



ECONOMIA APLICADA

BRAZILIAN JOURNAL OF APPLIED ECONOMICS

Vol. 22 – nº 2

Abril – Junho 2018

ARTIGOS

Eficiência e Autonomia Escolar: Evidências para o Período 2007-2013

Victor Rodrigues de Oliveira, Wallace Patrick Santos de Farias Souza,
Ana Cláudia Annegues

Uma Análise do Papel das Escolas e das Redes de Ensino Sobre as Desigualdades de Oportunidades Educacionais

Priscilla Albuquerque Tavares, Rafael Camelo, Luan Pires Paciência

Choques no *Spread* de Crédito Bancário e suas Implicações para a Condução da Política Monetária no Brasil

André Francisco Nunes de Nunes, Marcelo Savino Portugal

Lei de Wagner, Ilusão Fiscal e Causalidade entre Receitas e Despesas: Uma Análise das Finanças Públicas Brasileiras

Pedro Henrique Martins Prado, Cleomar Gomes da Silva

Impactos de Choques Tecnológicos Sobre o Uso da Terra no Brasil – Uma Análise por Meio de Modelos RBC

Cassiano Bragagnolo, Humberto Francisco Silva Spolador

Tendências e Ciclos Comuns entre as Inflações das Regiões Metropolitanas do Brasil

Cristiano da Costa da Silva, Nicolino Trompieri Neto, Ivan Castelar

Investimento em Intangível e Criação de Valor: Uma Análise das Companhias Abertas Brasileiras no Período 2000-2014

Ronan Cunha, Fernanda Finotti C. Perobelli, Eduardo Gonçalves

ECONOMIA FEA-RP/USP



ECONOMIA APLICADA

Vol. 22 – nº 2 Abril – Junho 2018

PAPERS

Efficiency and School Autonomy: Evidence for 2007-2013

Victor Rodrigues de Oliveira, Wallace Patrick Santos de Farias Souza,
Ana Cláudia Annegues

**An Analysis of the Role of Schools and Educational System on the
Inequalities of Opportunities in Education**

Priscilla Albuquerque Tavares, Rafael Camelo, Luan Pires Paciência

**Credit *Spread* Shocks and its Implications for Monetary Policy in
Brazil**

André Francisco Nunes de Nunes, Marcelo Savino Portugal

**Wagner's Law, Fiscal Illusion and Causality Between Revenue and
Expenditure: An Analysis of Public Finances in Brazil**

Pedro Henrique Martins Prado, Cleomar Gomes da Silva

**Impacts of Technological Shocks on the Land Use in Brazil – An
Analysis Using RBC Models**

Cassiano Bragagnolo, Humberto Francisco Silva Spolador

**Common Trends and Common Cycles Among the Inflation of
Metropolitan Areas of Brazil**

Cristiano da Costa da Silva, Nicolino Trompieri Neto, Ivan Castelar

**Intangible Investments and Value Creation: Analysing Publicly
Traded Brazilian Companies in 2000-2014**

Ronan Cunha, Fernanda Finotti C. Perobelli, Eduardo Gonçalves

ISSN 1980-5330



APOIO:



ECONOMIA APLICADA

Vol. 22 – nº 2

Abril – Junho 2018

Editor

Eliezer Martins Diniz

Editores Associados

Angelo Costa Gurgel

Renato Nunes de Lima Seixas

Sergio Naruhiko Sakurai

Lízia de Figueirêdo

Reynaldo Fernandes

Conselho Editorial

Affonso Celso Pastore

USP

Cássio F. Camargo Rolim

UFPR

Clélio Campolina Diniz

CEDEPLAR

Eleutério F. S. Prado

USP

Francisco Anuatti Neto

USP/RP

Geraldo Sant'ana de Camargo Barros

ESALQ/USP

José Marcelino da Costa

NAEA/PA

Marcelo Portugal

UFRGS

Márcio Gomes Pinto Garcia

PUC/RJ

Paulo César Coutinho

UnB

Pierre Perron

Boston University

Ricardo R. Araújo Lima

UnB

Roberto Smith

UFCE

Rogério Studart

UFRJ

Sérgio Werlang

FGV/RJ

Victor Bulmer-Thomas

University of London

Antônio Barros de Castro

UFRJ

Cláudio Monteiro Considera

UFF

Denisard C. de Oliveira Alves

USP

Fernando de Holanda Barbosa

FGV-UFF

Geoffrey J. D. Hewings

University of Illinois

Gustavo Maia Gomes

IPEA

José A. Scheinkman

Princeton University

Maria José Willumsen

Florida International University

Mário Luiz Possas

UFRJ

Paulo Nogueira Batista Júnior

FGV/SP

Pedro Cesar Dutra Fonseca

UFRGS

Robert E. Evenson

Yale University

Rodolfo Hoffmann

ESALQ/USP

Russell E. Smith

Washburn University

Tomás Málaga

FGV/SP

Wilson Suzigan

Unicamp



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

Secretaria e Divulgação: Marlene Dietrich

Capa: Christof Gunkel

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

Diagramação: Caio Henrique Montoro de Lucca

Endereço

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

Avenida dos Bandeirantes, 3900, Ribeirão Preto, SP.

CEP 14040-905

Telefone: (0xx16) 3315-0407

E-mail: revecap@usp.br

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

FICHA CATALOGRÁFICA

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

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

Trimestral

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

ISSN 1980-5330

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

CDD 22.ed – 330.

ECONOMIA APLICADA

Vol. 22 – nº 2

Abril – Junho 2018

ARTIGOS

- 197 **Eficiência e Autonomia Escolar: Evidências para o Período 2007-2013**
Victor Rodrigues de Oliveira , Wallace Patrick Santos de Farias Souza ,
Ana Cláudia Annegues
- 239 **Uma Análise do Papel das Escolas e das Redes de Ensino Sobre as
Desigualdades de Oportunidades Educacionais**
Priscilla Albuquerque Tavares , Rafael Camelo , Luan Pires Paciência
- 273 **Choques no *Spread* de Crédito Bancário e suas Implicações para a
Condução da Política Monetária no Brasil**
André Francisco Nunes de Nunes , Marcelo Savino Portugal
- 307 **Lei de Wagner, Ilusão Fiscal e Causalidade entre Receitas e Despesas:
Uma Análise das Finanças Públicas Brasileiras**
Pedro Henrique Martins Prado , Cleomar Gomes da Silva
- 333 **Impactos de Choques Tecnológicos Sobre o Uso da Terra no Brasil –
Uma Análise por Meio de Modelos RBC**
Cassiano Bragagnolo , Humberto Francisco Silva Spolador
- 369 **Tendências e Ciclos Comuns entre as Inflações das Regiões Metro-
politanas do Brasil**
Cristiano da Costa da Silva , Nicolino Trompieri Neto , Ivan Castelar
- 403 **Investimento em Intangível e Criação de Valor: Uma Análise das
Companhias Abertas Brasileiras no Período 2000-2014**
Ronan Cunha , Fernanda Finotti C. Perobelli , Eduardo Gonçalves

EFICIÊNCIA E AUTONOMIA ESCOLAR: EVIDÊNCIAS PARA O PERÍODO 2007-2013

VICTOR RODRIGUES DE OLIVEIRA *
WALLACE PATRICK SANTOS DE FARIAS SOUZA †
ANA CLÁUDIA ANNEGUES ‡

Resumo

O objetivo deste estudo é mensurar a eficiência das escolas públicas brasileiras e os condicionantes do seu grau de eficiência no período 2007-2013. Realizou-se um procedimento em três estágios: um estimador não paramétrico adequado à presença de *outliers*, o desconto da não discricionariedade e um método de regressão quantílica com censura. Encontrou-se que a autonomia escolar assume um papel pouco relevante no processo de gestão das escolas.

Palavras-chave: Eficiência; *Outliers*; Autonomia

Abstract

The aim of this study is to measure the efficiency of Brazilian public schools and the conditions of its efficiency in the period 2007-2013. This was a procedure in three stages: a nonparametric estimator suitable to the presence of *outliers*, discounting the non-discretionary and quantile regression method with censoring. We found that school autonomy plays a minor role in school management process.

Keywords: Efficiency; *Outliers*; Autonomy.

JEL classification: I21, D61, C21

DOI: <http://dx.doi.org/10.11606/1980-5330/ea155952>

* Professor do Departamento de Economia – Universidade Federal do Paraná. E-mail: victor5491@gmail.com

† Professor do PPGE – Universidade Federal da Paraíba. E-mail: wpsfarias@gmail.com

‡ Doutoranda em Economia Aplicada do PPGE – Universidade Federal do Rio Grande do Sul. E-mail: annegues.ana@gmail.com

1 Introdução

A educação pode impedir ou ampliar as oportunidades econômicas e sociais dos indivíduos ao longo do seu ciclo de vida, uma vez que um ensino de baixa/alta qualidade pode reforçar a estrutura na qual os mesmos estão inseridos. Como ressaltado por Hanushek & Woessmann (2008), a busca por um sistema de ensino de alta qualidade é um objetivo de todas as sociedades, dado que as diferenças de qualidade na educação permitem explicar além do efeito positivo na remuneração do trabalho oriunda dos ganhos de produtividade, as diferenças, dentre outras, nos níveis de saúde, de criminalidade e de participação política entre os países.

Quando se observa a situação do ensino no Brasil nota-se que muitas reformas como a adoção de políticas redistributivas e transformações na organização e gestão da educação pública¹ ocorreram nas últimas décadas, visando melhorar a excelência da educação e ampliar o acesso à escolaridade. Entretanto, essas ações não foram suficientes para promover uma educação de qualidade devido à ineficiência na aplicação dos recursos, gerando perda de economias de escala.

A despeito do processo de universalização da educação básica e fundamental no Brasil, as deficiências do sistema educacional ainda persistem. De acordo com Gramani & Duarte (2011), de 1995 a 2007 os indicadores quantitativos apresentaram evolução considerável com um aumento do percentual de crianças entre 7 e 14 anos que frequentavam a escola de 93% para 98%, na faixa de 15 a 17 anos subiram de 64% para 80% e a taxa de conclusão do ensino médio elevou-se de 17% para 44%. Todavia, a qualidade do ensino aproximada por testes padronizados nacionais e internacionais deixa a desejar. Os resultados obtidos a partir do *Programme for International Student Assessment* (PISA) indicaram que dos 31 países avaliados em 2000, o Brasil estava na última posição do *ranking* nos exames de leitura e de matemática. Em 2009, dos 65 países analisados, o Brasil figurava entre os países com piores proficiências em matemática (58ª posição) e em leitura (54ª posição). Esses resultados indicam que a questão da qualidade do ensino no Brasil merece atenção e, portanto, a compreensão dos determinantes do desempenho dos alunos é fundamental para o desenvolvimento de ações e programas que objetivem melhorar a educação. Nesse sentido, é importante que se avalie como os insumos educacionais são administrados pela escola. Isto é, dado que os recursos são escassos, é fundamental que o seu uso promova o máximo de benefício social.

É relevante compreender o impacto da educação sobre o crescimento econômico. No tocante a esse assunto, Hanushek & Woessmann (2008) comparam os efeitos da quantidade e da qualidade da educação sobre a taxa de crescimento do PIB *per capita*. Os resultados indicam que um aumento de um desvio-padrão da quantidade da educação, mensurada pela média dos anos de escolaridade da população, eleva o PIB *per capita* em 0,26% ao ano. Em contraste, o mesmo aumento de um desvio-padrão da qualidade da educação, medido pelo resultado no teste de proficiência em matemática, pode elevar o PIB *per capita* em 1,4% ao ano. Apesar dos resultados obtidos pelos autores

¹Entre as principais transformações do ensino público brasileiro incluem a descentralização dos recursos educacionais concomitantemente à expansão das matrículas a partir de 1996, que culminaram na criação do FUNDEF (Fundo de Desenvolvimento do Ensino Fundamental e de Valorização do Magistério).

ainda se conhece pouco sobre as melhores maneiras de promover ganhos no sistema de ensino.

Como destacado por (Delgado & Machado 2007, p. 427), quando se confrontam os exames internacionais em educação e o mercado de trabalho observa-se que a qualificação dos alunos no Brasil está abaixo de muitos países em desenvolvimento, sendo ainda considerado um país de baixo nível educacional. Nessa direção, cabe mencionar os resultados obtidos junto a (OCDE 2011, p. 4). Segundo esse relatório “escolas que gozam de maior autonomia na alocação de recursos tendem a mostrar melhor desempenho dos alunos do que aquelas com menor autonomia”. Esse resultado reforça a necessidade de aumentar a proximidade entre a população e os responsáveis pela elaboração das políticas públicas, que resulta em uma menor assimetria de informações entre esses agentes e tem por objetivo elevar o desempenho educacional (eficácia) e melhorar a gerência do sistema de ensino público (eficiência).

Um dos eixos temáticos da nova problemática da política educacional brasileira está relacionado à capacidade dos programas de *accountability*² induzirem mudanças efetivas na qualidade do ensino. Especificamente, a área de atuação da escola deve aumentar, de forma que a avaliação da adequação dos recursos educacionais deve começar na própria escola por meio da análise da eficiência das mesmas. Isto não significa eliminar os demais indicadores de qualidade educacional, mas sim ampliar os mecanismos de avaliação da gestão educacional pública brasileira a partir do ambiente escolar.

Com base nesse critério, é notório o descompasso existente entre os recursos disponíveis e os resultados alcançados pelas escolas na otimização dos seus indicadores. Por conseguinte, acredita-se que para alcançar maior eficiência dos recursos em educação é necessário estimular a formulação de políticas educacionais que envolvam estratégias eficientes de gestão e de financiamento que incluam as escolas, o que pode permitir alcançar a expansão qualitativa da educação e uma maior equidade social. Nesse sentido, este estudo objetiva mensurar a eficiência das escolas públicas brasileiras e compreender quais os fatores que a afetam, de forma a contribuir para a formulação de políticas mais específicas para o setor educacional.

Em primeiro lugar, a eficiência das escolas é mensurada por meio da técnica não paramétrica *order- α* proposta por Aragon et al. (2005). Esse método confere um papel relevante aos *outliers* no conjunto de dados e assim é possível caracterizar a presença de escolas “supereficientes” na amostra. Algumas escolas com menores níveis de insumos, por exemplo, podem administrar de forma mais eficiente os recursos à sua disposição *vis-à-vis* escolas com um alto nível de insumos. Cabe ressaltar que as estratégias adotadas pela literatura, em sua grande maioria, visam eliminar ou reduzir a influência dos *outliers*, o que conduz à perda de uma grande base informacional. A adoção desse estimador se justifica por não ter sido aplicado ainda ao caso brasileiro em nenhuma análise empírica sobre educação ou outros temas correlatos e, assim, permitir a caracterização adequada do grau de eficiência das escolas.

²Observe que as políticas de *accountability* podem levar a uma piora na dinâmica do sistema de ensino no que diz respeito à repetência e ao abandono. A necessidade de cumprir as metas de desempenho acaba punindo os alunos em pior situação, que, ou são retidos pelos professores, ou evadem ao perceber que irão falhar. Assim, essas políticas devem investir em procedimentos de prevenção do insucesso, visto que a retenção e a promoção social (ou automática) falham tanto na perseguição das metas, quanto na provisão de equidade.

Em segundo lugar, serão descontadas do cálculo da eficiência as características relacionadas ao corpo discente, isto é, o *background* familiar e as características dos alunos. Como mostrado por Afonso & Aubyn (2005), as variáveis que não estão sob o controle direto das escolas, chamadas de não-discricionárias, têm um impacto significativo sobre os escores finais de eficiência. Assim, aquelas escolas que têm alunos cujos pais apresentam um alto nível educacional, de forma geral, terão melhores desempenhos em exames padronizados como a Prova Brasil e o SAEB em relação àquelas com menor nível de capital humano. Como as medidas de eficiência utilizadas não estão definidas em um intervalo fechado, como o estimador DEA (Análise Envoltória de Dados) que varia no intervalo entre zero e um, não é possível utilizar um modelo Tobit, como em Delgado & Machado (2007) e Gonçalves & França (2013). Uma estratégia simples para o cálculo da medida de eficiência adequada é regredir o escore de eficiência contra as variáveis não discricionárias por meio do método de painel de dados. O resíduo dessa regressão representa a medida de eficiência ajustada.

Após a obtenção dos escores de eficiência ajustados, será utilizado um modelo de dados em painel no contexto de regressão quantílica, para avaliar quais os impactos das características das escolas sobre os diversos níveis de eficiência da gestão escolar. Nessa última etapa, também se considera o fato do escore de eficiência ajustado ser censurado.

Para cumprir o objetivo proposto, utilizaram-se os microdados da Prova Brasil para os anos de 2007, 2009, 2011 e 2013. Desse modo, é possível compreender a dinâmica da gestão escolar ao longo dos últimos anos, ao contrário da literatura nacional que realizou análises pontuais. A avaliação da eficiência gerencial³ no âmbito da escola permite que se caracterize a autonomia da administração escolar e se investigue quais os determinantes dos resultados alcançados.

O artigo apresenta a seguinte estrutura, além desta introdução. A seção seguinte traz um resumo das evidências empíricas nacionais e internacionais presentes na literatura. Na Seção 3, são destrinchados todos os passos da execução empírica, bem como o método não paramétrico de mensuração da eficiência e o modelo de dados em painel. A Seção 4 contém a descrição do banco de dados utilizado e a caracterização da amostra. Em seguida, são apresentados os resultados encontrados. E por fim, na Seção 6 são feitas as considerações finais.

2 Literatura Empírica

A mensuração da eficiência da alocação dos recursos públicos é necessária porque os agentes econômicos têm a percepção de que os recursos nem sempre são utilizados da melhor maneira. A crença de que o setor público gasta muito e não consegue resolver os problemas da sociedade brasileira trouxe à discussão a necessidade de maior eficiência na aplicação desses recursos e suscitou a adoção de técnicas para avaliar se o direcionamento dos gastos atende a esse objetivo, com destaque para o setor educacional. Estudos recentes têm avaliado e questionado a compensação dos esforços que têm sido despendidos

³Representa a real capacidade do diretor em promover a melhor combinação entre os recursos disponíveis e os objetivos propostos, retirando-se o efeito de variáveis que não estão sob o controle do gestor.

pelas autoridades públicas para alcançar a universalização e a eficiência do ensino público. A Tabela 1 apresenta um resumo de algumas dessas pesquisas, relatando as amostras e as metodologias empregadas, bem como os resultados encontrados. Em geral, as evidências sugerem uma inadequada gestão pública dos recursos.

Um modelo bastante utilizado é a DEA, que permite verificar se os recursos orçamentários, por exemplo, estão sendo utilizados de forma que se reflitam na melhoria da educação, da saúde, dentre outros. Os trabalhos que utilizam essa metodologia, em geral, sugerem que a eficiência educacional não está relacionada à quantidade de recursos, mas à maneira que esses recursos são aplicados. Esses resultados também são encontrados quando se utilizam outros métodos, como a Análise Envoltória de Dados livre de Convexidade (FDH)⁴. No entanto, de acordo com Faria et al. (2008), uma localidade pode aplicar bem os seus recursos e mesmo assim não conseguir atingir bons indicadores sociais porque os gastos não são suficientes para atingir os melhores resultados.

A literatura internacional sobre eficiência é muito ampla, merecendo destaque os trabalhos de Gupta & Verhoeven (2001), de Clements (2002), de Afonso & Aubyn (2005, 2006), de Castano & Cabanda (2007), de Afonso & Fernandes (2008), de Afonso et al. (2010) e de Cherchye et al. (2010). Gupta & Verhoeven (2001) avaliam a eficiência das despesas públicas em educação e saúde em trinta e sete países africanos no período entre 1984 e 1995. Os resultados mostraram que, em média, os países da África são menos eficientes do que os países da Ásia e do hemisfério ocidental. Todavia, os gastos em educação e saúde tornaram-se mais eficientes durante o período analisado. A avaliação sugere ainda que as melhorias no nível educacional e nos serviços de saúde nos países africanos exigem mais do que aumentos do orçamento público. Clements (2002) mostrou que a redução da ineficiência em alguns países da OCDE deve ocorrer por meio do aumento dos gastos em educação.

No Brasil, em comparação com a literatura internacional, são poucos os estudos sobre eficiência, ainda em menor número os que se aplicam à educação. Entre eles é possível destacar os estudos de Marinho et al. (1997) e de Marinho & Façanha (1999) que avaliam a eficiência das instituições de ensino superior; de Sousa & Ramos (1999), de Faria et al. (2008) e de Machado Junior et al. (2011) que investigam a eficiência dos gastos municipais em geral; de Almeida & Gasparini (2011) que avaliam a oferta de serviços educacionais; e de Delgado & Machado (2007) e de Gonçalves & França (2013) que analisam a eficiência das escolas por meio de variantes da técnica DEA.

