch-Pagan Lagrange Multiplier	Chi2 = 200,73***	Var(u _{it}) = 0
Wooldridge	F = 35,630***	Ausência de autocorrelação de primeira ordem

Nota: Lembrar: 1) As variáveis estão em logaritmo. 2) A variável dependente é o nível absoluto de emissão de CO₂. ***Significativo a 1%. *Significativo a 10%. ^{NS}Não significativo. Os valores em parênteses representam o desvio-padrão das variáveis.

Por fim, no segundo modelo, apresenta-se a incorporação das variáveis que desagregam a população em três faixas etárias como diferencial. Neste caso, a população passa a constituir no principal determinante das emissões, da

5 Quanto ao intercepto, ao aplicar exponencial no mesmo [exp(-3,7453) = 0,02], retorna-se ao modelo estrutural, encontrando um valor de "a" (p.3) próximo de zero. Desta forma, quando o nível de todas as variáveis analisadas é igual a zero, o nível (absoluto) de emissões de CO₂ é zero, aproximadamente.

mesma forma que na maioria dos estudos, incluindo Liddle e Lung (2010) e York (2003a). Em contrapartida, o grau de urbanização perde peso na explicação das emissões, evidenciando, assim, a necessidade de uma análise mais desagregada, a fim de captar, de forma mais precisa, a influência de cada fator.

Espera-se que um aumento de 10% no total da população seja acompanhado, em média, por um aumento de mais de 18% nas emissões de CO₂. Na medida em que a população apresenta-se como principal fator determinante das emissões, pode-se inferir que, a tendência crescente a taxas decrescentes em termos populacionais, poderá ser verificada no nível de emissões nos próximos anos, *coeteris paribus*.

Ao desagregar a população em faixas etárias, é possível verificar que tal comportamento é não homogêneo. Como esperado, quanto maior a participação do grupo etário 20-34 no total da população, menor será o impacto ambiental. Dentre os principais responsáveis pela emissão de CO₂, destaca-se o uso do transporte pela queima de combustível fóssil como força motriz. Na medida em que os jovens desta faixa etária apresentam renda relativamente inferior, espera-se predomínio do uso de transporte coletivo, reduzindo seu consumo *per capita* de combustível. Para as demais faixas, não houve impacto estatisticamente significativo. Este resultado não deve surpreender, pois, Liddle e Lung (2010), alertavam sobre tal possibilidade quando se utiliza o nível de emissões totais de CO₂, visto que, este pode ser mais significativamente influenciado pela atividade na indústria que pela soma do comportamento individual.

Semelhante ao trabalho de Cole e Neumayer (2004), que também desagrega a população, a emissão de CO₂ responde positivamente ao aumento na taxa de urbanização, visto que a urbanização faz parte do processo de desenvolvimento. Isso acontece pelo fato da urbanização, em seu estágio inicial, não ser acompanhada pelo uso de transporte coletivo eficiente e pela normatização do modo de eliminação de resíduos na indústria.

A intensidade energética, que corresponde ao consumo de energia (bep) em relação ao PIB, apresenta relação inelástica em relação às emissões. Considerando uma variação de 10% nesta variável, as emissões aumentariam 1,2% apenas. Magnitude que pode ser justificada pela alta participação de fontes renováveis na matriz energética da maioria dos países estudados⁶.

Em relação ao PIB *per capita*, pode-se dizer que o aumento de 10% em tal variável é acompanhado, em média, por um aumento de 6,7% nas emissões de CO₂, *coeteris paribus*. Este comportamento, também, é evidenciado no trabalho de Liddle e Lung (2010), indicando que estes países, de fato, encontram-se na fase de desenvolvimento em que o crescimento da economia

6 Utilizar o consumo de energia por unidade do PIB como intensidade energética em detrimento da participação relativa dos combustíveis fósseis na matriz energética capta de forma mais ampla o efeito do setor de geração de eletricidade e calor, maior emissor de CO₂ (IEA 2012), pois, mesmo na produção de energia a partir de fonte renovável, há impacto (mesmos que indiretos) sobre o nível de emissão de GEE.

é acompanhado pelo crescimento do nível de emissões de GEE.

Como esperado, o coeficiente da tendência temporal apresenta-se negativo, corroborando a ideia de que os países têm buscado energias alternativas mais “limpas”. Entre 2002 e 2012, a produção mundial de biocombustíveis quadruplicou (BP 2013).

Em síntese, os resultados corroboram a ideia proposta, inicialmente, pela abordagem IPAT, em que população, afluência e tecnologia afetam positivamente o padrão de emissões de CO₂.

Considerações Finais

Os objetivos propostos foram alcançados e os resultados se apresentam em conformidade com a literatura. Dessa forma, a aplicação da abordagem STIRPAT mostrou-se robusta ao identificar significância estatística dos determinantes da emissão de CO₂ nos países sul-americanos, em grande parte, devido à menor heterogeneidade entre estes relativamente ao grupo de países que são analisados em outros estudos. A inclusão de variáveis de controle no modelo representa ganho em relação à aplicação convencional do IPAT.

Como principais resultados, podem-se apontar que a população exerce efeito maior sobre a emissão de CO₂ em detrimento das variáveis de afluência e de tecnologia. Da mesma forma, a emissão, também, apresentou significativa sensibilidade à urbanização, corroborando a ideia de que países em estágio inicial de desenvolvimento apresentam elevado potencial poluidor dado um nível tecnológico atrasado e ineficiente.

Em relação à inclusão da tendência para identificar o efeito do tempo, pode-se inferir que houve mudança no padrão de emissões de CO₂ ao longo do período analisado, indicando uma adaptação da matriz energética na busca por energias alternativas “mais limpas”. Assim, pode-se inferir que, diante de adversidades, como ocorre nos processos de mudanças climáticas e aquecimento global, as nações são capazes de alterar o seu comportamento a fim de adaptar-se ao novo cenário.

Referências

- Alves, J. E. D. & Vasconcelos, D. S. & Carvalho, A. A. (2010). “Estrutura etária, bônus demográfico e população economicamente ativa no Brasil: cenários de longo prazo e suas implicações para o mercado de trabalho.” Textos para Discussão CEPAL-IPEA, número 10. URL [on line]: http://www.cepal.org/publicaciones/xml/1/42471/CEPAL_10_MIOLO.pdf. Acesso em: 30 de maio de 2011.
- Bp (2013). British Petroleum: “*Statistical Review of World Energy June 2013*.” URL [on line]: <http://www.bp.com/en/global/corporate/about-bp/energy-economics/statistical-review-of-world-energy.html>. Acesso em 2014.
- Carbon Dioxide Information Analysis Center – CDIAC (2013). *Dados sobre emissão de dióxido de carbono*. URL [on line]: http://cdiac.ornl.gov/trends/emis/overview_2007.html. Acesso em 2014.
- Comisión Económica Para América Latina Y El Caribe – CEPAL. Dados sobre o setor de transportes. Disponível em: <http://interwp.cepal.org/sisgen/ConsultaIntegrada.asp?idIndicador=462&idioma=e>. Acesso em: 30 de maio de 2011.
- Cole, M. & Neumayer, E. (2004). “Examining the impact of demographic factors on air pollution.” *Population and Environment* 26 (1): 5–21.
- Dietz, T. & Rosa, E. (1997). “Effects of population and affluence on CO₂ emissions.” *Proceedings of the National Academy of Sciences of the USA* 94: 175–179.
- Ehrlich, P. & Holdren, J. (1971). “The impact of population growth.” *Science* 171: 1212–1217.
- El País (2014). Internacional: A renovação renovável uruguaia. http://brasil.elpais.com/brasil/2014/07/10/internacional/1405027005_646202.html
- Estadísticas De América Latina Y El Caribe – CEPALSTAT. Dados sobre intensidade energética e produção de energia primária. URL [on line]: <http://websie.eclac.cl/sisgen/ConsultaIntegrada.asp>. Acesso em 2014.
- Fan, Y. & Liu, L.c. & Wu, G. & Wei, Y.m. (2006). “Analyzing impact factors of CO₂ emissions using the STIRPAT model.” *Environmental Impact Assessment Review* 26: 377–395.
- Greene, William H. (2008). *Econometric analysis*, 6^a ed. Upper Saddle River, N.J.: Prentice Hall.
- Iea. (2012). CO₂ Emissions from Fuel Combustion: Highlights. *International Energy Agency, Paris, France*.
- Ippc. (2014). *Climate Change 2014: Synthesis Report*. Contribution of Working Groups I, II and III to the Fifth Assessment Report of the Intergovernmental Panel on Climate Change [Core Writing Team, R.K. Pachauri and L.A. Meyer (eds.)]. *IPCC, Geneva, Switzerland*.
- Liddle, B. & Lung, S. (2010). “Age –structure, urbanization, and climate change in developed countries: revisiting STIRPAT for disaggregated population and consumption-related environmental impacts.” *Popul Environ* 31: 317 – 343.
- Perman, R. & Ma, Y. & Mcgilvray, J. & Common, M. (2004). *Natural Resource and Environmental Economics*, 3^a ed.: Pearson Addison Wesley.
- Rosa, E. A. & Dietz, T. (1998). “Climate change and society: speculation, construction

- and scientific investigation.” *International Sociology* 13: 421 – 455.
- Shi, Anqing. (2003). “The impact of population pressure on global carbon dioxide emissions, 1975–1996: Evidence from pooled cross-country data.” *Ecological Economics* 44: 29–42.
- United Nations – Demographic Statistics. Dados sobre população total. URL [on line]: <http://esa.un.org/wup2009/unup/index.asp>. Acesso em 2014.
- United Nations – Population Division Of The Department Of Economic And Social Affairs. “World Population Prospects: The 2012 Revision.” Dados sobre população desagregada. URL [on line]: http://esa.un.org/unpd/wpp/unpp/panel_indicators.htm. Acesso em 2014.
- United Nations – Population Division Of The Department Of Economic And Social Affairs. “World Urbanization Prospects: The 2012 Revision.” Dados sobre população urbana. URL [on line]: <http://esa.un.org/unpd/wup/>. Acesso em 2014.
- University Of Pennsylvania. (2012). “Penn World Table – PWT versão 7.1.” Dados sobre o PIB e PIB per capita. Disponível em: <https://pwt.sas.upenn.edu/php_site/pwt71/pwt71_form.php>. Acesso em 2014.
- Wooldridge, J. M. (2006). Introdução à Econometria: Uma Abordagem Moderna. São Paulo: Thomson.
- York, Richard. (2007). “Demographic trends and energy consumption in European Union Nations, 1960–2025.” *Social Science Research* 36: 855–872.
- York, R. & Rosa, E. & Dietz, T. (2003a). “STIRPAT, IPAT, and ImPACT: analytic tools for unpacking the driving forces of environmental impacts.” *Ecological Economics* 46: 351–365.
- York, R. & Rosa, E. & Dietz, T. (2003b). “A rift in modernity? Assessing the anthropogenic sources of global climate change with the STIRPAT model.” *International Journal of Sociology and Social Policy* 23 (10): 31–51.

Sistema financeiro, sistema de inovação e desenvolvimento regional: um estudo sobre a relação entre crédito e inovação para os estados da região sudeste brasileira

Daniela Almeida Raposo Torres¹

Filipe Carvalho Vieira²

Aline Cristina Cruz³

Resumo: Este artigo objetiva identificar teórica e empiricamente a relação entre um eficiente sistema financeiro e um sistema de inovação consolidado para os estados do Sudeste brasileiro entre 2000 e 2012, com base na literatura Keynesiana e Schumpeteriana. Com base no método de dados em painel, identifica-se que tanto o montante de depósitos totais do sistema financeiro, quanto o volume estadual de crédito possuem relação positiva com o dinamismo econômico. Já a relação entre preferência pela liquidez e crédito mostrou-se inversamente proporcional, conforme prediz a teoria. Ademais, confirma-se a importância do *learning-by-doing*, da renda interna bruta estadual e do crédito financeiro para aumentos no índice de progresso tecnológico das economias estaduais do Sudeste brasileiro. Em suma, conclui-se pela necessidade de políticas de estímulo ao desenvolvimento do sistema financeiro e do sistema regional de inovações, visando ao crescimento econômico sustentável.

Palavras-chave: Inovação; Crédito; Desenvolvimento Regional.

JEL: G21, L16, R11.

¹ Professora Adjunta III, Departamento de Ciências Econômicas, Universidade Federal de São João del Rei (UFSJ).

² Bacharel em Ciências Econômicas. E-mail: filipecarvalho.vieira@gmail.com

³ Professora Adjunta III, Departamento de Ciências Econômicas, Universidade Federal de São João del Rei (UFSJ).

Financial system, innovation system and regional development: a study on the relationship between credit and innovation to the states of the southeast region of Brazil

Abstract: This paper aimed to identify theoretically and empirically the relationship between an efficient financial system and a consolidated innovation to the states of the Brazilian Southeast region between 2000 and 2012, based on Keynesian literature and the theoretical framework of Schumpeter. In the analysis of panel data, it is evident that the amounts of total deposits in the financial system and the state credit volume have positive relationship with economic dynamism. However, the relationship between credit and liquidity preference was inversely proportional, as the theory predicts. The second panel estimated confirms the importance of learning-by-doing, the state income and financial credit to increases in the rate of technological progress of the economies of Southeast Brazil. In short, it is concluded by the need to adopt policies to encourage the development of both the financial system, as the regional innovation system of the economy, aiming to raise its growth rate sustainably.

Keywords: Innovation; credit; Regional Development.

JEL: G21, L16, R11.

Introdução

Há uma vasta literatura sobre a importância do progresso tecnológico para o fomento do crescimento e desenvolvimento econômico. De acordo com a corrente de pensamento Evolucionária¹, o progresso tecnológico depende do Sistema de Inovação (SI) de um país e/ou região. Segundo Sbicca e Pelaez (2006), os SI dizem respeito ao conjunto de instituições públicas e privadas que contribuem nos âmbitos macro e microeconômico para o desenvolvimento, execução, apoio, fomento e difusão de novas tecnologias. A respeito disso, Archibugi e Michie (1997) demonstram que os SI consolidados necessitam de substanciais componentes inter-relacionados de maneira eficiente, quais sejam: centros de pesquisas, universidades, firmas e setor financeiro, de forma

¹ Ver em Nelson e Winter (1982) sobre o desenvolvimento dos antecedentes e das premissas básicas da abordagem evolucionária.

que o processo de inovação impacte positiva e diretamente no desenvolvimento econômico e social. Torres (2009) destaca a natureza destas interações de dependência do arcabouço institucional do país, de suas especificidades culturais, históricas e do sistema educacional. Portanto, cada país, de acordo com suas peculiaridades, traça ao seu tempo o desenvolvimento do seu SI.

Ademais, é consenso na literatura que a inovação tecnológica é essencial para manutenção do crescimento. Em termos econômicos, a tecnologia deve ser encarada como o conhecimento humano aplicado para ampliar a produção. Portanto, a nação ou região deve possuir mão de obra qualificada para proporcionar ambiente apropriado à criação e manutenção da capacitação tecnológica (Oliveira, 2001). Além disso, a capacidade do país de modificar seu sistema econômico depende fundamentalmente da organização de sistemas de inovação exitosos.

Entretanto, Chesnais e Sauviat (2005, p. 161) alerta, que muito pouca atenção tem sido dispensada “às condições sob as quais os principais participantes dos sistemas de inovação – firmas, governo e órgãos públicos – comandarão os financiamentos necessários para a realização de investimentos em inovação de longo prazo”. A literatura têm dado ênfase às instituições, à rede e aos processos interativos de aprendizado, por sua vez, dependentes de fontes de financiamento para Pesquisa e Desenvolvimento (P&D) e investimento de longo prazo em equipamentos, infraestrutura e treinamento de mão de obra.

Sobre o assunto, Schumpeter (1982) discute a importância do crédito para o processo de inovação, pois os empreendedores são forças motrizes no processo de inovação e devem ter êxito ao convencer os bancos a fornecerem o crédito para inovação. Isso revela a dependência de recursos financeiros gerados pela expansão do crédito via sistema financeiro.

Independentemente de ser pública ou privada a fonte dos recursos, os mecanismos destinados a financiar investimentos em inovação tecnológica, como mencionado por Corder e Salles-Filho (2005), são diferentes daqueles voltados ao financiamento convencional. Isso por conta dos riscos envolvidos e do tempo de retorno, os quais tendem a serem superiores àqueles normalmente vinculados aos demais investimentos. Por isso motivo, e devido às instabilidades dos resultados e de sua apropriação, investir em inovações exige um novo conceito de financiamento a partir da abordagem pós-keynesiana.

Diante disso, o objetivo deste estudo é identificar a relação existente entre o sistema financeiro e o sistema de inovação, para os estados da região Sudeste entre os anos de 2000 e 2012, a partir da abordagem neoschumpeteriana e da perspectiva pós-keynesiana. A justificativa para este período é a possibilidade de uma base de dados mais completa, principalmente quanto às patentes estaduais, cujo início das informações é o ano 2000. Para tal, a estrutura do trabalho contempla, além da introdução e conclusões, a seção um que expõe os fundamentos teóricos de Keynes e os neoschumpeterianos, seguida da

seção dois de referencial analítico. Em seguida, são descritos o método de pesquisa e os resultados obtidos.

1. Referencial Teórico

O presente trabalho respalda-se na abordagem teórico-histórica de Keynes e Schumpeter já consolidadas na literatura econômica. Além disso, de maneira complementar, são utilizadas as teorias pós-keynesiana e neoschumpeteriana sobre financiamento, investimento e inovação. O tratamento keynesiano e pós-keynesiano da moeda confere a esta papel não neutro em relação às variáveis reais da economia. Segundo Keynes (1973, p.408-9),

... a moeda joga um papel próprio e afeta motivações e decisões, sendo, em suma, um dos fatores operativos na situação, de forma que o curso dos eventos não pode ser predito, tanto no longo quanto no curto período, sem o conhecimento do comportamento da moeda entre o primeiro e o último estados.

Ademais, a alocação de parcela da riqueza do indivíduo sob forma de moeda é racional à luz da incerteza ². A preferência pela liquidez “é representada por uma escala do volume dos recursos do indivíduo, medidos em termos monetários ou em unidades de salários, que este deseja conservar em forma de moeda em diferentes circunstâncias” (Keynes, 1983, cap. 13). Assim, quanto maior a incerteza percebida pelos agentes, maior seu desejo de reter moeda para aplacar sua insegurança quanto ao futuro, o qual depende das decisões e comportamento de todos os agentes que operam nessa economia. De forma que, quando as expectativas dos agentes são pessimistas, estes podem demandar algo que lhes dê segurança e flexibilidade hoje para enfrentar o amanhã. Um ativo de elevada liquidez seria o refúgio dado à imprevisibilidade, além de conferir flexibilidade para que se possam aproveitar as melhores oportunidades de lucro. Logo, *coeteris paribus*, quanto mais incerto é o futuro, maior é a preferência pela liquidez dos agentes, e conseqüentemente maior a demanda por moeda, ativo de maior liquidez na economia (Carvalho, 2000).

No que diz respeito à taxa de juros, segundo Keynes, esta é a recompensa do indivíduo por não entesourar, isto é, o prêmio por abrir mão da liquidez (Carvalho, 2000; Paula, 2003). Segundo Keynes (1999, p.174):

2 Sobre incerteza ver, entre outros, Keynes (1983), Davidson (1999) e Carvalho (1992).

“A quantidade de moeda e o montante da mesma requerida pela circulação ativa para as transações correntes (que dependem principalmente do nível de renda nominal) determinam o montante disponível para saldos inativos, isto é, para o entesouramento. A taxa de juros é o fator que ajusta na margem a procura de dinheiro para entesouramento à oferta de numerário para o mesmo fim”.

Portanto, a taxa de juros é determinada pela demanda e oferta de moeda, ativo de liquidez máxima. Para que seu possuidor abra mão das vantagens inerentes a sua propriedade, é exigido um prêmio. Logo, os juros são simultaneamente o preço pago por alguns agentes desejosos de liquidez e o prêmio embolsado pelos emprestadores. Quanto maior a incerteza quanto ao futuro, *coeteris paribus*, maior a preferência pela liquidez, maior, portanto, a taxa de juros, cujos efeitos são contracionistas sobre o produto e o emprego.

Nessa linha, cabe mencionar que Keynes (1930) no *Tratado Sobre Moeda* identifica dois circuitos de circulação monetária: o industrial e o financeiro. O autor destaca que, no primeiro, a moeda é meio de troca, dando suporte ao giro de bens e serviços na economia. Já com a circulação financeira, a moeda faz girar ativos, podendo ser a própria moeda retida como ativo. Neste caso, a demanda por moeda se daria pelos motivos especulação e precaução. Assim, ao se tornar um ativo, a moeda passa a concorrer com outros pela demanda dos agentes. É importante destacar que, quanto maior o vazamento da circulação industrial para a financeira, mais a atividade econômica tende a decrescer.

Em trabalhos posteriores, Keynes (1988a e 1988b) apresenta o quarto motivo para a demanda por moeda: o motivo *finance*, no qual o investimento depende da poupança e do *finance*. Tal motivo para reter liquidez define-se pela liquidez que o empresário precisa reter entre o momento de planejamento de gastos de investimento e o momento no qual o mesmo efetivamente é realizado. A liberação ou a criação de *finance* seria um pré-requisito do investimento, o que demonstra a relevância do sistema financeiro no processo econômico (Cintra, 1999).

Importante apontar que o investimento depende das expectativas dos capitalistas quanto aos ganhos futuros. Num mundo de incerteza, a escolha dos empresários de investir em ativos ilíquidos associa-se ao elevado grau de confiança no futuro e vice-versa. Dessa forma, a decisão de investir baseia-se em elementos subjetivos, como o *animal spirits* dos empresários e da eficiência marginal do capital.³ Quando há expansão do investimento planejado e da demanda por liquidez não acompanhada pelo adicional na oferta de *finance*, ocorre elevação da taxa de juros e inibição do investimento. O aumento da atividade corrente envolve maior demanda de recursos líquidos, a qual não

3 Sobre Eficiência Marginal do Capital, ver Keynes (1983, cap.11).

pode ser atendida sem elevação da taxa de juros, a menos que os bancos ou o resto do público disponha-se a liberar mais capital à taxa de juros dada. Sobre o investimento realizado, destaca-se que esse eleva a capacidade produtiva da economia, reduzindo a eficiência marginal do capital. Portanto, quando há expansão do investimento planejado e da demanda por liquidez, sem a ampliação da oferta de *finance*, ocorre elevação da taxa de juros, o que dificulta o investimento.

Para realização dos investimentos, menciona-se que em grande parte os bancos, detentores do crédito, levam em conta a possibilidade de retorno via empréstimos. Com isso, percebe-se que, se as expectativas são menos conservadoras, eleva-se o otimismo e diminui-se a importância do prêmio de liquidez do ativo. Isso ocorre simultaneamente à ampliação da importância da rentabilidade na composição do balanço bancário, passando os bancos a adotarem a postura financeira especulativa. Por exemplo, em momentos de *boom* econômico, há diminuição substancial da preferência pela liquidez dos bancos e aumento da busca pela rentabilidade, com conseqüente flexibilização dos critérios bancários de concessão de liquidez.

Em economias abertas, os efeitos, negativos e positivos do lado financeiro sobre o lado real são intensificados. Isso porque de acordo com Dow (1993), o sistema financeiro internacional não é neutro, e a distribuição de crédito externo não é uniforme entre os países. Assim, o sistema financeiro afeta o desenvolvimento e o crescimento das economias de modo desigual, podendo favorecer o aumento das divergências de crescimento entre estas (DOW, 1986, 1987 e 1993). Em períodos com tais características, a oferta de *finance* decresce, de forma que o impacto é negativo na economia nacional, já que esta é totalmente integrada ao sistema financeiro internacional, tal como as economias globalizadas no mundo contemporâneo. Isto equivale a dizer que a abertura financeira amplifica os movimentos da oferta de moeda, pois o sistema financeiro é de fundamental importância para concretização do investimento em inovação. Neste ponto, vale ressaltar que, segundo Romero e Jayme Jr. (2008), a literatura sobre economia regional dá escasso destaque à moeda, sendo os fluxos monetários considerados resultado das diferenças de desenvolvimento entre regiões, e não sua causa.

Desta forma, no que diz respeito às economias em desenvolvimento como o Brasil, estas são classificadas pelo sistema financeiro internacional como especulativas/ponzi, pois apresentam menores graus de desenvolvimento de seu Sistema Nacional de Inovação (Nelson, 1993). Em períodos de ascensão da liquidez mundial em economias centrais e periféricas, estas nações são abastecidas pelo crédito externo. Já na recessão econômica, como mencionado por Torres (2009), o racionamento de crédito é mais intenso em nações com maiores dificuldades de honrar seus compromissos financeiros internacionais, tal como identificado em economias em desenvolvimento. Ademais, em períodos de depressão econômica, ocorre racionamento de crédito disponível

para investimentos tanto no âmbito do sistema financeiro doméstico, como no internacional. Desta forma, para que a economia continue a prosperar, o sistema financeiro deve incentivar o processo de inovação na indústria e em outros setores da economia (Schumpeter, 1982).

Resende (2005) demonstra que, nas economias de SI imaturo, a vulnerabilidade externa é caráter permanente e estrutural. Ou seja, países com SI deficientes apresentam grande dependência do capital externo, ficando à mercê da liquidez internacional.⁴ Para Perez (2004), nas economias em desenvolvimento, em face à restrição de financiamento interno, o capital financeiro externo apoia o produtivo nos investimentos associados às novas tecnologias. Assim, as condições de desenvolvimento destes países quanto à capacidade de aproveitar as janelas de oportunidades abertas fica comprometida. Neste ponto, Ernst (2000) alerta para a frágil estrutura produtiva destas nações, pois é integrada a empresas sediadas em outros países. Sobre isso, Silva (2011) lembra que economias de elevado grau de restrição externa tornam-se dependentes da poupança externa para financiamento da produção nacional.

Neste contexto, Studart (1995) considera que economias sem mercados financeiros organizados tendem a apresentar grandes dificuldades de desenvolvimento econômico. Isto se dá pelo aumento da preferência pela liquidez, o qual diminui os empréstimos de longo prazo por parte do sistema financeiro. Com a diminuição da taxa de investimento, o crescimento econômico também tende a se reduzir, dificultando os investimentos em inovação, uma vez que a incerteza prevalece. Em suma, esquemas financeiros alternativos como a atuação do Governo tornam-se essenciais para inibir a fragilidade financeira e permitir a sustentação do crescimento econômico.

Feitas as análises sobre o setor bancário e sua capacidade de gerar crédito, faz-se necessária uma breve explanação da abordagem de Schumpeter sobre a relação entre sistema financeiro e o processo de inovação. Segundo Schumpeter (1982), para que a inovação aconteça, o setor bancário deve estar consolidado e em sintonia com os empresários existentes. A literatura schumpeteriana demonstra que a inovação e o progresso técnico são processos endógenos à dinâmica econômica, portanto, a inovação é o fenômeno central da dinâmi

ca capitalista. E, de acordo com a corrente de pensamento Evolucionária, o progresso tecnológico depende do sistema nacional de inovação de um país.⁵

Ademais, Schumpeter (1982) demonstra que o crédito é um dos elementos básicos do processo de desenvolvimento econômico e complemento monetário

⁴ Neste ponto, destaca-se Perez (2004 e 2009) como importante referência neoschumpeteriana da relação existente entre difusão tecnológica e capital financeiro em âmbito internacional. Para mais detalhes, ver Perez, C. (2004). *Revoluciones tecnológicas y capital financiero: la dinámica de las grandes burbujas financieras y las épocas de bonanza*. México: Siglo XXI. Perez, C. (2009). *Technological revolutions and techno-economic paradigms*. Working Papers in Technology Governance and Economic Dynamics, nº 20. Technology governance.

⁵ O conceito de sistema nacional de inovação (SI) foi elaborado por Freeman, Nelson e Lundvall, numa obra coletiva de sistematização da abordagem evolucionária – “*Technical Change and Economic Theory*”, organizada por Dosi et al. (1988).

da inovação. Já Paula (2011) destaca que o crédito tornou-se fator necessário para o desenvolvimento, quando as inovações são feitas por novos empresários sem seus próprios meios de produção. O resultado é que, por meio da criação de moeda bancária, os bancos concedem crédito aos chamados empresários inovadores. Segundo o autor, pode-se observar certa semelhança entre as análises feitas por Schumpeter, com o processo de desenvolvimento sendo alavancado por inovações, e os estudos de Keynes, diferenciando economias com e sem aumento de investimento. Entretanto, Paula (2011) destaca que há diferenças da visão do papel da moeda na economia entre ambos os autores. Especificamente, a moeda na economia monetária de Keynes não tem o mesmo sentido do crédito na visão de Schumpeter. Para Keynes, a moeda corresponde ao *finance*, com o sentido de reserva de valor, em função da preferência pela liquidez, e, portanto, trata-se de demanda preventiva ou especulativa e não transacional. De todo modo, Keynes e Schumpeter concordam que a moeda-crédito criada pelos bancos desempenha papel importante no financiamento da atividade econômica, e em especial, no investimento produtivo ou em inovações, o que revela a complementaridade entre as teorias destes teóricos. Em suma, demonstra-se aqui a importância do papel moeda para um sistema financeiro eficaz, o qual tende a contribuir para o desenvolvimento econômico. Deste modo, diante dos objetivos do estudo, a seguir apresenta-se a metodologia.

2. Metodologia

2.1- Construção de indicadores

Nesta seção aborda-se o método de pesquisa para estabelecer as relações existentes entre o grau de desenvolvimento do SI e do sistema financeiro para os estados do Sudeste do Brasil. Especificamente, para representar a dimensão monetário-financeira, tem-se as variáveis: crédito bancário; depósitos à vista e a prazo e número de agências de cada unidade federativa.

Tais dados permitem algumas inferências sobre o comportamento dos bancos, especialmente, quanto à decisão de fornecer crédito em função da base de depósitos regional. A proposta é o cálculo para cada unidade federativa de um índice de comportamento dos bancos quanto à forma de oferecimento de liquidez ao sistema produtivo. Seguindo a metodologia de Crocco (2005), estima-se a preferência pela liquidez dos bancos (PLB) desta forma:

$$PLB = \frac{\text{Depósitos à vista}}{\text{Crédito}} \quad (1)$$

em que depósitos a vista representam os recursos mais líquidos dos bancos, enquanto os dados sobre crédito representam sua alocação de recursos de menor liquidez, ou seja, sua disposição em liberar empréstimos. Desta forma, quanto menor a disposição do banco em emprestar, maior sua preferência pela liquidez. O que se espera é que, em regiões com maior incerteza econômica, o nível de empréstimos seja menor, devido à maior preferência pela liquidez dos bancos frente a essa incerteza. Deste modo, a expectativa é de que o nível de desenvolvimento e geração de inovação seja baixo em razão do ambiente de maior incerteza e do menor otimismo dos investidores.

Considerando-se que o progresso tecnológico pode ser medido pelo grau de desenvolvimento (relativo) do SI, usa-se como medida de progresso tecnológico a variável TEC, a exemplo de Herskovic, Ribeiro e Albuquerque (2008). Trata-se de uma *proxy* para o progresso científico-tecnológico do estado i , como descrito abaixo:

$$TEC_{it} = \frac{1}{2}(\ln ART_{it} + \ln PAT_{it}) \quad (2)$$

na qual $\ln ART_{it}$ é o logaritmo natural da média do número de artigos publicados por milhão de habitantes e $\ln PAT_{it}$ é o logaritmo natural da média do número de pedidos de patentes por milhão de habitantes, para o estado i . Segundo o estudo, sendo um índice sintético, esta medida é sujeita a problemas, pois ao transformar o progresso científico-tecnológico em um número, pode-se ignorar vários aspectos qualitativos, à medida que cada país tem um desenvolvimento histórico distinto do sistema nacional de inovação. No entanto, a proposta é de mérito, pois permite analisar a relação não corriqueira entre dimensão inovativa e financeira.

2.2 Modelo Econométrico

Para testar a hipótese de que o grau de desenvolvimento do sistema financeiro dos estados afeta o grau de desenvolvimento dos seus sistemas de inovação, primeiramente são testados os determinantes da oferta de crédito por estado. Especificamente, testa-se a relação entre o volume de crédito e preferência pela liquidez dos bancos (PLB), PIB estadual (PIB) e depósitos totais (DEP)⁶, como mostra a equação (3):

$$Créd_{it} = \beta_1 + \beta_2 PLB_{it} + \beta_3 PIB_{it} + \beta_4 DEP_{it} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

⁶ Os depósitos totais equivalem à soma dos saldos de depósitos à vista do setor privado, de depósitos à vista do governo, depósitos de poupança, depósitos interfinanceiros e depósitos a prazo disponíveis nos balancetes do BACEN.

O PIB estadual é incluído no modelo para representar o nível de atividade econômica, assumindo que, quanto maior seu volume, maior a demanda e a oferta de crédito dos bancos. Já os depósitos representam a totalidade de recursos disponíveis dos bancos intra-estado, supostamente apresentando também relação positiva com o nível de crédito. A proposta é identificar se a preferência pela liquidez dos bancos influencia o montante total de crédito disponibilizado nestes estados.

A segunda regressão considera a relação entre variáveis financeiras e tecnológicas e o nível tecnológico de cada estado, de acordo com a equação (4):

$$TEC_{it} = \beta_1 + \beta_2 Créd_{it} + \beta_3 PAT_{it-1} + \beta_4 PIB_{it} + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

em que TEC_{it} é a variável dependente proxy do progresso científico-tecnológico estadual. Já as variáveis explicativas são: volume de crédito ($Créd_{it}$); número de patentes e desenhos industriais depositados no INPI defasado (PAT_{it-1}) e o PIB estadual $-PIB_{it}$. Esta equação procura avaliar se o crédito, com suposta relação inversa com a preferência pela liquidez, tem impacto no desenvolvimento tecnológico de cada estado (TEC).

A variável crédito representa o acesso da população a recursos financeiros necessários ao fomento de atividades produtivas, entre estas as inovativas. A relação esperada é que, quanto menor a preferência pela liquidez, maior o prazo do crédito e maior o financiamento da atividade inovativa. Isto equivale a dizer que a queda da preferência pela liquidez tem impacto sobre o desenvolvimento regional. Por outro lado, o crédito disponibilizado colabora também para liberar recursos para as atividades de P&D, motivando assim a inovação. Além disso, espera-se que o otimismo dos agentes, no contexto de baixa preferência pela liquidez, incentive a atividade inovativa e a concessão de crédito. Por fim, o número de patentes dos períodos anteriores busca representar o componente de *learning-by-doing* da inovação e fatores relacionados aos benefícios das inovações passadas. Em muitos casos, uma inovação encaminha para novas descobertas, o que possibilita o registro de novas patentes resultantes da inovação inicial.

Considerando-se a base de dados utilizada, usou-se dos modelos de dados em painel. Sobre tal aplicação, Gujarati (2006) enumera que o método considera explicitamente a heterogeneidade entre as unidades estudadas; proporciona dados mais informativos com mais graus de liberdade e maior eficiência; e minimiza o viés decorrente da agregação de unidades em grandes conjuntos.

Dito isso, duas abordagens são testadas: o modelo de efeito fixo e o modelo de efeito aleatório. A proposta é separar os fatores não observados que afetam a variável dependente em dois tipos: os que são constantes (efeito fixo) e os que variam ao longo do tempo (efeito aleatório). O primeiro caso leva em con-

sideração os efeitos específicos atrelados às unidades individuais, no caso os estados, principalmente, quando existe grande heterogeneidade na amostra.

A diferença entre o modelo de efeitos aleatórios e o de efeitos fixos é a não correlação entre o efeito não observado e as variáveis explicativas. Para tal, aplica-se o teste de Breusch-Pagan (Greene, 2002), que identifica se o modelo de efeito aleatório é melhor que o modelo *pooling*. Já o teste de especificação de Hausman (1978) segue a hipótese nula de inexistência da correlação supracitada, seguindo a estatística de teste Qui-Quadrado. No caso de haver correlação, a opta-se pelo estimador de efeito fixo.

Para atestar a inexistência de autocorrelação serial dos erros, segue-se Wooldridge (2010) que segue a distribuição F. Aplica-se também o teste baseado na distribuição χ^2 (Quadrado) proposto por Greene (2002), para testar se os grupos apresentam variâncias idênticas (*group wise heteroskedasticity test*).

No que concerne aos dados, as informações sobre crédito bancário disponibilizado em cada estado da região Sudeste e depósitos à vista e a prazo foram obtidas junto à base de dados do Banco Central. Já os dados de patentes depositadas foram coletados junto ao INPI (Instituto Nacional de Propriedade Industrial, 2013) e os dados de artigos publicados mediante consulta ao ISI (Web of Knowledge – IP & Science, 2013).⁷ Para os dados estaduais de população, consultou-se o IPEADATA (2013), assim como para identificar o nível de atividade econômica de cada estado brasileiro (PIB estadual). Ademais, os dados são anuais e deflacionados em relação ao IGP-DI, considerando como período base o ano de 2000, e no modelo econométrico, foram logaritmizadas.

3. Resultados

Primeiramente, usa-se da Estatística Descritiva das variáveis propostas para avaliar a relação entre preferência pela liquidez e capacidade inovativa a partir da Tabela 1. É possível observar, a princípio, que os índices de PLB da região Sudeste enquadram-se na teoria de Keynes (1983, cap.13) sobre as atividades bancárias. Percebe-se ainda que o Espírito Santo é o estado com maior preferência pela liquidez, seguido de Rio de Janeiro, Minas Gerais e São Paulo. Isso possibilita dizer, portanto, que maior pode ser a incerteza percebida pelos agentes quanto ao futuro da região capixaba, ou ainda que os agentes deste estado parecem apresentar maior grau de especulação/ponzi. Isso dá indícios de que estados menos desenvolvidos tecnologicamente tendem a apresentar indicadores de PLB superiores aos dos estados mais desenvolvidos.

⁷ A variável de patentes foi construída a partir de informações disponibilizadas em http://www.mct.gov.br/index.php/content/view/full/342297/Brasil_Pedidos_de_patentes_depositados_sup_1_sup_no_Instituto_Nacional_da_Proprietade_Industrial_INPI_por_residentes_segundo_tipos_por_unidade_da_federacao.html, acesso em novembro de 2013. A variável de artigos foi construída a partir de dados disponibilizados em http://apps.webofknowledge.com/WOS_AdvancedSearch_input.do?product=WOS&SID=3Ba9klv28gfk4kQQLb&search_mode=AdvancedSearch. Acesso em abril de 2014.

TABELA 1 - ÍNDICE DE PREFERÊNCIA PELA LIQUIDEZ DOS BANCOS, ESTADOS DA REGIÃO SUDESTE, 2000 A 2012

Período/ Região	Minas Gerais	Espírito Santo	Rio de Janeiro	São Paulo	Sudeste
2000	0,172	0,202	0,133	0,090	0,149
2001	0,197	0,221	0,187	0,086	0,173
2002	0,223	0,291	0,224	0,095	0,208
2003	0,213	0,329	0,229	0,098	0,217
2004	0,212	0,328	0,266	0,109	0,229
2005	0,192	0,319	0,277	0,114	0,225
2006	0,225	0,295	0,297	0,109	0,231
2007	0,214	0,288	0,298	0,101	0,225
2008	0,166	0,292	0,222	0,084	0,191
2009	0,156	0,239	0,206	0,083	0,171
2010	0,147	0,232	0,191	0,089	0,165
2011	0,125	0,204	0,177	0,073	0,145
2012	0,100	0,178	0,161	0,061	0,125

Fonte: Elaboração própria com dados do BACEN (2013).

A seguir, a Tabela 2 apresenta os números relativos a patentes, artigos e PIB, bem como o número absoluto em bilhões de reais de crédito. Tais informações evidenciam que os estados com maiores participações na renda nacional apresentam quantidades significativas de publicações científicas, patentes e crédito. Percebe-se também que os dados correspondem à proposta teórica descrita anteriormente de atestar a influência do sistema financeiro sobre a produção de inovação. Ademais, na comparação entre os dados das Tabelas 1 e 2, a saber: PLB, porcentagem de patentes e artigos, acredita-se que, quanto menor a preferência pela liquidez, maior a disposição dos agentes em investir em ativos menos líquidos, podendo motivar o investimento em atividades inovativas, com risco mais elevados, mas também maior retorno. Além disso, em ambientes de incerteza menor, o investimento em ativos inovativos torna-se mais presente na economia, o que contribui para o amadurecimento do sistema de inovação.

TABELA 2 – PERCENTUAL MÉDIO DE PATENTES, ARTIGOS E PIB ESTADUAL E CRÉDITO BANCÁRIO, ESTADOS DA REGIÃO SUDESTE, 2000 A 2012

Variáveis	Espírito Santo	Minas Gerais	Rio de Janeiro	São Paulo
Percentual de patentes estadual/patentes Brasil	1,44	8,68	7,97	44,25
Percentual de artigos estadual/artigos Brasil	0,35	5,48	9,45	26,26
Percentual PIB estadual/PIB Brasil	2,13	9,01	11,38	33,87
Crédito em bilhões de reais	43,53	286,49	373,56	2851,04

Fonte: Elaboração própria com dados da pesquisa.

Os resultados econométricos obtidos consideram dois modelos de dados em painel, de forma a acompanhar cada estado do Sudeste brasileiro de 2000 a 2012. Conforme já discutido, há a possibilidade de estimação de um modelo de efeitos fixos ou de efeitos aleatórios. Na aplicação do teste de Hausman, conclui-se pela rejeição da hipótese nula de que o modelo de efeitos aleatórios é o mais indicado para ambos os modelos estimados.

No que se refere aos pressupostos básicos, a primeira estimação (Tabela 3) apontou presença de autocorrelação entre os erros, apesar da ausência de heterocedasticidade. Para eliminar tal violação, o modelo foi estimado novamente, usando o método de erros robustos, de forma que os estimadores de efeitos fixos tornam-se eficientes, mediante erros não serialmente correlacionados e também homocedásticos. Já o modelo proposto para avaliar as variáveis determinantes do nível tecnológico (Tabela 4) apresentou variância não constante dos erros e autocorrelação entre os mesmos. Sob tal condição, também se procedeu à outra estimação, mantendo o modelo de efeitos fixos, mas a partir do método de erros robustos.

Na Tabela 3, expõem-se os resultados das relações obtidas entre as variáveis explicativas (depósitos totais, renda interna bruta e preferência pela liquidez) e o volume de crédito estadual. Em primeiro lugar, observa-se o coeficiente negativo e estatisticamente significativo para a relação entre crédito estadual e a *proxy* de preferência pela liquidez (PLB). Tal resultado permite inferir que o cenário de aumento da preferência pela liquidez nestes estados está associado ao decréscimo do valor esperado do volume de crédito para o período.

De acordo com os argumentos teóricos, os bancos, financiadores dos projetos

de investimento, têm preferência pela liquidez em meio a ambientes de incerteza. Isso equivale a dizer que a escala de preferência pela liquidez deste tipo de instituição financeira expressa a precaução da firma, cuja atividade envolve resultados incertos quanto ao retorno de suas aplicações. Deste modo, sua estratégia segue o *trade off* entre rentabilidade e liquidez. Se o banco prefere liquidez à rentabilidade, escolhe ativos mais líquidos em seu portfólio de aplicações. Em cenário oposto, busca ativos menos líquidos ou de maior retorno/risco. Assim, os bancos com preferência pela liquidez podem não acomodar passivamente a demanda por crédito, conforme aponta o primeiro modelo.

TABELA 3 – MODELO DE DADOS EM PAINEL PARA EXPLICAR AS VARIAÇÕES DO VOLUME DE CRÉDITO, ESTADOS DA REGIÃO SUDESTE, 2000-2012

Variáveis Explicativas	Crédito
Constante	3,8110 ^{ns} (0,07010)
Preferência pela liquidez	-0,7286 ^{***} (0,07010)
Produto Interno Bruto	0,9600 ^{**} (0,1928)
Depósitos Totais	0,1257 [*] (0,0524)
Coeficiente de determinação intraestados (R^2_{within})	0,9616
Coeficiente de determinação entre estados ($R^2_{between}$)	0,9986
Coeficiente de determinação geral ($R^2_{overall}$)	0,9964
Erro padrão de α_i	0,1258
Erro padrão de ε_{δ}	0,0752
Correlação entre os resíduos - $Corr(\varepsilon_{\delta}, \varepsilon_i)$	0,7370
Teste F de Significância Global	1560,96

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: Forma Funcional duplo - log. Valores entre parênteses: erro-padrão.

- ns: não significativo, ***: significativo a 1%, **: significativo a 5% e *: significativo a 10%.

Com relação à relação entre depósitos totais e montante de crédito, identifica-se relação positiva e estatisticamente significativa, corroborando as hipó-

teses aqui apresentadas. Sendo os depósitos totais a soma de depósitos à vista e a prazo, o aumento dos depósitos a prazo significa que mais recursos do passivo estão em posições menos líquidas. Assim, há maior margem de manobra dos bancos para alongar o prazo dos recursos do seu ativo, ou seja, podem tornar-se menos líquidos e aumentar a disponibilidade de crédito. Já a conta depósitos à vista é positivamente relacionada ao volume de recursos emprestados. A razão é que, independentemente do destino dos recursos, estes são computados como depósitos à vista para os agentes receptores do crédito (CARVALHO, 2000). Além disso, regiões que apresentam maiores volumes de crédito também apresentam maiores volumes de depósitos à vista. Tal evidência diz respeito, dentro da realidade nacional, às regiões mais desenvolvidas, como é o Sudeste brasileiro.

Quando testada a relação entre o dinamismo de cada economia estadual, medido pelo PIB estadual, e o volume de crédito, confirma-se a premissa de relação positiva, Isso sugere que, considerando-se a realidade do Sudeste, os valores crescentes do PIB estão associados às variações positivas no volume de crédito estadual. Este resultado é semelhante ao de Cavalcante, Crocco e Jayme Jr. (2006) em estudo a respeito do impacto da preferência pela liquidez sobre a oferta de crédito para os estados brasileiros entre 1988 a 1999.

Considerando-se a forma duplo-log, os estimadores representam elasticidades. Assim, o coeficiente positivo obtido na relação entre crédito e PIB estadual aponta que, diante da variação de 1% no PIB, em média, tem-se o aumento de 0,96% no volume de crédito. Trata-se de um valor elevado e coerente com os estados analisados, considerando-se que as estatísticas apresentadas revelam que, de maneira geral, estes demonstram menores índices de preferência pela liquidez. Tal cenário proporciona aos agentes maior disponibilidade de recursos para financiamentos e empréstimos regionais. No que concerne à relação inversa entre PLB e crédito, é um resultado coerente com o argumento teórico de que o aumento da preferência bancária pode provocar redução da disponibilidade de crédito regional. O coeficiente obtido aponta que a elevação de 1% no índice *proxy* da PLB promove a diminuição em média de 0,72% no volume de crédito. Por fim, enfatizando a influência dos depósitos totais sobre o crédito, pode-se inferir que a variação de 1% nos depósitos está relacionada às alterações positivas de aproximadamente 0,12% no crédito.

A seguir, na Tabela 4, o primeiro destaque diz respeito às relações positivas estatisticamente significativas entre as variáveis explicativas (patentes, PIB e crédito) e a variável dependente proxy do progresso tecnológico estadual (TEC). Observa-se que a variação de 1% no PIB tem impacto médio sobre a *proxy* de inovação em torno de 0,67%.

TABELA 4 – MODELO DE EFEITOS FIXOS PARA EXPLICAR VARIAÇÕES NO NÍVEL DE PROGRESSO TECNOLÓGICO, ESTADOS DA REGIÃO SUDESTE, 2000-2012

Variáveis Explicativas	Crédito
Constante	-21,71*** (2,0261)
Crédito	0,3864*** (0,2609)
Produto Interno Bruto	0,6738** (0,2610)
Patente _{t-1}	0,5534*** (0,1537)
Coeficiente de determinação intraestados (R^2_{within})	0,8981
Coeficiente de determinação entre estados ($R^2_{between}$)	0,8632
Coeficiente de determinação geral ($R^2_{overall}$)	0,7803
Erro padrão de α_i	1,5767
Erro padrão de ε_{it}	0,1066
Correlação entre os resíduos - $Corr(\varepsilon_{it}, \varepsilon_{it})$	0,9954
Teste F de Significância Global	120,44

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: Forma Funcional duplo - log. Valores entre parênteses: erro-padrão.

- ns: não significativo, ***: significativo a 1%, **: significativo a 5% e *: significativo a 10%.

Ademais, o crédito também tem impacto positivo sobre a criação de tecnologia e/ou inovação. Considerando-se que a preferência pela liquidez tem relação inversamente proporcional com o crédito destes estados, variável que por sua vez possui associação linear positiva com o progresso tecnológico dessas economias, pode-se inferir, mesmo que indireta, a relação entre preferência pela liquidez e progresso tecnológico das economias do Sudeste. Este resultado corrobora a base teórica deste estudo de que a menor a preferência pela liquidez dos bancos associa-se ao maior montante de crédito disponibilizado e ao desenvolvimento inovativo proporcionado intraestado.

Por fim, o modelo estimado indica que o número de patentes do período anterior também tem relação positiva com a proxy de patamar tecnológico de cada estado. Tal resultado demonstra que o *learning-by-doing* (patentes

do período anterior) tem impacto positivo no volume de inovações, o que é corroborado em Romero e Jayme Jr. (2008).

Em suma, observa-se que os resultados empíricos obtidos confirmam a importância do crédito para o processo de inovação, conforme discutido por Schumpeter (1982). As estimativas auferidas atestam ainda a dependência dos sistemas de inovação de fontes de financiamento geradas pela expansão do crédito. Isso implica na necessidade de empresários inovadores schumpeterianos conseguirem convencer os bancos a fornecer o crédito para custear a inovação. Por um lado, vale lembrar que os bancos têm preferência pela liquidez, cuja escala varia segundo a confiança nas expectativas de retorno esperado dos diversos ativos. Por outro, Torres (2009) ressalta que, mesmo em cenários de expansão monetária internacional, os bancos nacionais priorizam projetos de investimento do tipo especulativo (*ponzi*) devido à vulnerabilidade externa estrutural junto a políticas monetárias ineficazes. Portanto, deve-se destacar que a expansão econômica, via crédito, não garante inovação de qualidade, ou mesmo início do processo de inovação.

Assim, a relação negativa entre PLB e crédito não pode ser desconsiderada, pois sugere que quanto maior a PLB, menor a disposição dos bancos em financiar os projetos de investimento, especialmente de atividades inovativas, dado o grau de incerteza elevado a elas associado. Se, portanto, os bancos são mais relutantes em conceder empréstimos de longo prazo nas regiões com sistema de inovação pouco eficiente, ao negar apoio suficiente à inovação, podem impedir ou limitar o fortalecimento do potencial dinâmico da economia.

Nestes termos, um caminho para o rompimento com o ciclo apresentado seria o amadurecimento dos seus sistemas de inovação. Este parece ser o caso da região Sudeste, haja vista a relação entre os níveis de atividade produtiva (medido pelo PIB) e de inovação. A relação das três variáveis citadas anteriormente parece demonstrar a construção e constituição de um ambiente propício à criação de tecnologia. Tal ambiente reduz a incerteza dos agentes quanto ao retorno de seus investimentos e concede a segurança esperada por agentes financeiros e bancos a investir no processo de inovação, considerado por Schumpeter (1982) força propulsora do crescimento econômico.

Considerações Finais

No que concerne às conclusões, é possível reconhecer fortes evidências de associação entre sistema financeiro dinâmico e um eficiente sistema de inovação estadual. As discussões teórica e empírica confirmam o sistema financeiro

como parte integrante do sistema estadual de inovações. Ou seja, possuir um grau desenvolvido de conhecimento, produção científica e tecnológica integrado a um sistema financeiro maduro e eficiente traz maior dinamismo à economia nacional. Ademais, o estudo sugere o sistema financeiro como parte integrante do sistema nacional de inovações, de modo que um modesto desenvolvimento relativo do SI associa-se também a deficiências do sistema financeiro doméstico.

Todavia, não se pode inferir na análise da região Sudeste pela causalidade (uni ou bidirecional) entre sistema financeiro e sistema de inovação. O que observa é que, de maneira geral, tanto o sistema financeiro, quanto o sistema de inovação são altamente dependentes dos países centrais via indústrias transnacionais, montadoras e bancos privados internacionais.⁸ Neste contexto, destaca-se aqui a possibilidade de aprofundamento dos estudos a respeito da causalidade entre variáveis tecnológicas e financeiras, sobretudo, das regiões brasileiras, portanto, caracteriza como de linha de pesquisa futura.