Marinho & Façanha (1999) avaliaram o modelo de gestão e alocação de recursos do Ministério da Educação e Cultura (MEC) para aplicação nas instituições de ensino superior no ano de 1994. Os autores demonstraram que a eficiência dessas é mal avaliada pelo MEC, o que colaborou para um alto grau de desigualdade na alocação de recursos. Além disso, observou-se que sem mudanças de regras de alocação e de avaliação, algum aprimoramento imediato poderia ser alcançado por meio de um modelo que estabelecesse mecanismos sistemáticos de avaliação e de distribuição de recursos.

Ao perceberem o baixo número de indicadores para avaliar as despesas públicas na Paraíba, Almeida & Gasparini (2011) criaram um índice a partir da metodologia DEA para examinar a relação entre o desempenho educacional

⁴Do inglês *Free Disposal Hull*.

Tabela 1: Principais estudos sobre eficiência em gastos públicos com educação

Autor	Amostra	Metodologia	Conclusão
Afonso & Aubyn (2005)	Países da OCDE (2000)	DEA e FDH	Japão, Coreia do Sul e Suécia são os únicos países eficientes na alocação de recursos para a saúde e a educação.
Afonso & Aubyn (2006)	Painel de 25 países (2003)	Modelo semiparamétrico	A ineficiência está fortemente relacionada com o PIB <i>per capita</i> e o nível educacional dos adultos.
Cherchye et al. (2010)	Escolas públicas e privadas de Flanders (Bélgica) (2003-2004 e 2004-2005)	Estimador <i>order-m</i>	Melhores condições de renda dos alunos e maiores níveis de proficiência em matemática e em leitura estão associadas a maiores escores de eficiência.
Thieme et al. (2013)	Chile (2008)	Abordagem de fronteira parcial e estrutura multinível	Considerando apenas as variáveis relacionadas aos estudantes, há um alto grau de ineficiência. Com o modelo completo, o principal responsável pela ineficiência da escola é a dotação de recursos.
Faria et al. (2008)	Municípios fluminenses (1990-2000)	DEA	A eficiência não está relacionada à disponibilidade maior ou menor de recursos, mas sim a melhores resultados das políticas públicas.
Machado Junior et al. (2011)	Municípios cearenses (2005)	DEA	Os gastos públicos em educação apresentaram os menores escores de eficiência técnica, revelando a inadequada alocação dos recursos, o que contribuiu para a perda de economias de escala.
Carvalho & Sousa (2014)	Região Nordeste e Sudeste (2007)	DEA e fronteira estocástica	Encontraram que mesmo descontados os fatores ambientais e aleatórios, ainda existe uma ineficiência atribuída à gestão.

Fonte: Elaborado pelos autores.

dos alunos no ensino fundamental frente aos recursos utilizados e os respectivos custos para se atingir tal meta. Os resultados indicaram um baixo número de municípios eficientes, apenas 28,5%, e observou-se que as cidades menos eficientes se concentraram no sertão paraibano. Isso forneceu evidências de que as políticas educacionais nessa mesorregião precisam ser mais discutidas.

Um dos principais trabalhos sobre eficiência escolar e seus determinantes é o estudo de Delgado & Machado (2007). Os autores procuraram avaliar a eficiência nas escolas públicas estaduais mineiras, empregando o método DEA para os anos de 2002 e de 2003. Os resultados obtidos no trabalho de Delgado & Machado (2007) mostraram, de maneira geral, que as escolas selecionadas como eficientes proveem ensino de melhor qualidade a um custo relativamente menor do que as outras escolas. Segundo os autores, os principais determinantes da eficiência estão associados ao *background* familiar, entre eles, a escolaridade da mãe, o estímulo à leitura e o hábito de estudo. Todavia, não foi retirada a influência das variáveis não discricionárias sobre as medidas de eficiência.

Em um artigo recente, Gonçalves & França (2013) investigaram os determinantes da eficiência municipal na gestão educacional brasileira a partir de um modelo em três estágios que contempla o ajuste para as variáveis não-discricionárias. Considerando o processo de descentralização da educação básica, os dados para 2005 revelaram que há baixa correlação entre eficácia e eficiência e que muitas capitais consideradas pouco eficazes apresentam níveis de eficiência elevados no uso dos recursos. A análise do modelo de misturas finitas indicou que um dos principais objetivos da descentralização, que é o aumento da transparência no uso dos recursos com impactos positivos sobre a eficiência, logrou resultados positivos desde que aplicados em ambientes mais democráticos. O principal resultado indicou a necessidade de uma maior intervenção governamental por meio de mecanismos de responsabilização política, além de um maior aporte de recursos.

Carvalho & Sousa (2014) mensuraram a eficiência para as escolas públicas do Nordeste e do Sudeste do Brasil com dados da prova Brasil 2007, por meio de análise envoltória de dados em três estágios, seguindo a estratégia desenvolvida por Fried et al. (2002), que combina o método DEA e a abordagem de fronteira estocástica. As autoras concluíram que existe a necessidade de melhorias na gestão escolar dada a sua ineficiência, mesmo descontando os fatores ambientais e aleatórios, para os quais as escolas não têm controle.

Para países desenvolvidos, Hattie (2009) tratou da influência da estrutura escolar no aprendizado e verificou que a maior diferença está dentro das escolas e não entre escolas. Isso é consistente com o fato de que nesses países a infraestrutura se apresenta de forma equitativa entre as escolas, diferente de países em desenvolvimento como o Brasil, onde as responsabilidades são divididas entre estados e municípios e predominam grandes desigualdades regionais.

São poucos os trabalhos que adotam a escola como unidade de análise, limitando-se ao universo de escolas pertencente a alguma cidade ou no máximo a algum estado, tal como Delgado & Machado (2007). Ao mesmo tempo, a inclusão apenas de insumos e produtos gerenciados pela escola na medida de eficiência pode distorcer o desempenho observado, pois pode-se estar atribuindo toda responsabilidade aos gestores por diferenças ambientais, econômicas, de acesso, culturais, institucionais e outras que a gestão escolar não tem controle.

No entanto, devido ao problema da dimensionalidade, estudos têm combinado a metodologia DEA com técnicas econométricas, adotando uma análise em dois ou mais estágios (Ruggiero 1998, Banker & Natarajan 2008). O trabalho de Carvalho & Sousa (2014) vai além e utiliza uma abordagem em três estágios. A metodologia DEA é utilizada no primeiro estágio e o método de fronteira estocástica no segundo, com vistas a captar o componente assimétrico do termo de erro que corresponde à ineficiência gerencial e um componente simétrico (ruído estatístico), tendo uma fronteira melhor definida.

Dito isso, o presente estudo se assemelha ao de Carvalho & Sousa (2014) por considerar uma estratégia em três estágios, porém diferencia-se ao utilizar um estimador quantílico para o cômputo da eficiência, que como já mencionado permite a inclusão de unidades ditas “supereficientes”, além de tratar recorrer a um painel de escolas, permitindo abranger um período maior de tempo.

A partir do exposto acima se observa que há um volume crescente de estudos que mensuram a eficiência dos gastos públicos em educação, principalmente no âmbito internacional. Todavia, são poucos os que avaliaram a eficiência ao nível da escola, isto é, que investigaram os recursos que são administrados diretamente pela escola, como proposto por Delgado & Machado (2007) ou os que avaliam a eficiência considerando um conjunto de variáveis relacionadas aos municípios, tal qual realizado por Gonçalves & França (2013). Porém, estes últimos estudos empregaram diversos métodos para eliminar ou mitigar a presença de *outliers*, como a inspeção manual ou métodos de reamostragem do tipo *bootstrap* e *jackknife*, por exemplo. Dessa forma, ocorre uma perda de informações relevantes a respeito das escolas mais ou menos eficientes.

3 Estratégia Empírica

3.1 Primeiro Estágio: Eficiência Produtiva

A despeito da ampla literatura que discute a qualidade da educação e a sua importância para a promoção do crescimento econômico, ainda se conhece pouco sobre as formas de efetivamente melhorá-la. Para alcançar esse objetivo é importante o conhecimento da fronteira de eficiência na educação (FEE) apresentada inicialmente por Coleman et al. (1966). A partir do relatório Coleman⁵ houve uma expansão do número de estudos que procuram compreender como as diversas características dos alunos, das escolas e das famílias se combinam para determinar o desempenho dos alunos. No âmbito dos insumos educacionais comparam-se, de forma geral, os resultados dos testes padronizados com os insumos dos professores, dos alunos e das turmas (Hanushek 1986, Hanushek & Luque 2003, Delgado & Machado 2007) e com as características dos municípios (Gonçalves & França 2013).

⁵Em 1966 foi realizado nos Estados Unidos uma grande pesquisa sobre educação promovido pelo *Office of Education*. James Coleman, sociólogo, foi designado pelo congresso americano para investigar as escolas americanas que recebiam alunos de diferentes raças no país. *A priori* acreditava-se que as desigualdades educacionais poderiam ser reduzidas por meio de intervenções governamentais. Os resultados surpreendentes revelaram que o principal responsável por essas desigualdades seria o *background* familiar e, assim, as escolas teriam um papel muito reduzido nesse processo.

A mensuração da FEE constitui uma das etapas mais importantes para a formulação de políticas públicas. Para tanto, considere a seguinte função como especificada abaixo:

$$y_i = f(x_i, b_i, d_i), \quad (1)$$

em que y_i é o rendimento dos alunos na escola i , x_i são os insumos educacionais disponibilizados pela escola, b_i é o *background* familiar médio por escola e d_i representam as “dotações”. Os estudos de Hanushek (1986) e de Hanushek & Luque (2003) partem do pressuposto de que a função de produção, como especificada pela Equação (1), representa um ajuste ideal para os valores médios da distribuição da variável dependente e, portanto, a estimação correta dessa função deve passar pela média condicional $E(Y|X)$. Assim, na média as observações são eficientes, ou seja, situam-se sobre a fronteira de produção. Dessa forma, pode-se incorporar a ineficiência na fronteira de produção por meio de um índice γ_i que multiplica a Equação (1) como segue:

$$y_i = \gamma_i f(x_i, b_i, d_i). \quad (2)$$

Há duas formas de estimar a Equação (2) (Daraio & Simar 2007). A partir de um enfoque paramétrico considera-se que os erros seguem uma distribuição normal truncada, conhecido como fronteiras estocásticas⁶. Sob essa abordagem o erro é decomposto em duas partes: a dos erros normais (v_i) e a dos erros não negativos (u_i). Assim, pode-se reescrever essa equação da seguinte forma:

$$\ln(y_i) = x_i\beta + v_i + u_i, \quad (3)$$

em que $\ln(y_i)$ representa o logaritmo do produto, x_i representa os insumos, v_i representa os erros aleatórios de acordo com uma distribuição normal e u_i representa os erros não positivos a partir de uma normal truncada ou de uma exponencial. Para obter-se o escore de eficiência procede-se uma transformação sobre os erros não positivos, como por exemplo, $\exp(u_i)$.

Contudo, essa abordagem é criticada por confiar em suposições restritivas relativas à forma funcional e à distribuição dos erros aleatórios e por permitir somente um único produto. Nesse sentido, a literatura tem migrado para os métodos não paramétricos que não utilizam os erros aleatórios. Duas técnicas têm sido amplamente utilizadas: a DEA proposta por Charnes et al. (1978) e o *Free Disposal Hull* proposto por Deprins et al. (1984). O estimador FDH, utilizado neste estudo, afasta-se do pressuposto de convexidade, diferentemente da DEA, e baseia-se na hipótese de dominância fraca.

No entanto, as técnicas não paramétricas também são criticadas por serem determinísticas, vulneráveis à presença de *outliers* e a erros de mensuração, mas mitigam o fenômeno conhecido como *curse of dimensionality*, isto é, a perda de qualidade das estimativas à medida que o número de covariadas cresce. Sob a égide desses problemas a literatura que adota estimadores não paramétricos vem deslocando-se para o chamado enfoque de fronteira parcial (*partial frontier approach*), no qual se pode destacar dois métodos: a análise de eficiência *order-m* (Cazals et al. 2002) e a *order- α* (Aragon et al. 2005). A

⁶Para uma apresentação detalhada desse método ver Aigner & Chu (1968), Aigner et al. (1977) e Greene (1993).

principal vantagem dessas análises “parciais” é permitir que observações “supereficientes” sejam alocadas além da fronteira de possibilidade de produção, o que torna as medidas de eficiência menos vulneráveis aos *outliers*.

Para compreender esse método considere uma amostra composta por N unidades de tomada de decisão (*decision making units* - DMU). Para cada DMU, $i = 1, \dots, N$, estão relacionados um conjunto de insumos produtivos x_{i1}, \dots, x_{iK} e um conjunto de produtos y_{i1}, \dots, y_{iL} . O principal objetivo de uma medida de eficiência é calcular um escore γ_i para cada DMU e possibilitar o ranqueamento das mesmas. Normalmente, duas variantes são calculadas: i) a eficiência orientada para os insumos γ_i^{inp} , isto é, o fator pelo qual o consumo de insumos da DMU i pode ser reduzido proporcionalmente sem alterar o produto resultante; e ii) a eficiência orientada para o produto γ_i^{out} , onde a geração do produto pode ser aumentada sem alteração do consumo dos insumos. Para os modelos *full frontier* (DEA e FDH, por exemplo) todas as DMUs são “envelopadas” pela fronteira de possibilidade de produção, isto é, $\gamma_i^{inp} \in (0, 1]$ e $\gamma_i^{out} \in [1, \infty)$. Neste artigo, os resultados principais serão todos orientados para os produtos, uma vez que se pretende obter resultados voltados para maximizar os produtos, mas manter o consumo atual dos insumos.

O método *order- α* ⁷ proposto por Aragon et al. (2005) representa uma generalização do estimador FDH. Seja um espaço de probabilidade (Ω, \mathcal{A}, P) sobre o qual o vetor de insumos X e o vetor de produtos Y estão definidos. Nesse enfoque definem-se o conjunto Ψ no qual estão contidos os vetores de insumos e de produtos, a distribuição conjunta dos dois vetores e um subconjunto de Ψ definido por $\Psi^* = \{(x, y) \in \Psi | F_X(x) > 0\}$. A partir dessa definição o valor da função de produção coincide com o último ponto de um quantil qualquer, isto é, dado que $X \leq x$ tem-se que a seguinte relação deve ser válida:

$$q_1(x) = \inf\{y \geq 0 | F(y|x) = 1\}. \quad (4)$$

A Equação (4) sugere introduzir o conceito de função de produção de ordem contínua como uma função quantílica de ordem α , $\alpha \in [0, 1]$, da função que determina Y dado que X não excede um certo nível de insumos. Assim, tem-se para um determinado nível de insumos x , o seguinte valor:

$$q_\alpha(x) = F^{-1}(\alpha|x) = \inf\{y \geq 0 | F(y|x) \geq \alpha\}. \quad (5)$$

Essa função quantílica condicional é o *threshold* do produto educacional que é excedido por $100(1 - \alpha)\%$ das escolas que utilizam menos insumos do que o nível x . Assumindo que para todo x tal que $F_X(x) > 0$, a função de distribuição condicional $F(\cdot|x)$ é estritamente crescente no intervalo $[0, \psi(x)]$. Então,

$$\forall (x, y) \in \Psi^* \text{ tem-se que } y = q_\alpha(x) \text{ com } \alpha = F(y|x). \quad (6)$$

Ou seja, qualquer plano de produção (x, y) no subconjunto Ψ^* pertence a alguma curva quantílica de ordem α . Assim, a função quantílica q_α mensura a eficiência do plano de produção (x, y) ao compará-lo com todos que utilizam o mesmo nível de insumos x , bem como com os que usam níveis menores que x . A partir disso, o escore de eficiência é dado por:

⁷Aragon et al. (2005) apresentam um tratamento detalhado das propriedades assintóticas desse estimador.

$$\widehat{\gamma}_{\alpha,it}^{OA} = P(100 - \alpha) \left\{ \max_{k=1,\dots,K} \left\{ \frac{x_{kj}}{x_{ki}} \right\} \right\}. \quad (7)$$

Este estudo adotará o método proposto por Aragon et al. (2005) por três motivos, a saber: i) ainda não foi aplicado ao caso brasileiro e pode gerar informações novas às evidências já conhecidas sobre eficiência educacional; ii) a determinação do número de escolas “supereficientes” é endógena e, portanto, não é necessário determinar *a priori* a proporção de escolas que se situam além da fronteira de produção; e iii) como apresentado por Daouia & Ruiz-Gazen (2006), esse estimador é mais robusto à presença de *outliers* do que o estimador *order-m*.

A Tabela 2 contém os insumos e os produtos utilizados no cálculo dos escores de eficiência. Foram escolhidos como indicadores de produto as notas médias em Matemática e em Língua Portuguesa e a taxa média de aprovação para cada escola participante da Prova Brasil. A escolha das proficiências segue uma tendência da literatura de nos últimos anos em utilizar notas em exames padronizados como medidas de resultado, como em Almeida & Gasparini (2011), os quais também trabalharam com as notas da Prova Brasil. A taxa média de aprovação consiste em outro indicador de resultado normalmente empregado pela literatura (Zoghbi et al. 2011), e está ligado a outros resultados que as escolas desejam obter, como a redução dos índices de evasão escolar e de defasagem, além de indicar, em boa parte das vezes, a evolução do processo de aprendizagem dos alunos. A maximização conjunta dessas variáveis é o objetivo do gestor escolar, isto é, tentar fornecer um ensino de qualidade com os melhores resultados em testes padronizados e maior taxa de aprovação possível (reduzir, indiretamente, as taxas de defasagem idade-série e de evasão escolar).

Em relação às variáveis de insumo, temos indicadores relacionados aos recursos humanos da escola, que são o total de funcionários, o total de alunos, o percentual de professores com ensino superior, se o diretor possui mais de seis anos de experiência no cargo, um indicador da infraestrutura física da escola e a disponibilidade de salas para o ensino. O número total de funcionários representa parte significativa dos orçamentos das escolas no Brasil (Farenzena 2005) e em alguns casos pode significar possíveis fontes de ineficiência gerencial. O percentual de professores com ensino superior atua diretamente na consecução dos resultados das proficiências. A literatura que trata dos determinantes do rendimento escolar apresenta algumas evidências que apontam a influência da formação superior dos professores, tal como (Machado et al. 2013). A experiência do diretor também contribui para a geração de resultados de proficiência (ver Oliveira et al. 2015).

Analogamente ao total de funcionários, a infraestrutura também representa um ponto importante dos orçamentos das escolas e impacta positivamente os resultados dos testes padronizados, como já enfatizado por Oliveira et al. (2015). Muitos trabalhos têm considerado a infraestrutura escolar como um dos aspectos importantes para promoção do resultado na educação brasileira, tal como Castro & Fletcher (1986) que discutiram as condições materiais das escolas e mostraram a relevância da infraestrutura das escolas para o aprendizado dos alunos, focando ainda sobre questões de eficiência e eficácia dos gastos públicos com educação. Em outro trabalho, Soares et al. (2006) in-

Tabela 2: Descrição dos insumos e produtos

Variável	Descrição	Fonte
Insumos		
Salas de aula	Número de salas de aula existentes na escola	Censo Escolar
Funcionários	Total de funcionários da escola*	Censo Escolar
Matrículas	Total de alunos da escola	Censo Escolar
Escolaridade	Percentual de professores com educação superior na escola	Censo Escolar
Infraestrutura	Indicador da estrutura física da escola**	Censo Escolar
Experiência	Indica se o diretor possui seis anos ou mais de experiência	Censo Escolar
Produtos		
Matemática	Média por escola da nota dos alunos na prova de Matemática	Prova Brasil
Português	Média por escola da nota dos alunos na prova de Língua Portuguesa	Prova Brasil
Aprovação	Taxa média de aprovação de alunos por escola	Prova Brasil

*Inclusive profissionais escolares em sala de aula.

**A construção desse indicador é apresentada na Seção 4.

Fonte: Elaborado pelos autores.

cluíram a infraestrutura escolar como fator importante para explicar os baixos resultados da educação na área rural.

3.2 Segundo Estágio: Variáveis Não Discricionárias

Nesta seção, apresenta-se o modelo utilizado para retirar o efeito das variáveis não discricionárias, isto é, expurgar os efeitos que a escola não tem autonomia para controlar sobre a medida de eficiência. Para tanto, utilizou-se um modelo de dados em painel. Essa etapa é fundamental para a correta identificação do grau de eficiência da gestão escolar.

A estratégia para a obtenção de escores robustos consiste na retirada dos efeitos indiretos, relacionados às características dos alunos, que não estão sob o controle das escolas. Desse modo, estima-se um modelo de dados em painel e procede-se o teste de Hausman para avaliar qual a melhor especificação, se um modelo de efeitos fixos ou de efeitos aleatórios. Esse modelo linear com efeito individual não observado, c_i , é representado abaixo:

$$y_{it} = x'_{it}\delta + c_i + u_{it}, \quad (8)$$

em que y_{it} é a medida de eficiência técnica, x_{it} é o conjunto de variáveis explicativas e δ é o vetor de parâmetros a ser estimado.