Ressalta-se também a discrepância entre o estado de São Paulo e os demais estados do Sudeste, principalmente se comparado ao do Espírito Santo. Especificamente, o estado paulista destaca-se na oferta de capital financeiro, concentração esta ligada às diferenças na estrutura industrial da região. Esse estado apresenta maiores montantes de todos os grupos de crédito, assim como para as variáveis financeiras relacionadas à dimensão da economia local, como tamanho do ativo e depósitos à vista.

Em suma, é relevante frisar que o presente estudo contribui teórica e empiricamente para o reconhecimento da importância de se investir e fomentar as atividades de P&D, além da necessidade de se investir melhor na articulação entre os setores de produção e conhecimento, a fim de proporcionar a interação para apropriação produtiva dos mesmos. Com isso, um sistema econômico dinâmico pode contribuir para o aumento dos ganhos dos bancos e agências financiadoras, diminuindo o risco de perdas, as taxas de juros e também a preferência pela liquidez, motivando a disponibilidade de crédito de longo prazo. O trabalho também tem como mérito a base de dados utilizada de construção complexa, dado o formato de disponibilização de dados de volume de créditos e de artigos publicados pelas instituições de pesquisa.

Referências

Albuquerque, E. M. National systems of innovation and Non-OECD countries: notes about a rudimentary and tentative "typology". *Brazilian Journal of Political Economy*, v.19, n°4(76), October- December. 1999.

⁸ Para mais detalhes sobre causalidade entre sistema financeiro e sistema de inovação, ver Alves, Toyoshima e Torres (2014).

- Alves, F. F.; Toyoshima, S. H.; Torres, D. R. Fluxos Desiguais do Sistema Financeiro e Inovativo: uma análise das assimetrias entre países ricos e pobres. *Análise Econômica*, v. 32, n. 62; 2014.
- Alves, K. Melissa. B. Inovação das Empresas e Financiamento à Inovação no Brasil: uma análise do período recente. Dissertação (Mestrado em Economia), *Universidade do Estado do Rio de Janeiro, Rio de Janeiro, 2011*.
- BACEN- *Banco Central*. Disponível em: <http://www.bacen.gov.br/>. Acesso em: abril de 2013.
- Carvalho, L. D. Endogeneidade Monetária, Crescimento Econômico e Distribuição de Renda: uma integração teórica da macrodinâmica pós-keynesiana. 2005. Dissertação (Mestrado em Economia), *Universidade Federal do Paraná, Curitiba, 2005*.
- Carvalho, F. J. C. Souza, F. E. P. Sicsú, J. Paula, L. F. R., Stuart, R. *Economia monetária e financeira. teoria e política. Rio de Janeiro: Campus, 2000. 454p.*
- Carvalho, F. J. C. Mr. Keynes and the post Keynesians: principles of macroeconomics for a monetary production economy. *Aldershot: Edward Elgar, 1992. 236p.*
- Cavalcante, A.; Crocco, M.; Jayme Jr., F. Preferência pela liquidez, sistema bancário e disponibilidade de crédito regional. In: Crocco, M.; Jayme Jr., F. Moeda e território: uma interpretação da dinâmica regional brasileira. *Belo Horizonte: Autêntica, 2006. p.295-315*
- Chesnais, F.; Sauviat, C. O Financiamento da inovação no regime global de acumulação dominado pelo capital financeiro. In: Lastres, H. M. M.; Cassiolato, J. E.; Arroio, A. (Orgs.) Conhecimento, sistemas de inovação e desenvolvimento. *Rio de Janeiro: UFRJ, 2005. cap.5, p.161-220.*
- Cintra, M. A. M. Uma visão crítica da teoria da repressão financeira. *Campinas: Unicamp, 1999.*
- Corder, S.; Salles Filho, S. Aspectos conceituais do financiamento à Inovação. *Revista Brasileira de Inovação*, v. 5, n. 1, jan./jun., p. 33-76, 2006.
- Crocco, M.; Cavalcante, A.; Castro, C. The behavior of Liquidity Preference of banks and public and regional development: the case of Brazil, *Journal of Post Keynesian Economics*, vol.28, n.2, p.217-40, 2005.
- Dosi, G.; Freeman, C.; Fabiani, S. The process of economic development: introducing some stylized facts and theories on technologies, firms and institutions. *Industrial and Corporate Change*, v. 3, n. 1, 1994.
- Dow, S. C. Money and the economic process. *Aldershot: Edward Elgar, 1993. Cap 11.*
- Dow, S. C. Post Keynesian monetary theory for an open economy. *Journal of Post Keynesian Economics*, Armonk, v. 9, n. 2, p. 237-257, Winter, 1986/87.
- Ernst, H. Global production networks and the changing geography of innovation system: implications for developing countries. *East-west Center Working Papers - Economics Series*, n. 9, November, 2000.
- Greene, W. *Econometric Analysis*. 5rd. *New York: Macmillan, 1026 p. 2002.*
- Gujarati, D. N. *Econometria básica. Editora Campus, 812 p. 2006.*
- Hausman, J. A. Specification tests in econometrics. *Econometrica*, Chicago, v. 46,

- n. 5, p.1251-1271, Sep. 1978.
- Herskovic, B.; Ribeiro, L. C.; Albuquerque, E. M. Efeitos Recíprocos entre Finanças e Inovação. Belo Horizonte: UFMG/CEDEPLAR, 2008 (*Texto para discussão nº 332*).
- INPI - *Instituto Nacional de Propriedade Industrial*. Disponível em <http://www.inpi.gov.br/portal/>. Acesso em: abril 2013.
- IPEADATA – Base de dados do *Instituto de Política Econômica Aplicada*. Disponível em: <http://www.ipeadata.gov.br/>. Acesso em: abril 2013.
- ISI - *Web Of Knowledge – IP & Science*. Disponível em: <http://wokinfo.com/>. Acesso em: abril 2013.
- Keynes, J. M. A teoria *ex ante* da taxa de juros. In: Fundação Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada - IPEA. Clássicos da literatura econômica, *Rio de Janeiro: IPEA/INPES, 1988b. 408p.*
- Keynes, J. M. A teoria geral do emprego, do juro e da moeda. *São Paulo: Nova Cultural, 333p. 1983.*
- Keynes, J. M. Teorias alternativas da taxa de juros. In: Fundação Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada - IPEA. Clássicos da literatura econômica, *Rio de Janeiro: IPEA/INPES, 1988 a. 408p.*
- Keynes, J. M. (1937) A teoria geral do emprego. In: Szmrecsáyi, T (Org.) Keynes, *São Paulo: Ática, 1999.*
- MICT - *Ministério da Ciência e Tecnologia*. Disponível em: <http://www.mct.gov.br/>. Acesso em: abril 2013.
- Nelson, R. National innovation systems: a comparative analysis. *New York, Oxford: Oxford University, 1993.*
- Nelson, R.; Winter, S. An evolutionary theory of economic change. *Cambridge: Harvard University, 1982.*
- Oliveira, G. B. Algumas considerações sobre Inovação Tecnológica, Crescimento Econômico e Sistemas Nacionais de Inovação. *Rev. FAE, Curitiba, v.4, n.3, p.5-12, 2001.*
- Paula, L. F. de. Financiamento, crescimento econômico e funcionalidade do sistema financeiro: uma abordagem pós-keynesiana. *Estudos Econômicos (São Paulo)*, v. 43, n. 2, p. 363-396, 2013.
- Paula, L. F. R. Teoria horizontalista da moeda e do crédito: crítica da crítica. *Estudos Econômicos (IPE/USP)*, São Paulo, v.33, n.2, p.325-352, abr./jun. 2003.
- Paula, L. F. Sistema Financeiro e o Financiamento da Inovação: Uma abordagem keynesiana-schumpeteriana. *Encontro Nacional de Economia*, v. 39, 2011.
- Resende, M. F. C. O Padrão dos ciclos de crescimento da economia brasileira: 1947-2003. *Economia e Sociedade*, Campinas, v.14, n.1, p.109-129, jan./jun. 2005.
- Romero, J. P.; Jayme Jr., F. G. Sistema financeiro, inovação e desenvolvimento regional: Um estudo sobre a relação entre preferência pela liquidez e inovação no Brasil. *Anais do XIV Encontro Regional de Economia do Nordeste*, Fortaleza, 2008.
- Silva, M. S. Sistema nacional de inovação e desempenho do setor externo. 2011.

Dissertação de Mestrado. *Universidade Federal de Viçosa*, Viçosa, 2011.

Sbicca, A; Pelaez, V. Sistemas de Inovação. In: Victor Pelaez e Tamás Szmerecsányi (org.). *Economia da Inovação Tecnológica*. São Paulo: Editora Hucitec, 2006.

Schumpeter, J. A. Teoria do desenvolvimento econômico. São Paulo: Abril Cultural, 1982. v.1. (Os Economistas).

Studart, R. Investment finance in economic development. London: Routledge, 1995. 234p.

Torres, D. A. R. Liquidez Internacional e Crescimento Econômico: Uma Análise Pós-Keynesiana Da Experiência Mundial. 2009. *Tese (Doutorado em Economia)*, Universidade Federal de Minas Gerais (Cedeplar), Belo Horizonte, 2009.

Torres, D. A. R.; Resende, M, F. C. Causação circular do crescimento das economias em desenvolvimento: uma ponte entre as abordagens evolucionária e pós-keynesiana. *Revista de Economia Política (Impresso)*, v. 33, p. 240-259, 2013.

Wooldrige, J. M. Introdução à Econometria: uma abordagem moderna. Tradução Ferreira, J. A. São Paulo, Cengage Learning, 2010.

Fiscal policy in Brazil in Real Plan: pro or countercyclical?

Augusto Andreis¹

Igor Alexandre Clemente Morais²

Abstract: *The methodology of Structural Balance Budget proposed by the IMF and OECD is applied to Brazil from 1997 to 2013 with the objective to identify the behavior of fiscal policy. This methodology, according to the international literature, is an very important instrument, once it takes into account the effect of the business cycle on public finances. The results showed that fiscal policy, as a countercyclical instrument, began to be used from 2004 or 2005, depending on the methodology. In the period in which the country suffered the greatest consequences of the subprime crisis, fiscal policy proved to be a very well used tool to mitigate the effects of the crisis. One reason for the improvement of the use of fiscal policy, at this period, was the decrease in the stock of public debt, provided by primary surpluses occurred in previous years. This results are in line with those found by public finances researchers. Thus, the pre-crisis fiscal situation has become an important element in the performance of countercyclical fiscal policies. Furthermore, both methodologies did not show large differences among themselves.*

Key-words: *Fiscal Rules, Cyclicity, Structural Budget Balance.*

JEL Codes: H62, H11, E62, F41

¹ Mestrando no PPGE da Unisinos. Inserido na linha de pesquisa de integração econômica internacional.

² Fundação de Economia e Estatística (FEE) e Professor do PPGE da Universidade do Vale do Rio dos Sinos .

Theories of fiscal and monetary policies were developed to consider several aspects of microeconomics and macroeconomics, such as business cycle, employment, taxes, interest rates etc. One of the most important is the influence of the cycles to better understand the results of these policies. In the case of the Fiscal Balance this influence is direct, affecting both revenues and expenses. In this process a fiscal policy can both be pro as countercyclical, generating significant impacts on various economic agents.

Some authors, such as Budnevich (2002) and Auerbach (2005), suggest that in the economic cycle, fiscal policy is a very important tool, especially in recession periods. At this, the stabilizer function can be expansionary to mitigate the recessionary cycle. The opposite is also true, so that when the cycle is at the stage of prosperity, the fiscal policy should be used sparingly, since excessive government spending could cause the economy to grow above the considered normal. Thus, the government can simply reduce its spending or else raise taxes so that the disposable income of the private sector decreases. When there are large fluctuations of the fiscal policy it is natural to see imbalances in the economy, either in prices, production activity, the labor market or foreign accounts.

Thus, the reasons for having such a persistent inflationary process, as in Brazil between the 1970s and 1980s, may be linked, at least in part, to the high public deficit. On the other hand, in the first years of the Real Plan, the Government reformulated the state, where one of the goals was the improvement of public accounts, tax control and construction of basis to price stability. It is noteworthy that this period included a fiscal effort by federal, state and municipalities, and also there was an addendum to extraordinary revenues from privatizations and concessions in several areas such as financial services, roads and electric sector.

Discretionary fiscal policy has an important role in controlling the variability of the business cycle, that is, without the use of this tool the business cycle becomes more volatile, especially in countries like Brazil, where there are additional complicating factors such as big budget rigidities where only 11% of the recipes are free, Maciel (2005). In this sense, the fiscal rule¹ becomes a key element, since it may become a barrier to ease the business cycle.

However, there is a dichotomy between the use of the fiscal policy which the main objective is to decrease the deficit bias from that used to reduce its pro cyclicity, according to Perry (2002). If the goal is just to improve public accounts the result can be a greater distance from the stage when the economy

¹ Fiscal rule is a term used to define the legal restrictions that impose limits on indicators used in the assessment of tax administration.

is in the economic cycle of its long-term level, since it ignores the effects of transitory shocks. On the other hand, if the goal is to create a strictly countercyclical fiscal tool, it can become unsustainable and unreliable, since there is the possibility that the balance of long-term debt will not be obtained. This is where comes the idea of automatic fiscal stabilizers, preventing the deficit bias of accounts and also great movement in public spending.

Another problem encountered in too rigid regimes are the changes in tax procedures, in what is called creative accounting² as pointed out by Milesi-Ferretti (2000). In this sense, the Structural Balance Budget (SBB) becomes an interesting option in a target regime, since there is more flexible fiscal rule, because there is the possibility of using fiscal policy to alleviate the cycle in addition to considering the effect of the cycle on public accounts. Considering the importance of fiscal policy in the macroeconomic equilibrium process, the purpose of this study is to identify whether it is possible to say that Brazil had in fact, during the Real Plan, a tax adjustment, and investigate whether fiscal policy was countercyclical in the period 1997-2013, using as a backdrop the methodology of SBB. The application of this model become more relevant after the global financial crisis, which demanded greater attention to the fiscal side of various countries and put into perspective the social problems, price stability and debt.

The application of SBB has three important aspects in the analysis of fiscal policy, as seen in Dobrescu et al. (2011). The first is to measure discretionary changes in fiscal policy. The second is to measure fiscal sustainability. And finally, there is the possibility of obtaining the stance of fiscal policy, ie, whether is expansionary or contractionary. Our findings indicate, first, that, by applying the SBB for the Brazilian economy from 2007 to 2010, a period of economic turmoil due to the subprime crisis, for example, fiscal policy was countercyclical. On the other hand, most likely due to the bias of the public deficit reduction, in the years 1998 to 2003 fiscal policy was pro-cyclical.

Besides this introduction, this paper has four sections. The first shortly explain business cycle, fiscal policy and structural budget balance through a conceptual and theoretical review. In the second section the methodology of the SBB from IMF and OECD is presented. Third section analyse Brazilian economy in the period between 1997 and 2013, and in the fourth one we comment the Brazilian SBB and principal results. Finally, the last section concludes.

1. Cycle, Fiscal policy and sbb

The theories of business cycles began to be developed from the nineteenth century and were common to relate the economic cycle with weather events,

² Creative accounting is a process where the reality of the accounting of a particular entity is disguised. For this, the data are manipulated in order to display the desired image, Kraemer (2008).

the production of grains and their prices, according to Pustil'nik (2004). Already at that time, the visions about the causes and behavior of economic cycles were not unified, that is, there was disagreement between the studies. This was related to reasons why cycles behaved as wave movements, even among authors who shared the same basic view of how the economy worked.

As the theory incorporated cycle measurement techniques it was created a better understand of economic movements and use this in other areas. Currently, the wave behavior, cycle phases and their characteristics can be evaluated from parametric and non-parametric techniques, like Bry and Boschan (1971) and Hamilton (1989). In this case, the relationship between the theory of business cycles and fiscal policy is direct, and may be pro or countercyclical depending on how behaves the Government Budget Balance.

It is common to observe in the literature that fiscal policy is procyclical in developing economies, see Alesina et al. (2008), Mendoza and Oviedo (2006), Talvi and Végh (2005) and Ilzetski and Végh (2008). This is not only due to imperfections in the international market, but also due to political pressures. One of the reasons of procyclicality is that government revenues, independently if they come from taxes or royalties, rise in periods of boom. However, the government can not resist the seduction or political pressure to increase their spending at the same rate or greater magnitude. Thus, the increase of these spends generally focuses on two areas of Government. The first is the public investment expenditure, while the second is the public employment.

Subprime crisis created a challenge scenario to Governments and has grown the interest in verify the relevance of fiscal policy in the economic recovery in the light of the various stimulus packages that have been implemented in developed economies. As pointed out by Dolls et al (2012) fiscal policy was a central tool in combating economic stagnation in Europe and USA. And in countries where automatic fiscal stabilizers are larger, there is a tendency for smaller fiscal stimulus packages, besides the fact that the size of this stimulus is related to the tax status of each country in the pre-crisis period. Studies on automatic fiscal stabilizers and their relationship to the cycle in Brazil indicate a small role, interfering little fluctuations in the product Rocha (2009), but that fiscal policy has a direct relationship with the political cycle, as shown in Neto et al. (2013) for data from the State of Minas Gerais in Brazil.

Confronted with evidence of a relationship between the economic cycle and fiscal policy is natural to imagine that the structural budget balance is presented as an alternative to the usual Budget Balance. Thus, the observed changes in this are not necessarily associated with changes in fiscal policy, since a worsening or improvement of the fiscal balance may simply be associated with the phase in the economic cycle. Thus, the SBB has greater scale when it comes to observing the direction of fiscal policy and the improvements or deteriorations observed in the public accounts.

In periods where the economy grows above its natural long-term trend we look for an increase in revenues simultaneously with a reduction in spending. Thus, this interpretation of Budget Balance without cyclicity adjustment could lead to misinterpretation, so that this “bonus” observed in the primary surplus can be understood as perpetual. Conversely, when the economy is below its long term trend, there will be a decline in revenues along with increased spending, which will lead to a lower primary surplus economy than if it were on its trend. Thus, Budget Balance without adjustment can’t distinguish between what is cyclic and what is structural component.

It is in this sense that the methodology of the structural budget balance is presented as an interesting alternative, as in this case there will be discrimination between the structural component and the temporary. Thus, one can more easily use fiscal policy to bring the economy to its trend and organize more efficiently the expenses, especially those related to investments.

The structural budget outcome has two conventional methodologies and widely used in the international literature, the OECD, presented by Giorno et al. (1995), and the IMF, presented in Hagemann (1999). Both have been implemented in several countries, mainly from the 2000s. Worth noting that in some regions, such as Latin America, for example, the authors apply this methodology to look for what alternative was used with some innovations, such as commodity prices that have a significant impact on government revenues. Such measures are adopted in order to make better estimates, like Klemm(2014) that find evidence of procyclical fiscal policy on average of Latin America countries despite some differences. Examples of work with such modifications are Rincón et al, (2004) for Colombia and Gouvea et al (2011) for Brazil. In both the price of oil were used as element in the fiscal budget, Marcel and Tokman (2002) use copper price to estimate the structural balance in Chile, Frankel (2011) suggests that countries that have pro-cyclical fiscal policy use the tax rules to control cycles, especially if they are commodity exporters. Some examples at region of successful countercyclical fiscal policy are Chile, Mexico and Colombia. Chile determined the income tax according to the estimates of the structural balance, see Frankel (2011) and Schmidt-Hebbel(2012), obtaining satisfactory results in the stabilization of the economic cycle. Others results are Rodriguez et al (2007) and Larrain and Parro (2006) which allowed even to overcome the economic difficulties of the period of crisis during 2008-2009 and Céspedes and Velasco(2013) that showed different performance in fiscal policy between countries after international crisis.

The purpose of this work is to use the aggregate IMF methodology exposed by Dobrescu et al, (2011), and applied by Maciel (2005) for Brazil and the OECD methodology, which uses the method of disaggregated elasticities in groups, to measure the structural balance of Brazil, and is presented in Mello and Moccero (2006). Despite the some advantages of OECD methodology

compared with the IMF, such as it is possible to observe the impact of the business cycle in different groups of revenues, there are greater chances of errors in the data adjustment process from the disaggregated elasticities, see Gouvea et al (2011). Therefore, in order to avoid such errors in the application of SBB we use OECD methodology proposed by Mello and Moccero (2006).

In any of the methods proposed to obtain the structural budget balance we follow three steps. In the first we estimate the potential GDP and the output gap. The second involves the quantification of the cyclical component of expenditure and government revenue. In this part we use the estimated income-elasticity product. And finally, in the third one, subtract this cyclical component of revenue and expenditure levels observed, calculating the SBB. Although split into only three steps, it is noteworthy that there are several techniques that can be used in step one to calculate potential GDP, as well as the estimated income-elasticity of the product, see Maciel (2005).

The estimation of the potential output, for example, can be obtained through a function of production³ or the use of statistical filters. The first case usually adopts a Cobb-Douglas specification with factors capital and labor, and also may be used more generally specified as the function with constant elasticity of substitution (CES). Alternatively, the most commonly used filters for the estimation of potential GDP are the Hodrick-Prescott (HP), see Hodrick and Prescott (1997) and Ravn and Uhlig (2002), and the Kalman filter, see Harvey (1990) and Houtekamer (1998). Subtracting the cyclical part of the balance observed is done via elasticities of revenues and expenditures of the government. As stated earlier, the most widespread methods for obtaining these elasticities are the IMF and OECD proposals by Hagemann (1999) and Giorno et al. (1995), respectively. The main difference in the calculation of the SBB between these occurs exactly in the estimation of such elasticities.

It is noteworthy that, on the expenditure side, only the unemployment account are adjusted, both in OECD methodology as the IMF. In this sense, the OECD uses as a reference the level of structural unemployment, while the IMF use the unemployment rate that doesn’t accelerate inflation, the NAIRU. However, as done in Marcel and Tokman (2002), Rincón et al. (2004) and Maciel (2005), this work doesn’t use expenditure adjustment via IMF methodology, since spending on unemployment insurance are not representative of the total expenditures of the Federal Government⁴ in Brazil.

Already at the revenue side, according to Gouveia et al (2011), the process is slightly more complex when comparing the two methods. The OECD decompose the elasticities of revenues into two components, where the first one are the elasticities of revenue with respect to their respective bases to and the

³ For a greater understanding of the estimation of potential GDP via the production function see Giorno et al. (1995).

⁴ In 2013, for example, the amount spent on unemployment insurance was 4.94% to the total expenditure of the Central Government. Thus, the amount spent on unemployment insurance does not quite represent 1% of GDP.

second is a coefficient that represents the elasticity of the tax base due to the economic cycle. Moreover, the IMF methodology proposes simply to estimate parameters of elasticity for each category of tax collection, see Oreng (2012).

Alternatively to the classical methodology of the IMF, also can get the elasticity revenue-product aggregate, as shown in Dobrescu et al, (2011), which is fully compatible with the work done by Hagemann (1999). The authors

emphasize that the aggregate method, in terms of results, is very similar to the model in which revenues are disaggregated. The advantage of disaggregated view is the possibility of the existence of large differences in sensitivity between groups of expenses and income with the cycle. However, because there is much information, at this point is more difficulty and there is great possibility of larger errors.

2. Structural Budget Balance (Sbb)

This section is intended to show the structural budget balance. For this, we present the aggregate IMF and the disaggregated OECD methodology. As previously mentioned, the big difference between the two methodologies is in the elasticities, so that the IMF this is obtained by the total revenue. Already from the perspective of OECD revenue is broken down into groups, so it is estimated elasticities for each income group in relation to its incidence base and then of its incidence base in relation to the output gap. Already on the expenditure side the only expense that has cyclical behavior are those related to unemployment.

2.1 IMF Methodology

The SBB, according to Dobrescu et al, (2011), can be written as in equation 3.1, where B , R and E are, respectively, the budget balance, revenues and expenses and the subscript c refers to the cyclical and s is the structural component. Thus, the sum of the cyclical components ($B_{c,t}$) and structural ($B_{s,t}$) one results in the budget balance observed in period t B_t ,

$$B_t = B_{c,t} + B_{s,t} \quad (3.1)$$

or:

$$B_t = (R_{c,t} - E_{c,t}) + (R_{s,t} - E_{s,t}) \quad (3.2)$$

where,

$$R_{s,t} = R_t + R_{c,t} \quad (3.3)$$

Note that, as argued, the result to the cyclic recipe is not available. This can be achieved through an adjustment on the observed revenue using an elasticity of revenue-product. After this we do the adjustment of expenditure via spending on unemployment insurance that diverge from the current level of unemployment and the NAIRU⁵. Thus, structural revenue is calculated in year t , given the elasticity-revenue product⁶ (γ), adjusting the observed revenue and the value that reflects the gap in potential output Y_t^* with the observed product (Y_t), called (C_t), Like this:

$$R_{s,t} = R_t \cdot (C_t)^\gamma \quad (3.4)$$

Where the output gap is given by:

$$C_t = \frac{Y_t^*}{Y_t} \quad (3.5)$$

Thus, the SBB can be described as follows:

$$SBB_t = R_{s,t} - E_{s,t} \quad (3.6)$$

2.2 OECD Methodology

In this proposal the elasticities are calculated on a disaggregated basis with the possibility to see the different cycles in each group of revenues. Therefore, the equation to find the SBB, as shown in Dobrescu et al (2011), is given by:

⁵ Authors such as Marcel and Tokman (2002), Rincón et al. (2003), Maciel (2005) and Oreng (2012), applying the structural balance for Latin American economies also do not perform adjustments on the expenditure side. For a deeper about why not make the adjustment see Gobetti et al. (2010).

⁶ This shows how much revenue will vary in percentage terms if the product range by 1%.

$$CAB = \left[\left(\sum_{i=1}^N R_i^{CA} \right) - G_{cur}^{CA} + R^{NCA} - G^{NCA} \right] \quad (3.7)$$

Where R_i^{CA} represents the cyclical component of adjusted revenue category i , G_{cur}^{CA} represents the current primary spending adjusted by the cycle, and R^{NCA} and G^{NCA} are the revenues and expenditures that do not require cyclical adjustments.

On the revenue side, each category can be decomposed into two factors. Thus, the total elasticity ($\gamma_{R_i, Y}$) is the elasticity of revenue (R_i) in relation to its base (B_i), γ_{R_i, B_i} , with the elasticity of the base relative to the output gap, $\gamma_{B_i, Y}$,

$$\gamma_{R_i, Y} = \gamma_{R_i, B_i} \gamma_{B_i, Y} \quad (3.8)$$

Applying 3.8 to find the adjusted revenue for the cyclic component of category i :

$$R_i^{CA} = R_i \left((C_t)^{\gamma_{B_i, Y}} \right)^{\gamma_{R_i, B_i}} \quad (3.9)$$

Note that the difference between equation 3.9, OECD proposal, and 3.4, IMF proposal, it is precisely the existence of an income elasticity of decomposed into elements i , relative to its base. The practical implication of this change is that we may have different responses of the collection in relation to the business cycle, for example, income tax, tax on production or consumption. Also decompose the elasticity of current expenditure into two factors, where the elasticity of expenditure ($\gamma_{G_{cur}, Y}$) is the product of the elasticity of current spending (G_{cur}) with respect to their base, in this case unemployment, with respect to the output gap, as shown in 3.10:

$$\gamma_{G_{cur}, Y} = \gamma_{G_{cur}, U} \gamma_{U, Y} \quad (3.10)$$

The decomposition can be adjusted to find the cyclic component for expenditure in category i :

$$G_{cur}^{CA} = G_{cur} \left((C_t)^{\gamma_{U, Y}} \right)^{\gamma_{G_{cur}, U}} \quad (3.11)$$

It is noteworthy that only costs related to unemployment insurance have been cyclical, thus other expenditure do not require adjustments. Another important difference between the methodology of the IMF and the OECD is that this applies cyclically adjusted spending from 3.11, while in the IMF proposal this is not done. Depending on this elasticity and the share of spending related to unemployment in total spending, this setting can produce very different results between the two methodologies. Notably, in a period of elevated negative shock to the economy which results in increased expenditure, especially with unemployment insurance, it is natural to imagine that the result pointed out by the OECD methodology differs from that proposed by the IMF. On the revenue side, literature usually separate the revenues into four groups: i) Personal income tax (PIT); ii) social contribution (SS); iii) corporate profits (CIT) and iv) Indirect Tax (IT),

3. Structural Budget Results

This section is divided in five parts. In the first one, it is estimate the GDP gap, where three different methods will be applied, as well as the trend GDP. It is noteworthy that the results obtained in this first section will be used for budget outcome through the methodology of the IMF and the OECD. In the second part, we estimate the elasticity of revenue-aggregated product from the perspective of the IMF, while the third shows the same under the OECD methodology. In the fourth section we estimate the structural budget balance for Brazil, besides a comparison of the two methodologies. Finally, the fifth section analysis the fiscal policy through the results from the structural budget balance in both methodologies.

3.1 Potential Output

To compare the result with the observed and structural it is essential to perform the estimation of potential output. The original series is quarterly GDP IBGE's index number. By comparing three different methods, HP, Christiano-Fitzgerald and the trend of GDP by the X-12 Arima⁷ is possible to note similarities in the results for the cyclical factor. Therefore, it is chosen to use the HP filter, so this is also the most used in the literature.

⁷ We call this method of TC.

3.2 Elasticity Revenue Product-Imf

The revenue data are from the Treasury Department, discounted transfers to states and municipalities. Then these values are deflated by the IPCA price to 2013 at quarterly basis and with seasonal adjustment by X-12. The regressions follows the proposed by Maciel (2005) that uses log for the elasticities. Various estimations were made with the exogenous variable log (GDP) lagged by one to two quarters, using dummy variables to control possible outliers or structural breaks and also a trend. The final equation was regressed with 68 observations and the software used was the Eviews 7.1. The main equations permormed, along with their coefficients and the main tests, can be found in the table A.1 in the Annex.

The dummies 1, 3 and 4, as seen in equation 5.1, were used to correct a problem of outlier, ie a point outside the curve that appeared in 4Q08, 3Q10 and 4Q13, respectively⁸. Thus, we used values of 0 for all quarters except precisely that quarter in outlier, which received the value of 1. Already dummy 2 was used in order to monitor the change in the exchange rate regime in the year 1999, fiscal rules and the adoption of the inflation targeting regime. Thus, this dummy was not treated as a transitory shock and received value 0 until the last quarter of 1998 and 1 from the first quarter of 1999 until the end of the period of the series.

Thus, among the estimated equations, which presents the best comparison criteria (Akaike and Schwarz), smaller statistical error of prediction (MAE, RMSE and MAPE) and significant coefficients⁹, was:

$$\text{Log}(r) = \begin{matrix} -0.89 \\ (0.93) \end{matrix} + \begin{matrix} 1.084 \log(gdp) \\ (0.22) \end{matrix} + \begin{matrix} 0.006t \\ (0.00) \end{matrix} + \begin{matrix} 0.31D1 \\ (0.03) \end{matrix} + \begin{matrix} 0.08D2 \\ (0.02) \end{matrix} + \begin{matrix} 0.09D3 \\ (0.03) \end{matrix} - \begin{matrix} 0.03D4 \\ (0.01) \end{matrix} \quad (5.1)$$

Where (r) is the revenue, (gdp) is GDP, t is trend and D1, D2, D3 and D4 are dummies, The LM test¹⁰ signals for the nonexistence of autocorrelation, $LM_{(1)} = 0.16[0.68]$ and $LM_{(2)} = 0.33[0.84]$, In addition, the test $ARCH_{(1)} = 0.42[0.51]$ and can not reject the null hypothesis of homoscedasticity. As can be seen, the value found for the income-elasticity product is $\Psi = 1.084$, between 0.62 and 1.54 at 95% significance. This value is close to that found by Maciel (2005) for Brazil, $\Psi = 1.025$ for the period 1999-2005, Additionally, Marcel and Tokman (2002) study for Chile $\Psi = 1.05$, also being within the range of [0.95 1.25] found by Hagemann (1999) for OECD countries.

Thus, this elasticity shows that for every 1% change in GDP has been a change

8 The tax evolution observed in this period is due to overheating of the Brazilian economy in the first half of 2010, with growth of 9.2% in the first quarter and 9.3% in the second, compared with the same period in 2009. Remember that there is a lag between actual tax payment and the triggering event.

9 Number in parentheses below each variable represents the standard deviation.

10 Numbers in brackets in this section represent the p-value.

of 1,08% in revenues, maintaining all other variables constant. It is in this sense that Maciel (2005) points out that the value of the elasticity should be close to one, since, if the government were to raise taxes in an extreme form, the amount of revenue could exceed GDP in the long run. The dummy 2 shows a change in tax revenue from the first quarter of 1999 resulted not only in a change of the exchange rate regime, but also major changes in tax rules.

3.3 Elasticity Revenue Product-Oecd

It is noteworthy that this section, unlike section applied to the IMF, the elasticities are not estimated, but assumed. This happens due to the greater difficulty of estimation of these compared to the previous method. Thus, we use elasticities estimated by Mello and Moccerro (2006) and presented in the table 5.1. It is noticed that the elasticity of the first group of revenue, ie the group regarding the personal income tax (PIT), is well above the OECD average. This indicates, according to Mello and Moccerro (2006), that the personal income tax in Brazil is more progressive than in OECD countries.

Already elasticity in relation to contributions to social security (SS) is very close to the average of OECD countries. If the side of the personal income tax elasticity was well above average, when analyzing corporate income tax (CIT) is perceived that they are below the OECD average. And the last group with respect to revenue, the indirect taxes (IT), it is assumed that the elasticity refers to the group is unitary. Already in the elasticity of expenditure, it is considered just transfers related to unemployment sensitive to the cycle. Thus, Mello and Moccerro (2006) found an elasticity of -0.06, indicating that the sensitivity of the expenditure in relation to the cycle in Brazil is low compared with OECD countries. The authors claim that this low sensitivity to the cycle occurs at least in part, due to a substantial informal sector.

TABLE 5.1 - ELASTICITY OF BRAZIL AND OECD AVERAGE

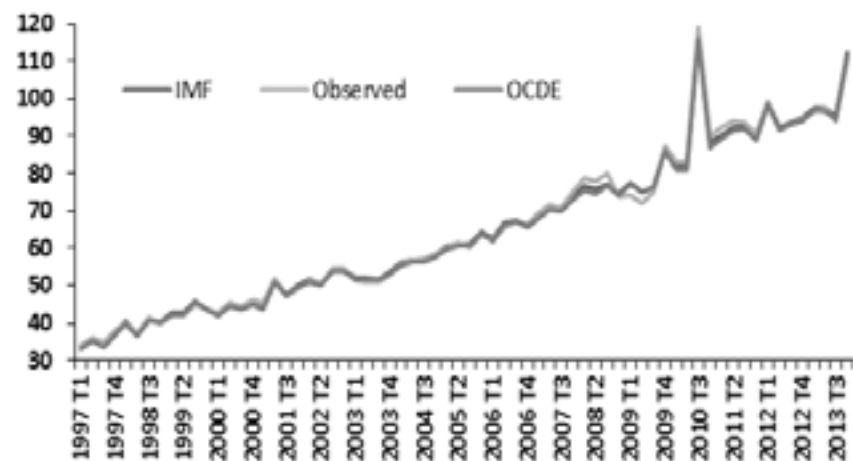
	Revenue				Expenditure	Total ¹
	PIT	SS	CIT	Indirect Taxes		
Brazil	2.70	0.67	1.17	1.00	-0.06	0.32
OCDE average	1.26	0.71	1.50	1.00	-0.10	0.44

Source: Mello and Moccerro (2006) for Brazil, and Girouard and Andre (2006) for the OECD average.
1. Refers to the elasticity of the structural balance to changes in the economic cycle. It is calculated as the difference between the sensitivity of the four items of income and expenditure, weighted by their respective shares of GDP in 2003.

3.4 Structural Fiscal Balance in Brazil

After the estimation of elasticity-revenue product we can use this in the rule appointed at section 3 for the Brazilian economy. The sample period comprises five presidential cycles. Graph 5.1 shows the evolution of observed revenue and structural revenues, the latter obtained by the method of the IMF and the OECD, using equation 3.4 and 3.9, respectively. The difference between them is due to removal of the cyclic factor of the revenue and the difference between the elasticities. Indeed, when the product grows above its trend, there is a portion of the revenue that comes precisely from the higher level of activity. The reverse is also true, so that when grow below trend the income level is below too. This is considered normal.

GRAPH 5. 1- OBSERVED AND STRUCTURAL REVENUE- NO. INDEX

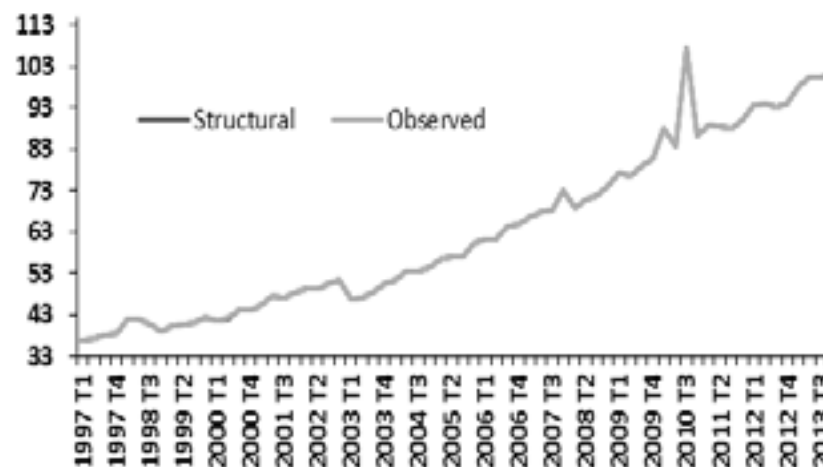


Source: Authors elaboration

Graph 5.2 shows the evolution of observed expenditure and structural, the latter referring to the OECD method, since the side of the IMF was not treated for this. The two are very similar and this occurs due to expenditure related to unemployment being very low in the composition of total expenditure¹¹. Thus, as can be seen, for Brazil, the differences in results for the structural budget balance between the two methodologies are, in general, at the revenue side.

11 On 2013, the expenses with unemployment represented less than 5% of total federal expenses.

GRAPH 5. 2 - EXPENDITURE TRENDS OBSERVED AND STRUCTURAL

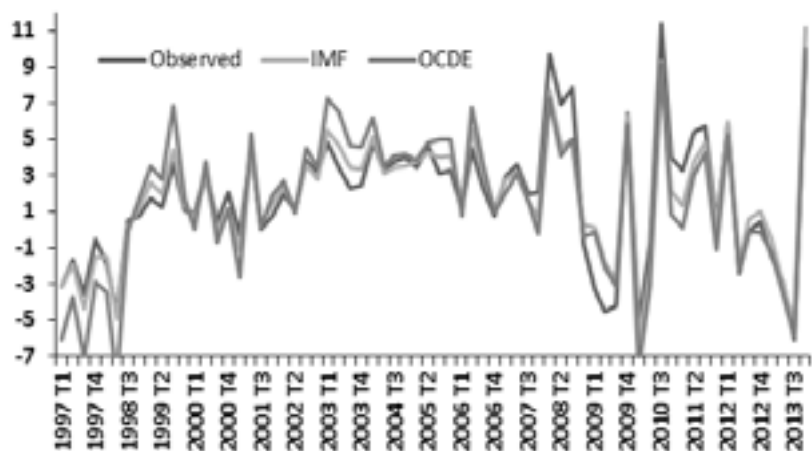


Source: Authors elaboration

With these results, is possible to estimate the structural budget balance method with the IMF using equation 3.6, since the treatment on the expenditure side is not necessary. The structural budget balance, obtained by both methods, and observed for the Brazilian economy is presented in graph 5.3. It is noticed that the structural budget balance obtained by IMF methodology is less volatile¹² than the observed and this, in turn, lower than the OECD structural balance.

12 The standard deviation confirms that volatility of the IMF model is less volatile, while the OECD is more volatile than the balance observed. Thus, $\sigma = 3.58$ for the balance without cyclical adjustment, $\sigma = 3.29$ for the model of the IMF and $\sigma = 4.02$ for the OECD Model.

GRAPH 5. 3 - OBSERVED AND STRUCTURAL BALANCE BUDGET -% OF GDP



Source: Authors elaboration

Although useful for the analysis of fiscal policy, the estimated structural balance quarterly shows very little volatile and represent very little on reality, once the conduct of fiscal policy and the cyclical behavior of the economy occur over longer periods. Thus, besides the quarterly structural balance, we get the same results in annual periodicity, using both the OECD and IMF methodology, in order to compare this with the primary surplus in Federal Government. It is noteworthy that in this part we used the same elasticities presented¹³ above, that is, $\epsilon = 1.084$ for the IMF and submitted by Mello and Mocerro (2006) for the OECD.

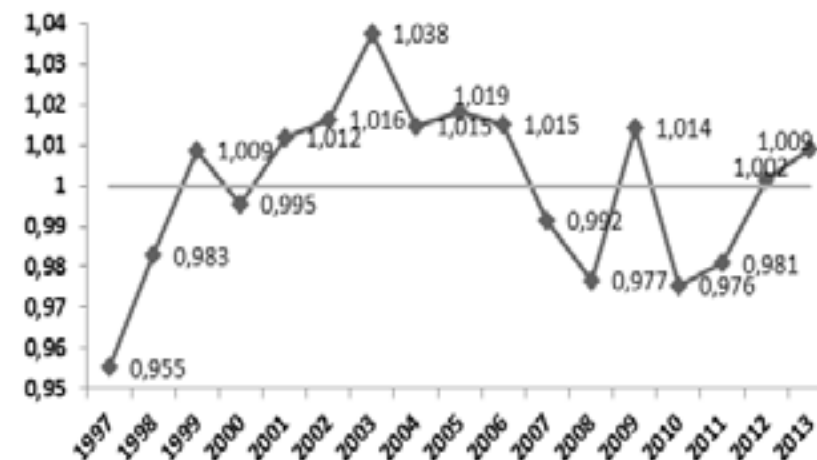
Graph 5.4 shows the ratio between potential and actual GDP and contributes to understanding structural balance. Whenever this value is less than one, this means that the country has grown above trend, that is, the potential output will be lower than the actual GDP, resulting in an additional amount of revenue, precisely because of the elasticity being greater than unity, and that will be corrected in the structural balance, which withdraws the cyclical part of the revenue. But when the opposite occurs, ie, potential GDP is greater than real GDP, and this value is greater than one, this will lead to a lower than considered normal, if there were no output gap. Thus, the points below the red line are those where there were gains arising inflow of the economic cycle, since the points above this line are the periods in which the revenue was lower due to the cycle.

Following the methodology, the years in which growth was below trend, showed lower revenues than normal periods. Thus, the structural balance is greater than that observed since the recipes do not change. And the opposite is

¹³ We opted to use the same elasticity since the annual period because of lack of data.

also true, ie, in years where growth was higher than the trend we get revenues bonus resulting from this increased growth. This will cause structural balance difference that is lower than the observed primary surplus.

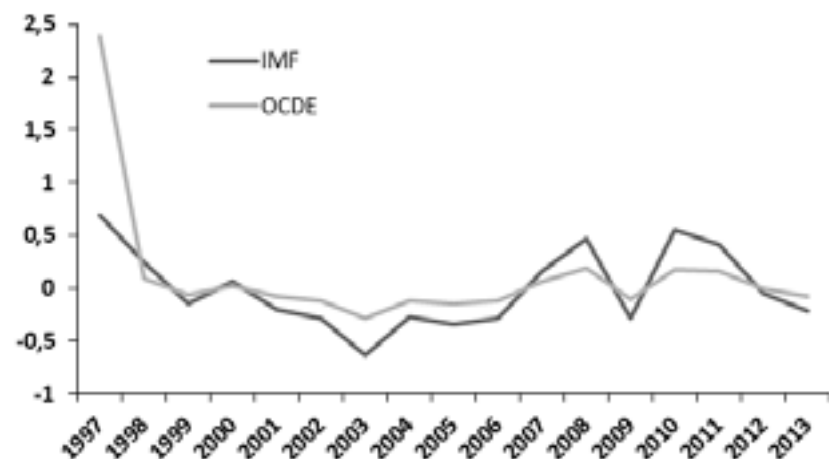
GRAPH 5. 4 - POTENTIAL AND EFFECTIVE GDP RATIO



Source: Authors elaboration

Graph 5.5 shows the difference between the observed balance from the structural, ie the observed subtracted the structural, for both IMF and OECD methodology. This difference shows the amount, as a percentage of GDP, which has been added or removed from revenue. Positive values mean how the primary surplus occurred at above trend growth, not coming from the fiscal effort. Negative values represent the amount of income that was not collected because real GDP was lower than trend GDP. In this case, before the occurrence of such event the fiscal policy need toward tax effort to bring the deficit to near unity. It is noticed that this difference is, in general, between -0.50% and 0.50% of GDP. The year 1997 was a turbulent year and can be considered, therefore, an exception. Thus, the structural budget balances shows up, and very importantly, a tool that would not generate large distortions in the results obtained, as the mean difference, ie was 0% and 0.12% GDP for the model of the IMF and the OECD, respectively.

GRAPH 5.5 - DIFFERENCE BETWEEN OBSERVED AND STRUCTURAL RESULTS (OBS-EST) % OF GDP



Source: Authors elaboration

4. Fiscal Expansion or Contraction?

With the SBB estimated we can get precision about fiscal policy direction with greater reliability than that obtained through the primary surplus, since, at first, the effects of the economic cycle were removed. For this, to distinguish whether fiscal policy was expansionary or contractionary, you must subtract the value of the structural budget balance of the year under the previous year. Whenever this amount is positive, fiscal policy is contractionary. Conversely, when this amount is negative, fiscal policy was expansionary. Still, one might wonder how contractionary or expansionary fiscal policy was in any year from the magnitude of this difference.

The years in which there is the greatest disparity observed between the primary surplus and the structural budget balance, both as a proportion of GDP, are those where greater distances between trend GDP and observed GDP were seen. Thus, on one hand, the year 1997 showed the largest tax receipt provided by the business cycle. On the other hand, in 2003, the opposite happened, where it failed to raise the largest amount depending on the economic cycle. This is true both for model results via IMF or OECD methodology. However, it is worth noting the magnitude of the difference between the two methodologies applied to observed outcome and structural analyzes in 1997. At this year the difference was much greater in the OECD model, compared to the IMF.

From 1999 to 2006, except for 2000 where the economic cycle had little impact on revenues, every year had a GDP growth below the trend line, which caused the observed primary surplus smaller than the structural, since revenues were adversely affected by phase of the cycle of the economy. However, when we look from 2007 to 2011, except for 2009, where it had the greatest impact of the subprime crisis, it is noticed that the opposite occurs, and the economy grew above trend, and that observed surplus was higher than the structural, due to additional revenues from higher growth. This is true for both models, indicating no major differences in results.

The above trend in times of crisis, indicate that fiscal policy was used in a discretionary manner, contrary to cycle. Already in the last two years, 2012 and 2013, it was observed a period again where it grew less than the trend and the structural budget balance was greater than the primary surplus, signaling fiscal difficulties. It is worth noting that the cyclical effect on results in OECD model was lower than the IMF. Table 5.2 shows the average primary surplus and the structural budget balance in presidential cycles. It is noticed that the first and the last two presidential cycles had an observed primary surplus greater than the structural budget balance, since, on average, these presidential cycles had actual GDP greater than potential GDP, for both methodologies.

In the second and third presidential cycle the average primary surplus is smaller than the structural budget balance, indicating that this period the Government experienced lower tax collection where actual GDP is less than potential GDP, both for the model of the IMF and OECD. The largest observed difference occurs in the first presidential cycle, being well above the OECD model. This is due mainly to the difference observed in 1997. Accordingly, the average of five presidential cycles for the primary surplus was 1.87%, while for the structural budget balance was 1.82% and 1.64% to the model of the IMF and the OECD, respectively.

TABLE 5.2 - AVERAGE PRIMARY SURPLUS AND STRUCTURAL BUDGET BALANCE BY PRESIDENTIAL PERIOD - %

Cycle	Year	Primary S.	IMF		OECD	
			SBB ¹	Difference	SBB	Difference
1°	1997-1998	1.56	1.09	0.47	0.32	1.24
2°	1999-2002	1.68	1.82	-0.14	1.74	-0.06
3°	2003-2006	2.15	2.53	-0.39	2.31	-0.16
4°	2007-2010	2.04	1.81	0.23	1.96	0.08
5°	2011-2013	1.92	1.86	0.06	1.89	0.03
Average		1.87	1.82	0.05	1.64	0.23

Source: Authors elaboration

Regarding to the fiscal policy, it is noticed an alternation between periods of expansion and fiscal contraction, with eight years of contractionary fiscal policy and eight of expansionary, according to the IMF model. While the OECD model, we got nine years that fiscal policy was contractionary and seven with expansionary. The biggest fiscal squeeze occurred in the years 1999, 2002 and 2003, respectively, with the IMF model. But when it comes to the OECD methodology, it is observed that larger squeeze occurred in 1999, 2008 and 2010, respectively. In 1999 this fiscal tightening may be explained, probably, by the adoption of new tax rules that were imposed under the regime of inflation targeting. In 2003 this fiscal tightening may be related with a political change¹⁴, where this bigger surplus aimed an improvement of the expectations. Already in 2010 this fiscal tightening is related to the good performance of the economy after the crisis, when GDP grew 7.5% compared with the previous year.

The larger fiscal expansions occurred in 1998 and 2009 by the IMF methodology, and 2009 and 2012 by the OECD methodology. In 1998 there was a large imbalance in the economy due to the volatility of the exchange rate. Thus, this may have been the reason for the large fiscal expansion in the year. But the OECD methodology pointed contractionary fiscal policy. In 2009 the fiscal relaxation may have occurred because of the impact of the subprime crisis, ie, a discretionary fiscal stimulus.

Table 5.3 shows the expansion or contraction, on average, of the fiscal policy in each presidential cycle. It is clear, analyzing the model of the IMF, two presidential cycles with contractionary fiscal policy, the first from 1999 to 2002 and another from 2011 to 2013. Already from 2003 to 2010, a period that includes two presidential cycles, fiscal policy was expansionary. While in the OECD model the presidential cycle, from 1999 to 2002, show that fiscal policy was contractionary. So, from 2003 to 2013 we can see that the fiscal policy was expansionary.

TABLE 5.3 - AVERAGE TAX DIRECTION BY PRESIDENTIAL CYCLE¹⁵

Presidential Cycle	IMF		OECD	
	Average Δ Spt-Spt-1	Direction of Fiscal Policy	Average Δ Spt-Spt-1	Direction of Fiscal Policy
1999-2002	0.46%	Contraction	0.38%	Contraction
2003-2006	-0.02%	Expansion	-0.02%	Expansion
2007-2010	-0.16%	Expansion	-0.02%	Expansion
2011-2013	0.09%	Contraction	-0.08%	Expansion

Source: Authors elaboration

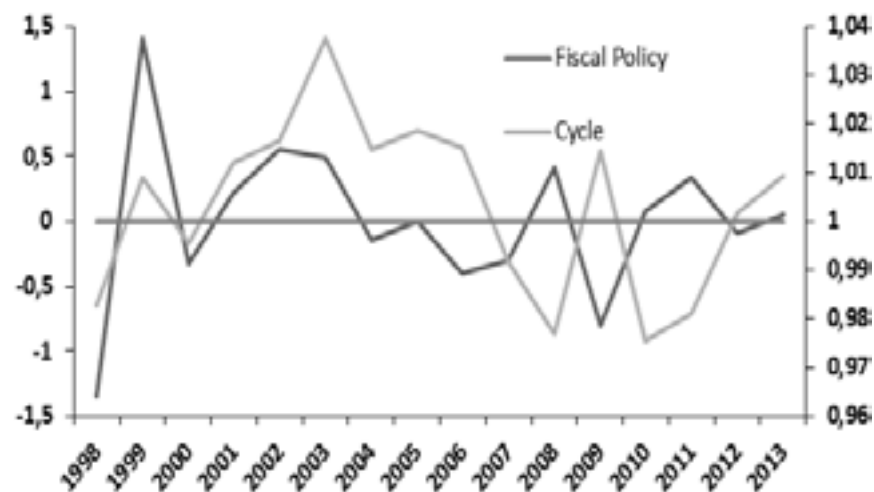
Graph 5.6 shows the evolution of the economic cycle, which is obtained by dividing the potential GDP by the observed, and the direction of the IMF model of fiscal policy. The horizontal line represents the point where the potential GDP equals real GDP and fiscal policy is neutral. Therefore, values below that line represent points where real GDP is above potential GDP and also fiscal policy, compared to the previous year, was expansionary. Contrary are those where the trend GDP was higher than the actual GDP and also that fiscal policy was contractionary. When fiscal policy and the cycle are in opposite quadrants, that is, when fiscal policy is at a point below the horizontal line and cycle above we have countercyclical fiscal policy. The opposite is also true, ie when fiscal policy is above the horizontal line and the business cycle below.