O regressando será a medida de eficiência da gestão escolar obtida por meio do estimador *order- α* como apresentado na Equação (7) e os regressores são as variáveis não discricionárias apresentadas na Tabela 3.

Tabela 3: Descrição das variáveis não discricionárias

Variável	Descrição	Fonte
Homem	Proporção de alunos do sexo masculino	Prova Brasil
Branco	Proporção de alunos que se autodeclararam brancos	Prova Brasil
Idade	Idade média do aluno	Prova Brasil
Mãe	Proporção de alunos que mora com as mães	Prova Brasil
Mãe com superior	Proporção de alunos que tem mãe com ensino superior completo	Prova Brasil
Socioeconômico	Índice de condições financeiras do aluno	Prova Brasil
Incentivo escolar	Índice de incentivo e envolvimento dos pais na vida escolar	Prova Brasil
Creche	Proporção de alunos que iniciaram a trajetória escolar na creche	Prova Brasil

*As variáveis representam a média por escola.

Fonte: Elaborado pelos autores com base nos microdados da Prova Brasil/INEP.

Segundo Soares & Collares (2006), a condição familiar teria efeito direto, mas também indireto sobre a proficiência e outros resultados acadêmicos ao possibilitar, por exemplo, a aquisição de bens culturais. E afirmam:

a família primeiro conquista os recursos econômicos; a seguir, (...) algumas (...) adquirem bens culturais; tendo essas duas condições, dedicam tempo para acompanhar a vida escolar de seus filhos. (...) Refletindo o ambiente favorável da casa, os estudantes desenvolvem melhor atitude em relação à escola. Tudo isto resulta em maior proficiência (...).

No que tange a esse respeito, Leon & Menezes-Filho (2002) já demonstraram que a presença da mãe é relevante na chance de progresso escolar dos filhos e, em menor grau, na qualidade educacional. De forma geral, essa variável é um dos fatores-chave responsáveis pelo sucesso da criança em uma situação de vulnerabilidade social como a pobreza. Além disso, em geral, pais altamente educados podem decidir investir mais do seu tempo e energia na educação dos seus filhos ou eles podem escolher interagir suas atividades diárias com os seus filhos de forma a ajudá-los a serem bem sucedidos na escola. Ao mesmo tempo, famílias com melhores condições socioeconômicas geralmente serão capazes de proporcionar mais recursos educacionais em casa ou de escolher as escolas que irão fornecer-lhes esses recursos. A partir dos microdados do PISA, Afonso & Aubyn (2005, 2006) encontraram evidências de que as variáveis relacionadas às famílias dos alunos representam um dos principais determinantes do desempenho escolar. Gonçalves & França (2013) também destacaram a importância dessas variáveis ao mostrarem que municípios

com escolas que possuem um maior estoque de capital humano poderão ter melhores desempenhos nos testes padronizados de avaliação.

Conforme apontado no relatório do Banco Mundial (2001), estudos sobre experiências internacionais trazem evidências de que os cuidados na primeira infância são fatores relevantes na determinação de melhores condições de nutrição e saúde; de melhor desempenho em testes de inteligência; de maior taxa de atendimento escolar; de menor taxa de repetência; de menor taxa de evasão; e ainda maior participação das mulheres na força de trabalho. Desse mesmo relatório constam estimações, para dados do Brasil, do impacto da pré-escola sobre o desempenho escolar, participação no mercado de trabalho e condições de saúde. Os resultados significativos encontrados são de efeito positivo sobre a escolaridade média, redução de repetência, aumento da probabilidade de conclusão das etapas de ensino e aumento do rendimento futuro dos homens. Desse modo, esses fatores foram incluídos nessa segunda etapa empírica.

O resíduo obtido representará a nova medida de eficiência “livre” da influência das variáveis não discricionárias - eficiência gerencial. A medida de eficiência resultante não pode ser interpretada diretamente. Os resíduos obtidos podem apresentar valores positivos ou negativos e faz-se necessário aplicar um método de correção sobre estes. Para tanto, é adotada a estratégia de Gonçalves & França (2013) e aplicado o método de correção de Greene, cujo procedimento visa subtrair de todos os resíduos o maior valor positivo. Como todos os valores do resíduo tornam-se não positivos, a aplicação do *antilog* sobre os resultados os tornará não negativos, passando a refletir a eficiência da gestão escolar e, assim, eles não estarão relacionados a qualquer variável não discricionária.

3.3 Terceiro estágio: Determinantes da Eficiência Gerencial

Nesta seção, apresenta-se a estratégia empírica para avaliar os determinantes da eficiência gerencial das escolas. A literatura sobre educação tem mostrado que não há uma clara relação entre autonomia na alocação de recursos e desempenho no nível de país. Isso deve acontecer porque a forma como os recursos são distribuídos tende a beneficiar algumas escolas, mas não necessariamente afeta o desempenho do sistema como um todo. Isso reforça a necessidade de se investigar como a autonomia na gestão dos fatores escolares se traduz em eficiência gerencial. É relevante compreender em que medida a participação da comunidade e uma maior autonomia gerencial influenciam a eficiência na utilização dos insumos escolares. Por conseguinte, as variáveis utilizadas nessa etapa estão apresentadas na Tabela 4.

Para cumprir esse objetivo é estimado um painel de efeitos fixos no contexto de regressão quantílica. Todavia, após a correção do termo de erro da Equação (8), a nova medida de eficiência é censurada. Desse modo, adotou-se a proposta de Chernozhukov & Hong (2011). O método proposto pelos autores é um algoritmo em três passos com uma restrição de separação sobre a probabilidade de censura. O estimador é assintoticamente eficiente. Ao mesmo tempo, ele é simples e computacionalmente pouco intensivo. Além disso, tem a vantagem de apresentar uma boa performance em amostras de tamanho pequeno ou modelos com muitas variáveis explicativas.

O estimador de interesse é obtido como segue:

Tabela 4: Descrição dos determinantes da eficiência gerencial

Variável	Descrição	Fonte
Diretoria	Indica se obteve a direção da escola por meio de processo seletivo	Prova Brasil
Conselho	Indica se o conselho escolar se reuniu três vezes ou mais no ano	Prova Brasil
Projeto	Indica se foi elaborado por toda comunidade escolar	Prova Brasil
Admissão	Se o critério de seleção da escola foi o local de moradia	Prova Brasil
Interferência	Se há interferência na gestão do diretor	Prova Brasil
Livro	Se escolheram o livro didático	Prova Brasil
Apoio	Se há apoio da comunidade escolar	Prova Brasil
Turma	4 variáveis <i>dummy</i> indicando os critérios de formação das turmas, a saber: homogeneidade quanto à idade, homogeneidade quanto ao rendimento escolar, heterogeneidade quanto à idade, heterogeneidade quanto ao rendimento escolar	Prova Brasil

Fonte: Elaborado pelos autores com base nos microdados da Prova Brasil/INEP.

1. Estime um modelo de probabilidade

$$\omega_{it} = p(\dot{X}_{it}\varphi) + \varepsilon_{it}, \quad (9)$$

em que ω_{it} é uma variável indicadora de não censura, $p(\cdot)$ denota uma função qualquer e \dot{X} indica transformações de (X_{it}, C_{it}) , com C sendo o ponto de censura⁸.

A partir disso, selecione a amostra $J_0 = \{i, t : p(\dot{X}_{it}\widehat{\varphi}) > 1 - \tau + c\}$, em que $0 < c < \tau$.

2. Obtenha os estimadores iniciais (ineficientes) $\widehat{\beta}_0(\tau)$ por meio de uma regressão quantílica

$$\min_{\beta} \sum_{i \in J_0} \sum_{t \in T} \rho_{\tau}(y_{it} - x'_{it}\beta). \quad (10)$$

A partir disso, selecione a amostra $J_1 = \{i, t : x'_{it}\widehat{\beta}_0(\tau) > C_{it} + \zeta_n\}$, em que ζ é um número positivo e pequeno, tal que $\zeta_n \searrow 0$.

3. Estime novamente a Equação (10) com J_1 e obtenha os novos valores de $\widehat{\beta}_1(\tau)$.

4 Base de Dados e Estatísticas Descritivas

Foram empregados os microdados da Prova Brasil para os anos de 2007, 2009, 2011 e 2013 e do Censo Escolar para o mesmo período, considerando-se somente as escolas públicas. A Prova Brasil, iniciada em 2005, trata-se de uma avaliação censitária envolvendo os alunos da 4ª série (5º ano) e 8ª série (9º

⁸Utilizaram-se funções polinomiais de segundo grau.

ano) do ensino fundamental das escolas públicas das redes municipal, estadual e federal⁹, com o objetivo de avaliar a qualidade do ensino ministrado. Participam dessa avaliação as escolas que possuem, no mínimo, 20 alunos matriculados nas séries/anos avaliados, sendo os resultados disponibilizados por escola e por ente federativo. O cômputo do desempenho dos alunos é baseado nas escalas de proficiência. A proficiência dos alunos corresponde a escalas específicas ao assunto, permitindo avaliar as competências adquiridas pelos alunos ao longo da trajetória escolar. Essas escalas são construídas por meio da Teoria de Resposta ao Item (TRI) e do modelo de Blocos Incompletos Balanceados (BIB).

A TRI é um conjunto de modelos matemáticos que procuram representar a probabilidade de um indivíduo dar uma determinada resposta a um item como função dos parâmetros deste e da habilidade (ou habilidades) do respondente. Essa relação é sempre expressa de tal forma que quanto maior a habilidade, maior a probabilidade de acerto no item. O BIB corresponde, por seu turno, a um esquema otimizado para o rodízio de blocos. A utilização da TRI e do BIB permite, assim, a construção de uma escala para cada disciplina, englobando as duas séries avaliadas e ordenando o desempenho dos alunos do nível mais baixo para o mais alto.

O Censo Escolar, por sua vez, é um levantamento de dados estatístico-educacionais de âmbito nacional realizado todos os anos com a participação de todas as escolas públicas e privadas do país. O Censo Escolar coleta dados sobre estabelecimentos, matrículas, funções dos docentes, movimento e rendimento escolar.

A partir dos dados primários foram construídos os indicadores de qualidade escolar, um índice socioeconômico do aluno¹⁰ e um índice de incentivo escolar por meio da técnica de análise de componentes principais para dados categóricos. Para tanto, seguiu-se a abordagem desenvolvida por Niitsuma & Okada (2005). Assim, considere um conjunto de variáveis de categóricas z_1, z_2, \dots, z_J . Para a i -ésima instância z_i assume o valor z_{ia} , que é representado pelo vetor das coordenadas dos vértices $\mathbf{v}^{k_i}(z_{ia})$. Concatenando todas as variáveis categóricas, temos:

$$\mathbf{z}(a) = (\mathbf{v}^{k_1}(z_{1a}), \mathbf{v}^{k_2}(z_{2a}), \dots, \mathbf{v}^{k_J}(z_{Ja})). \quad (11)$$

Assim, os indicadores podem ser obtidos por meio da seguinte covariância:

$$\mathcal{A} = \frac{1}{N} \sum_{a=1}^N (\mathbf{z}(a) - \bar{\mathbf{z}})^\top (\mathbf{z}(a) - \bar{\mathbf{z}}), \quad (12)$$

em que $\bar{\mathbf{z}} = \frac{1}{N} \sum_{a=1}^N \mathbf{z}(a)$.

Para o indicador socioeconômico foram consideradas as seguintes variáveis do questionário do aluno: o número de aparelhos de televisão (0, 1, 2 ou mais); o número de geladeiras (0, 1, 2 ou mais); o número de carros (0, 1, 2, 3 ou mais); se há computador; o número de dormitórios (0, 1, 2, 3 ou mais); o

⁹Estas últimas foram excluídas da amostra, pois elas possuem critérios de ingresso baseados em desempenho, diferentemente da maioria das outras escolas públicas.

¹⁰Este se faz necessário uma vez que não existem informações referentes ao nível de renda da família do aluno.

número de empregada(s) doméstica(s) pelo menos cinco dias por semana (0, 1, 2, 3 ou mais).

Por sua vez, o índice de incentivo escolar é construído com base nas seguintes variáveis: se os pais do aluno o incentivam a estudar; se os pais do aluno o incentivam a fazer o dever de casa; se os pais do aluno o incentivam a ler; se os pais do aluno o incentivam a não faltar às aulas; e se os pais do aluno conversam sobre o que acontece na escola.

Por fim, o indicador de qualidade da escola é baseado no seguinte conjunto de variáveis: se a escola tem rede pública de abastecimento de água; se a escola tem rede pública de energia elétrica; se a escola tem rede pública de esgoto; se a escola tem coleta periódica de lixo; se há sala de professores; se há sala de diretor; se há sala de informática; se há laboratório de ciências; se há cozinha; se há biblioteca; se há banheiros na escola (dependências externa e interna); e se há acesso de alunos a computadores.

A amostra desse trabalho é restrita às escolas que participaram dos quatro anos consecutivos da Prova Brasil e cujos alunos fizeram as provas de Língua Portuguesa e de Matemática¹¹.

As Tabelas 5 e 6, 4ª série e 8ª série, respectivamente, apresentam um conjunto de estatísticas descritivas, que permitem caracterizar o comportamento dos insumos e produtos utilizados no processo de estimação da eficiência gerencial das unidades escolares para cada ano do painel. Com relação aos produtos, observa-se que houve um aumento modesto no desempenho médio nas provas de Matemática e de Língua Portuguesa, porém para a 8ª série há uma queda na proficiência média de Matemática. No tocante à taxa de aprovação por escola, para a 4ª série há manutenção desse indicador. Todavia, para a fase final do ensino fundamental nota-se o aumento da taxa de reprovação dos alunos.

Por sua vez, as variáveis que representam os insumos utilizados mostram um comportamento interessante. Há uma menor disponibilidade de salas de aula para ensino, menor número de funcionários que atendem a escola, redução do número de alunos matriculados por estabelecimento de ensino, queda da proporção de professores com ensino superior completo e piora do indicador de infraestrutura escolar. Apenas a proporção de diretores com seis anos ou mais de experiência na função apresentou uma taxa de crescimento positivo entre 2007 e 2013.

Isto posto, tem-se pouca melhoria dos indicadores qualitativos e piora de um indicador quantitativo. E associado a esse resultado tem-se uma situação de deterioração e redução dos recursos escolares. A combinação desses fatores permite explicar, em certo grau, as evidências empíricas de baixa qualidade do ensino público brasileiro.

Também é interessante investigar como os insumos estão correlacionados entre si (e o mesmo para os produtos) e qual a direção da associação entre os recursos escolares e os produtos. A matriz de correlação está apresentada na Tabela 7. Todas as medidas de associação linear foram estatisticamente significativas e positivas, com exceção para a relação entre o desempenho médio em Português e a medida de experiência dos professores. Depreende-se que há uma relação de moderada a alta para os insumos e o mesmo é válido para os produtos. Quando se cruzam os diversos insumos e produtos, os resultados

¹¹Os valores dos quantis ótimos para o cômputo da medida de eficiência para os anos de 2007, 2009, 2011 e 2013 são, respectivamente, 95.23, 94.18, 97.15 e 95.50.

mostram que a experiência dos diretores e o número de matrículas por escola, que indica a escala na qual a unidade escolar opera, apresentaram baixa correlação com os indicadores de produtos utilizados. Por seu turno, as medidas de qualificação profissional dos docentes e de qualidade da estrutura física escolar evidenciaram um maior grau de correlação com os produtos.

Nas Tabelas 8 e 9 constam informações no que tange às variáveis não dicotômicas. A amostra deste estudo é caracterizada por uma maior presença de alunos do sexo feminino (em torno de 51% para 4ª série e 55% para a 8ª série). Um dado importante é a redução gradual de alunos que se autodeclararam brancos, representando 25% e 15% do total de alunos em 2013 para a 4ª série e a 8ª série, respectivamente.

Quanto à evolução, observa-se redução nas escolas de: alunos que moram com a mãe (principalmente a 8ª série) e do percentual de mães com ensino superior (de 32% para 10% para a 4ª série e de 15% para 10% no caso da 8ª série). Apesar disso, as estatísticas também expõem que houve ganhos nas condições financeiras das famílias dos alunos: o índice socioeconômico foi, em média, de 0,42 em 2007 para 0,47 em 2013 para os anos iniciais do ensino fundamental (representando uma elevação de 11,91%); para a fase final dessa etapa de ensino, o índice aumentou de 0,36 para 0,45, o que se traduz em um ganho de 25%, em média, nas condições de vida dos alunos. Esse indicador é relevante já que crianças de famílias pobres, devido a causas como pais com baixa escolaridade e piores condições de moradia e nutrição, têm maior dificuldade na escola, levando a maiores taxas de reprovação, de evasão e de abandono escolar. Portanto, esses elementos irão se combinar para determinar parte dos resultados em testes padronizados. Por sua vez, não houve alterações relevantes no índice que mensura o envolvimento dos pais com a vida escolar do filho e que reflete o incentivo aos estudos e à leitura e com o que acontece no ambiente escolar. Desse modo, houve expansão de recursos econômicos para as famílias dos alunos, porém sem ganhos de capital humano das mães ou elevação indireta do capital cultural.

Com relação aos alunos que iniciaram sua trajetória escolar na creche, observa-se que para a 4ª série houve uma pequena expansão entre 2007 e 2013 e uma redução de quase 27% para a 8ª série. A qualidade das creches estaria diretamente relacionada à qualidade das atividades e à estrutura do programa educacional, cujo impacto é considerável no desenvolvimento da criança. O relatório do Banco Mundial (2001), supracitado, mostrou a importância da oferta desse serviço. Todavia, o estudo de Barros et al. (2011) encontrou que o baixo padrão dos mesmos também poderia ser capaz de comprometer o desempenho educacional futuro dos alunos. Assim, o efeito de iniciar a vida escolar na creche sobre o desempenho acadêmico futuro dos alunos estaria diretamente relacionado à qualidade do projeto pedagógico oferecido nessa fase¹². E, portanto, o efeito creche pode atuar no sentido de reforçar ou piorar a performance dos alunos.

No tocante aos determinantes da eficiência gerencial, as Tabelas 10 e 11 mostram a adoção de várias medidas de autonomia escolar e sua evolução ao longo do período 2007-2013, separadamente por série do ensino fundamental.

A variável diretoria indica se o diretor assumiu o cargo exclusivamente por

¹²Os autores mostraram que a qualidade da creche pode ser medida de diversas maneiras, e que cada uma dessas medidas pode ter diferentes custos e impactos também distintos para o desenvolvimento infantil.

Tabela 5: Estatísticas descritivas dos insumos e produtos - 4ª série

Variáveis	2007				2009			
	Média	Desvio Padrão	Mínimo	Máximo	Média	Desvio Padrão	Mínimo	Máximo
Salas de aula	12,310	5,769	4,000	72,000	11,640	5,806	2,000	68,000
Funcionários	56,320	29,720	15,000	129,000	54,030	30,360	2,000	153,000
Matrículas	794,300	505,000	1,000	4005,000	715,500	466,800	48,000	5800,000
Escolaridade	0,820	0,213	0,000	1,000	0,780	0,244	0,000	1,000
Infraestrutura	0,840	0,114	0,260	1,000	0,820	0,124	0,020	1,000
Experiência	0,620	0,270	0,000	1,000	0,640	0,287	0,000	1,000
Matemática	195,200	21,250	88,310	331,900	203,900	25,100	116,400	319,300
Português	178,500	18,930	95,320	283,800	184,200	21,270	90,000	298,400
Aprovação	0,690	0,190	0,000	1,000	0,680	0,171	0,000	1,000

Variáveis	2011				2013			
	Média	Desvio Padrão	Mínimo	Máximo	Média	Desvio Padrão	Mínimo	Máximo
Salas de aula	11,110	5,792	2,000	71,000	10,290	5,772	3,000	116,000
Funcionários	53,920	30,740	2,000	154,000	49,030	31,430	2,000	213,000
Matrículas	703,000	474,000	39,000	5164,000	598,400	405,800	22,000	4634,000
Escolaridade	0,780	0,248	0,000	1,000	0,780	0,245	0,000	1,000
Infraestrutura	0,800	0,128	0,100	1,000	0,750	0,157	0,000	1,000
Experiência	0,620	0,241	0,000	1,000	0,710	0,362	0,000	1,000
Matemática	208,700	24,820	122,700	302,200	206,700	28,700	88,930	320,000
Português	190,900	21,100	104,000	273,700	191,800	25,910	86,270	315,700
Aprovação	0,700	0,174	0,000	1,000	0,690	0,197	0,000	1,000

Nota: As estatísticas foram corrigidas pelos pesos amostrais.

Fonte: Elaborado pelos autores com base nos microdados da Prova Brasil e do Censo Escolar/INEP.

Tabela 6: Estatísticas descritivas dos insumos e produtos - 8ª série

Variáveis	2007				2009			
	Média	Desvio Padrão	Mínimo	Máximo	Média	Desvio Padrão	Mínimo	Máximo
Salas de aula	13,320	5,772	1,000	72,000	12,450	5,855	1,000	114,000
Funcionários	66,310	30,430	4,000	181,000	62,530	31,630	7,000	193,000
Matrículas	983,500	537,300	1,000	4064,000	883,200	520,500	53,000	5800,000
Escolaridade	0,890	0,167	0,000	1,000	0,850	0,209	0,000	1,000
Infraestrutura	0,873	0,109	0,160	1,000	0,850	0,121	0,080	1,000
Experiência	0,656	0,368	0,000	1,000	0,605	0,436	0,000	1,000
Matemática	240,100	19,510	62,490	350,500	240,200	20,700	161,900	356,400
Português	229,200	17,230	157,800	311,700	237,700	19,430	133,400	314,700
Aprovação	0,646	0,165	0,000	1,000	0,628	0,154	0,000	1,000

Variáveis	2011				2013			
	Média	Desvio Padrão	Mínimo	Máximo	Média	Desvio Padrão	Mínimo	Máximo
Salas de aula	12,640	5,794	2,000	71,000	11,460	5,360	2,000	61,000
Funcionários	66,710	32,940	6,000	195,000	62,770	31,240	3,000	268,000
Matrículas	930,200	550,900	62,000	5153,000	934,500	621,200	38,000	4634,000
Escolaridade	0,882	0,173	0,000	1,000	0,857	0,180	0,000	1,000
Infraestrutura	0,840	0,122	0,000	1,000	0,721	0,163	0,040	1,000
Experiência	0,633	0,369	0,000	1,000	0,882	0,382	0,000	1,000
Matemática	244,200	21,630	166,300	345,900	233,100	18,350	157,600	321,300
Português	238,500	19,680	155,200	316,600	232,200	19,280	137,600	304,700
Aprovação	0,637	0,156	0,000	1,000	0,596	0,181	0,000	1,000

Nota: As estatísticas foram corrigidas pelos pesos amostrais.

Fonte: Elaborado pelos autores com base nos microdados da Prova Brasil e do Censo Escolar/INEP.

Tabela 7: Correlação entre insumos e produtos

4ª série									
	Salas de Aula	Funcionários	Matrículas	Escolaridade	Infraestrutura	Experiência	Matemática	Português	Aprovação
Salas de aula	1								
Funcionários	0,700***	1							
Matrículas	0,645***	0,754***	1						
Escolaridade	0,277***	0,238***	0,207***	1					
Infraestrutura	0,455***	0,400***	0,339***	0,380***	1				
Experiência	0,115***	0,077***	0,138***	0,119***	0,205***	1			
Matemática	0,179***	0,092***	0,013***	0,326***	0,368***	0,011***	1		
Português	0,175***	0,102***	0,025***	0,326***	0,352***	-0,008	0,918***	1	
Aprovação	0,136***	0,077***	0,070***	0,258***	0,271***	0,082***	0,499***	0,519***	1

8ª série									
	Salas de Aula	Funcionários	Matrículas	Escolaridade	Infraestrutura	Experiência	Matemática	Português	Aprovação
Salas de aula	1								
Funcionários	0,684***	1							
Matrículas	0,611***	0,737***	1						
Escolaridade	0,197***	0,197***	0,189***	1					
Infraestrutura	0,379***	0,359***	0,289***	0,339***	1				
Experiência	0,088***	0,066***	0,098***	0,150***	0,209***	1			
Matemática	0,183***	0,129***	0,026***	0,295***	0,314***	0,083***	1		
Português	0,182***	0,153***	0,071***	0,293***	0,288***	-0,025	0,861***	1	
Aprovação	0,106***	0,084***	0,084***	0,218***	0,189***	0,129***	0,368***	0,362***	1

Nota: * $p < 0,1$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$.

Fonte: Elaborado pelos autores com base nos microdados da Prova Brasil e do Censo Escolar/INEP.

Tabela 8: Estatísticas descritivas das variáveis não discricionárias - 4ª série

Variáveis	2007				2009			
	Média	Desvio Padrão	Mínimo	Máximo	Média	Desvio Padrão	Mínimo	Máximo
Homem	0,4800	0,1290	0,0000	1,0000	0,5000	0,1010	0,0000	1,0000
Branco	0,3400	0,1880	0,0000	1,0000	0,3100	0,1590	0,0000	1,0000
Idade	10,7700	0,5760	8,0000	15,0000	10,8800	0,5280	9,4200	14,4000
Mãe	0,9000	0,0920	0,0000	1,0000	0,9000	0,0670	0,3300	1,0000
Mãe com superior	0,3200	0,1280	0,0000	1,0000	0,3000	0,1190	0,0000	1,0000
Socioeconômico	0,4200	0,0760	0,1400	0,8700	0,3300	0,0770	0,0200	0,7200
Incentivo escolar	0,9500	0,0380	0,4000	1,0000	0,9400	0,0360	0,6200	1,0000
Creche	0,3700	0,1970	0,0000	1,0000	0,3800	0,1820	0,0000	1,0000

Variáveis	2011				2013			
	Média	Desvio Padrão	Mínimo	Máximo	Média	Desvio Padrão	Mínimo	Máximo
Homem	0,4800	0,1000	0,0000	1,0000	0,4800	0,1370	0,0000	1,0000
Branco	0,2600	0,1400	0,0000	1,0000	0,2500	0,1630	0,0000	1,0000
Idade	10,8700	0,5100	9,5000	13,6900	11,0000	0,5550	8,0000	15,0000
Mãe	0,9100	0,0630	0,2900	1,0000	0,8900	0,0940	0,0000	1,0000
Mãe com superior	0,1009	0,0770	0,0000	0,6900	0,1000	0,0910	0,0000	1,0000
Socioeconômico	0,4500	0,0780	0,1000	0,6900	0,4700	0,0900	0,0000	1,0000
Incentivo escolar	0,9400	0,0380	0,2700	1,0000	0,9400	0,0500	0,0000	1,0000
Creche	0,3900	0,1660	0,0000	1,0000	0,4000	0,1900	0,0000	1,0000

Nota: As estatísticas foram corrigidas pelos pesos amostrais.

Fonte: Elaborado pelos autores com base nos microdados da Prova Brasil e do Censo Escolar/INEP.

Tabela 9: Estatísticas descritivas das variáveis não discricionárias - 8ª série

Variáveis	2007				2009			
	Média	Desvio Padrão	Mínimo	Máximo	Média	Desvio Padrão	Mínimo	Máximo
Homem	0,440	0,100	0,000	1,000	0,440	0,105	0,000	1,000
Branco	0,340	0,192	0,000	1,000	0,300	0,183	0,000	1,000
Idade	15,020	0,641	13,040	19,630	13,500	0,469	13,000	18,240
Mãe	0,880	0,081	0,000	1,000	0,880	0,073	0,000	1,000
Mãe com superior	0,150	0,073	0,000	0,780	0,150	0,079	0,000	1,000
Socioeconômico	0,360	0,072	0,160	0,620	0,340	0,080	0,090	0,840
Incentivo escolar	0,930	0,031	0,660	1,000	0,930	0,032	0,350	1,000
Creche	0,450	0,224	0,000	1,000	0,440	0,211	0,000	1,000

Variáveis	2011				2013			
	Média	Desvio Padrão	Mínimo	Máximo	Média	Desvio Padrão	Mínimo	Máximo
Homem	0,450	0,094	0,000	1,000	0,460	0,139	0,000	1,000
Branco	0,250	0,147	0,000	0,870	0,150	0,093	0,000	1,000
Idade	15,930	0,471	14,450	19,800	16,090	0,625	13,000	20,000
Mãe	0,890	0,064	0,000	1,000	0,840	0,104	0,000	1,000
Mãe com superior	0,070	0,068	0,000	0,860	0,100	0,104	0,000	1,000
Socioeconômico	0,470	0,077	0,160	0,700	0,450	0,082	0,060	0,760
Incentivo escolar	0,930	0,028	0,680	1,000	0,930	0,039	0,440	1,000
Creche	0,350	0,164	0,000	1,000	0,330	0,187	0,000	1,000

Nota: As estatísticas foram corrigidas pelos pesos amostrais.

Fonte: Elaborado pelos autores com base nos microdados da Prova Brasil e do Censo Escolar/INEP.

Tabela 10: Estatísticas descritivas dos determinantes da eficiência gerencial - 4ª série

Variáveis	2007				2009			
	Média	Desvio Padrão	Mínimo	Máximo	Média	Desvio Padrão	Mínimo	Máximo
Diretoria	0,630	0,483	0,000	1,000	0,560	0,496	0,000	1,000
Conselho	0,680	0,467	0,000	1,000	0,660	0,473	0,000	1,000
Projeto	0,070	0,259	0,000	1,000	0,070	0,249	0,000	1,000
Admissão	0,280	0,447	0,000	1,000	0,260	0,439	0,000	1,000
Interferência	0,380	0,486	0,000	1,000	0,400	0,490	0,000	1,000
Livro	0,770	0,422	0,000	1,000	0,710	0,454	0,000	1,000
Apoio	0,960	0,204	0,000	1,000	0,950	0,209	0,000	1,000
Homogeneidade idade	0,400	0,490	0,000	1,000	0,410	0,491	0,000	1,000
Homogeneidade rendimento	0,070	0,257	0,000	1,000	0,070	0,253	0,000	1,000
Heterogeneidade idade	0,080	0,273	0,000	1,000	0,090	0,289	0,000	1,000
Heterogeneidade rendimento	0,240	0,428	0,000	1,000	0,220	0,413	0,000	1,000

Variáveis	2011				2013			
	Média	Desvio Padrão	Mínimo	Máximo	Média	Desvio Padrão	Mínimo	Máximo
Diretoria	0,500	0,500	0,000	1,000	0,200	0,401	0,000	1,000
Conselho	0,620	0,485	0,000	1,000	0,670	0,254	0,000	1,000
Projeto	0,010	0,108	0,000	1,000	0,040	0,491	0,000	1,000
Admissão	0,100	0,302	0,000	1,000	0,370	0,484	0,000	1,000
Interferência	0,390	0,487	0,000	1,000	0,360	0,481	0,000	1,000
Livro	0,710	0,453	0,000	1,000	0,730	0,173	0,000	1,000
Apoio	0,960	0,194	0,000	1,000	0,950	0,228	0,000	1,000
Homogeneidade idade	0,020	0,142	0,000	1,000	0,430	0,494	0,000	1,000
Homogeneidade rendimento	0,010	0,092	0,000	1,000	0,080	0,264	0,000	1,000
Heterogeneidade idade	0,450	0,497	0,000	1,000	0,090	0,288	0,000	1,000
Heterogeneidade rendimento	0,350	0,478	0,000	1,000	0,170	0,376	0,000	1,000

Nota: As estatísticas foram corrigidas pelos pesos amostrais.

Fonte: Elaborado pelos autores com base nos microdados da Prova Brasil e do Censo Escolar/INEP.

Tabela 11: Estatísticas descritivas dos determinantes da eficiência gerencial - 8ª série

Variáveis	2007				2009			
	Média	Desvio Padrão	Mínimo	Máximo	Média	Desvio Padrão	Mínimo	Máximo
Diretoria	0,680	0,468	0,000	1,000	0,620	0,486	0,000	1,000
Conselho	0,690	0,462	0,000	1,000	0,680	0,468	0,000	1,000
Projeto	0,080	0,264	0,000	1,000	0,070	0,251	0,000	1,000
Admissão	0,250	0,431	0,000	1,000	0,240	0,425	0,000	1,000
Interferência	0,350	0,476	0,000	1,000	0,380	0,485	0,000	1,000
Livro	0,850	0,354	0,000	1,000	0,790	0,407	0,000	1,000
Apoio	0,950	0,222	0,000	1,000	0,940	0,234	0,000	1,000
Homogeneidade idade	0,430	0,496	0,000	1,000	0,430	0,495	0,000	1,000
Homogeneidade rendimento	0,050	0,222	0,000	1,000	0,050	0,216	0,000	1,000
Heterogeneidade idade	0,090	0,283	0,000	1,000	0,100	0,297	0,000	1,000
Heterogeneidade rendimento	0,220	0,414	0,000	1,000	0,190	0,395	0,000	1,000

Variáveis	2011				2013			
	Média	Desvio Padrão	Mínimo	Máximo	Média	Desvio Padrão	Mínimo	Máximo
Diretoria	0,430	0,495	0,000	1,000	0,210	0,405	0,000	1,000
Conselho	0,670	0,471	0,000	1,000	0,690	0,279	0,000	1,000
Projeto	0,010	0,113	0,000	1,000	0,080	0,485	0,000	1,000
Admissão	0,110	0,314	0,000	1,000	0,230	0,422	0,000	1,000
Interferência	0,370	0,484	0,000	1,000	0,360	0,480	0,000	1,000
Livro	0,820	0,381	0,000	1,000	0,720	0,155	0,000	1,000
Apoio	0,950	0,216	0,000	1,000	0,920	0,278	0,000	1,000
Homogeneidade idade	0,020	0,143	0,000	1,000	0,550	0,497	0,000	1,000
Homogeneidade rendimento	0,010	0,092	0,000	1,000	0,050	0,219	0,000	1,000
Heterogeneidade idade	0,410	0,492	0,000	1,000	0,110	0,312	0,000	1,000
Heterogeneidade rendimento	0,370	0,483	0,000	1,000	0,070	0,255	0,000	1,000

Nota: As estatísticas foram corrigidas pelos pesos amostrais.

Fonte: Elaborado pelos autores com base nos microdados da Prova Brasil e do Censo Escolar/INEP.

processo seletivo. As estimativas mostram que a porcentagem de diretores que atuam em seus cargos em decorrência de seleção se reduziu de 63% para 20% para a 4ª série; e de 68% para 21% no caso da 8ª série. Com relação ao conselho escolar nota-se que não houve piora desse indicador. Em torno de 65,25% e 68,25% das unidades de ensino reuniram seus conselhos escolares três vezes ou mais no ano e houve estabilização desse indicador no período de análise. A eles cabe deliberar sobre as normas internas e o funcionamento da escola, além de participar da elaboração do projeto pedagógico. Também tem a função de: analisar as questões encaminhadas pelos diversos segmentos da escola, propondo sugestões; acompanhar a execução das ações pedagógicas, administrativas e financeiras da escola e mobilizar a comunidade escolar e local para a participação em atividades em prol da melhoria da qualidade da educação, como previsto em lei¹³.

O projeto pedagógico da escola traduz a proposta educativa construída pela comunidade escolar no exercício de sua autonomia, com base nas características dos alunos, nos profissionais e recursos disponíveis, tendo como referência as orientações curriculares nacionais e dos respectivos sistemas de ensino. Assim, ao assegurar a ampla participação dos profissionais da escola, da família e dos alunos na definição das orientações e dos processo de implantação dos mesmos há a construção de uma “sociedade” escolar mais igualitária e participativa, melhorando os resultados acadêmicos dos alunos. Conforme as estatísticas apontadas aqui, a porcentagem de escolas em que pais, professores, diretor, alunos e outros servidores se reuniram para elaborar o projeto pedagógico caiu de 7% para 4% para as escolas da 4ª série; para a 8ª série, o valor permaneceu em 8% entre 2007 e 2013, porém apresentou uma queda abrupta em 2011 (alcançando 1%) com recuperação na avaliação seguinte. Esses resultados demonstram o baixo envolvimento dos diversos atores educacionais no processo de definição das regras que irão orientar a trajetória de aprendizagem dos alunos.

Os diretores também relataram mudanças nas interferências em suas gestões. Para a 4ª série houve redução muito pequena nessas ocorrências e aumento ínfimo para a 8ª série. Todavia, é interessante observar que mais de 35% dos diretores notificaram que agentes externos tentaram interferir em suas práticas de gestão. Essas tentativas podem prejudicar as técnicas de administração propostas pelo diretor, uma vez que o mesmo conhece a comunidade e o ambiente escolar e suas principais demandas. Ao mesmo tempo, observam-se altos índices de apoio da comunidade escolar quanto às práticas de gerência por parte do diretor - acima de 90% nos quatro anos analisados.

Outra medida de autonomia escolar é a escolha do livro didático. É uma tarefa que cabe aos professores e a equipe pedagógica e tem por objetivo analisar as resenhas contidas no guia para escolher adequadamente os livros a serem utilizados no triênio. O livro didático deve ser adequado ao projeto pedagógico da escola; ao aluno e professor; e à realidade sociocultural das instituições. Entre 2007 e 2013, houve uma redução de 77% para 73% das escolas (4ª série) que escolheram seus livros didáticos; para a 8ª série, essa redução chega a 13 pontos percentuais.

Por fim, considerou-se o critério de alocação dos alunos entre as turmas como última medida de autonomia escolar. Para ambas as séries do ensino fundamental, o principal parâmetro estabelecido pelo diretor para formar as

¹³Para mais detalhes, ver o Programa Nacional de Fortalecimento dos Conselhos Escolares.

turmas foi o de homogeneidade quanto à idade, com mais de 40% das escolas adotando esse método. Esse critério respalda-se na regra do Ministério da Educação¹⁴, a qual define que, para ingressar no 1º ano do ensino fundamental, as crianças precisam ter no mínimo seis anos de idade completos até março. Espera-se minimizar as diferenças de idade entre os alunos e, indiretamente, obter menores taxas de defasagem idade-série. A literatura sobre *peer effects* indica que esse tipo de critério de organização de turmas ainda é pouco explorado, mas parece ter impactos positivos sobre as habilidades cognitivas dos alunos (Ordine et al. 2015).

A partir do exposto anteriormente, procede-se à análise dos resultados obtidos para as medidas de eficiência escolar, a relação com as variáveis não-discricionárias e a associação existente entre autonomia na gestão da escola e a eficiência do diretor na combinação entre insumos e produtos.

5 Resultados Econômicos

5.1 Escores de Eficiência Técnica

Para avaliar como a distribuição empírica da eficiência¹⁵ das escolas variou entre 2007 e 2013, apresenta-se a função densidade de probabilidade para as eficiências técnica (sem desconto das variáveis não-discricionárias) e gerencial para as duas séries do ensino fundamental, conforme as Figuras 1 e 2.

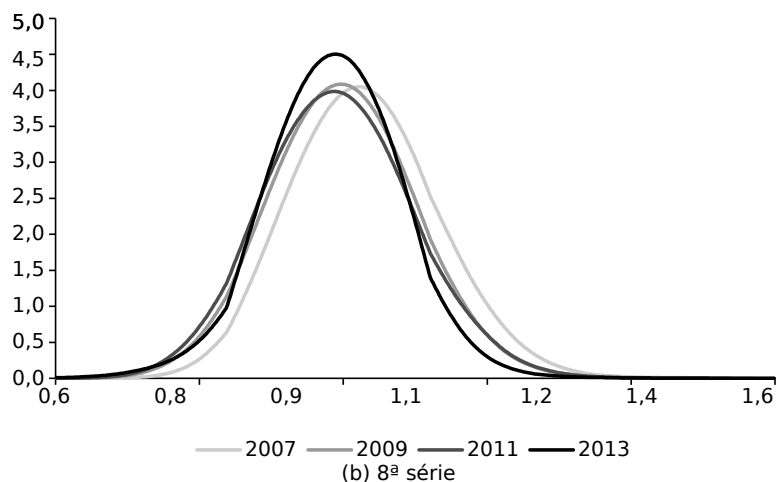
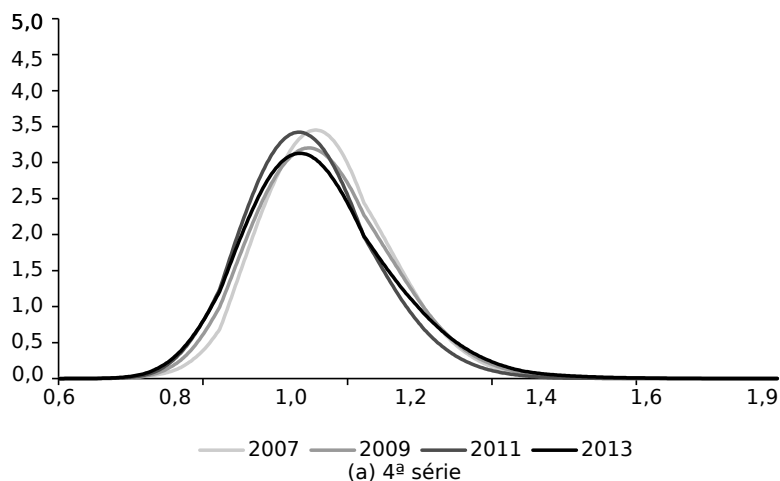
Ao comparar as curvas estimadas na Figura 1, o primeiro aspecto observado é o deslocamento muito modesto para a esquerda da curva de densidade de probabilidade para a medida de eficiência técnica, sendo que essa mudança não é tão pronunciada para os resultados da 4ª série. Também se nota que há uma maior concentração, ao longo do período analisado, de escolas em torno da média, como pode ser observado pelo aplainamento das caudas das densidades estimadas. Quando se retira o efeito das variáveis não discricionárias, isto é, aqueles elementos de origem do aluno e de sua família, observa-se que as densidades estimadas tornam-se “ligeiramente” assimétricas e colapsam, de tal forma que houve poucas mudanças efetivas na densidade da eficiência gerencial - Figura 2. Essas evidências demonstram, em parte, que a gerência dos recursos educacionais que estão sob o controle dos gestores locais não apresentou melhorias efetivas no período de análise. Além disso, percebe-se que o *background* familiar ainda é um componente importante para explicar os resultados educacionais brasileiros.