Thus, from 1998 to 2003, fiscal policy was not countercyclical, ie, it did not act to stabilize the business cycle. However, from 2004 to 2012, except for 2007, fiscal policy was countercyclical, when using the IMF model. Finally, in 2013 fiscal policy was procyclical. Thus, there were eight periods where fiscal policy was countercyclical, and eight that was procyclical. However, it is noteworthy that there were years in which fiscal policy was countercyclical, but the fiscal contraction could have been higher, as in the years 2010 and 2011. Conversely, there were periods where fiscal expansion could have been greater, as the years 2004 and 2005.

¹⁴ In 2003, a political party, which was opposition for a long time, won the elections of 2002. This caused some turbulences on the markets, affecting the expectations.

¹⁵ It is emphasized that it was not called the first presidential cycle from 1997 to 1998, since it was not possible to calculate the direction of fiscal policy for the year 1997, since we had not the value of the structural budget balance of the year 1996.

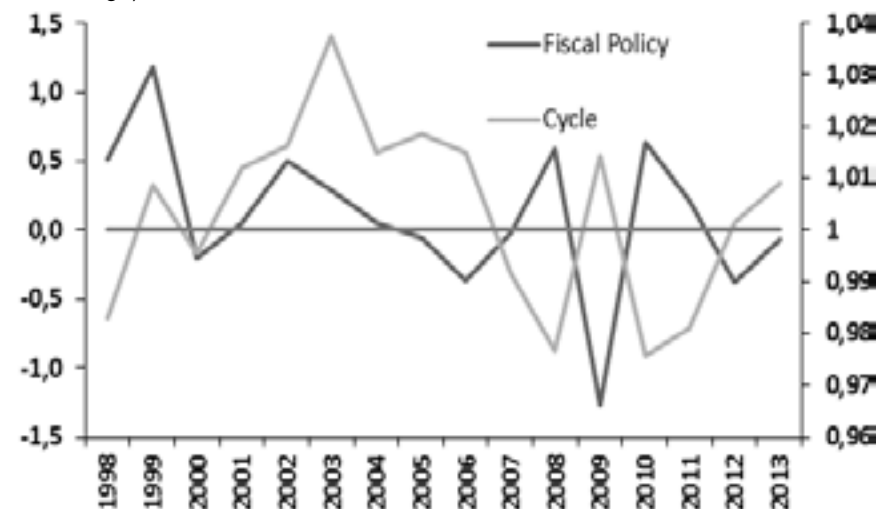
GRAPH 5. 6 - BUSINESS CYCLE AND FISCAL POLICY - IMF



Source: Authors elaboration

Graph 5.7 shows the evolution of the economic cycle and the direction of fiscal policy using the OECD approach. It is apparent that this is very similar to that observed by the IMF method, ie, the two methodologies do not differ significantly. Thus, from 1999 to 2004 and in 2007 fiscal policy was pro-cyclical. In contrast, fiscal policy was countercyclical in 1998 and in the period 2005-2013, with the exception of 2007. There are years in which fiscal policy estimated by the OECD model might have had greater magnitude to contain the economic cycle, both for expansion, and for contraction, as we see in the IMF model. Thus, in 2005, for example, fiscal policy was almost neutral and the growth was well below trend. Conversely, in 2011, for example, the fiscal contraction could have been higher, given that GDP grew well above trend.

GRAPH 5. 7 - BUSINESS CYCLE AND FISCAL POLICY - OECD



Source: Authors elaboration

Thus, when the two lines are mirrored we can say that fiscal policy fulfills its stabilizing function. In this case, the two lines should show a negative correlation. If the correlation is positive fiscal policy is procyclical. Table 5.4 shows the correlation between fiscal policy and the business cycle in each presidential cycle and in the total period for both the IMF and OECD model. We notice that, in general, in the first two presidential cycles the fiscal policy was pro-cyclical, and in the last two, oppositely, it was countercyclical.

Fiscal policy had a strong negative correlation with the business cycle, from 2007 to 2010, signaling that the government may have made changes in the behavior of revenues and expenses in order to counteract the negative effects of the subprime crisis. This applies to both models. Another important aspect is that in the IMF model the positive correlation is much stronger than the OECD in the first presidential cycle. Still, the big difference between the two models is in the correlation between fiscal policy and the cycle in the period 1998-2013. Thereby, the major difference observed between the two methodologies is that in the model of the IMF the correlation was positive while it was negative in the OECD.

Therefore, this result is consistent with the assertion of Rocha (2009), that there was not a discretionary attempt by Brazilian authorities, between 1995 and 2005, in order to use fiscal policy to stabilize the business cycle, whereas fiscal policy, recorded through the structural result, in 2004 and 2005 was almost neutral. Evidences founded by Neto et al. (2003), that pointed that fiscal policy, in the state of Minas Gerais, was used for political gain, does not seem to fit nationwide. It's only possible to say that only in the first presidential

cycle, since 1998, an election year, it was observed a strong fiscal expansion and in 1999 there was a fiscal contraction. Moreover, this statement is only valid for the model of the IMF. In the OECD model there is no such evidence for 1998. A factor that may have been decisive in order to suppress such practices was the adoption of the Fiscal Responsibility Law in 2000.

TABLE 5.4 - CORRELATION BETWEEN FISCAL POLICY AND THE BUSINESS CYCLE

Cycles	Years	IMF	OECD
		Correlation	Correlation
1 ¹	1998-2002	0.8352	0.1793
2	2003-2006	0.9371	0.7667
3	2007-2010	-0.95	-0.9973
4	2011-2013	-0.8376	-0.6900
Average	1998-2013	0.1935	-0.2822

Source: Authors elaboration

1. In this cycle, added the year 1998 to the cycle which covers the period 1999-2002.

One possible explanation for the procyclicality of fiscal policy until 2003, by IMF model, and 2004, to OECD model, is that the country was still in a period of fiscal adjustment and fiscal policy was strongly biased with the goal of stabilizing the debt¹⁶. Thus, with the improvement of public accounts, it was also possible to use fiscal policy to stabilize the economy, as can be seen from 2004 onwards, but more intensively since 2008. This is consistent with the Dolls et al. (2012) that performed the same for 19 EU countries and the U.S., where the previous fiscal situation before the subprime crisis had a major influence on fiscal stimulus undertaken with the intention of using fiscal policy countercyclical manner. Thus, as in Brazil's public accounts were balanced, it was possible to carry out tax incentives and exemptions to face recession.

Conclusions

Applying IMF and OECD methodologies of SBB to Brazilian economy, it was possible to see that the observed output was below than the potential from 1999 to 2006 except for the year of 2000. This meant that the structural budget balance was greater than the surplus obtained, which discards the

¹⁶ Public debt remains very high in 2013 in Latin America countries and, like pointed by Klemm(2014), this can constraint the countercyclical policy

influences of cycles. Since 2007-2011, with the exception of 2009, the opposite occurs, ie, the observed GDP was greater than potential GDP, which led to a structural budget balance smaller than the primary surplus. The last two years of the series are characterized by a lower GDP than the trend, leading to a structural budget balance greater than the primary surplus. Another use of the structural budget balance is the possibility of evaluating fiscal policy. It was found that, using the approach of the IMF, the biggest fiscal squeeze in Brazil was observed in 1999 and 2003, while the largest fiscal expansions occurred in 1998 and 2009. Already by the OECD approach, the larger squeeze occurred in 1999 and 2010, while the largest fiscal expansions were observed in the years 2009 and 2012.

On the one hand it was observed that, from 1998 to 2003 and over the years 2007 and 2013, fiscal policy was pro-cyclical using IMF model. With the OECD model, fiscal policy was pro-cyclical from 1999 to 2004 and in 2007. Moreover, it was noted that fiscal policy was countercyclical between the years 2004-2012, with the exception of 2007, using IMF model. Applying OECD method, fiscal policy was countercyclical in 1998 and from 2005 to 2013, with the exception of 2007. Therefore, using IMF methodology we got eight years of countercyclical fiscal policy and eight pro-cyclical. While with at the OECD approach, there is seven years where fiscal policy is procyclical and nine years where it was countercyclical. One explanation for the better use of fiscal policy in the period after 2004 may be the fiscal space. This occurred due to continuous fall in the stock of public debt after 2003.

Thus, although there are some peculiarities between the two methods, in general, they showed very similar results, which reinforce the robustness of the results. Finally, the structural budget balance is presented as an important tool for assessing public finance and fiscal policy, and also appears as an alternative to the adoption of a new fiscal rule, which considers the effects of the economic cycle on public accounts. The adoption of this new fiscal rule could reconcile the strong bias of the public debt of the actual fiscal rule with the use of fiscal policy to minimize the short-term shocks. Still, the adoption of this tool could reduce cases of creative accounting that often occur in Brazil.

It is suggested for future work, re-estimate the elasticities of Mello and Mocero (2006) to compute the structural budget balance using the OECD methodology. Still, one can compute the structural budget balance excluding extraordinary income, as done by Gouvea et al (2011).

Bibliography

Alesina, A.; Campante, F. R.; Tabellini, G, Why is fiscal policy often procyclical?, *Journal of the european economic association*, v, 6, n, 5, p, 1006-1036, 2008.
 Auerbach, A, The Effectiveness of Fiscal Policy as Stabilization Policy, In: *Bank of*

- Korea International Conference on the Effectiveness of Stabilization Policies, (May), 2005.*
- Bry, G.; Boschan, C., Cyclical Analysis of Time Series: Selected Procedures and Computer Programs *NBER Technical Paper 20, 1971.*
- Budnevich, L, Countercyclical fiscal policy: a review of the literature, empirical evidence and some policy proposals, No, 2002/41, WIDER Discussion Papers// *World Institute for Development Economics (UNU-WIDER), 2002.*
- Céspedes, L.f.; Velasco, A. Was this time different? Fiscal Policy in Commodity Republics, *NBER Working Paper 19748, 2013.*
- Dobrescu, G.; Fedelino, A.; Gottschalk, J.; Nakata, T, When and how to Adjust Beyond the Business Cycle?: A Guide to Structural Fiscal Balances, *International Monetary Fund, Fiscal Affairs Department, 2011.*
- Dolls, M.; Fuest, C.; Peichl, A, Automatic stabilization and discretionary fiscal policy in the financial crisis, *IZA Journal of Labor Policy, v, 1, n, 1, p, 1-19, 2012.*
- Frankel, J, A, 2011, How Can Commodity Exporters Make Fiscal and Monetary Policy Less Procyclical? HKS Faculty Research Working Paper Series RWP11-015, *John F, Kennedy School of Government, Harvard University.*
- Giorno, C, et al, Potential output, output gaps and structural budget balances, *OECD Economic Studies, n, 24, 1995.*
- Girouard, N.; ANDRÉ, C, Measuring cyclically-adjusted budget balances for *OECD countries, 2006.*
- Gobetti, S,W.; Gouvêa, R,R.; Schettini, B,P, Resultado fiscal estrutural: um passo para a institucionalização de políticas anticíclicas no Brasil, Texto para Discussão, *Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA), 2010.*
- Gouvêa, R.; Orair, R,O; Gobetti, S,W, Resultado estrutural e impulso fiscal: uma aplicação para as administrações públicas no Brasil, 1997-2010, IPEA, *Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada, 2011.*
- Hagemann, R, The Structural Budget Balance: The IMF's Methodology, *IMF Working Paper, WP/99/95, 1999.*
- Hamilton, J,D, "A New Approach to the Economic Analysis of Nonstationary Time Series and the Business Cycle" *Econometrica, 57, 357-384, 1989.*
- Harvey, A,C, Forecasting, structural time series models and the Kalman filter, *Cambridge university press, 1990.*
- Hodrick, R,J.; Prescott, E,C, Postwar US business cycles: an empirical investigation, *Journal of Money, credit, and Banking, p, 1-16, 1997.*
- Houtekamer, P,L.; Mitchell, H,L, Data assimilation using an ensemble Kalman filter technique, *Monthly Weather Review, v, 126, n, 3, 1998.*
- Ilzetzki, E.; Végh, C,A, Procyclical fiscal policy in developing countries: Truth or fiction?, No, w14191, *National Bureau of Economic Research, 2008.*
- Klemm, A. Fiscal Policy in Latin America over the Cycle, *IMF Working Paper WP/14/59, 2014.*
- Kraemer, M,E,P, Contabilidade criativa: maquiando as demonstrações contábeis, *Pensar Contábil, v, 7, n, 28, 2008.*

- Larraín, F.; Parro, F, Chile menos volátil, *Central Bank of Chile, Santiago, 2006.*
- Maciel, P,J, Proposta à regra fiscal brasileira: orientação pelos ciclos econômicos, *Finanças Públicas, 2005.*
- Marcel, M.; Tokman, M, Building a consensus for fiscal reform: The Chilean Case, *OECD Journal on Budgeting, v, 2, n, 3, p, 35-56, 2002.*
- Mello, L.; Moccerro, D, Brazil's Fiscal Stance during 1995-2005: The Effect of Indebtedness on Fiscal Policy Over the Business Cycle, *OECD Publishing, 2006.*
- Mendoza, E, G.; Oviedo, P, M., Fiscal policy and macroeconomic uncertainty in developing countries: The tale of the tormented insurer, *National Bureau of Economic Research, 2006.*
- Milesi-Ferretti, G, M, Good, bad or ugly? On the effects of fiscal rules with creative accounting, *Washington: IMF, 2000, Working Paper WP/00/172).*
- Neto, J,F.; Fontes, R.; De Lima, J,E, Teoria dos ciclos político-econômicos: um estudo empírico para Minas Gerais, 2013.
- Oreng, M, Brazil's Structural Fiscal Balance, *Itaú Unibanco Working Paper, 2012.*
- Perry, G. Can Fiscal Rules Help Reduce Macroeconomic Volatility in LAC. Note prepared for IMF/World Bank Conference on Fiscal Rules and Institutions in Oaxaca, Mexico, Feb. 2002.
- Pustil'nik, L. A.; Din, G. Y. Influence of solar activity on the state of the wheat market in medieval England. *Solar physics, v, 223, n, 1, p. 335-356, 2004.*
- Ravn, M,O.; Uhlig, H, On adjusting the Hodrick-Prescott filter for the frequency of observations, *Review of economics and statistics, v, 84, n, 2, p, 371-376, 2002.*
- Rincón, H.; Berthel, J.; Gómez, M, Balance fiscal estructural y cíclico del Gobierno Nacional Central de Colombia, 1980-2002, *Ensayos sobre Política Económica, n, 44, p, 12-62, 2004.*
- Rocha, F.; Política fiscal através do ciclo e operação dos estabilizadores fiscais, *Revista Economia, v, 10, n, 3, p, 483-499, 2009.*
- Rodríguez, J.; Tokman, C.; Vega, A, Structural balance policy in Chile, 2007.
- Schmidt-Hebbel, K. Fiscal Policy for Commodity Exporting Countries: Chile's Experience, Documento de Trabajo N° 415, *Pontificia Universidad Catolica de Chile, Instituto de Economia, 2012.*
- Talvi, E; Vegh, C, A, Tax base variability and procyclical fiscal policy in developing countries, *Journal of Development economics, v, 78, n, 1, p, 156-190, 2005.*

Annex

TABLE A.1 – EQUATIONS AND ITS TEST

	EQ1	EQ2	EQ3	EQ4	EQ5	EQ6
C(1)	-	-1,25[0,19]	-	-	-0,7197[0,45]	-
C(2)	1,0833[0,00]	1,1732[0,00]	0,9294[0,00]	0,95[0,00]	1,0425[0,00]	1,0845[0,00]
C(3)	0,0073[0,00]	0,0064[0,00]	0,0075[0,00]	0,0074[0,00]	0,0064[0,00]	0,0069[0,00]
C(4)	0,3205[0,00]	0,3329[0,00]	0,3105[0,00]	0,3077[0,00]	0,3094[0,00]	0,3191[0,00]
C(5)	0,0725[0,00]	0,0817[0,00]	0,0824[0,00]	0,087[0,00]	0,0967[0,00]	0,0835[0,00]
C(6)	-	-0,050,9[0,00]	x	x	0,0966[0,01]	0,0974[0,01]
C(7)	x	0,0966[0,01]	x	x	x	-
R ²	0,9876	0,9889	0,986	0,986	0,9879	0,9887
AIC	-3,67	-3,75	-3,59	-3,59	-3,66	-3,70
SBC	-3,47	-3,52	-3,42	-3,43	-3,46	-3,47
HQ	-3,59	-3,66	-3,52	-3,53	-3,58	-3,61
LM(1)	0,05[0,81]	0,20[0,64]	0,13[0,71]	0,07[0,78]	0,633[0,42]	0,169[0,68]
LM(2)	0,05[0,97]	0,20[0,90]	0,16[0,92]	0,24[0,88]	0,9862[0,61]	0,3357[0,84]
ARCH(1)	0,15[0,69]	1,15[0,28]	1,58[0,2]	0,54[0,46]	0,16[0,68]	0,422[0,51]
ARCH(2)	0,46[0,79]	1,17[0,55]	2,52[0,28]	4,53[0,10]	6,94[0,03]	5,87[0,053]
RMSE	2,55	2,24	2,69	2,54	2,20	2,12
MAE	1,83	1,65	2,06	1,95	1,76	1,58
MAPE	2,74	2,58	3,07	3,01	2,85	2,58

Eq1: $\log(\text{receita_sa}) = c(1) + c(2) \cdot \log(\text{pib_sa}(-1)) + c(3) \cdot \text{trend} + c(4) \cdot \text{dummy1} + c(5) \cdot \text{dummy2} + c(6) \cdot \text{dummy5}$
 Eq2 : $\log(\text{receita_sa}) = c(1) + c(2) \cdot \log(\text{pib_sa}(-1)) + c(3) \cdot \text{trend} + c(4) \cdot \text{dummy1} + c(5) \cdot \text{dummy2} + c(6) \cdot \text{dummy5} + c(7) \cdot \text{dummy9}$
 Eq3: $\log(\text{receita_sa}) = c(1) + c(2) \cdot \log(\text{pib_sa}(-1)) + c(3) \cdot \text{trend} + c(4) \cdot \text{dummy1} + c(5) \cdot \text{dummy2}$
 Eq4: $\log(\text{receita_sa}) = c(1) + c(2) \cdot \log(\text{pib_sa}) + c(3) \cdot \text{trend} + c(4) \cdot \text{dummy1} + c(5) \cdot \text{dummy2}$
 Eq5: $\log(\text{receita_sa}) = c(1) + c(2) \cdot \log(\text{pib_sa}) + c(3) \cdot \text{trend} + c(4) \cdot \text{dummy1} + c(5) \cdot \text{dummy2} + c(6) \cdot \text{dummy3}$
 Eq6: $\log(\text{receita_sa}) = c(1) + c(2) \cdot \log(\text{pib_sa}) + c(3) \cdot \text{trend} + c(4) \cdot \text{dummy1} + c(5) \cdot \text{dummy2} + c(6) \cdot \text{dummy3} + c(7) \cdot \text{dummy4}$

Desigualdades Regionais de Renda e as Variações nos Determinantes do Crescimento Econômico entre os Estados Brasileiros – no Período de 1995 a 2004

Melquisedeque Tavares Oliveira¹

Adriano Nascimento da Paixão²

Resumo: O objetivo deste trabalho foi descrever e analisar as diferenças regionais nos determinantes da renda, indicados pelo modelo de Mankiw, Romer e Weil (1992), e contrapô-las com as disparidades de renda *per capita* que existem entre as regiões brasileiras. A investigação econométrica realizada neste estudo está baseada em modelos de regressão com dados em painel, referentes ao período 1995-2004. Foram consideradas todas as unidades federativas brasileiras, e os dados secundários foram obtidos no Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada - IPEA. Uma das conclusões obtidas é que existem no Brasil consideráveis variações regionais tanto nos efeitos quanto nas dotações das variáveis consideradas determinantes da renda *per capita* de longo prazo. Esses dois tipos de variações reforçam, de forma conjunta, as desvantagens das regiões mais pobres (Norte e Nordeste), o que leva a concluir que existem grandes diferenças nas condições estruturais das economias dos estados e macrorregiões do país.

Palavras-Chave: Modelos de Crescimento Econômico; Determinantes do Crescimento Econômico; Desigualdades Regionais.

JEL: C13, C23, O11, O41, R11

¹ Economista e Mestre em Desenvolvimento Regional pela UFT.

² Economista e Mestre em Economia Aplicada pela UFPB, Doutor em Economia Aplicada pela UFV.

Abstract: The aim of this study was to describe and analyze regional differences in the determinants of income, indicated by Mankiw, Romer and Weil (1992), and confront them with disparities in per capita income that exist between regions. The econometric investigation in this study is based on regression models with panel data for the period 1995-2004. All Brazilian states were considered, and the secondary data were obtained from the Institute of Applied Economic Research - IPEA. One of the conclusions is that in Brazil there are considerable regional variations in the effects and in the appropriations of the variables considered determinants of per capita income of the long run. These two variations reinforce, jointly, the disadvantages of the poorest regions (North and Northeast), which leads to the conclusion that there are large differences in the structural conditions of the economies of states and geographical regions of the country.

Keywords: Models of Economic Growth; Determinants of Economic Growth; Regional Inequalities.

JEL: C13, C23, O11, O41, R11

Introdução

No Brasil, foram aplicados testes para a hipótese de convergência de renda para os municípios e estados brasileiros, no entanto, muitos desses trabalhos concluíram que ocorreu convergência apenas de forma condicionada a determinadas variáveis, por exemplo: tecnologia, investimentos em capital físico e em capital humano. Dentre os estudos com conclusões neste sentido apontam-se os seguintes: Ferreira (1996), Ferreira (2000), Azzoni *et al.* (2000), Chaves (2003), Chagas e Toneto Jr. (2003), Azzoni *et al.* (2004), Silveira-Neto e Azzoni (2005) e Resende e Figueiredo (2005) e Ribeiro *et al.* (2013).

A partir de Mankiw *et al.* (1992), pode se considerar as referidas variáveis condicionantes como sendo determinantes da renda *per capita* de longo prazo, portanto, é possível entender esses determinantes como condições estruturais de cada economia, isto é, que envolvem elementos que permanecem por longos períodos, e, portanto, diferenças em seus níveis implicam em *gaps* de renda permanentes.

À vista disso, as disparidades regionais de renda persistentes podem ser reflexos de diferenças nos citados determinantes de longo prazo, entre as regiões, ou seja, de suas condições estruturais, por não mudarem facilmente em períodos curtos ou médios.

Desta maneira, fica evidente a pertinência de análises que centralizem esses

determinantes, descrevendo suas variações regionais e confrontado-as com as características da distribuição da renda *per capita* das regiões brasileiras, com intuito de compreender as razões das desigualdades regionais e para visualizar perspectivas futuras em relação à evolução nesse quadro.

Adicionalmente, observam-se, na literatura empírica brasileira, diversos indícios indiretos de diversidade nas características das regiões com respeito aos seus determinantes da renda de longo prazo, porém, ainda é relevante que se realize um estudo que descreva diretamente as diferenças dessas características entre as regiões mais pobres e as regiões mais ricas, e como e se essas diferenças ajudam a explicar as disparidades de renda entre tais regiões. No presente estudo, esse será o objeto sob análise, sendo que as unidades regionais observadas em primeiro plano serão as unidades federativas brasileiras.

Portanto, o objetivo geral desse estudo é descrever e analisar as diferenças regionais nos determinantes da renda indicados pelo modelo de Mankiw, Romer e Weil (1992), e contrapô-las com as disparidades de renda *per capita* que existem entre as regiões brasileiras.

Além desta introdução, este trabalho possui mais quatro seções. Na seção 01, apresenta-se o referencial teórico, que serve como base para todas as análises e procedimentos econométricos deste trabalho. Na sequência, a seção 02 apresenta os métodos e os materiais utilizados neste estudo, enquanto que a seção 03 aplica tais métodos e materiais, de onde se obtém os resultados e discussões pertinentes. Já as conclusões obtidas através das análises dos resultados estão na última seção.

1. Referencial Teórico

1.1 Uma aproximação empírica para o Modelo de Solow ampliado com capital humano¹

O Modelo de Solow ampliado com capital humano (MRW) proposto por Mankiw, Romer e Weil (1992) incluiu o capital humano no modelo de Solow tradicional (1956), e seus autores concluíram que essa inclusão melhorava o desempenho empírico do modelo. Segundo Jones (2000), a referida inclusão equivale a reconhecer as diferenças nos níveis de instrução e qualificação que existem entre diferentes economias.

Desse modo, o capital humano foi incorporado na função de produção representado por H , que também é conhecido como trabalho qualificado. Sendo

¹ Esta seção está baseada em Jones (2000).

assim, a função de produção assume a seguinte forma:

$$Y_t = K_t^\alpha H_t^\beta (A_t L_t)^{1-\alpha-\beta}, \quad (1)$$

Em que, K representa o estoque total de capital físico, Y o produto total, L o número de trabalhadores na economia (trabalho) e A a tecnologia aumentadora de trabalho.

Dividindo (1) por $(A_t L_t)$ obtém-se a função de produção por trabalhador em unidades efetivas de trabalho:

$$\hat{y} = \hat{k}^\alpha \hat{h}^\beta \quad (2)$$

A acumulação de k e h ocorrem de acordo com as seguintes equações

$$\dot{k}_t = s_k y_t - (n + g + d) k_t \quad (3)$$

$$\dot{h}_t = s_h y_t - (n + g + d) h_t \quad (4)$$

Em que s_n representa a fração da renda que é poupada para o investimento em capital humano; s_k é a fração da renda que é poupada para investimento em capital físico; d representa a depreciação que incide sobre o estoque total de capital físico; \dot{k} significa a variação no estoque de capital físico; enquanto \dot{h} significa a variação no estoque de capital humano; o crescimento populacional é representado por n ; e o progresso tecnológico é expresso por g .