Para verificar se houve alterações na capacidade do administrador escolar em promover um balanceamento adequado entre insumos e produtos no período 2007-2013 se realizaram dois testes não paramétricos: o teste de Kolmogorov-Smirnov (K-S) e o teste de Epps-Singleton (E-S). Os resultados dos testes de igualdade de distribuições estão apresentados na Tabela 12 e indicaram que as distribuições de probabilidade são diferentes entre si e estatisticamente significativas. Isso é uma evidência modesta de que as práticas

¹⁴Segue a resolução do Conselho Nacional de Educação/CEB 6/2010, Art. 3º.

¹⁵Foi computada considerando-se os seguintes insumos: o número de salas de aula, o total de funcionários, o total de alunos da escola, o percentual de professores com ensino superior, um indicador de experiência do diretor e uma medida de infraestrutura escolar. Para os produtos, foram considerados as notas médias nas provas de Matemática e Português e a taxa média de aprovação.

Figura 1: Densidade estimada da eficiência técnica



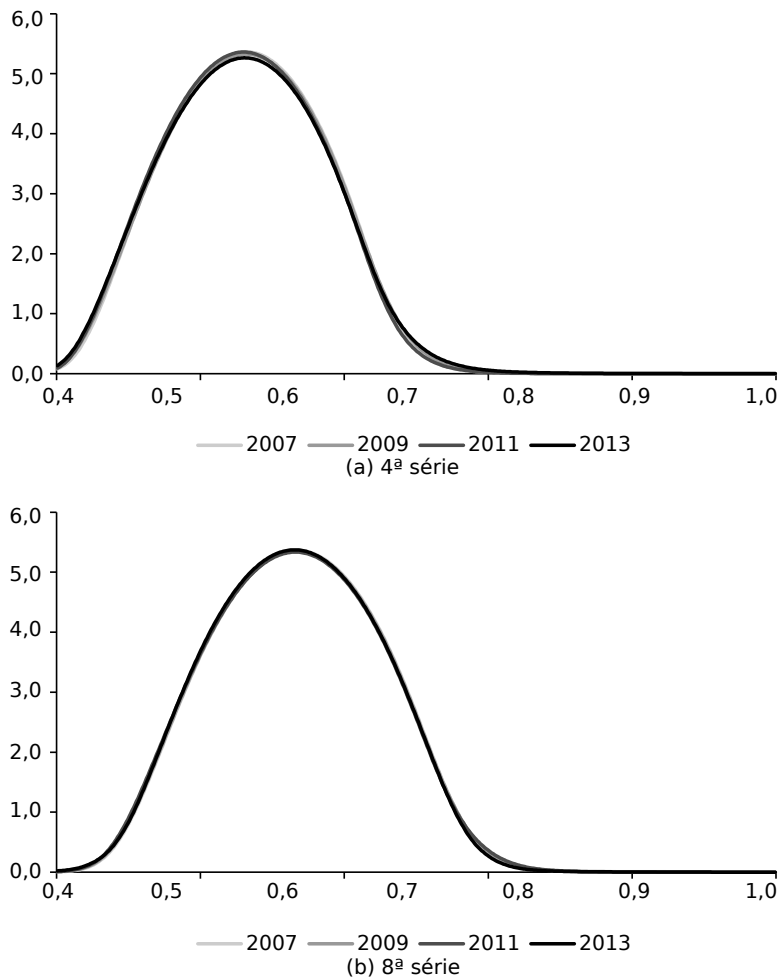
Fonte: Elaborado pelos autores.

Tabela 12: Teste de igualdade de distribuições

	4ª série			
	Eficiência Técnica		Eficiência Gerencial	
	Estatística	p-value	Estatística	p-value
Kolmogorov-Smirnov	0,1200	0,0000	0,0780	0,0000
Epps-Singleton	441,9070	0,0000	216,0230	0,0000
	8ª série			
	Eficiência Técnica		Eficiência Gerencial	
	Estatística	p-value	Estatística	p-value
Kolmogorov-Smirnov	0,2480	0,0000	0,0330	0,0740
Epps-Singleton	1171,9020	0,0000	12,0650	0,0170

Os valores críticos para a estatística de teste de Kolmogorov-Smirnov são $\frac{1,22}{\sqrt{n}}$, $\frac{1,36}{\sqrt{n}}$ e $\frac{1,63}{\sqrt{n}}$ para os níveis de significância de 10%, 5% e 1%, respectivamente; para o teste de Epps-Singleton são 7,779, 9,488 e 13,277.

Fonte: Elaborado pelos autores com base nos microdados da Prova Brasil e do Censo Escolar/INEP.

Figura 2: Densidade estimada da eficiência gerencial

Fonte: Elaborado pelos autores.

de gestão foram distintas entre os anos, porém as mesmas não possibilitaram mudanças consideráveis no ambiente escolar.

Finalmente, as Tabelas 13 a 14 apresentam estatísticas descritivas acerca das medidas de eficiência técnica e gerencial por região geográfica e série do ensino fundamental. O primeiro comportamento observado, e já mencionado anteriormente, é a redução gradativa de ambas as medidas de eficiência. Isso indica que as práticas de gestão adotadas pelos administradores escolares não tiveram por primazia o melhor balanceamento entre insumos e produtos, isto é, os gestores podem ter outros objetivos que não a alocação ótima de insumos, que resultaria na maximização dos produtos educacionais.

Em segundo lugar, nota-se que a eficiência técnica média é maior para os estados pertencentes às regiões Nordeste e Norte. Após a retirada dos efeitos não discricionários, as regiões Nordeste e Sul passaram a figurar entre aquelas com melhores práticas de gestão. Como a medida de eficiência reflete a interação entre insumos e produtos, unidades geográficas com piores desempenhos nos testes padronizados e altas taxas de reprovação, por exemplo,

podem apresentar melhor gestão do que outras se utilizarem seus recursos disponíveis de forma mais eficientes do que aquelas. Nesse sentido, o ideal não necessariamente é aumentar os recursos disponíveis, mas sim utilizá-los de forma melhor.

Quando se comparam os resultados das duas medidas de eficiência, verifica-se que há uma diferença substancial entre os escores. Para a 4ª série do ensino fundamental, as eficiências técnica e gerencial são, na média, de 1,05 e de 0,60, respectivamente. Para a 8ª série, os valores correspondentes são 1,02 e 0,68. Isso significa que o ambiente sociocultural e o capital econômico da família dos alunos são responsáveis por quase um terço do diferencial entre os escores. Para caracterizar o *background* socioeconômico familiar, seguiu-se a abordagem de (Soares & Collares 2006, p. 617), que consiste em um “conceito multidimensional”. Assim, consideraram-se três dimensões que descreveriam a condição familiar: recursos econômicos, relação dos pais com a educação dos filhos e presença da mãe na família.

Ainda nessa linha, espera-se que os alunos com melhores condições em seus ambientes familiares se apropriem mais rapidamente das melhorias da escola. Disso decorre que seria a piora e a baixa mobilidade do *background* familiar que poderia atuar como limitante da capacidade do gestor escolar em promover ganhos para toda a comunidade escolar. Como verificado anteriormente, houve piora em algumas instâncias que compõem o capital familiar do aluno e manutenção em outras. Isso permite explicar os diferenciais observados nos escores de eficiência.

Esses resultados mostram que apresentar bons indicadores educacionais em testes padronizados não necessariamente significa que aquela região terá uma eficiência relativa maior que outras que não possuam os mesmos índices. Isso porque os recursos destinados para alcançar tais resultados podem ser muito superiores proporcionalmente aos demais entes da federação, dentre eles, melhores infraestrutura escolar e qualificação dos professores, por exemplo. Com isso, regiões desenvolvidas aparecem em posições inferiores a outras que historicamente sofreram com um maior nível de vulnerabilidades sociais e um nível precário de investimentos públicos, o que à primeira vista pode parecer um resultado paradoxal.

Apesar de algumas regiões com histórico de bom desempenho em testes de aprendizagem apresentarem níveis de eficiência abaixo de regiões historicamente marcadas por resultados educacionais inferiores, é importante ressaltar que nem sempre um fato está diretamente correlacionado ao outro. Seria possível que escolas de algumas regiões com altos níveis de desempenho escolar alcançassem o mesmo resultado com a injeção de menos recursos, o que coloca aquela região no rol de unidades menos eficientes. Desse modo, o balanceamento adequado entre insumos e produtos conduz, como resultado final, à melhoria da eficiência escolar, por meio de uma cadeia de causas que difere em particularidades, mas que envolve, em geral, realocação e melhor uso dos insumos produtivos, caracterizando, assim, um processo dinâmico que apresenta *path dependence*.

A despeito da posição relativa que cada região ocupa no *ranking* de eficiência no período analisado, é importante salientar que houve uma piora no escore para todas as unidades geográficas de análise, revelando uma deterioração nas formas de aplicação gerencial dos recursos, devido às ineficientes políticas educacionais dos últimos anos, aos escassos programas de *accountability*, à rigidez da estrutura educacional brasileira, entre outros.

Tabela 13: Estatísticas descritivas da eficiência técnica por região

4ª série					8ª série				
Norte									
Ano	Média	Desvio Padrão	Mínimo	Máximo	Média	Desvio Padrão	Mínimo	Máximo	N
2007	1,09	0,09	0,80	1,40	1,06	0,07	0,81	1,53	5806
2009	1,08	0,09	0,63	1,46	1,03	0,07	0,71	1,44	5806
2011	1,06	0,10	0,78	1,65	1,02	0,07	0,78	1,41	5806
2013	1,08	0,12	0,72	1,85	1,01	0,07	0,70	1,37	5806
Nordeste									
2007	1,14	0,11	0,82	1,67	1,10	0,08	0,76	1,48	10562
2009	1,13	0,11	0,74	1,57	1,06	0,07	0,76	1,45	10562
2011	1,08	0,11	0,77	1,62	1,05	0,08	0,77	1,35	10562
2013	1,10	0,13	0,69	1,70	1,02	0,05	0,87	1,22	10562
Sudeste									
2007	1,03	0,09	0,68	1,79	1,02	0,07	0,77	1,52	12806
2009	1,01	0,10	0,72	1,47	0,99	0,07	0,73	1,34	12806
2011	0,99	0,09	0,76	1,40	0,98	0,07	0,74	1,30	12806
2013	0,98	0,09	0,69	1,45	0,98	0,07	0,75	1,38	12806
Sul									
2007	1,04	0,08	0,80	1,55	1,03	0,07	0,83	1,53	3647
2009	1,03	0,10	0,79	1,43	1,00	0,07	0,78	1,40	3647
2011	1,00	0,09	0,71	1,53	0,99	0,07	0,81	1,46	3647
2013	1,00	0,09	0,73	1,32	0,98	0,07	0,81	1,46	3647
Centro-Oeste									
2007	1,06	0,08	0,83	1,32	1,03	0,06	0,87	1,24	3109
2009	1,04	0,09	0,75	1,42	1,01	0,06	0,79	1,26	3109
2011	1,02	0,09	0,76	1,45	1,00	0,06	0,82	1,25	3109
2013	1,01	0,08	0,80	1,39	1,01	0,06	0,82	1,25	3109

Fonte: Elaborado pelos autores com base nos microdados da Prova Brasil e do Censo Escolar/INEP.

Tabela 14: Estatísticas descritivas da eficiência gerencial por região

4ª série					8ª série				
Norte									
Ano	Média	Desvio Padrão	Mínimo	Máximo	Média	Desvio Padrão	Mínimo	Máximo	N
2007	0,60	0,03	0,53	0,73	0,68	0,03	0,56	0,93	58060
2009	0,60	0,03	0,51	0,71	0,68	0,03	0,55	0,92	58060
2011	0,60	0,03	0,54	0,86	0,68	0,03	0,60	0,83	58060
2013	0,60	0,04	0,50	1,00	0,68	0,03	0,56	0,88	58060
Nordeste									
2007	0,62	0,03	0,52	0,86	0,69	0,03	0,60	0,91	10562
2009	0,62	0,03	0,53	0,77	0,69	0,03	0,58	0,90	10562
2011	0,61	0,03	0,53	0,85	0,69	0,03	0,61	0,84	10562
2013	0,61	0,04	0,50	0,92	0,68	0,02	0,64	0,76	10562
Sudeste									
2007	0,60	0,02	0,51	0,94	0,68	0,02	0,60	0,95	12806
2009	0,59	0,02	0,52	0,77	0,68	0,03	0,58	0,84	12806
2011	0,60	0,02	0,53	0,73	0,68	0,03	0,58	0,83	12806
2013	0,59	0,02	0,52	0,73	0,68	0,03	0,59	0,88	12806
Sul									
2007	0,61	0,02	0,55	0,78	0,69	0,03	0,63	1,00	36470
2009	0,61	0,02	0,55	0,74	0,69	0,03	0,62	0,94	36470
2011	0,59	0,02	0,52	0,79	0,68	0,03	0,62	0,97	36470
2013	0,60	0,02	0,54	0,69	0,68	0,03	0,62	0,97	36470
Centro-Oeste									
2007	0,60	0,02	0,55	0,69	0,68	0,02	0,62	0,76	31090
2009	0,60	0,02	0,54	0,75	0,68	0,02	0,61	0,77	31090
2011	0,60	0,02	0,54	0,75	0,68	0,02	0,62	0,77	31090
2013	0,60	0,02	0,55	0,70	0,67	0,02	0,62	0,77	31090

Fonte: Elaborado pelos autores com base nos microdados da Prova Brasil e do Censo Escolar/INEP.

5.2 Eficiência Técnica e Não Discricionariedade

Tal como apresentado no relatório Coleman et al. (1966), muitos estudos têm revelado a importância do *background* familiar como principal responsável pelas desigualdades nos resultados educacionais, restando muito pouco espaço para as escolas atuarem. Nesse sentido, a Tabela 15 apresenta a associação entre as variáveis não discricionárias e a medida de eficiência técnica para a 4ª série e a 8ª série, dado a importância do ambiente familiar dos alunos como determinante educacional, apontado na literatura por Leon & Menezes-Filho (2002), Afonso & Aubyn (2005), Afonso & Aubyn (2006), Soares & Collares (2006), entre outros. É também necessário conhecer a magnitude da influência de tais variáveis para a composição do score de eficiência pelo fato de o gestor escolar não ter controle sobre tais fatores. Isso permite exprimir a real capacidade dos administradores escolares em atuar na melhoria da gestão de recursos.

Tabela 15: Estimativas das variáveis não-discricionárias

Variáveis	4ª série	8ª série
Homem	0,0469*** (0,0074)	0,0346*** (0,0052)
Branco	0,0031 (0,0070)	-0,0327*** (0,0037)
Idade	0,0589*** (0,0028)	0,0444*** (0,0015)
Mãe	-0,0099 (0,0130)	-0,0192** (0,0084)
Mãe com superior	0,0199*** (0,0073)	0,0464*** (0,0067)
Socioeconômico	0,1870*** (0,0222)	0,2340*** (0,0094)
Incentivo escolar	0,1980*** (0,0266)	0,0434** (0,0179)
Creche	-0,0164*** (0,0053)	0,0141*** (0,0026)
2009	-0,0319*** (0,0022)	0,0328*** (0,0025)
2011	-0,0193*** (0,0024)	-0,0459*** (0,0025)
2013	-0,0131*** (0,0029)	-0,0664*** (0,0028)
Constante	0,6800*** (0,0415)	0,5050*** (0,0337)
Observações	36600	35900
R ²	0,3102	0,3178
Wald	1238,3800 (0,0000)	6144,7200 (0,0000)

Nota: Para a 4ª série estimou-se um modelo de efeitos fixos; para a 8ª série, um modelo de efeitos aleatórios.

Nota: Os desvios-padrão foram obtidos por *bootstrap* com 1000 replicações.

Nota: * $p < 0,1$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$.

Fonte: Elaborado pelos autores com base nos microdados da Prova Brasil e do Censo Escolar/INEP.

De acordo com as estimativas, ser do sexo masculino e ter mãe com ensino superior contribui positivamente para o aumento da eficiência das escolas, apesar do baixo coeficiente das variáveis para os dois níveis de ensino. Isso se deve ao fato da maior presença de alunos do sexo feminino, que apresentam

desempenho superior ao dos homens, e do baixo percentual de mães de alunos com nível superior na amostra, o que reduz a magnitude de tais variáveis. A idade do aluno também está positivamente relacionada a eficiência técnica, dado que o acúmulo de conhecimento evolui naturalmente com a idade, se refletindo em um melhor resultado na Prova Brasil. As estatísticas descritivas já mencionadas comprovam esse ponto, verificando uma maior nota média nas provas de Língua Portuguesa e Matemática para a 8ª série *vis-à-vis* a 4ª série.

Com relação aos alunos que moram com a mãe, o coeficiente não apresenta significância estatística para os alunos da 4ª série; para a 8ª série sua estimativa é negativa. Já para os alunos que iniciaram seus estudos na creche, observa-se um coeficiente negativo para a 4ª série e positivo para a 8ª série. A baixa qualidade da creche pode estar relacionada ao impacto negativo na fase inicial da vida escolar, piorando o desempenho dos alunos nos resultados dos testes padronizados. Por outro lado, esse efeito creche perde força com o passar do tempo, tornando-se positivo para a fase final do ensino fundamental, contribuindo para um maior escore de eficiência técnica.

O índice socioeconômico e de incentivo dos pais são as duas variáveis que apresentaram maior associação no aumento do escore de eficiência técnica. Para o índice socioeconômico, o coeficiente de 0,18 para a 4ª série e 0,23 para a 8ª série evidencia a importância das condições financeiras familiares no suporte à evolução do desempenho educacional dos filhos, mesmo quando estes já são mais velhos. O aparato da família permite aos filhos terem acesso a bens e informação que de outro modo não seria possível, além de poderem se dedicar somente a escola, não necessitando, por exemplo, trabalhar ou realizar outras tarefas que comprometam o rendimento escolar (Soares & Collares 2006). Quanto ao envolvimento dos pais, é observado uma relação muito maior para a 4ª série, dado que são crianças mais novas e conseqüentemente mais dependentes dos pais, além de provavelmente reagirem com maior intensidade aos incentivos recebidos. A literatura recente sobre retornos educacionais já tem evidenciado que o envolvimento dos pais com a vida escolar dos filhos tem um resultado maior quando mais cedo esse investimento é realizado, além de potencializar o desempenho individual dos alunos (Cunha et al. 2010).

Por fim, foram inseridas variáveis *dummy* para os anos em que as escolas foram analisadas, tendo como base o ano de 2007 (primeiro ano da amostra). Os coeficientes negativos para os anos de 2009, 2011 e 2013 corroboram com as evidências anteriores de que a eficiência vem caindo ao longo do tempo, seja por uma piora na qualidade do sistema educacional ou por uma maior utilização de recursos, sem o devido retorno esperado.

5.3 Determinantes da Eficiência Gerencial

As Tabelas 16 e 17 reportam as estimativas dos determinantes dos diferentes níveis de eficiência das escolas. Conforme explanado anteriormente, maior atenção foi dada à análise das variáveis que refletem o grau de autonomia gerencial das escolas na alocação dos seus recursos.

Na 4ª série (Tabela 16), com relação ao processo de escolha do gestor, as escolas menos eficientes obtêm uma redução nos seus escores de eficiência quando o diretor é selecionado pela própria comunidade escolar. À medida que se avança na distribuição de eficiência, o impacto dessa variável é não significativo, ou seja, as escolas que têm autonomia quanto à seleção dos seus

gestores não apresentam diferença significativa de eficiência em comparação com as escolas cujo diretor é indicado por órgão externo.

As estimativas para as demais variáveis seguem essa mesma tendência de comportamento, indicando que a autonomia gerencial das escolas não desempenha papel relevante na determinação da eficiência gerencial da escola. O fato de o conselho escolar se reunir mais de três vezes ao ano reduziu sensivelmente os níveis de eficiência em todos os quantis analisados. A elaboração do projeto pedagógico pela própria escola reduz pontualmente a eficiência das escolas nos menores quantis, não apresentando efeito significativo nos quantis superiores. A seleção dos livros didáticos quando realizada pela própria escola gera um aumento significativo na eficiência das escolas em todos os quantis. Isso se deve, possivelmente, aos efeitos positivos sobre o rendimento escolar dos alunos, uma vez que a comunidade escolar conhece melhor as necessidades de aprendizagem dos alunos e, assim, consegue escolher os livros que melhor atendem a essa demanda.

Tabela 16: Estimativas da relação entre eficiência gerencial e autonomia escolar - 8ª série

Variáveis	$\tau = 0,25$	$\tau = 0,5$	$\tau = 0,75$	$\tau = 0,9$
Diretoria	0,001** (0,000)	0,002** (0,001)	0,001** (0,000)	0,002** (0,001)
Conselho	0,000 (0,001)	0,000 (0,001)	0,001** (0,001)	0,001** (0,001)
Projeto	-0,001 (0,002)	-0,001 (0,002)	0,000 (0,002)	-0,001 (0,003)
Admissão	-0,001** (0,001)	-0,001** (0,001)	-0,001** (0,001)	-0,001** (0,002)
Interferência	-0,001** (0,001)	0,000 (0,001)	0,000 (0,001)	0,000 (0,001)
Livro	0,006** (0,001)	0,006** (0,001)	0,005** (0,001)	0,005** (0,001)
Apoio	-0,002** (0,001)	-0,001** (0,001)	-0,002** (0,001)	-0,002** (0,002)
Homogeneidade idade	0,002** (0,001)	0,002 (0,003)	0,002** (0,001)	0,002** (0,001)
Homogeneidade rendimento	-0,004** (0,000)	-0,005** (0,001)	-0,005** (0,001)	-0,005** (0,002)
Heterogeneidade idade	-0,002** (0,003)	-0,001 (0,003)	-0,002** (0,002)	-0,002** (0,001)
Heterogeneidade rendimento	-0,001** (0,002)	-0,001** (0,003)	-0,001** (0,002)	-0,001** (0,001)
2009	-0,002** (0,001)	-0,001** (0,001)	-0,002** (0,001)	-0,002** (0,001)
2011	-0,001** (0,001)	0,000 (0,001)	-0,001** (0,001)	-0,002** (0,001)
2013	0,002** (0,001)	0,001 (0,002)	0,000 (0,002)	0,000 (0,002)

Nota: Os desvios padrão foram obtidos por *bootstrap* com 1000 replicações.

Nota: * $p < 0,1$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$.

Nota: Os valores de c para os quantis $\tau = 0,25$, $\tau = 0,5$, $\tau = 0,75$ e $\tau = 0,9$ são 0,226, 0,456, 0,725 e 0,881, respectivamente.

Fonte: Elaborado pelos autores com base nos microdados da Prova Brasil e do Censo Escolar/INEP.

A interferência externa na gestão do diretor aumenta a eficiência das escolas que já apresentam baixa eficiência e não é significativa para as escolas com maiores níveis de eficiência. Em suma, é possível inferir que embora as escolas menos eficientes demandem um maior grau de intervenção externa no seu funcionamento, esse fator apresentou uma baixa relevância para uma maior

eficiência escolar.

O apoio da comunidade ao modelo de funcionamento da escola gerou um impacto negativo nas escolas menos eficientes. Quando as decisões do gestor são referendadas pela comunidade, abre-se margem para o fortalecimento das suas atuações, as quais podem reforçar o estado de ineficiência da escola.

Tabela 17: Estimativas da relação entre eficiência gerencial e autonomia escolar - 8ª série

Variáveis	$\tau = 0,25$	$\tau = 0,5$	$\tau = 0,75$	$\tau = 0,9$
Diretoria	0,001** (0,000)	0,002** (0,001)	0,001** (0,000)	0,002** (0,001)
Conselho	0,000 (0,001)	0,000 (0,001)	0,001** (0,001)	0,001** (0,001)
Projeto	-0,001 (0,002)	-0,001 (0,002)	0,000 (0,002)	-0,001 (0,003)
Admissão	-0,001** (0,001)	-0,001** (0,001)	-0,001** (0,001)	-0,001 (0,002)
Interferência	-0,001** (0,001)	0,000 (0,001)	0,000 (0,001)	0,000 (0,001)
Livro	0,006** (0,001)	0,006** (0,001)	0,005** (0,001)	0,005** (0,001)
Apoio	-0,002** (0,001)	-0,001** (0,001)	-0,002** (0,001)	-0,002** (0,002)
Homogeneidade idade	0,002** (0,001)	0,002 (0,003)	0,002** (0,001)	0,002** (0,001)
Homogeneidade rendimento	-0,004** (0,000)	-0,005** (0,001)	-0,005** (0,001)	-0,005** (0,002)
Heterogeneidade idade	-0,002** (0,003)	-0,001 (0,003)	-0,002** (0,002)	-0,002** (0,001)
Heterogeneidade rendimento	-0,001** (0,002)	-0,001** (0,003)	-0,001** (0,002)	-0,001** (0,001)
2009	-0,002** (0,001)	-0,001** (0,001)	-0,002** (0,001)	-0,002** (0,001)
2011	-0,001** (0,001)	0,000 (0,001)	-0,001** (0,001)	-0,002** (0,001)
2013	0,002** (0,001)	0,001 (0,002)	0,000 (0,002)	0,000 (0,002)

Nota: Os desvios padrão foram obtidos por *bootstrap* com 1000 replicações.

Nota: * $p < 0,1$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$.

Nota: Os valores de c para os quantis $\tau = 0,25$, $\tau = 0,5$, $\tau = 0,75$ e $\tau = 0,9$ são 0,226, 0,456, 0,725 e 0,881, respectivamente.

Fonte: Elaborado pelos autores com base nos microdados da Prova Brasil e do Censo Escolar/INEP.

Também foi analisada a relação entre a forma de alocação dos alunos nas turmas e a prática de gestão escolar. Nota-se que as escolas que alocaram seus alunos com base na homogeneidade quanto à idade apresentaram maiores escores de eficiência em todos os quantis da distribuição. Já quanto à heterogeneidade entre as idades, esse efeito se mostrou significativo apenas para os menores quantis de eficiência. Com respeito ao desempenho dos alunos, percebe-se uma possível correlação com o grupo do qual o estudante faz parte, o chamado *peer effect*. Esse resultado é corroborado, em parte, pelo estudo de Lazear (2001), que propôs um modelo teórico para avaliar o efeito do *peer effect* sobre o desempenho dos alunos e demonstrou que a segregação dos alunos por nível de habilidade é a melhor forma de alocar os alunos. Para as escolas com maiores escores de eficiência os dois métodos de alocação dos alunos quanto ao rendimento geram os mesmos efeitos. É interessante observar que nos modelos em que se considera a presença de interações, como a incorporação dos *peer effects* nas funções de produção educacionais, as tomadas de

decisão conduzem a equilíbrios descentralizados subótimos, o que permite a elaboração de políticas públicas (ou mecanismos de coordenação) que gerem ganhos de eficiência. Assim, percebe-se como as regras de alocação dos estudantes entre as turmas podem contribuir para o resultado global da escola em termos de eficiência gerencial.

Na 8ª série (Tabela 17), a autonomia das escolas desempenha um papel ainda menos relevante na determinação da eficiência escolar. A maioria das estimativas foi não significativa entre os quantis, como a atuação do conselho escolar, a autonomia sobre o projeto pedagógico e a interferência externa na administração da escola. O processo de seleção do diretor e a escolha dos livros didáticos feitos diretamente pela escola geraram ganhos de eficiência em todos os quantis. O apoio da comunidade às decisões do gestor mostrou-se negativo ao desempenho das escolas em termos de eficiência. De forma análoga ao que foi argumentado no caso da quarta série, isso pode reforçar decisões do gestor que possam gerar ineficiências na alocação dos recursos, uma vez que este se encontra respaldado pelo apoio da comunidade. Tanto a homogeneidade quanto a heterogeneidade com respeito à idade e ao rendimento na formação das turmas geraram perdas de eficiência em todos os quantis.

As variáveis *dummy* para os anos de 2009, 2011 e 2013 mostram como os escores de eficiência gerencial se comportam em relação ao ano base de 2007. Em 2009, nota-se uma redução dos escores em todos os quantis, na 4ª e na 8ª séries. Em 2013 os escores de eficiência para a 4ª série tiveram uma evolução positiva e significativa, enquanto que na 8ª série não se percebe mudanças significantes na eficiência das escolas.

6 Considerações Finais

Este trabalho teve por objetivo mensurar a eficiência das escolas públicas brasileiras na alocação dos seus recursos e os fatores determinantes do seu grau de eficiência. A partir da técnica não paramétrica *order- α* , calcularam-se os escores de eficiência técnica das escolas e posteriormente foi descontada a influência de variáveis não discricionárias, isto é, aquelas não diretamente relacionadas à escola, tal como o *background* familiar. Com isso tem-se a medida de eficiência ajustada, levando em consideração influência de variáveis escolares sobre as medidas de eficiência robustas. Dado que as variáveis não afetam de forma semelhante a gestão de cada escola, a metodologia empregada tem a vantagem de levar em conta a heterogeneidade não observada entre as escolas.

Depois de encontrado os escores de eficiência ajustados, foi utilizado um modelo de dados em painel em um contexto de regressão quantílica, para avaliar qual a influência das características das escolas sobre os diversos níveis de eficiência da gestão escolar. A relevância do presente estudo surge com o fato de que apesar do crescimento dos recursos e de reformas na organização e gestão nas últimas décadas, as deficiências do sistema educacional brasileiro ainda persistem, sobretudo no tocante à qualidade da educação. Para cumprir o objetivo proposto utilizaram-se os microdados da Prova Brasil para os anos de 2007, 2009, 2011 e 2013, sendo a escola a unidade básica de análise.

Observou-se que houve poucas melhorias nos resultado dos testes padronizados e piora nas taxas de aprovação. Ao mesmo tempo verificou-se uma piora do conjunto de recursos disponíveis às escolas. Essa combinação resultou em uma deterioração das práticas de gestão dos administradores locais, ou

seja, o balanceamento ótimo entre os recursos escolares e os produtos a serem maximizados não foi o principal objetivo dos diretores.

Com relação às variáveis não discricionárias, os resultados corroboram as evidências presentes na literatura sobre a importância do *background* familiar e das condições socioeconômicas para o desempenho escolar dos alunos. Um aluno cujos pais possuem alta escolaridade e estimulam as suas habilidades cognitivas, tende a ter maiores resultados nas proficiências, que, por sua vez, impactam positivamente nos níveis de eficiência escolar.

No tocante aos determinantes da eficiência gerencial, os resultados da estimação quantílica evidenciaram que a autonomia gerencial das escolas se mostra pouco relevante para a determinação do grau de eficiência. Esse resultado surge como contraponto à tese sustentada pelo relatório da OCDE na qual escolas com maior autonomia na alocação dos seus recursos tendem a elevar o desempenho educacional dos estudantes.

Diante do que foi exposto pelo presente artigo, é notória a necessidade de políticas públicas que visem melhorar a gestão escolar, dado o descompasso entre os recursos disponíveis e o desempenho educacional. Portanto, mais do que mensurar os níveis de eficiência, este estudo buscou compreender quais os fatores que determinam o desempenho das escolas nesse critério, de forma a contribuir para a formulação de políticas mais específicas para o setor educacional.

Referências Bibliográficas

- Afonso, A. & Aubyn, M. S. (2005), 'Non-parametric approaches to education and health efficiency in OECD countries', *Journal of Applied Economics* 8(2), 227–246.
- Afonso, A. & Aubyn, M. S. (2006), 'Cross-country efficiency of secondary education provision: a semi-parametric analysis with non-discretionary inputs', *Economic Modelling* 23(3), 476–491.
- Afonso, A. & Fernandes, S. (2008), 'Assessing and explaining the relative efficiency of local government', *The Journal of Socio-Economics* 37(5), 1946–1979.
- Afonso, A., Schuknecht, L. & Tanzi, V. (2010), 'Public sector efficiency: evidence for new EU member states and emerging markets', *Applied Economics* 42(17), 2147–2164.
- Aigner, D. J. & Chu, S.-F. (1968), 'On estimating the industry production function', *American Economic Review* 58(4), 826–839.
- Aigner, D., Lovell, C. K. & Schmidt, P. (1977), 'Formulation and estimation of stochastic frontier production function models', *Journal of Econometrics* 6(1), 21–37.
- Almeida, A. & Gasparini, C. (2011), 'Gastos públicos municipais e educação fundamental na Paraíba: uma avaliação usando DEA', *Revista Econômica do Nordeste* 42(3).
- Aragon, Y., Daouia, A. & Thomas-Agnan, C. (2005), 'Nonparametric frontier estimation: a conditional quantile-based approach', *Econometric Theory* 21(02), 358–389.

- Banco Mundial (2001), 'Brazil early child development: a focus on the impact of preschools', Relatório n. 22851 - BR.
- Banker, R. D. & Natarajan, R. (2008), 'Evaluating contextual variables affecting productivity using data envelopment analysis', *Operations Research* 56(1), 48–58.
- Barros, R. P. d., Carvalho, M. d., Franco, S., Mendonça, R. & Rosalém, A. (2011), 'Uma avaliação do impacto da qualidade da creche no desenvolvimento infantil', *Pesquisa e Planejamento Econômico* 41(2), 213–232.
- Carvalho, L. D. B. d. & Sousa, M. d. C. S. d. (2014), 'Eficiência das escolas públicas urbanas das regiões Nordeste e Sudeste do Brasil: uma abordagem em três estágios', *Estudos Econômicos (São Paulo)* 44(4), 649–684.
- Castano, M. C. N. & Cabanda, E. C. (2007), 'Performance evaluation of the efficiency of Philippine Private Higher Educational Institutions: application of frontier approaches', *International Transactions in Operational Research* 14(5), 431–444.
- Castro, C. d. M. & Fletcher, P. (1986), 'A escola que os brasileiros freqüentaram em 1985', IPEA/IPLAN.
- Cazals, C., Florens, J.-P. & Simar, L. (2002), 'Nonparametric frontier estimation: a robust approach', *Journal of Econometrics* 106(1), 1–25.
- Charnes, A., Cooper, W. W. & Rhodes, E. (1978), 'Measuring the efficiency of decision making units', *European Journal of Operational Research* 2(6), 429–444.
- Cherchye, L., De Witte, K., Ooghe, E. & Nicaise, I. (2010), 'Efficiency and equity in private and public education: a nonparametric comparison', *European Journal of Operational Research* 202(2), 563–573.
- Chernozhukov, V. & Hong, H. (2011), 'Three-step censored quantile regression and extramarital affairs', *Journal of the American Statistical Association* 97(459), 872–882.
- Clements, B. (2002), 'How efficient is education spending in Europe?', *European Review of Economics and Finance* 1(1), 3–26.
- Coleman, J. S., Campbell, E. Q., Hobson, C. J., McPartland, J., Mood, A. M., Weinfeld, F. D. & York, R. (1966), Equality of educational opportunity, in R. Arum, I. Beattie & K. Ford, eds, 'The Structure of Schooling: Readings in the Sociology of Education', Vol. 1, Pine Forge Press.
- Cunha, F., Heckman, J. J. & Schennach, S. M. (2010), 'Estimating the technology of cognitive and noncognitive skill formation', *Econometrica* 78(3), 883–931.
- Daouia, A. & Ruiz-Gazen, A. (2006), 'Robust nonparametric frontier estimators: qualitative robustness and influence function', *Statistica Sinica* 16(4), 1233–1253.

- Daraio, C. & Simar, L. (2007), *Advanced Robust and Nonparametric Methods in Efficiency Analysis: Methodology and Applications*, Vol. 4, 1 edn, Springer US, New York.
- Delgado, V. M. S. & Machado, A. F. (2007), 'Eficiência das escolas públicas estaduais de Minas Gerais', *Pesquisa e Planejamento Econômico* 37(3), 427–464.
- Deprins, D., Simar, L. & Tulkens, H. (1984), Measuring labor-efficiency in post offices, in M. Marchand, P. Pestieau & H. Tulkens, eds, 'The Performance of Public Enterprises: Concepts and Measurement', North-Rolland.
- Farenzena, N. (2005), *Custos e Condições de Qualidade da Educação em Escolas Públicas: Aportes de Estudos Regionais*, 1 edn, INEP, Ministério da Educação, Brasília.
- Faria, F. P., Jannuzzi, P. d. M. & Silva, S. d. (2008), 'Eficiência dos gastos municipais em saúde e educação: uma investigação através da análise envoltória no estado do Rio de Janeiro', *Revista de Administração Pública* 42(1), 155–177.
- Fried, H. O., Lovell, C. K., Schmidt, S. S. & Yaisawarnng, S. (2002), 'Accounting for environmental effects and statistical noise in data envelopment analysis', *Journal of Productivity Analysis* 17(1-2), 157–174.
- Gonçalves, F. d. O. & França, M. T. A. (2013), 'Eficiência na provisão de educação pública municipal: uma análise em três estágios dos municípios brasileiros', *Estudos Econômicos* 43(2), 271–299.
- Gramani, M. C. N. & Duarte, A. L. d. C. M. (2011), 'O impacto do desempenho das instituições de educação básica na qualidade do ensino superior', *Revista Ensaio: Avaliação e Políticas Públicas em Educação* 19(72), 679–702.
- Greene, W. H. (1993), The econometric approach to efficiency analysis, in H. Fried, C. A. K. Lovell & P. Schmidt, eds, 'The Measurement of Productive Efficiency and Productivity Growth', Oxford University Press New York.
- Gupta, S. & Verhoeven, M. (2001), 'The efficiency of government expenditure: experiences from Africa', *Journal of Policy Modeling* 23(4), 433–467.
- Hanushek, E. A. (1986), 'The economics of schooling: production and efficiency in public schools', *Journal of Economic Literature* 24(3), 1141–1177.
- Hanushek, E. A. & Luque, J. A. (2003), 'Efficiency and equity in schools around the world', *Economics of Education Review* 22(5), 481–502.
- Hanushek, E. A. & Woessmann, L. (2008), 'The role of cognitive skills in economic development', *Journal of Economic Literature* 46(3), 607–668.
- Hattie, J. (2009), *Visible learning: a synthesis of over 800 meta-analyses relating to achievement*, 1 edn, Routledge, New York.
- Lazear, E. P. (2001), 'Education production', *Quarterly Journal of Economics* 96(3), 777–802.
- Leon, F. L. L. d. & Menezes-Filho, N. A. (2002), 'Reprovação, avanço e evasão escolar no Brasil', *Pesquisa e Planejamento Econômico* 32(32).

- Machado, D. C., Gonzaga, G. & Firpo, S. P. (2013), 'A relação entre proficiência e dispersão de idade na sala de aula: a influência do nível de qualificação do professor', *Pesquisa e Planejamento Econômico* 43(3), 419–445.
- Machado Junior, S. P., Irffi, G. I. & Benegas, M. B. B. (2011), 'Análise da eficiência técnica dos gastos com educação, saúde e assistência social dos municípios cearenses', *Planejamento e Políticas Públicas* 36, 87–113.
- Marinho, A. & Façanha, L. O. (1999), 'Instituições federais de ensino superior: modelos de financiamento e o incentivo à eficiência', *Revista Brasileira de Economia* 53(3), 357–386.
- Marinho, A., Resende, M. & Façanha, L. (1997), 'Brazilian federal universities: relative efficiency evaluation and data envelopment analysis', *Revista Brasileira de Economia* 51(4), 489–508.
- Niitsuma, H. & Okada, T. (2005), Covariance and PCA for categorical variables, in T. B. Ho, D. Cheung & H. Liu, eds, 'Advances in Knowledge Discovery and Data Mining', Springer.
- OCDE (2011), 'School autonomy and accountability: are they related to student performance?', PISA in Focus.
- Oliveira, V. R. d., Silva, A. C. A. d. & de Farias Souza, W. P. S. (2015), 'Reexaminando o papel do *background* familiar: uma abordagem não-paramétrica', Anais do XVIII Encontro de Economia da Região Sul ANPEC Sul.
- Ordine, P., Rose, G. & Sposato, D. (2015), 'Early enrollees and peer age effect: first evidence from INVALSI data', *Journal of Education and Training Studies* 3(2), 70–82.
- Ruggiero, J. (1998), 'Non-discretionary inputs in data envelopment analysis', *European Journal of Operational Research* 111(3), 461–469.
- Soares, J. F. & Collares, A. C. M. (2006), 'Recursos familiares e o desempenho cognitivo dos alunos do ensino básico brasileiro', *Dados - Revista de Ciências Sociais* 49(3), 615–650.
- Soares, S., Razo, R. & Fariñas, M. (2006), Perfil estatístico da educação rural: origem socioeconômica desfavorecida, insumos escolares deficientes e resultados inaceitáveis, in A. M. Bof, ed., 'A Educação no Brasil Rural', INEP.
- Sousa, M. d. C. S. d. & Ramos, F. S. (1999), 'Eficiência técnica e retornos de escala na produção de serviços públicos municipais: o caso do Nordeste e do Sudeste brasileiros', *Revista Brasileira de Economia* 53(4), 433–461.
- Thieme, C., Prior, D. & Tortosa-Ausina, E. (2013), 'A multilevel decomposition of school performance using robust nonparametric frontier techniques', *Economics of Education Review* 32(4), 104–121.
- Zoghbi, A. C., Mattos, E. M., Rocha, F. R. R. & Arvate, P. A. (2011), 'Uma análise da eficiência nos gastos em educação fundamental para os municípios paulistas', *Planejamento e Políticas Públicas* 1(36), 9–61.