O estado estacionário será obtido quando $\dot{k}=0$ e $\dot{h}=0$ nas equações (3) e (4), o que resulta em um sistema de equações da onde é possível isolar h e k , obtendo assim seus valores no estado estacionário:

$$k^* = \left(\frac{s_k^{1-\beta} s_h^\beta}{n + g + \delta} \right)^{\frac{1}{(1-\alpha-\beta)}} \quad (5)$$

$$h^* = \left(\frac{s_k^\alpha s_h^{1-\alpha}}{n + g + \delta} \right)^{\frac{1}{(1-\alpha-\beta)}} \quad (6)$$

Sendo que essas expressões podem ser substituídas na função de produção em unidades efetivas de trabalho (2), definindo o produto por unidades efetivas de trabalho \hat{y} , e, por consequência, definindo produto por trabalhador e produto *per capita*:

$$y^* = \left(\frac{S_k}{n+g+d} \right)^{\frac{\alpha}{1-\alpha-\beta}} \left(\frac{S_h}{n+g+d} \right)^{\frac{\beta}{1-\alpha-\beta}} A_0 e^{gt}, \quad (7)$$

Em síntese, diferenças persistentes no produto *per capita* entre regiões são oriundas de diferenças em: A_0 , S_h , S_k , n , g , d . Isto, depois da trajetória ao nível de longo prazo.

Na sequência, aplicam-se logaritmos naturais aos dois lados da equação 07, para obter:

$$\ln(y^*) = \ln A_0 + gt - \left(\frac{\alpha+\beta}{1-\alpha-\beta} \right) \ln(n+g+d) + \left(\frac{\alpha}{1-\alpha-\beta} \right) \ln(s) + \left(\frac{\beta}{1-\alpha-\beta} \right) \ln(s_h) \quad (8)$$

Mankiw *et al* (1992) sugerem que:

$$\ln A = a + \varepsilon$$

O que resulta na equação (9) que representa a variação da renda *per capita*, no estado estacionário, entre diferentes economias e será estimada por este trabalho.

$$\ln(y^*) = a + gt + \left(\frac{\alpha}{1-\alpha-\beta} \right) \ln(s) + \left(\frac{\beta}{1-\alpha-\beta} \right) \ln(s_h) - \left(\frac{\alpha+\beta}{1-\alpha-\beta} \right) \ln(n+g+d) + \varepsilon \quad (9)$$

Sob a notação econométrica, e considerando as *proxies* apresentadas na metodologia, as regressões estimadas aqui correspondem à equação (10).

$$\ln(PIBpc_{it}) = \beta_0 + \beta_1 \ln(energind_{it}) + \beta_2 \ln(escolaridade_{it}) - \beta_3 \ln(crescpop_{it}) + \varepsilon_{it} \quad (10)$$

Além disso, uma estimação conforme a seguinte especificação também foi testada:

$$\ln(PIBpc_{it}) = \beta_0 + \beta_1 \ln(energcom_{it}) + \beta_2 \ln(escolaridade_{it}) - \beta_3 \ln(crescpop_{it}) + \varepsilon_{it} \quad (11)$$

Cabe ressaltar que aplicação de logaritmos naturais em todas as variáveis do modelo resulta que o mesmo se torna linear tanto nos parâmetros quanto nas variáveis, além de que esse tipo de modelo também conhecido como “log-log” estima coeficientes que são as elasticidades da variável dependente em relação a cada variável explicativa.

2. Metodologia

2.1 Variáveis utilizadas e base de dados²

A investigação econométrica realizada neste estudo está baseada em modelos de regressão com dados em painel. Foram consideradas todas as unidades federadas brasileiras no período 1995-2004, e os dados secundários foram obtidos no Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada - IPEA.

O ano final do período 1995-2004 foi escolhido devido ao fato de que as séries para as variáveis “consumo de energia elétrica industrial” e “consumo de energia elétrica comercial” possuem dados somente até o ano de 2004. Já o ano inicial do referido período foi escolhido por que a variável “média de anos de estudo” referente ao estado do Tocantins só possuía uma série contínua a partir de 1994.

As variáveis utilizadas na parte de estatística descritiva e na parte econométrica deste estudo estão descritas no quadro 01, juntamente com os seus respectivos sinais esperados, com base no referencial teórico.

² Todos os gráficos Box-Plot, regressões e testes deste trabalho foram feitos no pacote econométrico STATA 12.

QUADRO 1 - DESCRIÇÃO E SINAIS ESPERADOS DAS VARIÁVEIS

Variável	Proxy Utilizada	Sinal esperado	Fonte
Produto per capita - (variável dependente)	PIB per capita de cada UF	Não se aplica	IPEA
Capital Humano	Média de anos de estudo (escolaridade) da população com 25 anos ou mais de idade.	+	IPEA
Capital Físico per capita	Consumo de energia elétrica industrial (medido em megawatts-hora) dividido pela população de cada UF.	+	IPEA
	Consumo de energia elétrica comercial (medido em megawatts-hora) dividido pela população de cada UF.	+	IPEA
Taxa de depreciação efetiva do capital físico per capita	Taxa de crescimento da população	-	IPEA

Fonte: Elaboração própria do autor com base na literatura pesquisada

2.2 Algumas considerações sobre estimação com dados em painel

Como foi afirmado na seção anterior, foram realizadas, neste estudo, regressões econométricas baseada no Modelo MRW, a partir de dados em painel. Estimações com esse tipo de dados tratam de variáveis que variam entre as unidades observadas i , e entre diferentes períodos t .

Dessa forma, busca-se estimar, basicamente, uma regressão com a seguinte descrição:

$$y_{it} = x_{it}\beta + \varepsilon_{it} \tag{12}$$

Em que $i = 1, 2, 3, \dots, n$; $t = 1, 2, 3, \dots, T$; y_{it} é a variável dependente; x_{it} é um vetor

de variáveis explicativas de tamanho $1 \times K$; β é um vetor de parâmetros de tamanho $K \times 1$; ε_{it} são os erros aleatórios. Podendo existir nesta regressão um termo adicional denominado efeito não-observado c_i que varia entre as unidades observacionais.

Para o caso de uma regressão que apresente heterocedasticidade e autocorrelação simultaneamente, uma alternativa é utilizar a regressão de Prais-Winsten para corrigir tais contradições às premissas do modelo clássico de regressão linear, pois segundo Greene (2003), a transformação Prais-Winsten remove a autocorrelação e a heterocedasticidade presentes nos dados utilizados.

Sendo que, para alcançar o referido resultado, a transformação Prais-Winsten transforma as variáveis Y e X multiplicando as observações de cada variável presente no modelo da seguinte forma: $Y_i\sqrt{1-\rho^2}$ e $X_i\sqrt{1-\rho^2}$.

O método de Efeitos fixos é uma das alternativas viáveis quando existe c_i , e a correlação entre c_i e qualquer variável explicativa é diferente de zero. Pois, este método consiste em tentar eliminar o efeito não-observado c_i , por meio do seguinte procedimento: primeiro, calcula-se a média dos valores observados em diferentes pontos do tempo para a variável dependente, as variáveis explicativas e o termo de erro, o que resulta em:

$$\bar{y}_i = \bar{x}_i\beta + c_i + \bar{\varepsilon}_i \tag{13}$$

Em seguida, é subtraído (3) de (2) para cada i , da seguinte forma:

$$y_{it} - \bar{y}_i = (x_{it} - \bar{x}_i)\beta + (c_i - c_i) + (\varepsilon_{it} - \bar{\varepsilon}_i) \tag{14}$$

Assim, c_i é eliminado, e a equação pode assumir a seguinte forma:

$$\ddot{y}_{it} = \ddot{x}_{it}\beta + \ddot{\varepsilon}_{it} \tag{15}$$

No entanto, este estimador só será consistente caso a hipótese de exogeneidade estrita não seja violada.

Já o modelo de Efeitos aleatórios é utilizado também no caso de existir c_i . Este método compõe um novo termo a partir da seguinte estrutura: $v_{it} = c_i + \varepsilon_{it}$.

No entanto, isto só é possível caso três suposições sejam atendidas: a hipótese de exogeneidade estrita não seja violada; não exista correlação entre o efeito

não-observado c_i e as variáveis explicativas (principal diferença em relação ao modelo de efeitos fixos); e c_i seja homocedástico.

Assim,

$$y_{it} = x_{it}\beta + v_{it} \quad (16)$$

Com $v_{it} = c_i + \varepsilon_{it}$.

Diante de todos os métodos apresentados, são necessários critérios objetivos para que se viabilize a escolha do método mais adequado para cada conjunto de dados analisado. Assim, o teste de Hausman (1978) permite saber se a possibilidade de correlação entre c_i e x_i é verdadeira ou falsa em cada conjunto de dados. Caso a possibilidade seja verdadeira o método de efeitos fixos é o mais indicado, caso seja falsa o método de efeitos aleatórios é o mais adequado.

Já o teste de LM de Breusch e Pagan³ testa a hipótese de a variância de c_i ser nula, o que equivale à inexistência de heterogeneidade não observada no modelo estimado. Caso esta hipótese seja confirmada pelo resultado do referido teste, as estimativas de MQO se mostram mais eficientes que as demais.

2.3 Considerações sobre a utilização dos gráficos *Box-Plot*

Frente ao objetivo de analisar o padrão das diferenças de dotação de variáveis entre os diferentes conjuntos de estados, de cada macrorregião brasileira, é interessante utilizar um instrumento gráfico denominado *Box-Plot* para gerar relevantes informações em relação ao cenário regional da economia brasileira.

A ferramenta *Box-Plot* possibilita sintetizar características importantes de um conjunto de dados, por exemplo: assimetria dos dados, primeiro quartil, mediana (que é o segundo quartil) e o terceiro quartil.

Além de tudo, é possível, com esse instrumento, complementar as análises acerca da dispersão dos dados de cada região por meio da visualização da presença ou ausência de valores atípicos, já que estes têm o potencial de afetar uma medida numérica de dispersão. Inclusive, esta maneira de apresentação possibilita perceber qual é a dispersão dos dados adjacentes na ausência de um eventual valor atípico.

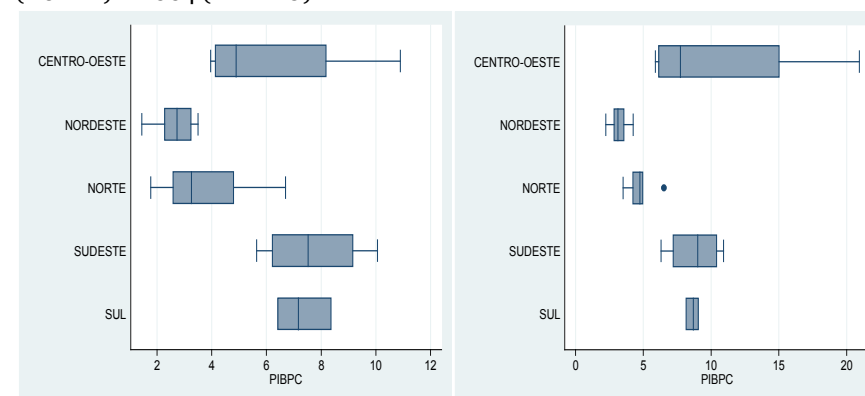
³ LM: Multiplicador de Lagrange.

3. Resultados E Discussões

3.1 Estatísticas descritivas

3.1.1 Disparidades estaduais de renda *per capita*: comparativo entre o ano inicial e o ano final do período

FIGURA 1 - *BOX-PLOT* - PIB *PER CAPITA* DAS MACRORREGIÕES - ANO 1995 (ACIMA) E 2004 (ABAIXO)



Fonte: Elaboração própria com base nos dados do IPEA, 2013.

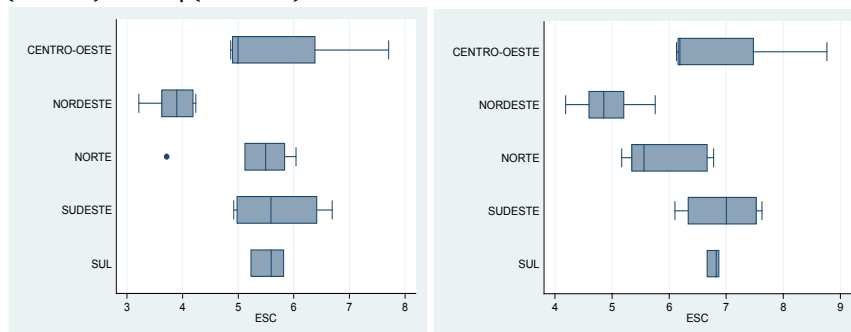
A partir da figura 01, é possível observar, para o PIB *per capita* de 1995, três níveis claramente divididos, sendo que, Sudeste e Sul estão no nível mais alto, Centro-Oeste em um nível intermediário, e Norte e Nordeste no nível mais baixo. Pois, as medianas do Sudeste e do Sul são claramente superiores às medianas das outras regiões. Ademais, observa-se que as medianas dessas duas regiões são próximas entre si, com pequena vantagem do Sudeste.

Por outro lado, em 2004, visualizam-se, para essa variável, dois níveis claramente divididos, sendo que, Sudeste, Sul e Centro-Oeste estão no nível mais alto, enquanto Norte e Nordeste estão no nível mais baixo. Isso ocorreu por que houve, ao longo desse período, uma aproximação do Centro-Oeste em relação às duas primeiras macrorregiões, o que pode ser ilustrado pela maior proximidade da mediana dessa macrorregião com a medida correspondente das mais bem colocadas, na comparação com o ano inicial da série.

Já o Norte e o Nordeste continuaram nas últimas posições, sendo que suas desvantagens em relação às outras macrorregiões, em 2004, estão maiores do que em 1995.

3.1.2 Disparidades estaduais de escolaridade: comparativo entre o ano inicial e o ano final da série

FIGURA 2 - BOX-PLOT - ESCOLARIDADE DAS MACRORREGIÕES - ANO 1995 (ACIMA) E 2004 (ABAIXO)



Fonte: Elaboração própria com base nos dados do IPEA, 2013.

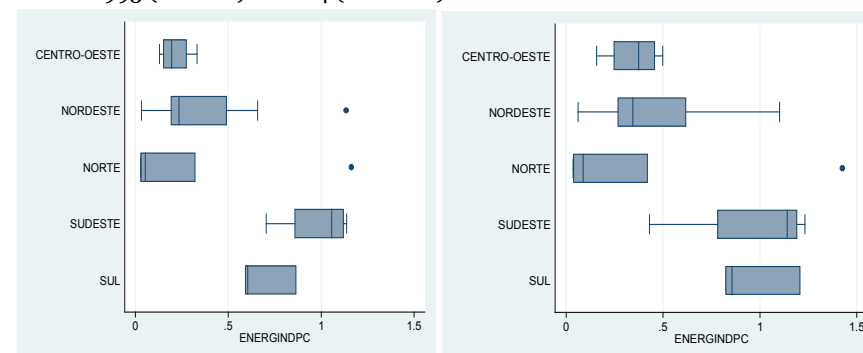
Pela figura 02 que o Sul e o Sudeste lideravam, em 1995, com medianas muito próximas entre si. Seguidos pelo Norte, que possuía uma mediana superior ao Centro-Oeste. Enquanto que o Nordeste tinha todos os seus valores, para essa variável, inferiores a todos os valores adjacentes das outras regiões do país, apenas um valor atípico inferior do Norte é superado por algum estado nordestino.

Da mesma forma que em 1995, as regiões Sul e Sudeste continuaram, em 2004, mais favorecidas em relação à escolaridade, com medianas muito próximas entre si, enfatiza-se. Sendo que o Sul apresenta uma dispersão muito menor que o Sudeste, que, por sua vez, possui a maior mediana do Brasil para a variável *proxy* de escolaridade, utilizada no presente estudo.

Adicionalmente, constata-se que a mediana do Centro-Oeste, relacionada à variável escolaridade, ultrapassou a mediana do Norte ao longo do íterim estudado.

3.1.3 Disparidades estaduais de consumo de energia industrial per capita: comparativo entre o ano inicial e o ano final do período

FIGURA 3 - BOX-PLOT - CONSUMO DE ENERGIA INDUSTRIAL PER CAPITA - ANO 1995 (ACIMA) E 2004 (ABAIXO)



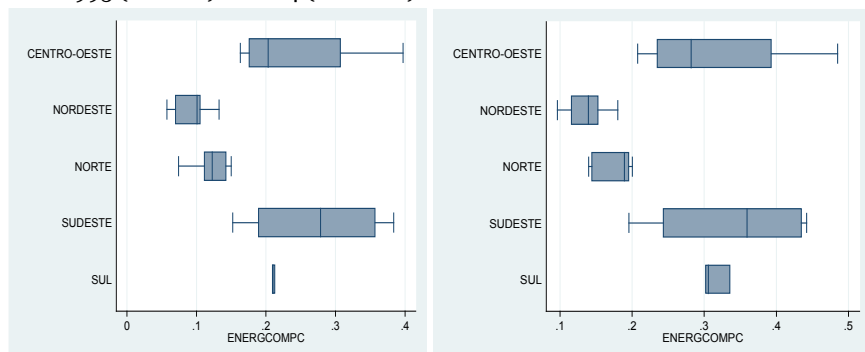
Fonte: Elaboração própria com base nos dados do IPEA, 2013.

A análise da figura 3 permite concluir que o conjunto de dados do Sudeste aparecia com grande vantagem em relação aos demais no ano de 1995, o que é ratificado pela grande diferença da sua mediana em relação às demais regiões, e pelo fato do primeiro quartil do Sudeste está muito próximo ao terceiro quartil do Sul, segunda macrorregião com maior vantagem nessa variável. Além disso, todas as observações do Sudeste são maiores que os valores adjacentes das macrorregiões Nordeste, Centro-Oeste, e Norte. Somente valores atípicos dessas macrorregiões superam os valores do Sudeste.

Ainda pela figura 3, percebe-se que houve entre 1995 e 2004 um movimento que conduziu a um maior nivelamento das macrorregiões Sudeste e Sul, o que pode ser ilustrado pela proximidade entre os primeiros quartis das duas regiões, o mesmo ocorre com os terceiros quartis. Além disso, uma diferença entre essas duas regiões é a dispersão dos dados. Pois, esta é muito maior no Sudeste.

3.1.4 Disparidades estaduais de consumo de energia comercial *per capita*: Comparativo entre o ano inicial e o ano final da série

FIGURA 4- *BOX-PLOT* - CONSUMO DE ENERGIA COMERCIAL *PER CAPITA* - ANO 1995 (ACIMA) E 2004 (ABAIXO)



Fonte: Elaboração própria com base nos dados do IPEA, 2013.

A partir da figura 4 percebe-se que, em seu conjunto, o Sudeste apresentou nessa variável grande vantagem em relação a todas as outras macrorregiões nos anos de 1995 e 2004. Isso pode ser ilustrado pelas maiores estatísticas nos três quartis (o que inclui sua mediana, que é o segundo quartil).

Também é visível na figura 4 (em 1995 e 2004) que Sul e Centro-Oeste apresentaram medianas muito próximas entre si, com vantagem, nessa medida de centro, para o Sul. Mas, existe uma grande diferença na dispersão entre essas duas regiões: a dispersão do Sul é mínima comparada a do Centro-Oeste ou a de qualquer outra região brasileira. Observa-se, também, que todas as Unidades Federativas do Sul estão concentradas em um nível situado minimamente acima da mediana do Centro-Oeste.

3.2 Resultados econométricos⁴

Nesta seção, serão estimadas regressões baseadas nas equações 10 e 11, apresentadas na Metodologia.

⁴ Todas as regressões e testes deste trabalho foram feitos no pacote econométrico STATA 12.

TABELA 01 - TESTES DE COMPARAÇÃO DE MÉTODOS DE ESTIMAÇÃO

Teste LM de Breusch-Pagan *		Teste de Hausman para o Painel **	
chibar2(01)	Prob > chibar2(01)	chi2(2)	Prob>chi2
405,62	0,0000	50,21	0,0000

Fonte: Elaboração própria com base nos dados do IPEA, 2013.

* Hipótese nula: a variância de C_i ser nula, o que equivale à inexistência de heterogeneidade não observada no modelo estimado, $H_0 : \sigma_c^2 = 0$.

** Hipótese nula: X_{it} e C_i não são correlacionados, $H_0 : E[c_i | x_{it}] = 0$.

Com base no Teste LM de Breusch e Pagan, pode-se afirmar que a variância de C_i não é nula, o que equivale à existência de heterogeneidade não observada no modelo estimado.

Assim, os resultados do teste de LM de Breusch-Pagan (tabela 01) favorecem a suposição de que um MQO na regressão estimada não é mais adequado do que os métodos FE e RE, que consideram a existência de heterogeneidade não observada na regressão estimada.

O teste de Hausman (1978) (tabela 01) testa a hipótese de inexistir correlação entre o efeito não-observado c_i e as variáveis explicativas x_i (vetor) nas regressões estimadas. Pelo resultado, pode-se rejeitar a referida hipótese, portanto, isto permite supor que existe correlação entre o efeito não-observado c_i e as variáveis explicativas x_i (vetor). Por consequência, o uso de FE é mais adequado, também, que o uso de RE.

O teste de multicolinearidade utilizado foi o Fator Inflação de Variância-FIV (tabela 02). Com base nos resultados desse teste, é possível inferir que nenhuma das variáveis explicativas utilizadas neste estudo apresenta multicolinearidade entre si.

TABELA 02 - TESTE DE MULTICOLINEARIDADE NO PAINEL DE DADOS

Variáveis	FIV*
ln(ENERGCOMPC)	4,36
lnESC	4,19
ln(ENERGINDPC)	1,28
ln(crescimento pop.)	1,14
Média FIV	2,74

Fonte: Elaboração própria com base nos dados do IPEA, 2013.

*Como regra prática, se o valor do FIV for superior a dez, há sérios indícios de Multicolinearidade.

O teste de heterocedasticidade utilizado foi o Teste de Wald (tabela 03). Com base na análise dos resultados deste teste, é plausível rejeitar a hipótese nula de ausência de heterocedasticidade.

TABELA 03- TESTES DE HETEROCEDASTICIDADE E AUTOCORRELAÇÃO NO PAINEL DE DADOS

	Heterocedasticidade		Autocorrelação	
	(Teste de Wald) *		(teste de Wooldridge) **	
	$\chi^2(27)$	Prob > χ^2	F(1,26)	Prob > F
Conjunto de variáveis A	4622,37	0,0000	36,083	0,0000
Conjunto de variáveis B	3879,91	0,0000	46,367	0,0000

Fonte: Elaboração própria com base nos dados do IPEA, 2013.

* Hipótese nula: os distúrbios são homocedásticos.

** Hipótese nula: inexistência autocorrelação de primeira ordem.

Além disso, com base no Teste de Wooldridge, aplicado na tabela 03, chega-se a conclusão de que se deve rejeitar a hipótese nula de ausência de autocorrelação. Portanto, é necessário um estimador que considere autocorrelação e heterocedasticidade. O que invalida novamente possíveis análises direcionadas aos coeficientes obtidos por MQO, FE e RE, apresentados na tabela 04.

Sendo assim, foi necessário utilizar a regressão de Prais-Winsten apresentada na tabela 04 para considerar a autocorrelação e a heterocedasticidade.

Desse modo, com este último método é possível concentrar as análises sobre os coeficientes de cada determinante teórico, representados por suas respectivas variáveis *proxies* apresentadas anteriormente.

Dessa maneira, a regressão estimada utilizando o método de Prais-Winsten foi apresentada na tabela 04, sob a denominação PCSE(A). Destarte, com base no teste χ^2 , pode-se rejeitar a hipótese que todos os coeficientes estimados são simultaneamente iguais à zero, sob um nível de significância de 1%.

Além disso, a partir da apuração dos resultados do teste z, na regressão PCSE(A), constata-se que apenas o coeficiente associado a variável “taxa de crescimento populacional” não é significativo, recorda-se que a referida variável é uma *proxy* para taxa de depreciação efetiva do capital. Ressalta-se que os demais coeficientes são todos significativos sob um nível de 1%, segundo o teste z.

TABELA 04 - RESULTADOS DOS MODELOS DE REGRESSÃO (EQUAÇÕES 10 E 11)

Variáveis	Variável dependente: ln do PIB per capita				
	POLS	FE	RE	PCSE(A)	PCSE(B)
lnESC	2,11983*** (0,07747)	0,80432*** (0,09991)	1,12728*** (0,09658)	1,750549*** (0,0958441)	0,5556188 *** (0,1290226)
lnENERGINDP	0,13319*** (0,01412)	0,10446*** (0,03064)	0,11777*** (0,02438)	0,1301186*** (0,0208404)	
lnENERGCOMP					0,7969761*** (0,055003)
Ln cresc. Pop	-1,39637* (0,80927)	0,47283 (0,42771)	0,44682 (0,46600)	-0,3355406 (0,5844218)	-0,0997696 (0,3674773)
Constante	-1,87877*** (0,13047)	0,25873 (0,17862)	-0,26748 (0,17301)	-1,268921*** (0,174704)	1,961045*** (0,2945426)
N	270	270	270	270	270
R ²	0,77311	0,27544		0,9041	0,8912
R ² (overall)		0,72057	0,74901		
R ² (between)		0,78010	0,81579		
R ² (within)		0,27544	0,27387		
F	3,0e+02	30,41256			
chi2			1,8e+02	602,65	917,15
Prob > F	0,0000	0,0000			
Prob > chi2			0,0000	0,0000	0,0000
Chow F(26, 240)		35,38			
Chow Prob>F		0,0000			

Fonte: Elaboração própria com base nos dados do IPEA, 2013.

Erros-padrão em parêntesis. *** Significante a 1%; ** Significante a 5%; * Significante a 10%, com base no teste t.

Estimadores:

POLS: POLS, Mínimos Quadrados Ordinários (MQO);

FE: Efeitos Fixos;

RE: Efeitos Aleatórios;

PCSE(A): Regressão de Prais-Winsten (conjunto de variáveis A)

PCSE(B): Regressão de Prais-Winsten (conjunto de variáveis B)

Variável dependente: Logaritmo natural do PIB *per capita*. **Variáveis explicativas:** Logaritmo natural da média dos anos de estudo (lnESC); Logaritmo natural do consumo de energia industrial *per capita* (lnENERGINDP); Logaritmo natural do consumo de energia comercial *per capita* (lnENERGCOMP); Logaritmo natural da taxa de crescimento populacional (Ln cresc. Pop).

Ademais, é relevante observar que o R² da regressão PCSE(A) indica que aproximadamente 90,41% das variações na variável dependente são explicadas pelo modelo estimado a partir das variáveis escolhidas. Como estas representam os determinantes do produto *per capita* de longo prazo sugeridos pelo referencial

teórico utilizado neste trabalho, o valor desse indicador é mais um indício que confirma que as diferenças nestes determinantes possuem sérias implicações no cenário das desigualdades regionais de renda existente no Brasil.