Apêndice A Algoritmo para o Cômputo da Eficiência

Daraio & Simar (2007) fornecem os passos para obter o estimador proposto na Equação (7):

1. Seja $\mathcal{M}_y = \sum_{i=1}^N \mathbf{I}(Y_i \geq y)$, em que \mathbf{I} é uma função indicadora.
2. Defina $\mathcal{X}_i = \max_{k=1, \dots, K} \frac{x_i^k}{x^k}$, $i = 1, \dots, N$.
3. Para $j = 1, \dots, \mathcal{M}_y$ denote por $\mathcal{X}_{(j)}^y$ a estatística de ordem j das observações \mathcal{X}_i tal que $Y_i \geq y : \mathcal{X}_{(1)}^j \leq \mathcal{X}_{(2)}^j \leq \dots \leq \mathcal{X}_{(\mathcal{M}_y)}^j$.
4. A partir do passo 3 segue que a medida de eficiência é definida como:

$$\widehat{\gamma}_{\alpha, i}^{OA} = \begin{cases} \mathcal{X}_{((1-\alpha)\mathcal{M}_y)}, & \text{se } (1-\alpha)\mathcal{M}_y \in \mathbb{N} \\ \mathcal{X}_{[(1-\alpha)\mathcal{M}_y]+1)}, & \text{caso contrário} \end{cases} \quad (13)$$

em que \mathbb{N} é o conjunto dos números inteiros não negativos.

5. Repita o passo 4 R vezes para obter $A = \left\{ \left(\widehat{\gamma}_{\alpha, i}^{OA*}, \widehat{\sigma}_\gamma^* \right) \right\}_{r=1}^R$.

Para estimar o índice de eficiência como proposto em (7) é necessário escolher o α ótimo e, assim, reduzir o viés da medida de eficiência. Para detectar descontinuidades na amostra e determinar o valor ótimo de α sugere-se o seguinte algoritmo adaptado de Daouia & Ruiz-Gazen (2006) e Daraio & Simar (2007):

1. Compute para cada ponto (X_i, Y_i) , $i = 1, \dots, N$, seu nível de eficiência orientado para os insumos em relação ao conjunto de referência. Denote por $\widehat{\gamma}_{\alpha, i}^{(i)}$ o escore de eficiência desse ponto e o correspondente conjunto de referência $\mathcal{X}^{(i)}$.
2. Calcule $\widehat{\gamma}_{\alpha, i}^{(i)}$, $i = 1, \dots, N$, para um conjunto razoável de valores de α .
3. Compute também o número de pontos usados para estimar a seguinte função de distribuição condicional empírica:

$$\widehat{F}_{Y|X, i}(\gamma y | x) = \frac{\sum_{i|Y_i \geq y} \mathbf{I}(\mathcal{X} \leq \gamma)}{\mathcal{M}_y} = \frac{\sum_{j=1}^{\mathcal{M}_y} \mathbf{I}(\mathcal{X}_{(j)}^y \leq \gamma)}{\mathcal{M}_y} \quad (14)$$

$$\# \text{pto} = \begin{cases} 0, & \text{se } \gamma < \mathcal{X}_{(1)}^y \\ \frac{j}{\mathcal{M}_y}, & \text{se } \mathcal{X}_{(j)}^y \leq \gamma < \mathcal{X}_{(j+1)}^y \\ 1, & \text{se } \gamma \geq \mathcal{X}_{(\mathcal{M}_y)}^y \end{cases} \quad (15)$$

isto é, o número de pontos no conjunto $\mathcal{X}^{(i)}$ com $y \geq Y_i$. Denote esse número como $N_{\text{input}}(X_i, Y_i)$. Se $N_{\text{input}}(X_i, Y_i)$ é menor ou igual a zero o ponto correspondente (X_i, Y_i) está sobre a fronteira dos valores amostrais de \mathcal{X} . Portanto, $N_{\text{input}}(X_i, Y_i)$ indica o quanto o ponto (X_i, Y_i) está próximo da fronteira de produção.

UMA ANÁLISE DO PAPEL DAS ESCOLAS E DAS REDES DE ENSINO SOBRE AS DESIGUALDADES DE OPORTUNIDADES EDUCACIONAIS

PRISCILLA ALBUQUERQUE TAVARES *

RAFAEL CAMELO †

LUAN PIRES PACIÊNCIA ‡

Resumo

Este artigo contribui para a literatura de desigualdades de oportunidades educacionais ao separar os determinantes do aprendizado entre circunstâncias e esforços, com foco na capacidade de atuação dos gestores das redes e das escolas. Os resultados mostram que entre 10% e 15% da desigualdade de notas estão sob controle dos órgãos centrais, mas fogem ao controle dos diretores escolares. A metodologia também permite estimar em que medida as circunstâncias afetam a desigualdade de notas via interação com os esforços dos gestores. Os resultados mostram que entre 10% e 23% da desigualdade atribuída ao perfil dos alunos pode ser influenciada por políticas educacionais. Esses resultados sugerem que os esforços dos gestores podem amenizar os efeitos das circunstâncias sobre a desigualdade.

Palavras-chave: Desigualdade educacional; Igualdade de oportunidades; Efeito-escola.

Abstract

This article contributes to the literature on inequalities of educational opportunities by separating the determinants in circumstances and efforts, focusing on the ability of managers and schools to act. The results show that between 10% and 15% of grade inequality can be influenced by educational central administration, but not by school principals. The methodology also allows us to estimate to what extent circumstances affect inequality through its interaction with managers' efforts. The results show that between 10% and 23% of inequality can be influenced by educational policies. These results suggest that managers may attenuate the effects of circumstances on an inequality.

Keywords: Educational inequality; Equality of opportunity; School effect.

JEL classification: I21, I28

DOI: <http://dx.doi.org/10.11606/1980-5330/ea154846>

* Escola de Economia de São Paulo (FGV). E-mail: priscilla.tavares@fgv.br.

† Plano CDE. E-mail: rafael.camelo@gmail.com.

‡ Fundação Itaú Social. E-mail: luan.paciencia@gmail.com.

1 Introdução

A pesquisa sobre a qualidade da educação em países desenvolvidos e em desenvolvimento tem há muito tempo se debruçado sobre os fatores que influenciam o desempenho cognitivo dos estudantes, medido por testes de proficiência padronizados. A maioria dos estudos considera a abordagem da função de produção educacional, segundo a qual o desempenho escolar está relacionado a características dos alunos e de sua família, aos insumos escolares e aos fatores que envolvem o entorno e a comunidade escolar. Há consenso na literatura sobre a importância que o *background* familiar dos estudantes exerce sobre o aprendizado. Já em relação aos fatores ligados às escolas, os resultados não são inequívocos.

O impacto do aumento dos gastos em educação sobre resultados escolares de curto (frequência e desempenho) ou longo prazo (anos de estudos, ingresso no ensino superior, empregabilidade e salários) é vastamente investigado na literatura empírica e os resultados são bastante variados. Por um lado, não há muitas evidências de efeitos significativos dos insumos físicos, da infraestrutura e dos recursos pedagógicos sobre resultados escolares. O resultado desses trabalhos reduziu a importância relativa dos insumos escolares, em comparação ao papel que o perfil da família exerce sobre o aprendizado, colocando um olhar pessimista para a definição das políticas públicas em educação (Hanushek 1986, Betts 1996, Heckman et al. 1996, Barros et al. 2001, Albernaz et al. 2002, Hanushek & Luque 2003, Brooke & Soares 2011)

Parte dessas conclusões advém da dificuldade que a literatura tem em medir adequadamente certos construtos. O maior exemplo refere-se à qualidade do professor. Medidas tradicionais, como a qualificação acadêmica, apresentam pouca associação com o aprendizado dos estudantes, tornando difícil a identificação de quais características definem um bom professor. As medidas provavelmente mais importantes (como dedicação, esforço, paciência, didática) são, em geral, não observáveis. Estratégias empíricas dedicadas a identificar o impacto dessas características sobre o aprendizado levam à conclusão de que o insumo escolar mais importante é o professor (Aaronson et al. 2007, Rivkin et al. 2005, Rockoff 2004, Buddin & Zamarro 2009). Da mesma maneira, outro conjunto de estudos encontra efeitos significantes e positivos, embora de magnitude reduzida em alguns casos, do aumento geral dos gastos por aluno ou da introdução de políticas específicas, como a redução do tamanho das turmas, a mudança da jornada escolar e políticas de melhoria na qualificação dos professores (Glewee et al. 2011, Gibbons & McNally 2013). Esses resultados, que são mais frequentemente verificados nos estudos para países em desenvolvimento e cujos efeitos tendem a ser maiores sobre os estudantes em desvantagens socioeconômicas e educacionais, devolvem a relevância do papel da escola sobre a melhoria da qualidade da educação.

Há outra linha de investigação que se debruça sobre a estimação do chamado efeito-escola. Nesse caso, os resultados também concluem pela influência positiva do conjunto de atributos escolares sobre o aprendizado dos estudantes. Isso porque se encontram resultados positivos sobre a redução da desigualdade educacional diante de um aumento geral da qualidade das escolas para um patamar de excelência (Felicio & Fernandes 2005). Além disso, também é possível identificar grupos de escolas que conseguem elevar o desempenho dos alunos para além do esperado para suas condições socioeconômicas (Lee 2010, Alves 2008, Andrade & Soares 2008).

Do ponto de vista conceitual, a maioria dos estudos separa os fatores que impactam a proficiência entre atributos extra e intraescolares. Dentre os, fatores extraescolares, estão o perfil dos alunos e seu *background* familiar, bem como o contexto social no qual a escola está inserida, caracterizado por sua localização, condições socioeconômicas do bairro, indicadores de violência do entorno etc. Já os fatores intraescolares referem-se a todos os seus recursos financeiros, físicos e pedagógicos, infraestrutura, perfil do corpo docente e dos gestores, além de processos administrativos e pedagógicos que determinam seu funcionamento. Em geral, considera-se que os fatores extraescolares são dados para as escolas, enquanto que os fatores intraescolares “podem ser mudados por sua ação interna” (Soares 2007).

Essa separação entre fatores extra e intraescolares coloca um olhar estante sobre as possibilidades de atuação dos gestores, que pode não refletir completamente a realidade das escolas públicas. Por um lado, há alguns fatores intraescolares que os gestores não conseguem influenciar. O exemplo mais emblemático para escolas públicas é que, em geral, os diretores não possuem autonomia para a contratação e demissão de professores e não decidem sobre políticas de avaliação e remuneração dos docentes. Assim, se esses fatores intraescolares não são passíveis de mudanças, o potencial de atuação das escolas seria ainda menor.

Por outro lado, o perfil determinista dos fatores extraescolares pode ser minorado, se parte dos seus efeitos sobre o aprendizado ocorrer de forma indireta, por meio de sua interação com os fatores intraescolares. Por exemplo, um canal indireto de atuação da escolaridade dos pais sobre o desempenho pode se dar via sua participação na vida escolar dos filhos e da formação de atitudes favoráveis ao trabalho da escola. As escolas podem ‘se esforçar’ para desenvolver um bom relacionamento com os pais, incentivando sua inserção nas atividades escolares e fornecendo-lhes informações sobre o desempenho dos filhos.

Em resumo, nem todos os fatores intraescolares estão ao alcance da atuação direta dos gestores que atuam diretamente nas escolas. Além disso, embora os fatores extraescolares não possam ser diretamente alterados pelos diretores, é possível identificar intervenções que atuem sobre as interações existentes entre os fatores extra e intraescolares e que possam potencializar (ou reduzir) os efeitos benéficos (deletérios) que os primeiros exercem sobre o aprendizado.

Há outro aspecto importante a ser considerado. A tomada de decisões sobre a alocação de recursos e a implantação de políticas educacionais que afetam as escolas públicas ocorre em, pelo menos, dois níveis: a escola e a rede de ensino à qual ela pertence. Assim, embora muitas decisões escapem do controle dos diretores das escolas, devido à baixa autonomia que possuem, parte delas está ao alcance da atuação dos gestores de níveis hierárquicos mais elevados (p.e., o secretário da educação). Apesar disso, a literatura não faz distinção entre o impacto potencial das redes de ensino e das próprias escolas sobre a redução das desigualdades educacionais.

Diante desses argumentos, nós optamos por adotar a abordagem da desigualdade de oportunidades de Roemer (1998), como forma alternativa para o estudo dos fatores que impactam as diferenças de desempenho entre as escolas e que vai além da separação dos determinantes do aprendizado em fatores extra e intraescolares.

O conceito de desigualdade de oportunidades sugere que os determinantes

de um resultado individual (como a renda, por exemplo) podem ser separados em circunstâncias e esforços. As circunstâncias são os fatores *exógenos* que influenciam o resultado, mas não podem ser alterados pelo indivíduo. Os esforços, por sua vez, são os determinantes do resultado que podem ser afetados pela escolha individual¹.

Nós aplicamos essa abordagem para estudar os fatores associados à desigualdade de notas do ensino fundamental (5º e 9º ano) nas escolas públicas brasileiras. A partir de um modelo conceitual e dos dados da Prova Brasil e do Censo Escolar 2011, construímos medidas dos esforços e das circunstâncias que se associam ao desempenho escolar. Ou seja, observamos fatores associados ao aprendizado sobre os quais as redes de ensino e/ou as escolas podem exercer influência, bem como aqueles que estão fora de seu controle.

A estratégia empírica adotada nos permite quantificar o grau da desigualdade de oportunidades associada às notas no ensino fundamental². Esta é calculada a partir da diferença entre medidas de desigualdades de notas das distribuições observada e contrafactual (caso as circunstâncias fossem equalizadas). Ela ainda considera que parte dos determinantes do desempenho (os esforços) são *endógenos*, no sentido de também serem influenciados pelas circunstâncias.

Dessa forma, nossa estratégia apresenta duas vantagens em relação às demais abordagens de mensuração do efeito-escola. A primeira diz respeito à própria interpretação desse efeito. O efeito-escola tradicional corresponde ao efeito total dos atributos escolares sobre o aprendizado, sem distinção entre circunstâncias e esforços, enquanto nós fazemos essa separação. Também apresentamos estimativas para a diferença entre o efeito-escola e o efeito-rede. Isso permite distinguir entre o impacto potencial que cada gestor dos sistemas de ensino exerce.

Além disso, obtemos os efeitos direto e indireto das circunstâncias sobre o desempenho escolar. Os efeitos indiretos dizem respeito à influência que as circunstâncias exercem sobre a desigualdade de notas por meio da sua interação com as decisões tomadas pelas redes de ensino e pelas escolas. Assim, identificamos em que medida as políticas disponíveis aos gestores educacionais podem potencializar ou amenizar os impactos das circunstâncias sobre o aprendizado.

Utilizamos essa abordagem para estudar a desigualdade de notas no ensino fundamental entre as escolas públicas urbanas brasileiras. Os resultados sugerem que o efeito-escola é de cerca de 40%-45% e o efeito-rede é da ordem de 50%-60%. Com isso, mostramos que entre 10% e 15% da desigualdade de notas está sob controle de políticas educacionais estabelecidas pelos órgãos centrais, mas fogem ao controle direto dos diretores das escolas.

A estratégia empírica também permite distinguir entre os efeitos direto e indireto da desigualdade de oportunidades. Os esforços são considerados *endógenos* e, portanto, são afetados pelas circunstâncias. Os resultados mostram que entre 10% e 23% das desigualdades de notas devidas ao perfil dos alunos podem ser influenciados por políticas educacionais. Além disso, as estima-

¹Se considerarmos o salário como o resultado individual de interesse, o gênero, a cor/raça e o *background* familiar poderiam ser considerados circunstâncias. As decisões do indivíduo quanto ao seu próprio nível de escolaridade, posição no mercado de trabalho, migração etc. seriam medidas de esforço.

²O modelo conceitual adotado é o do Soares (2007) e a estratégia empírica é semelhante à proposta por Bourguignon et al. (2007). Ambos serão detalhados nas próximas seções.

tivas dos efeitos indiretos mostram que a redução da desigualdade de notas por meio da equalização dos recursos físicos ou da qualidade dos professores exige a implantação de políticas educacionais complementares.

Este artigo está dividido em mais quatro seções, além desta introdução. A Seção 2 apresenta o modelo educacional conceitual no qual nos baseamos para distinguir entre circunstâncias e esforços, além da metodologia de decomposição dos índices de desigualdade e da estratégia empírica. A Seção 3 descreve os dados utilizados e as estatísticas descritivas. A Seção 4 discute os resultados encontrados e, finalmente, a Seção 5 conclui.

2 Modelo Conceitual, Decomposição e Estratégia Empírica

Neste artigo, estamos interessados em medir a parcela das desigualdades de notas devida às desigualdades de oportunidades. Roemer (1998) associa oportunidades ao impacto dos fatores sobre os quais os indivíduos não têm controle - as circunstâncias. Nesta seção, apresentamos o modelo conceitual usado para identificar as variáveis de circunstância e de esforço, bem como a abordagem adotada na estimação e na decomposição dos índices de desigualdade de notas.

A adoção de um modelo conceitual que sintetiza os diferentes fatores que impactam o aprendizado torna menos arbitrária a definição de quais desses atributos são circunstâncias e quais deles podem ser influenciados por ações dos gestores escolares ou das redes de ensino e, portanto, se caracterizam como esforços. Nós nos baseamos no modelo proposto por Soares (2007)³. O autor inicialmente distingue entre as influências externas, que “fogem completamente ao controle interno da escola”, e suas características estruturais ou fatores passíveis de mudança pela atuação dos gestores. A descrição do autor para os constructos de cada grupo é feita a seguir. Consideraremos o primeiro grupo de fatores como as circunstâncias e o segundo grupo como os esforços que as escolas ou redes de ensino podem realizar.

Dentre as circunstâncias, a primeira refere-se ao conjunto de **leis e normas** às quais a escola está submetida. Em geral, essas normas são específicas à rede de ensino à qual a escola pertence. O mesmo acontece com montante de **recursos financeiros**, que também se coloca como uma limitação para as escolas públicas. Dentro de uma rede de ensino, em geral há regras rígidas que determinam o volume de recursos que será alocado a cada escola.

O **tamanho da escola**, expresso pelo número de alunos atendidos, está diretamente relacionado à complexidade da gestão escolar, assim como a **diversidade de etapas de ensino oferecidas**: é razoável supor que é mais fácil administrar uma escola pequena que oferece apenas o ensino fundamental, por exemplo.

A **localização da escola**, por sua vez, determina o grau de relacionamento da escola com instâncias administrativas superiores (Secretaria da Educação). Além disso, a localidade também se relaciona com o **entorno escolar** e, portanto, com as condições de segurança física e patrimonial das pessoas que frequentam a escola e com as influências externas que recaem sobre os alu-

³O modelo desenvolvido por Soares (2007) é baseado em outros modelos similares (Coleman 1966, Lee et al. 1993, Scheerens & Bosker 1997, Cohen et al. 2002) e apresenta uma discussão dos efeitos de cada constructo teórico com ênfase ao caso de escolas públicas, baseada em extensa revisão da literatura nas áreas de Educação, Pedagogia e Economia.

nos (disponibilidade e consumo de drogas lícitas ou ilícitas). O entorno também afeta as condições materiais às quais a escola está submetida (depredação, furto, roubo).

Os perfis dos gestores, do corpo docente e dos alunos atendidos também se colocam como circunstâncias. Nas escolas públicas, raramente os diretores são escolhidos em processos que envolvam professores e pais e sim por indicação de instâncias superiores ou por concursos. Além disso, os gestores selecionados não possuem autonomia para definir regras de contratação, demissão, avaliação e remuneração dos professores. Estas são dadas pelas redes de ensino.

Entretanto, a **formação acadêmica** e a **experiência dos diretores** dizem respeito à sua competência administrativa e ao seu conhecimento das estratégias pedagógicas, características importantes para legitimar seu papel de liderança. Do mesmo modo, **formação acadêmica** e a **experiência dos docentes** impactam seu conhecimento específico nas suas áreas de atuação (disciplinas lecionadas) e sobre as tecnologias de ensino mais efetivas. Os gestores também têm dificuldades em elevar o **tempo de dedicação** do professor na escola, já que muitas vezes a composição da jornada de trabalho do professor exige que este leccione em várias escolas e as regras de alocação dos docentes favorecem a elevada rotatividade.

Por fim, e talvez mais importante, está o **nível socioeconômico dos estudantes**. As condições materiais das famílias e o nível educacional dos pais afetam o consumo de bens culturais, a valorização e o incentivo que os pais dão aos estudos, bem como o tempo que dedicam a acompanhar a vida escolar dos filhos e a qualidade dessa interação. A **composição do corpo discente** (quanto à idade, gênero, cor/raça), por sua vez, afeta as inter-relações entre os estudantes e, portanto, seu comportamento disciplinar e atitudes frente aos estudos criando ambientes mais ou menos propícios ao aprendizado (efeito dos pares).