É importante pontuar que foi testada outra *proxy* para capital físico no lugar da *proxy* utilizada na regressão PCSE(A). Para tanto, foi substituído o “consumo de energia elétrica no setor industrial” pelo “consumo de energia elétrica no setor comercial”, esta especificação alternativa está identificada na tabela 04 como regressão PCSE(B).

Ainda na tabela 04, reparar-se que os resultados dos testes χ^2 e z da regressão PCSE(B) permitiram as mesmas conclusões que foram obtidas anteriormente, no entanto, o resultado do R² dessa nova regressão foi reduzido para 89,12%. Embora este resultado ainda seja muito satisfatório, este significa que a regressão PCSE(B) possui um poder de explicação menor do que a regressão PCSE(A).

Por conseguinte, a *proxy* “consumo de energia elétrica no setor industrial” foi utilizada na regressão escolhida (PCSE(A)) para as análises dos coeficientes estimados (elasticidades), considerando uma amostra com as 27 unidades federativas brasileiras.

Observa-se, ainda, que todos os coeficientes estimados para as variáveis explicativas apresentaram os sinais esperados de acordo com a teoria econômica.

Em termos de elasticidades estimadas destaca-se que, a partir da tabela 04, para cada 1% de aumento na variável escolaridade (média de anos de estudo) tem-se uma variação positiva de 1,75% no PIB *per capita* das unidades federativas brasileiras, enquanto que um acréscimo de 1% na variável *proxy* de capital físico impacta em uma variação positiva de 0,13% no PIB *per capita* das unidades federativas brasileiras.

Estas elasticidades confirmam a grande importância de aumentos nos níveis de escolaridade para o crescimento econômico de uma região, sendo que estes apresentam um impacto maior na renda das regiões do que o investimento em capital físico, que também possui impacto positivo na determinação do produto *per capita* dos estados brasileiros.

Consequentemente, estas evidências favoráveis à importância do capital humano e do capital físico na determinação do produto *per capita* das regiões brasileiras, aliadas à descrição estatística realizada no presente estudo, possibilitam concluir que as desigualdades regionais de renda no Brasil são, em grande medida, reflexos das desigualdades regionais nos determinantes explorados no referencial teórico deste trabalho, confirmando o que se tornava aparente, porém, menos conclusivo do que agora, na seção de estatística descritiva.

Pois, como demonstrado naquela seção, existiam pronunciadas desigualdades

regionais nos determinantes, favoráveis às regiões mais ricas do país. Deste modo, uma contribuição da análise econométrica, apresentada na presente seção, é confirmar a relação de causa e efeito existente entre essas desigualdades nos determinantes e as disparidades regionais de renda brasileiras.

No entanto, os resultados dos testes F de Chow (tabela 04), LM de Breusch-Pagan (tabela 01) e Hausman (1978) (tabela 01), ainda constituem indícios de que existe um efeito não-observado influenciando a variável dependente, e de que este é correlacionado com as variáveis explicativas da regressão, porém, os problemas de autocorrelação e a heterocedastidade impediram a utilização de FE, e foi necessário utilizar os estimadores do método de Prais-Winsten.

TABELA 05 - RESULTADOS DOS MODELOS DE REGRESSÃO, PARA GRUPOS REGIONAIS (EQUAÇÕES 10 E 11)

Variáveis	Variável dependente: ln do PIB per capita			
	PCSE(A) NNO	PCSE(B) NNO	PCSE(A) CSUL	PCSE(B) CSUL
lnESC	1,11889*** (0,1084163)	0,5326174 *** (0,1312772)	2,108736*** (0,1708251)	1,626224*** (0,2489007)
lnENERGINDPC	0,0362716** (0,0169294)		0,0420857 (0,0317238)	
lnENERGCOMPC		0,4942137*** (0,0791176)		0,2339019** (0,1086228)
Ln cresc. pop	-0,098904 (0,5429576)	-0,1652125 (0,4109318)	-1,324024** (0,6491009)	-1,081551* (0,6276189)
Constante	-0,5572706*** (0,1615841)	1,326012*** (0,3312869)	-1,750457*** (0,3117554)	-0,5887871 (0,5531228)
N	160	160	110	110
R ²	0,8991	0,8057	0,9489	0,9473
chi2	114,49	146,80	204,89	134,58
Prob > chi2	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000

Fonte: Elaboração própria com base nos dados do IPEA, 2013.

Erros-padrão em parêntesis. *** Significante a 1%; ** Significante a 5%; * Significante a 10%, com base no teste z.

Estimadores:

PCSE(A): Regressão de Prais-Winsten (conjunto de variáveis A);

PCSE(B): Regressão de Prais-Winsten (conjunto de variáveis B);

NNO: Grupo NNO (grupo 1) compreende os estados do Norte e do Nordeste;

CSUL: Grupo CSUL (grupo 2) compreende os estados do Centro-Oeste, Sudeste e Sul;

Variável dependente: Logaritmo natural do PIB *per capita*. **Variáveis explicativas:** Logaritmo natural da média dos anos de estudo (lnESC); Logaritmo natural do consumo de energia industrial *per capita* (lnENERGINDPC); Logaritmo natural do consumo de energia comercial *per capita* (lnENERGCOMPC); Logaritmo natural da taxa de crescimento populacional (Ln cresc. Pop).

Não obstante, para os propósitos deste trabalho uma alternativa se mostra viável para reduzir a heterogeneidade regional: estimar regressões separadas para diferentes regiões, considerando os níveis das variáveis explicativas e da variável dependente. Desta maneira, as cinco macrorregiões do país foram agrupadas em duas, de acordo com as suas realidades econômicas.

Com base nisto, foram definidos os seguintes grupos regionais: o grupo NNO (grupo 1) que compreende os estados do Norte e do Nordeste; e o grupo CSUL (grupo 2) que compreende os estados do Centro-Oeste, Sudeste e Sul.

Assim, será possível verificar possíveis variações nos parâmetros e nos ajustamentos das regressões, com intuito de captar diferenças econômicas, entre as regiões, referentes aos impactos que cada determinante possui sobre o PIB *per capita* estadual.

Primeiro, foi estimada uma regressão para o grupo NNO (tabela 05) utilizando as mesmas variáveis explicativas usadas na regressão PCSE(A). Desta forma, com base no teste χ^2 (tabela 05), é possível rejeitar a hipótese que todos os coeficientes estimados são simultaneamente iguais à zero, sob um nível de significância de 1%.

Além de que, foi verificado, com base no teste z, que apenas o coeficiente da variável “taxa de crescimento populacional” não foi significativo, mas todos os demais coeficientes estimados são estatisticamente diferentes de zero, sendo que este resultado para o coeficiente de escolaridade, e para a constante, está sob um nível de significância de 1%, enquanto o resultado para o coeficiente de capital físico está sob um nível de significância de 5%.

É importante sublinhar que o R^2 da regressão “PCSE(A) NNO” indica que aproximadamente 89,91% das variações na variável dependente são explicadas pelo modelo estimado, com base no conjunto de variáveis escolhidas. Como estas representam os determinantes do produto *per capita* de longo prazo sugeridos pelo referencial teórico utilizado neste trabalho, o valor desse indicador é mais um indício que confirma que as diferenças nestes determinantes também possuem sérias implicações no cenário das desigualdades regionais de renda que existem entre os estados das regiões Norte e Nordeste.

Posteriormente, também para o grupo NNO, foi testado outra *proxy* para capital físico no lugar da *proxy* utilizada na regressão “PCSE(A) NNO”. Desta maneira, foi substituído o “consumo de energia elétrica no setor industrial” pelo “consumo de energia elétrica no setor comercial”, ressalta-se que esta especificação alternativa está identificada na tabela 05 como regressão “PCSE(B) NNO”.

Deste modo, avista-se na tabela 05 que os resultados dos testes χ^2 e z da regressão “PCSE(B) NNO” permitiram as mesmas conclusões que foram obtidas anteriormente, no entanto, o resultado do R^2 dessa nova regressão foi reduzido para 80,57%. Mesmo que este resultado ainda seja muito satisfatório,

este significa que esta nova especificação “PCSE(B) NNO” possui um poder de explicação menor do que a anterior “PCSE(A) NNO”, da mesma forma que ocorreu para a amostra que considerava todas as unidades federativas do país.

Portanto, a *proxy* “consumo de energia elétrica no setor industrial” foi utilizada na regressão que foi escolhida (PCSE(A) NNO) para as análises dos coeficientes estimados (elasticidades), considerando uma amostra com os dezesseis estados das regiões Norte e Nordeste.

Observa-se, ainda, que todos os coeficientes estimados na regressão “PCSE(A) NNO” para as variáveis explicativas apresentaram os sinais esperados de acordo com a teoria econômica.

Referente às elasticidades estimadas aponta-se que, a partir da tabela 05, para cada 1% de aumento na variável escolaridade (média de anos de estudo) tem-se uma variação positiva de 1,12% no PIB *per capita* das unidades federativas consideradas, enquanto que um acréscimo de 1% na variável *proxy* de capital físico impacta em uma variação positiva de 0,04% no PIB *per capita* das unidades federativas do grupo NNO.

Tais elasticidades confirmam, mais uma vez, a grande importância de aumentos nos níveis de escolaridade para o crescimento econômico de uma região, pois estes possuem um impacto no PIB *per capita* estadual maior do que o impacto do estoque de capital físico, que também possui impacto positivo na determinação do produto *per capita* nos estados do Norte e do Nordeste.

O passo seguinte foi estimar uma regressão para o grupo CSUL (tabela 05; coluna “PCSE(A) CSUL”) utilizando as mesmas variáveis explicativas usadas na regressão PCSE(A). Desta forma, com base no teste χ^2 (tabela 05), é possível rejeitar a hipótese que todos os coeficientes estimados são simultaneamente iguais à zero, sob um nível de significância de 1%.

Entretanto, a partir do teste z, verificaram-se duas importantes diferenças deste grupo regional (CSUL) frente ao grupo NNO, e também em relação à regressão que usou a amostra nacional. Uma dessas diferenças refere-se ao fato de que a *proxy* “consumo de energia elétrica do setor industrial” não apresentou valor significativo para o seu coeficiente nem a 10% de significância, na regressão “PCSE(A) CSUL”.

Isso sugere que ao retirar da amostra os estados das macrorregiões mais pobres e com menor capital físico industrial, tal variável deixou de explicar a variação do PIB *per capita* que ocorre entre as UFs do grupo CSUL e ao longo do tempo para essas mesmas unidades. Portanto, tal fato pode estar ligado aos rendimentos marginais decrescentes do capital físico industrial, visto que os estados dessas macrorregiões possuem maior estoque dessa variável.

A outra particularidade do grupo CSUL é que, neste caso, o coeficiente associado à variável “taxa de crescimento populacional”, representando a taxa

de depreciação efetiva do capital físico, foi significativa sob um nível de 5%. Dado que o impacto sobre o PIB *per capita* verificado para essa variável foi negativo, percebe-se que somente nesse grupo regional a previsão do modelo de Solow de que um maior crescimento populacional está associado a uma renda *per capita* menor é confirmada.

Ainda pelo teste z, relata-se que o coeficiente da variável escolaridade manteve seu valor significativo até a 1% de significância, assim como nas regressões anteriores.

Apesar da *proxy* de capital físico não ter sido considerada significativa, acentua-se que o R² da regressão “PCSE CSUL(A)” indica que aproximadamente 94,89% das variações na variável dependente são explicadas pelo modelo estimado.

Seguidamente, também para o grupo CSUL, foi testado outra *proxy* para capital físico no lugar da *proxy* estimada pela regressão “PCSE(A) CSUL”. Destarte, foi substituído o “consumo de energia elétrica no setor industrial” pelo “consumo de energia elétrica no setor comercial”, obtendo-se uma especificação identificada na tabela 05 por “PCSE(B) CSUL”.

Repetidamente, o resultado do teste χ^2 da regressão “PCSE(B) CSUL” permitiu a mesma conclusão que foi obtida anteriormente, no entanto, o resultado do R² dessa nova regressão sofreu uma pequena redução para 94,73%. Portanto, este resultado significa que esta nova especificação possui um poder de explicação menor do que a anterior.

Isto posto, a *proxy* “consumo de energia elétrica no setor industrial” foi utilizada na regressão escolhida (PCSE(A) CSUL) para as análises dos coeficientes estimados (elasticidades), considerando uma amostra com as onze unidades federativas das regiões Centro-Oeste, Sudeste e Sul.

Na sequência, atenta-se que todos os coeficientes estimados para as variáveis explicativas apresentaram os sinais esperados de acordo com a teoria econômica.

Com respeito às elasticidades estimadas frisa-se, a partir da regressão “PCSE(A) CSUL” na tabela 05, que para cada 1% de aumento na variável escolaridade (média de anos de estudo) tem-se uma variação positiva de 2,11% no PIB *per capita* das unidades federativas consideradas, enquanto que um acréscimo de 1% na variável “taxa de crescimento populacional”, impacta em uma variação negativa de 1,32% no PIB *per capita* estadual do grupo CSUL.

Estas elasticidades confirmam a grande importância de aumentos nos níveis de escolaridade para o crescimento econômico da região considerada. Por outro lado, recorda-se que, na regressão “PCSE(A) CSUL”, não foi significativo o coeficiente estimado para o capital físico, representado pela *proxy* “consumo de energia elétrica no setor industrial”.

Diante dos resultados econométricos apresentados (tabelas 04 e 05), pretende-se, a partir daqui, retomar algumas dessas informações de modo a realizar novas comparações entre os ajustamentos obtidos para cada grupo regional considerado, e também, entre as magnitudes das elasticidades estimadas para diferentes regiões do país.

À vista disso, recapitula-se que as variáveis consideradas significativas, a partir do teste z, na regressão “PCSE(A) NNO” foram as seguintes: “média de anos de estudo”, “consumo de energia industrial”. Enquanto que a variável “taxa de crescimento populacional” não foi considerada significativa na referida especificação.

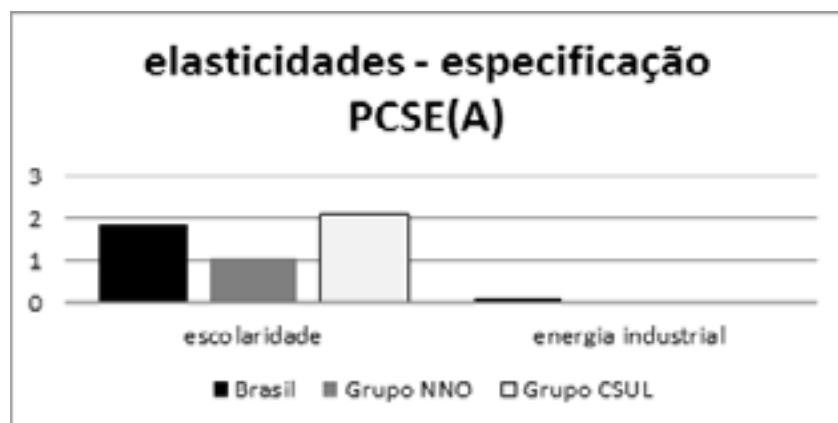
Concernente à regressão “PCSE(A) CSUL”, as variáveis consideradas significativas, a partir do teste z, foram as seguintes: “média de anos de estudo”, “taxa de crescimento populacional”. Por outro lado, a variável “consumo de energia industrial” não foi considerada significativa para tal especificação.

Em virtude dessas diferenças ligadas aos coeficientes, não será possível comparar as elasticidades relacionadas à variável capital físico, caso se considere somente as especificações com o “conjunto A” de variáveis, como foi descrito anteriormente. Então, serão confrontados os coeficientes obtidos pelas especificações que consideram o “conjunto A” e, também, pelas especificações que consideram o “conjunto B”, pois desta maneira, será possível comparar os efeitos tanto de capital humano, quanto de capital físico.

Assim, a figura 05 foi feita com base na especificação A, enquanto que a figura 06 foi feita com base na especificação B.

Pela figura 05, nota-se que a elasticidade da escolaridade na regressão do CSUL é muito superior à mesma medida obtida na regressão do NNO, sendo que o valor obtido para o primeiro grupo corresponde a quase o dobro do segundo grupo. Para a amostra nacional foi encontrado um valor que fica entre os valores obtidos para os dois cortes regionais analisados. Em outras palavras o acréscimo de escolaridade contribui mais para o PIB *per capita* estadual no grupo CSUL que no Grupo NNO, o que se constitui em mais uma vantagem para as regiões mais ricas do país, que também possuem vantagem quanto à dotação dessa variável. Ressalta-se, com base na figura 05, que o impacto da variável “escolaridade” na renda é muito maior que o impacto da outra variável, sendo assim, diferenças relacionadas a essa variável implicam, proporcionalmente, em maior hiato regional de PIB *per capita*.

FIGURA 05 - COEFICIENTES CALCULADOS NAS REGRESSÕES “PCSE(A)”, “PCSE(A) NNO”, “PCSE(A) CSUL”



Fonte: Resultados da tabela 04 (regressão PCSE(A)) e da tabela 05 (regressão “PCSE(A) NNO” e regressão “PCSE(A) CSUL”)

Com relação à elasticidade do capital físico, observa-se pela figura 05 que o valor correspondente à regressão com a amostra nacional possui um valor muito maior ao valor obtido para o grupo NNO (mais de três vezes maior). Já o valor do grupo CSUL foi considerado igual à zero em razão do resultado do teste z.

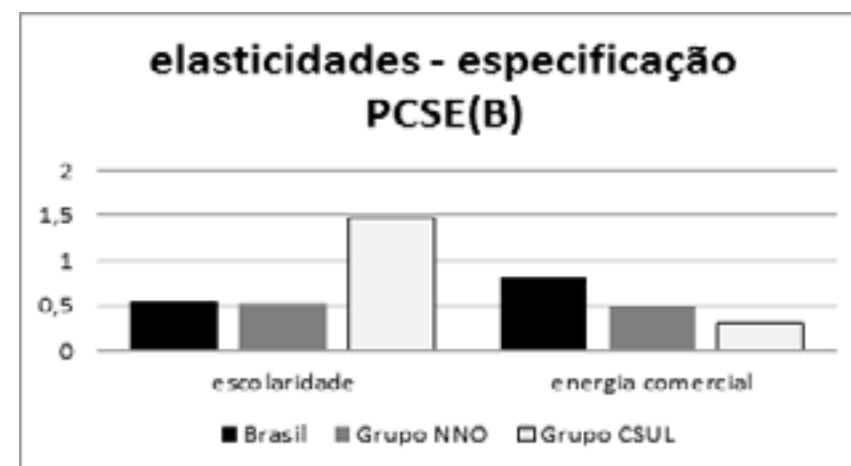
Isso mostra que ao retirar da amostra nacional o grupo CSUL, cai o impacto que variável capital físico possui na explicação da variação de PIB *per capita* que ocorre entre as UFs e ao longo do tempo nessas unidades. Dado que dentro do grupo CSUL tal variável não foi significativa e que há grandes diferenças de dotações dessa variável favoráveis ao grupo CSUL, conclui-se que a significância dessa variável na amostra nacional ocorre, em grande parte, devido ao hiato existente entre o NNO e CSUL na variável dependente (capital físico) e explicativa.

Pela figura 06, repetidamente, avista-se que a elasticidade da escolaridade na regressão do CSUL é muito superior à mesma medida obtida na regressão do NNO, sendo que o valor obtido para o primeiro grupo corresponde a quase o triplo do segundo grupo. Para a amostra nacional foi encontrado um valor que fica entre os valores obtidos para os dois cortes regionais analisados.

Com relação à elasticidade do capital físico, capta-se pela figura 06, que o valor correspondente à regressão do NNO possui um valor superior ao valor obtido para o grupo CSUL. Para a amostra nacional foi encontrado um valor maior que os valores correspondentes aos dois cortes regionais analisados. Tendo em vista que o grupo CSUL possui estoques mais elevados para essa variável do que o grupo NNO, além de maior média de renda *per capita*, sugere-se

aqui que essa redução de impactos dessa variável seja decorrente da ação dos rendimentos marginais decrescentes do capital físico em questão.

FIGURA 06 - COEFICIENTES CALCULADOS NAS REGRESSÕES “PCSE(B)”, “PCSE(B) NNO”, “PCSE(B) CSUL”



Fonte: Resultados da tabela 04 (regressão PCSE(B)) e da tabela 05 (regressão “PCSE(B) NNO” e regressão “PCSE(B) CSUL”)

Conclusões

Os resultados apresentados possibilitam concluir que as desigualdades regionais de renda no Brasil são, em grande medida, reflexos das disparidades regionais nas dotações de capital físico e capital humano, o que é coerente com a função de produção proposta por MRW (1992).

Todavia, os grandes contrastes entre as macrorregiões do país não são oriundos somente de distinções nas suas dotações de fatores de produção. Uma vez que também foram constatadas grandes diferenças nos efeitos que a variável capital humano tem sobre o PIB *per capita*, favoráveis às macrorregiões mais ricas, que são Sudeste, Sul e Centro-Oeste.

Por outro lado, o efeito estimado que a variável capital físico tem sobre a renda é superior nas macrorregiões Norte e Nordeste em relação ao outro agrupamento regional. No entanto, esse diferencial não reverte à desvantagem total dessas macrorregiões por que o mesmo foi bem menor que a diferença vista na outra variável. Além de que, os impactos estimados sobre a renda decorrentes de acréscimos na variável capital físico foram inferiores aos calculados

para a outra variável, em todas as especificidades e cortes regionais testados.

Destarte, existem no Brasil consideráveis variações regionais tanto nos efeitos quanto nas dotações das variáveis consideradas determinantes da renda *per capita* de longo prazo. Esses dois tipos de variações reforçam, de forma conjunta, as desvantagens das regiões mais pobres (Norte e Nordeste), o que leva a concluir que existem grandes diferenças nas condições estruturais das economias dos estados e macrorregiões do país.

Dado que tais condições necessitam de longos prazos para se transformarem, não se vislumbra, pelos dados analisados, redução expressiva das mencionadas desigualdades de renda dentro de curto ou médio prazo. Isto é, pelas tendências expostas neste estudo não foram constatados aspectos de cunho transitório no cenário econômico regional brasileiro.

Diante do exposto, é imprescindível o debate acerca de quais políticas públicas são mais eficazes no sentido de possibilitar e incentivar mais educação e investimentos em cada uma das vinte e sete unidades federativas brasileiras. Visto que, tais políticas se constituem caminhos de desenvolvimento econômico viáveis para todo o país, em especial para as regiões mais pobres, que possuem mais carências em relação às essas variáveis.

Em vista disso, tornam-se valiosos novos estudos que busquem entender as trajetórias das regiões mais desenvolvidas do país, inclusive com estudos comparados, com a finalidade de verificar quais lições que as demais regiões podem tirar dessas trajetórias.

Referências

- Azzoni, C. R., Menezes-Filho, N., Menezes, T., & Silveira-Neto, R. (2000). Geography and income convergence among Brazilian states. *Research Network Working Paper R-395, Inter-American Development Bank, Washington DC.*
- Azzoni, C. R.; Menezes Filho, N.; Menezes, T. A.; Silveira Neto, R. M. (2004). Geography and income growth accross Brazilian states: evidence from cohort data. *Journal of Regional Science.*
- Chaves, M. C. Examinando as desigualdades regionais: Um teste de convergência para a renda per capita familiar brasileira, 1970-1991. (2003). *Curitiba: Dissertação (Mestrado em Desenvolvimento Econômico), Universidade Federal do Paraná.*
- Chagas, André Luís Squarize; TONETO Jr, Rudinei. (2003). Fatores determinantes do crescimento local – evidências a partir de dados dos municípios brasileiros para o período 1980-1991. *Pesquisa e Planejamento Econômico – PPE. Vol. 33 – n.º 2.*
- Ferreira, A. A distribuição interestadual da renda no Brasil, 1950-85. (1996) *Revista Brasileira de Economia, Brasil, v. 50.*
- Ferreira, A. H. B. Convergence in Brazil: Recent trends and long-run prospects.

- (2000). *Applied Economics, v. 32, p. 479-489.*
- Greene, W.h. Econometric analysis. (2001). 4th ed. *New Jersey: Prentice-Hall, 1075p.*
- Hausman, J.a. (1978) Specification tests in econometrics. *Econometrica, v. 46, n. 6, p. 1251-1271.*
- IPEA - *Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada.* Disponível em: <<http://www.ipeadata.gov.br>>. Acesso em: 30 setembro de 2013.
- Jones, Charles I. (2000). Introdução à teoria do crescimento econômico; tradução de Maria José Cyhlar Monteiro. – *Rio de Janeiro: Elsevier, 19ª reimpressão.*
- Mankiw, N. G.; Romer, D.; Weil, D. (1992). A contribution to the empirics of economic growth. *The Quarterly Journal of Economics, v. 107, n. 2. p. 407-437.*
- Ribeiro, E. C. B. A.; Goncalves, E.; Freguglia, R. S. (2013). Transbordamentos de Tecnologia e Capacidade de Absorção: uma Análise para os Estados Brasileiros. *Revista ANPEC.*
- Resende, G. M. & Figueiredo, L. (2005). Testes de robustez: Uma aplicação para os determinantes das taxas de crescimento do produto interno bruto per capita dos estados brasileiros. Texto para Discussão 1124. *Brasília: IPEA.*
- Silveira-Neto, R. & Azzoni, C. R. (2005). Decomposing regional growth: Labor force participation rates, structural changes, and sectoral factor reallocation. *The Annals of Regional Science, 39(2), p. 221-239.*
- Solow, Robert M. (1956). A contribution to the theory of economic growth. *The Quarterly Journal of Economics, v. 70, n. 1, p. 65-94.*
- Wooldridge, Jeffrey M. (2002). Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data. *The MIT Press, Cambridge, MA.*

Teoria quantitativa da moeda: a hipótese da dicotomia entre preços relativos e preços absolutos

Quantity theory of money: the hypothesis of the dichotomy between relative prices and absolute prices

Tito Belchior Silva Moreira¹

Mario Jorge Mendonça²

Adolfo Sachsida³

Benjamin Miranda Tabak⁴

Resumo: *Este artigo investiga o impacto de uma mudança na quantidade de moeda sobre os preços relativos com base em dados trimestrais no período de 1959 a 2013 na economia americana. Os resultados econométricos mostram evidências de que mudanças na quantidade de moeda afetam os preços relativos. Este resultado não corrobora a hipótese de que mudanças de preços relativos ocorre somente devido a mudanças em variáveis reais, pois também ocorre devido a variações no estoque de moeda. Nesse sentido, não há evidências empíricas de que a hipótese da dicotomia entre preços relativos e absolutos é validada.*

Palavras chave: *Teoria quantitativa da moeda, preços relativos, preços absolutos, dicotomia.*

JEL: E51, E52

Abstract: This paper aims to investigate the impact of a change in the quantity of money on relative prices based on quarterly time-series for the period 1959-2013 of the U.S. economy. The econometric results show evidence that a change in the money supply affects the relative prices. This result does not corroborate the assumption that changes in relative prices only occur due to changes in real variables, but changes in relative prices also occur via changes of the money stock. In this sense, there is no empirical evidence that the hypothesis of the dichotomy between relative prices and absolute prices is valid.

Key Words: Quantity theory of money, relative prices, absolute prices, dichotomy.

JEL: E51, E52

Introduction

One of the postulates of the quantity theory of money is the dichotomy between relative prices and absolute prices, which postulate that changes in real variables such as GDP, employment level, etc. explain changes in relative prices, while changes in the money supply, in a stationary fully employed economy, cause the absolute price movements. This dichotomy means that given the stock of money, the velocity of money and given the level of trade in goods, changes induced by a real shock in the relative prices, produce compensatory changes in other relative prices, so that the absolute level of prices remain unchanged (Humphrey, 1997 and Fisher ([1911] 1963)).

Using quarterly data from 1952:2 to 2013:02, we perform an econometric analysis to evaluate the direct effect of the change in the stock money on the change in the relative prices.

1. Methodological aspects

In this section, we introduce the empirical models that evaluate if a change in the quantity of money really produces effects on change in the relative prices. For that, we estimate systems of simultaneous equations.

Let us assume a Cobb-Douglas production function, which the real output q is function of a fixed capital stock k and the quantity of labor l such as $q = 1^\alpha k^{1-\alpha}$. Taking logarithms of both sides of this function and, after that, derivative

¹ Departamento de Economia da UCB.

² IPEA.

³ IPEA.

⁴ Universidade Católica de Brasília.

it with respect to time, we obtain $Y_t = \alpha L_t$, where Y_t is growth rate of real production and L_t is growth rate of labor. We can express this deterministic equation in form of stochastic equation as shown below

$$Y_t = \beta_0 + \sum_1^m \phi Y_{t-1} + \beta_1 L_t + v_t \quad (1)$$

where m is the number of lags of the dependent variable and v_t is the residual term. We estimate the second equation such as

$$\begin{aligned} (P_i/P_j)_t = \gamma_0 + \sum_1^n \alpha_i (P_i/P_j)_{t-1} + \gamma_1 M_t + \gamma_2 Y_t + \gamma_3 U_t \\ + \gamma_4 D(60,70) + \gamma_5 D(60,70) + \gamma_5 D(60,70) * M_t + u_t \end{aligned} \quad (2)$$

where n is the number of lags of the dependent variable, M_t is the change in the money supply, Y_t is the change in the real GDP, U_t is the unemployment rate and $(P_i/P_j)_t$ identifies the change in the relative prices and u_t is the error term. Observe that if γ_1 or γ_5 are statistically significant, then the hypothesis of dichotomy between relative prices and absolute prices is not valid.

The parameters ϕ and α in the autoregressive components tries to capture the inertia in the dynamics of the dependent variable. The basic hypothesis behind the equation (2) shows that the relative price change only suffers directly influence from the change of the quantity of money and from the real sector of the economy that is given by the change of real output and unemployment rate. Besides, there is the indirect effect which the variations in the employment level on the change of real output according to equation (1), which in turn affect the change of relative prices via equation (2). This effect occurs by interactive term $\beta_1 \gamma_2$. We also assume that $c(u_t, v_t) \neq 0$.

Regarding inflation control, Romer and Romer (2004) consider two schemes for the conduction of monetary policy from the year of 1950 on. The fifties and from 1980 onwards are considered periods in which the monetary regimes adopted by Fed are associated to a monetary policy with low tolerance to accommodate inflation. On the other side, the period between 1960 to the late seventies are associated to a regime with high tolerance to inflation. In this context, we use a dummy for the period 1960 - 1970, $D(60,70)$ and also an interactive variable that shows the impact of changes in the money supply during the period of greater tolerance for inflation ($D(60,70) * M$).

The equations (1) and (2) define a simultaneous equations model. Due to a possible endogeneity problem, we apply the generalized method of moments (GMM). Needless to say that GMM requires the employment of instrumental variables (IV). For the appropriate use of the IV method, it is necessary that the instruments are “good instruments” in order to be relevant and valid.

This implies that the instruments must be not only correlated with the endogenous regressors but also orthogonal to the disturbance. Our econometric specification apply the following tests: The test of underidentification (Cragg and Donald, 1993), the test of over-identifying Sargan-Hansen also known as J-statistic, and the Stock-Yogo test (Stock and Yogo, 2005) to verify the hypothesis of weakness of instruments.

Finally, when the variables are not stationary, specific problems arise in conventional inference based on ordinary last squares (OLS) regressions. Johnston and DiNardo (1997) stress the importance of knowing whether similar problems occur in the context of two-stage least squares regressions. Notwithstanding, Hsiao (1997a,b) analyses this issue and concluded that the inference with two-stage last square estimators using instrumental variables remains valid, even when time series are non-stationary or non-co-integrated. In that context, Hsiao’s conclusions also are valid when GMM is applied.

In order to take into account the two problems of unknown heteroskedasticity and the serial correlation of the residuals, we use the procedure of Newey and West (1987a,b) for all estimated models. The authors have proposed a more general covariance estimator that is consistent in the presence of both heteroskedasticity and autocorrelation of an unknown form. Table 1 displays the description of variables.

TABLE 1 – DESCRIPTION OF AGGREGATE VARIABLES

Series ID	Acronym	Title	Units
GDPC1	GDP	Real Gross Domestic Product	Billions of Chained 2009 Dollars
M2SL	M2	M2 Money Stock	Billions of Dollars
CPITRNSL	P_i	Consumer Price Index for All Urban Consumers: Transportation Consumer Price Index for All Urban Consumers:	Index 1982-84 =100
CPIMEDSL	P_j	Consumer Price Index for All Urban Consumers: Medical Care Consumer Price Index for All Urban Consumers: Rent of primary residence	Index 1982-84 =100
CUUR0000SEHA	P_i	Producer Price Index: Finished Goods	Index 1982 =100
PPIFGS	P_j	All Employees: Total Private	Thousands of Persons
CEU0500000001	l	Unemployment Rate - 20 years and over	Percent
LNS14000024	U	Real Potential Gross Domestic Product	Billions of Chained 2005 Dollars
GDPPOT	\tilde{Y}		

Source: FRED

2. Econometric results

This section presents the econometric results of the estimated model defined by equations (1)-(2). For that, we used estimated through generalized method of moments (GMM). As we pointed out in last section, we have four systems of equations each one composed by two equations. Table 2 displays the regressions according to equation 1, i.e., the models 1A, 2A, 3A and 4A.

The results show that for any of these models all variables are statistically significant at the 5% level. The J-statistics, based on p-values higher than 0.99, do not provide evidence to reject the hypothesis of overidentification. Hence, the model specification is not rejected.

Tables 2 also shows the Stock-Yogo test. The F statistic indicates evidence for the rejection of the null hypothesis of weak instruments. The value of Cragg-Donald F-statistic is 62.33 and the Stock-Yogo critical values TSLS at 5% level of significance is 21.42.

TABLE 2 – ESTIMATION METHOD: GMM (EQUATION 1)

Dependent variable: $Y\%$ (real GDP)				
	Model 1A	Model 2A	Model 3A	Model 4A
Variables	Coefficient (S.E)	Coefficient (S.E)	Coefficient (S.E)	Coefficient (S.E)
Constant	0.004933* (0.000182)	0.004905* (0.000177)	0.004795* (0.000259)	0.004758* (0.000194)
$Y_{t-1} \%$	0.308677* (0.021139)	0.307712* (0.021225)	0.313248* (0.028052)	0.296930* (0.021706)
$E_t \%$	0.087857* (0.013820)	0.086935* (0.013892)	0.090330* (0.017177)	0.098420* (0.014196)
Adjusted R-squared	0.139092	0.139189	0.138741	0.137762
J-Statistics [p-value]	0.190464 [0.995]	0.187452 [0.995]	0.189573 [0.995]	0.213980 [0.997]
Included obs.	207	207	207	207
Weak Instrument Diagnostics				
Stock-Yogo test	Cragg-Donald F-statistic	62.33	Critical values (relative bias) 5%	21.42

Note 1: * p-value ≤ 0.01 ; ** p-value ≤ 0.05 ; *** p-value ≤ 0.10 ; (SE) = Standard Error. Note 2: Instruments $Y(-1to-10), E(-1to-10), U(-1to-6), \tilde{Y}$

Table 3 shows the estimates of the Models 1B, 2B, 3B and 4B according to equation (2). The basic model 1B shows that the dependent variable is explained by the lag of changes in relative prices and by the rates of change in the money supply and of real product. The other models have other additional variables in order to observe the consistency of the estimated results. The model 2B includes to the unemployment rate, while the 3B model adds the monetary regime dummy and the interactive variable $D(60.70)^*M$ and disregards the

rate of unemployment. The 4B model includes all variables.

The empirical results presented in models 1B to 4B show that all explanatory variables are statistically significant at the 5% level, except the growth rate of the money supply of the 1B model. The estimated coefficients of the intercepts of the equations 2B and 3B are not statistically significant as well.

The empirical results show that real variables such as the rates of change in the real product and unemployment rate partially explain the rates of change in the relative prices, since the monetary variables also explain.

The coefficients of the rates of change in the money supply is positive in model 2B and negative in models 3B and 4B. The difference between these models is that the last two models include the dummy of monetary regimes and the interactive variable $D(60,70) * (M)$.

The dummy variable, $D(60,70)$, and the interaction variable $D(60,70) * (M)$ show negative and positive signs, respectively, for specifications presented in tables 3B and 4B. Based on elasticity coefficients, this means that in periods that the Fed was more tolerant to high inflation rates, the positive effect was higher on the variation of this specific relative price than in period of lower tolerance to inflation.

We can also analyze the indirect effects of real variables shown in Table 2 on the relative prices via systems of equations shown in tables 2 and 3 (β_1, γ_2) .

TABLE 3 – ESTIMATION METHOD: GMM (EQUATION 2)

Dependent variable: $(P_i / P_j)_t$ % = (Consumer Price Index for All Urban Consumers: Transportation / Consumer Price Index for All Urban Consumers: Medical Care)

	Model 1B	Model 2B	Model 3B	Model 4B
Variables	Coefficient (S.E)	Coefficient (S.E)	Coefficient (S.E)	Coefficient (S.E)
Constant	-0.007860* (0.001544)	0.005502 (0.006940)	-0.001044 (0.001973)	0.016447* (0.006008)
P_{t-1} %	0.232816* (0.042232)	0.226620* (0.042005)	0.263709* (0.049486)	0.246042* (0.035369)
M_t %	0.098984 (0.069501)	0.152251** (0.060702)	-0.344781* (0.060702)	-0.344435* (0.087800)
Y_t %	0.296274* (0.032815)	0.308243* (0.037834)	0.245788* (0.059047)	0.214176* (0.049747)
U_t %	—	-0.002508* (0.001186)	-	-0.003072* (0.001042)
$D(60,70)$	—	—	-0.012303* (0.004094)	-0.014102* (0.002998)
$D(60,70) * M\%$	—	—	0.768070* (0.236689)	0.908819* (0.175521)
Adjusted R-squared	0.032253	0.016496	0.085920	0.076992

Note: * p-value \leq 0.01; ** p-value \leq 0.05; *** p-value \leq 0.10; (SE) = Standard Error

We also estimate systems of simultaneous equations for other relative price according to Tables 4 and 5. The results confirm that monetary variables affect relative prices.

TABLE 4 – ESTIMATION METHOD: GMM (EQUATION 1)

Dependent variable: $Y\%$ (real GDP)				
	Model 1A	Model 2A	Model 3A	Model 4A
Variables	Coefficient (S.E)	Coefficient (S.E)	Coefficient (S.E)	Coefficient (S.E)
Constant	0.005086* (0.000347)	0.004944* (0.000178)	0.005068* (0.000291)	0.005085* (0.000295)
$Y_{t-1} \%$	0.310372* (0.036140)	0.314553* (0.015293)	0.296333* (0.034399)	0.296921* (0.034469)
$E_t \%$	0.079938* (0.022491)	0.091568* (0.014065)	0.085732* (0.018797)	0.085957* (0.018784)
Adjusted R-squared	0.138937	0.138445	0.139263	0.139208
J-Statistics [p-value]	0.160600 [0.975]	0.211296 [0.998]	0.127828 [0.900]	0.127387 [0.950]
Included obs.	207	207	207	207
Weak Instrument Diagnostics				
Stock-Yogo test	Cragg-Donald F-statistic	62.33	Critical values (relative bias) 5%	21.42

Note 1: * p-value ≤ 0.01 ; ** p-value ≤ 0.05 ; *** p-value ≤ 0.10 ; (SE) = Standard Error. Note 2: Instruments $Y(-1t0-10), E(-1t0-10), U(-1t0-6), \tilde{Y}$

TABLE 5 – ESTIMATION METHOD: GMM (EQUATION 2)

Dependent variable: $(P_i / P_j)_t \%$ = (Consumer Price Index for All Urban Consumers: Rent of primary residence / Producer Price Index: Finished Goods)

	Model 1B	Model 2B	Model 3B	Model 4B
Variables	Coefficient (S.E)	Coefficient (S.E)	Coefficient (S.E)	Coefficient (S.E)
Constant	0.005201* (0.001361)	-0.000431 (0.002480)	0.009437* (0.002210)	0.005936 (0.005728)
$P_{t-1} \%$	0.592029* (0.064378)	0.609572* (0.038515)	0.535920* (0.077172)	0.548217* (0.083744)
$M_t \%$	-0.224031* (0.078029)	-0.296236* (0.021804)	-0.500624* (0.152162)	-0.527806* (0.162071)
$Y_t \%$	-0.154031* (0.030984)	-0.125387* (0.012631)	-0.194193* (0.031733)	-0.190047* (0.032519)
$U_t \%$	–	0.001164* (0.000414)	–	0.000698 (0.001073)
D(60,70)	–	–	-0.011567** (0.004546)	-0.011459** (0.004537)
D(60,70)* $M_t \%$	–	–	0.673458** (0.265638)	0.664696** (0.265112)
Adjusted R-squared	0.196253	0.170908	0.114695	0.102187

Note: * p-value ≤ 0.01 ; ** p-value ≤ 0.05 ; *** p-value ≤ 0.10 ; (SE) = Standard Error

Conclusions

The quantity theory of money assumes that relative price changes are caused only by real variables. The empirical results show that changes in relative prices stem not only from changes in real variables, but also from changes in the money stock. In this sense, there is no empirical evidence that the hypothesis of the dichotomy between relative prices and absolute prices is valid.

If monetary policy generates changes in relative prices, we can infer that

it also alters the allocation of production factors. In this sense, the money cannot be neutral in long run and further studies should be conducted into the impact of the changes in relative prices on real variables de long run. Furthermore, this finding has serious implications that must be considered in the transmission mechanisms of monetary policy. In other words, if money affects relative prices, policymakers have a major complicating factor to manage monetary policy.

References

- Cragg, J. G., and S. G. Donald (1993). Testing Identifiability and Specification in Instrumental Variables Models. *Econometric Theory* 9, 222–240.
- Fisher, Irving (1963). *The Purchasing Power of Money: Its Determination and Relation to Credit, Interest, and Crises*. New York: Macmillan, 1911, reprinted, New York: Augustus M. Kelley.
- Hsiao, C. (1997a). Statistical properties of the two-stage last squares estimator under cointegration. *The Review of Economic Studies* 64, 385-398.
- _____. (1997b). Cointegration and dynamic simultaneous equations models. *Econometrica* 65, 647-670.
- Humphrey, T. (1997). Fisher and Wicksell on the Quantity Theory. *Federal Reserve Bank of Richmond Quarterly*, v. 83/4.
- Johnston, J. and J. DiNardo (1997). *Econometric Methods*, New York, McGraw-Hill.
- Newey, W. and West, K. (1987a). Hypothesis testing with efficient method of moments estimation. *International Economics Review*, 28, 777-787.
- _____. (1987b). A simple positive semi-definite, heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix. *Econometrica*, 55, 703-708.
- Romer, C. D. & Romer, D. H. (2004). Choosing the Federal Reserve chair: Lessons from history. *Journal of Economic Perspectives* 18, 129–162.
- Stock, J. H., and M. Yogo. (2005). Testing for Weak Instruments in Linear IV Regression. In *Identification and Inference for Econometric Models: Essays in Honor of Thomas Rothenberg*, ed. D.W. Andrews and J. H. Stock, 80–108. Cambridge University Press.

Últimos lançamentos

v. 40, n. 3, set./dez. 2014

As Origens da Teoria Desenvolvimentista: a economia política empiricamente baseada e historicamente contextualizada de Furtado
James Cypher

Causação Cumulativa em Myrdal e seus Desdobramentos Enquanto Alternativas ao Conceito de Equilíbrio
Thiago Dumont Oliveira, Luccas Assis Atílio

Programa Bolsa Família: uma análise espacial nos municípios do Paraná em 2004, 2008 E 2012
Marcos Aurélio Brambilla, Marcio Marconato, Marcia Regina Gabardo Câmara, Sergio Carlos Carvalho, Sidinei Pereira Nascimento

O Setor Calçadista do Vale dos Sinos/Rs: Um Estudo a partir do Modelo Estrutura-Condução-Desempenho
Herton Castiglioni Lopes

Ideterminantes da Formalidade Ocupacional Segundo a Abordagem da Segmentação do Mercado de Trabalho
Mirian da Silva Paulo Aguiar do Monte, Julyan Gleyvison Machado Gouveia Lins

Uma Análise da Reforma Tributária Sobre a Economia e a Competitividade Setorial das Macrorregiões Brasileiras
Matheus Wemerson Gomes Pereira, Erly Cardoso Teixeira, Ângelo Costa Gurgel

Sistema Inter-Regional do Município de Curitiba/Pr: uma análise insumo-produto em três esferas (Município-Estado-País)
Paulo Rogério Alves Brene, Umberto Antonio Sesso Filho, Alexandre Alves Porsse, Armando João Dalla Costa

Análise de Nível de Eficiência dos Portos Brasileiros
Guilherme Luciano Ricardo Menegazzo, Arlei Luiz Fachinello

v. 40, n. 2, maio./ago. 2014

Determinação dos Salários num Modelo de Shirking-Matching com Informação Assimétrica
Rodolfo Ferreira Ribeiro Costa, Isaac Ricarte Evangelista, Marcio Correa Veras

A Regulação do Mercado de Saúde e os Efeitos sobre a Seleção Adversa
Andre Nunes

Microfundamentos: Hyman P. Minsky e os Modelos de Fragilidade Financeira
Marília Bassetti Marcato

Análise da Influência do Mercado Financeiro sobre o Mercado Futuro Agropecuário no Brasil
Viviane Araujo da Silva, Leonardo Bornacki de Mattos, Alexandre Bragança Coelho

Desigualdade de Renda no Brasil: uma análise para o Período de 1994 e 2010
Mariana Camarin Gazonato, Alexandre Lopes Gomes, Raphael Roberto de Goes Reis

O Programa Bolsa Família e o Mercado de Trabalho: Evidências para o Brasil e Paraná
Dryelli Jales Costa, Marina Silva Cunha

O Impacto da Preferência pela Liquidez na Disponibilidade de Crédito dos Municípios do Espírito Santo
Edson Zambon Monte, Mirian Almeida Viana

Tabagismo e Externalidades da Alfabetização no Ceará
Felipe Garcia Ribeiro, André Carraro

REVISTA DE ECONOMIA

A **Revista de Economia** é editada pelo Departamento de Economia da UFPR desde 1960 e publica trabalhos inéditos na área de Economia e correlatas, prezando pelo caráter interdisciplinar das ciências sociais e humanas.

Seguindo a tradição pluralista do Departamento de Economia e do Programa de Pós-Graduação em Desenvolvimento Econômico, a **Revista de Economia** oferece espaço a trabalhos de qualidade acadêmica independentemente de sua matriz teórica. Artigos e resenhas das mais diversas bases metodológicas em Economia e interligados a outras áreas das ciências sociais e humanas são bem-vindos e considerados pelo seu mérito acadêmico.

A **Revista de Economia** é indexada ao Sistema Eletrônico de Revistas (SER). A Revista adota o conceito de acesso livre do *Public Knowledge Project* (PKP) com utilização do *Open Journal System* (OJS), contando com relevantes indexações nacionais e internacionais.

Normas para a submissão de trabalhos

1. São aceitas submissões de artigos, comunicações e resenhas em português, espanhol ou inglês. O trabalho submetido deve ser inédito e não deve estar submetido a outras publicações. Casos de submissão simultânea serão divulgados pelos círculos profissionais.
2. Os trabalhos devem ser submetidos eletronicamente através do portal SER: <http://www.ser.ufpr.br/economia>. Com a submissão do texto, os autores concordam que os direitos autorais de primeira publicação são da **Revista de Economia**.

Os artigos são de uso gratuito, com atribuições próprias, em aplicações educacionais e não comerciais. A submissão do trabalho implica na autorização de sua publicação e de sua utilização por outros autores, desde que citada a fonte.

3. Os artigos devem ter:

- 3.1 até 7.500 palavras (incluindo título em português, título em inglês, resumo, abstract, rodapés, referências, tabelas e gráficos) em páginas de tamanho A4;
- 3.2 espaçamento simples em editor de texto compatível com o Word para Windows, com espaçamento de 6 pontos, e margens de 3 cm;
- 3.3 um resumo de até 150 palavras em português e outro em inglês, três palavras-chave e correspondentes em inglês, e classificação por área segundo o *Journal of Economics Literature*;
- 3.4 referências bibliográficas completas em conformidade com o sistema de referências de Harvard;

3.5 tabelas, gráficos e quadros sem cores, numerados em sequência, com títulos em letras maiúsculas, e devidamente mencionados no corpo do texto.

4. Resenhas de livros recentes deverão ter até 1.000 palavras. No caso de resenha crítica a algum artigo, o autor do texto criticado será informado e terá o mesmo espaço para réplica.

5. Comunicações são pequenos ensaios comentando atualidades relevantes, informando resultados parciais de pesquisa ou aplicando pontualmente um modelo teórico, e devem ter até 2.000 palavras.

6. Os trabalhos são submetidos à apreciação de pareceristas especialistas, preservando-se o anonimato das partes (*double blind review*).

7. O Comitê Editorial da Revista de Economia, de acordo com seus interesses editoriais, se reserva o direito de aceitar trabalhos em exceção às normas.

REVISTA DE ECONOMIA

Universidade Federal do Paraná - Departamento de Economia

<http://www.ser.ufpr.br/economia>

Av. Prefeito Lothário Meissner, 634, 1º andar

CEP: 80210-170 - Jardim Botânico, Curitiba - PR

Coordenadoria
de Pós-Graduação
Stricto Sensu

Revistas Técnico-Científicas da UFPR

Periódicos da UFPR

A Universidade Federal do Paraná instituiu o Sistema Eletrônico de Revistas (SER), abrindo um importante canal de interação entre usuários e a comunidade científica. Neste espaço estão listadas as Revistas Técnico-Científicas publicadas com recursos próprios ou com recursos do programa de apoio à publicação instituído pela UFPR.

O SER utiliza-se do *Open Journal System*, software livre e com protocolo internacional que permite a submissão de artigos e o acesso às revistas de qualquer parte do mundo. Nesse sistema já estão cadastradas 42 revistas da UFPR, abrangendo diversas áreas de conhecimento. O sistema pode ser acessado por AUTORES, para a submissão de trabalhos, CONSULTORES, para a avaliação dos trabalhos, EDITORES, para o gerenciamento do processo editorial e USUÁRIOS, interessados em acessar e obter CÓPIAS de artigos já publicados nas revistas.

A SUBMISSÃO de artigos é feita por meio eletrônico e o autor poderá fazer o ACOMPANHAMENTO do processo de AVALIAÇÃO por parte dos consultores até a editoração final do artigo. As NORMAS de publicação e demais instruções, bem como os endereços dos editores são encontrados nas páginas de cada revista.

O trabalho de editoração de algumas revistas é supervisionado pela EDITORA UFPR, que conta com corpo editorial especializado que se ocupa da revisão final dos volumes de seus respectivos periódicos, dentro dos padrões estabelecidos pela Editora. Findo o processo de editoração, uma cópia (pdf) dos artigos é disponibilizada em meio digital, dentro do Sistema SER, enquanto outra segue para impressão nas gráficas determinadas para cada publicação.

Para submeter um trabalho pela primeira vez será, antes, necessário a realização de CADASTRO no sistema ser, como AUTOR, através do seguinte endereço: <http://www.ser.ufpr.br/>. Uma vez cadastrado, abre-se uma caixa de diálogo indicando os passos a serem seguidos para o processo de submissão do artigo. Desejando apenas consultar trabalhos já publicados, basta acessar ARQUIVOS e obter o artigo desejado.

Universidade Federal do Paraná
Pró-Reitoria de Pesquisa e Pós-Graduação (PRPPG)
Rua Dr. Faivre, 405, Ed. D. Pedro II, 1º andar, Centro
CEP: 80060-140 – Curitiba – Paraná – Brasil
Tel.: (41) 3360-5405/ Fax: (41) 3360-5113
prppg@ufpr.br
ser@ufpr.br

PKP

PUBLIC
KNOWLEDGE
PROJECT



sta ♦ obra ♦ foi ♦ impressa ♦ na ♦ Imprensa ♦ Universitária ♦ da ♦ UFPR
♦ Curitiba ♦ PR ♦ Brasil ♦ em ♦ Maio ♦ de ♦ 2014 ♦ para ♦
♦ a ♦ Editora ♦ Universidade ♦ Federal ♦ do ♦ Paraná ♦

A **Revista de Economia** é editada com a fonte Georgia (tam. 10), em papel Pólen Soft 80 gramas (miolo) e Cartão Duplex 300 gramas (capa).