Muitos outros fatores colocam-se como esforços dos gestores das escolas ou das redes de ensino. Podemos separá-los em duas grandes dimensões que se relacionam. A primeira delas refere-se aos recursos utilizados na escola. A disponibilidade e condições de uso dos **equipamentos** para uso administrativo e dos **espaços e recursos didático-pedagógicos** (biblioteca, computadores e internet para uso dos alunos, laboratórios, livros, materiais paradidáticos etc.) é de responsabilidade da escola. Em relação aos recursos didático-pedagógicos, as práticas da escola quanto ao acesso dos alunos a esses recursos e à sua utilização por parte dos professores são ainda mais importantes do que apenas sua existência. Dentre esses recursos, destaca-se o **livro didático**. A manutenção, conservação e limpeza das **dependências do prédio escolar** e o **ambiente físico das salas de aula** também fazem parte dessa dimensão.

A segunda dimensão do esforço refere-se à gestão escolar. A boa administração de uma escola exige, em primeiro lugar, que o **planejamento escolar** esteja centrado no processo de ensino-aprendizagem e que se estabeleçam objetivos bem definidos, conhecido por todos. Para isso, é importante que a **liderança do diretor** atue no sentido de valorizar a **opinião dos professores** na tomada de decisões e de facilitar a **coesão do corpo docente** de forma a favorecer a troca de experiências e ajuda mútua entre eles. Também é fundamental monitorar os **resultados educacionais**, compartilhá-los com o corpo docente e estabelecer ações com base nas **expectativas de sucesso escolar** dos estudantes. Nesse sentido, a **participação dos pais** nas atividades escolares ou

até nas decisões tomadas pela escola pode criar atitudes das famílias frente à escola que sejam favoráveis ao aprendizado.

A **gestão pedagógica** define as diretrizes a serem adotadas na escola, que passa pelo conhecimento comum e garantia do cumprimento do currículo e pela corrente pedagógica adotada (baseada, por exemplo, em métodos tradicionais ou estratégias alternativas de ensino-aprendizagem). Outras escolhas da gestão pedagógica referem-se ao **tamanho das classes** e à **alocação dos alunos nas turmas**. Sabe-se que as classes maiores e a formação de turmas homogêneas (quanto aos resultados acadêmicos) exercem efeitos deletérios sobre o aprendizado, principalmente entre alunos com menor nível socioeconômico.

Por fim, é fundamental gerenciar o **uso do tempo escolar**, de forma a garantir o maior tempo de exposição dos alunos ao conteúdo. Para isso, é preciso administrar a falta dos professores e dos alunos e minimizar os problemas disciplinares que consomem o tempo das aulas.

Além disso, a gestão escolar influencia o chamado **clima escolar**, que se expressa pelas relações interpessoais entre alunos, professores e funcionários. A qualidade da **interação aluno-professor** é especialmente importante, uma vez que as atitudes de acolhimento e incentivo dos professores e o respeito mútuo entre professores e alunos afetam a capacidade dos docentes em gerir a sala de aula e, portanto, de produzir um ambiente adequado ao aprendizado.

Esse modelo conceitual revisa os diversos fatores que exercem influência sobre o aprendizado, com foco na realidade das escolas públicas. Embora os constructos possuam relações entre si, essa forma de apresentação dos determinantes do desempenho escolar traz objetividade na separação entre esforços e circunstâncias, ao pontuar o que está e o que não está ao alcance da atuação ou influência dos gestores que administram diretamente as escolas.

Entretanto, é importante ressaltar que muitas das circunstâncias postas para as escolas podem ser dimensões de atuação dos gestores das redes de ensino. Por exemplo, embora os diretores não tenham autonomia para escolher os professores, o perfil dos docentes e sua dedicação na escola são influenciados pelas exigências para a admissão nos concursos, nas práticas de formação continuada oferecidas e pelas regras de alocação dos professores entre as diferentes escolas, todos fatores sob controle das secretarias de educação. A definição das dimensões que se colocam como circunstâncias para as escolas e, ao mesmo tempo, esforços para as redes de ensino é importante para distinguirmos entre o impacto potencial de cada agente que gerencia os sistemas educacionais.

Em resumo, as circunstâncias podem ser definidas como variáveis *exógenas*⁴. Já fatores que denotam esforço são considerados *endógenos*, uma vez que também podem ser afetados pelas circunstâncias. Seguindo Bourguignon et al. (2007)⁵, de maneira mais formal, se a nota média da escola *i* for denotada por g_i e se os vetores C_i e E_i denotarem, respectivamente, o conjunto de variáveis de circunstância e esforço, pode-se escrever a seguinte função que descreve as notas dos estudantes:

$$g_i = f(C_i, E(C_i, v_i), \varepsilon_i) \quad (1)$$

⁴Isso não implica exogeneidade econométrica.

⁵Esses autores desenvolvem uma estratégia empírica para estudar a desigualdade de oportunidades associada à distribuição de salários no Brasil. Adaptamos sua abordagem de estimação e de decomposição para o estudo da desigualdade de oportunidades associada às notas dos estudantes.

em que ε e ν incluem os determinantes das notas não observados.

Se as notas forem distribuídas segundo $\Psi(g)$, a medida de desigualdade de oportunidades será dada por:

$$\Theta_I = \frac{I(\Psi) - I(\tilde{\Psi})}{I(\Psi)} \quad (2)$$

em que $I(\cdot)$ é a medida de desigualdade e Θ_I mede o efeito total que as circunstâncias exercem sobre o desempenho dos estudantes (contingente ao índice I escolhido). $\tilde{\Psi}$ representa a função distribuição de notas médias das escolas sob o contrafactual que define a igualdade de oportunidades, ou seja, no caso em que todas as escolas apresentam as mesmas circunstâncias ($C_i = \bar{C}$) e, portanto, $\tilde{g}_i = f(\bar{C}, E(\bar{C}, \nu_i), \varepsilon_i)$.

É importante ressaltar como essa medida de desigualdade de oportunidades deve ser interpretada. A igualdade de oportunidades seria observada caso a distribuição de notas entre as escolas fosse independente das circunstâncias. Isso implicaria que: a) controlando pelos esforços, as circunstâncias não exerceriam impacto direto sobre as notas e b) as circunstâncias não teriam efeito sobre os esforços e, portanto, também não exerceriam impacto indireto sobre as notas. Dessa forma, Θ_I mede o impacto total das circunstâncias sobre a desigualdade de notas⁶.

É interessante, no entanto, separar esse efeito total em dois. O efeito direto das circunstâncias sobre a desigualdade de notas é obtido por $\Theta_I^d = \frac{I(\Psi) - I(\tilde{\Psi}^d)}{I(\Psi)}$, em que o contrafactual ($\tilde{\Psi}^d$) representa a distribuição de notas médias das escolas que seria observada caso as circunstâncias só afetassem o desempenho dos estudantes por meio de sua interação com as medidas de esforço das escolas e redes de ensino, ou seja, $\tilde{g}_i^d = f(\bar{C}, E(C_i, \nu_i), \varepsilon_i)$. Já o efeito indireto é calculado pela seguinte diferença $\Theta_I^i = \Theta_I - \Theta_I^d$.

A estimação desse último efeito pode ajudar a conduzir especulações sobre políticas ou ações disponíveis para os gestores que potencializem ou amenizem os efeitos das circunstâncias sobre o desempenho escolar. Entretanto, é preciso ressaltar que, uma vez que não somos capazes de estimar o impacto das circunstâncias sobre os esforços, não podemos identificar diretamente esses canais de atuação.

A implementação dessas decomposições segue a seguinte estratégia empírica. Partimos do seguinte sistema de equações que relacionam o desempenho educacional com circunstâncias e esforços:

$$g_i = \alpha C_i + \beta E_i + u_i \quad (3)$$

$$E_i = \gamma C_i + \nu_i \quad (4)$$

em que g_i agora é o desempenho médio da i -ésima escola e u_i e ν_i são termos aleatórios. Esse sistema nos permite identificar os dois indicadores de desigualdade de oportunidade de interesse.

⁶Bourguignon et al. (2007) argumentam que a igualdade de circunstâncias é suficiente (embora não necessária) para a igualdade de oportunidades. A igualdade de oportunidades seria atendida se $F(g | C) = F(g)$. Essa independência requer que a) $\frac{\partial f(C, E, \varepsilon)}{\partial C} = 0$ (circunstâncias não têm impacto direto sobre as notas) e b) $G(E | C) = G(E)$ (circunstâncias não têm impacto indireto sobre as notas).

A desigualdade de oportunidades total será calculada usando uma forma reduzida da primeira equação:

$$g_i = \alpha C_i + \beta(\gamma C_i + v_i) + u_i = \delta C_i + \epsilon_i \quad (5)$$

em que $\delta = \alpha + \beta\gamma$ e $\epsilon_i = \beta v_i + u_i$. A partir da estimativa do parâmetro δ calculamos o desempenho escolar contrafactual equalizando as medidas de circunstâncias: $\tilde{g}_i = \delta \bar{C} + \hat{\epsilon}_i$.

Já para calcular o efeito direto das desigualdades de oportunidades, estimaremos os parâmetros da primeira equação do sistema, controlando diretamente pelas medidas de esforço. O desempenho contrafactual agora será calculado equalizando apenas as medidas de circunstância, mas permitindo que o esforço continue variando entre as escolas: $\tilde{g}_i^d = \hat{\alpha} \bar{C}_i + \hat{\beta} E_i + \hat{u}_i$.

A partir desses contrafactuais podemos calcular os índices de desigualdade. Para tanto, adotamos o índice L de Theil. É importante ressaltar que a escolha desses índices específicos tem a ver com características dos dados.

Como veremos mais à frente, usaremos como medida de desempenho escolar as notas na Prova Brasil, que são calculadas usando a Teoria da Resposta ao Item (TRI). Essa técnica, usada para gerar um indicador padronizado da proficiência latente dos estudantes, requer que a média e a variância das notas sejam ajustadas a partir de uma escala arbitrária.

Com isso, conforme argumentam Ferreira & Gignoux (2008), a aplicação de medidas de desigualdade sobre notas padronizadas não refletirá a desigualdade “original” do fenômeno, isto é, a desigualdade sem a padronização. Porém, os mesmos autores demonstram que o L de Theil (entre outros índices) ainda podem ser aplicados caso o interesse não recaia sobre os valores absolutos da desigualdade, mas sobre valores relativos (que é o caso das medidas relativas de desigualdade de oportunidade).

Além do exercício básico de calcular o *share* da desigualdade de oportunidades, faremos um exercício adicional de estimar o peso de cada indicador de circunstância sobre a desigualdade de notas. A ideia do exercício é a mesma, de modo que equalizaremos cada indicador individualmente para medir seu peso sobre a desigualdade de notas. Os erros-padrão são gerados via *bootstrap*.

3 Dados e Estatísticas Descritivas

Nas estimações descritas na seção anterior, usamos os microdados do Censo Escolar 2011 e da Prova Brasil 2011, conduzidos pelo INEP/MEC. O Censo Escolar é coletado anualmente e abrange o universo das escolas públicas e privadas do país. Ele contém informações detalhadas no nível da escola sobre a localização, infraestrutura e recursos pedagógicos e número de matrículas por etapa de ensino.

Já a Prova Brasil é um exame de proficiência de Língua Portuguesa e Matemática, aplicado a cada dois anos a todos os alunos matriculados no 5º e no 9º ano do ensino fundamental. A prova abrange todas as escolas públicas brasileiras das redes municipal, estadual e federal que possuam ao menos 20 alunos matriculados em cada série avaliada. Em todas as edições, são aplicados questionários socioeconômicos e de contexto escolar aos alunos, professores, diretores e escolas. O referencial teórico que orienta a construção desses instrumentos apresenta forte aderência com o modelo conceitual apresentado na

seção anterior, de forma que é possível extrair dos questionários *proxies* para todas as dimensões mencionadas.

As medidas de circunstâncias e esforços utilizadas nas estimações são construídas a partir da agregação simples de diferentes itens dos questionários. A seguir, apresentamos os indicadores incluídos nos modelos e as variáveis que os compõem⁷.

As dimensões de **circunstâncias** são as seguintes:

- Leis e normas: *dummy* para rede estadual e *dummies* de UF.
- Localização: *dummy* para capital e índice que capta o entorno escolar a partir de indicadores de violência contra a pessoa e contra o patrimônio, causados por agentes externos à escola.
- Recursos financeiros: índice com *dummies* para o recebimento de recursos de financiamento dos governos federal, estadual ou municipal e *dummy* para a insuficiência de recursos naquele ano.
- Complexidade da gestão: tamanho da escola (em número total de alunos) e *dummy* para o oferecimento de mais de uma etapa de ensino.
- Perfil dos gestores: formação acadêmica e experiência do diretor.
- Perfil dos docentes: formação acadêmica e experiência do professor.
- Tempo de dedicação do professor: índice com *dummy* para dedicação exclusiva à educação, *dummy* para dedicação exclusiva à escola, *dummy* para problema grave de rotatividade na escola.
- Composição do corpo discente: proporção de meninos na escola, proporção de alunos na escola que se declara de cor branca e proporção de alunos na escola que apresentam pelo menos um ano de atraso escolar.
- Nível socioeconômico dos alunos: índice com escolaridade da mãe (alfabetização e etapa da escolaridade concluída) e doze indicadores de renda (posse de bens duráveis e acesso a serviços).
- Manutenção e conservação da escola: índice que capta a conservação do prédio; índice que capta o ambiente físico das salas de aula.
- Equipamentos: índice que capta existência e condições de uso de quinze itens de equipamentos para uso administrativo (computador, impressora etc.).
- Espaços e recursos didático-pedagógicos: índice que capta existência e condições de uso de onze itens de espaços e equipamentos para uso pedagógico (biblioteca, laboratórios, computadores etc.); índice que capta tempo de uso do livro didático.

Já as dimensões de **esforços** são as seguintes:

- Espaços e recursos didático-pedagógicos: índice que capta intensidade de uso pelo professor na sala de aula de doze itens de recursos e materiais pedagógicos (livros, jornais, revistas, vídeos etc.).

⁷A Tabela A.1 apresenta a construção de cada variável/indicador.

- Gestão pedagógica: *dummy* que indica se mais de 80% do currículo foi cumprido; índice que capta as práticas de ensino tradicionais (cópia, fixação, etc.); tamanho das turmas (número médio de alunos por turma); *dummy* que indica se a alocação de alunos nas turmas segue critérios de homogeneidade por idade ou rendimento; índice que capta uso do tempo escolar (falta de professores, absenteísmo docente e discente, problemas disciplinares).
- Gestão escolar: índice para a liderança do diretor (percepção dos professores); índice que capta planejamento escolar compartilhado, índice para o conhecimento dos dados das avaliações oficiais por parte dos professores; índice que capta participação dos professores nas decisões da escola e coesão do corpo docente; índice para expectativas dos professores quanto ao sucesso futuro dos alunos; índice para participação dos pais nos conselhos; índice que capta o clima escolar.

Em 2011, 4,2 milhões alunos em 55.707 escolas participaram do exame. Excluímos da amostra as 40 escolas federais (0,07%), uma vez que essas apresentam modelos de gestão e processos de seleção de alunos bastante peculiares e distintos das demais escolas públicas. Também foram excluídas as 9.638 escolas rurais (17,6%), já que os fatores contextuais que afetam estas unidades escolares (localidade, disponibilidade de recursos) também as tornam atípicas. Com isso, a amostra se reduz para 3,9 milhões de alunos (91%) e 46.029 escolas (82,7%).

Além disso, foram retiradas da amostra as escolas que apresentavam problemas relacionados ao não preenchimento dos questionários. Foram considerados alunos com respostas não válidas aqueles que deixaram de responder as informações de escolaridade da mãe ou que não responderam a mais de três dos doze itens que compõem o indicador de renda (194.137 estudantes). Excluíram-se as escolas em que mais de 10% dos alunos apresentaram respostas não válidas segundo esse critério. Nossa amostra final é composta por 44.721 escolas e 3.620.191 alunos (1.905.617 no 5º ano e 1.714.574 no 9º ano do ensino fundamental).

As Tabelas 1 a 3 trazem as estatísticas descritivas da amostra final de escolas. A grande maioria das variáveis usadas são indicadores simples, cujos valores em si trazem pouco significado, mas que tem como principal atributo captar a variação de dimensões de difícil mensuração.

Nossa amostra contém 43% de escolas de redes estaduais e 17% localizadas em capitais. Em média, as escolas contam com 680 alunos matriculados, mas a variação é muito significativa (a menor escola tem 25 alunos e a maior mais de 7.000). O mesmo vale para o tamanho das turmas, que é de 26 alunos em média, mas chega a 84 nas maiores turmas.

O desempenho médio dos alunos do 5º ano é de 187,9 pontos (Português) e 206,9 (Matemática), enquanto que para o 9º ano a nota média é 238,9 (Português) e 245,6 (Matemática). O desvio-padrão das notas fica em torno de 20 pontos, em geral um pouco maior para o 5º ano. Com relação ao perfil dos alunos, a amostra conta com escolas que têm, em média, 34% de estudantes que se declaram brancos e 21% em atraso escolar.

4 Resultados e Discussão

As Tabelas 4 e 5 trazem as estimativas dos parâmetros das duas equações de interesse, uma que controla apenas as circunstâncias e outra que controla também os esforços. Os modelos foram estimados por MQO separadamente para o desempenho do 5º e do 9º ano em Língua Portuguesa e Matemática.

A grande maioria dos indicadores de circunstância se relaciona de forma significativa com o desempenho médio das escolas e essa significância, bem como a direção dos coeficientes, pouco mudam quando adicionamos as medidas de esforço. Isso pode indicar que a relação entre nossas medidas de esforços e de circunstâncias têm correlação fraca. Voltaremos a essa discussão mais à frente.

Em geral, os coeficientes dos indicadores de circunstâncias apontam na direção esperada, segundo a literatura. Em especial, as características médias dos estudantes têm alta correlação parcial com as notas. Escolas com maior porcentagem de alunos brancos e com maior nível socioeconômico têm notas mais altas, *ceteris paribus*, ao passo que escolas com maior porcentagem de alunos com atraso escolar e do gênero masculino têm notas menores. A correlação parcial entre gênero e notas é maior para a disciplina de português.

O perfil de experiência e escolaridade de professores e diretores parece ter relação positiva com as notas, exceto no caso da formação do diretor, que perde significância para algumas amostras. Já o conjunto de variáveis que captam os recursos físicos das escolas (pedagógicos, financeiros etc.) aparece ora com correlação significativa ora não significativa, a depender do modelo. Essa falta de robustez na correlação entre insumos e resultados escolares vai ao encontro do que a literatura já concluiu.

Entre as medidas de esforço, algumas se destacam com coeficientes significativos. Variáveis como cumprimento do currículo, uso de recursos pedagógicos e uso do tempo escolar (que inclui dedicação e rotatividade dos professores) são positivamente correlacionadas com as notas. O mesmo vale para o conhecimento dos professores sobre os resultados da Prova Brasil e suas expectativas sobre a progressão acadêmica de seus alunos.

A liderança do diretor é outra variável que merece destaque como positivamente correlacionada com o desempenho escolar, enquanto que as práticas de ensino tradicionais estão negativamente correlacionadas com as notas. Ambas as variáveis, apesar de pouco exploradas na literatura empírica, parecem apontar para a direção esperada pelo modelo conceitual que adotamos.

Quanto ao clima escolar e à participação dos professores nas decisões da escola, ambas não parecem apontar para a direção esperada, pois se correlacionam negativamente com o desempenho. No entanto, como esses dois indicadores dependem fortemente da percepção dos respondentes, é preciso interpretar a direção da correlação com cuidado. Essa correlação não esperada pode estar captando características não observáveis dos gestores. Pode-se supor que os melhores diretores, cujas escolas tenham notas médias mais elevadas, sejam mais críticos em relação ao baixo envolvimento dos pais nas atividades escolares, bem como ao relacionamento entre professores e alunos.

A partir dos parâmetros estimados, calculamos as notas contrafactuais e, com elas, a desigualdade devido às oportunidades. A primeira linha da Tabela 6 traz os índices L de Theil calculados para cada amostra, que ficam pouco acima de 0,006 para os alunos do 5º ano e de 0,003 para os estudantes do 9º ano. As duas linhas seguintes trazem o mesmo índice, agora calculado sob a

hipótese de que as escolas não se diferenciavam em termos das circunstâncias.

Ao equalizar as oportunidades entre as escolas, o *L* de Theil do desempenho para alunos do 5º ano cai para pouco mais de 0,002. Com isso, calculamos que cerca de 60% da desigualdade de desempenho nessa série pode ser atribuída à desigualdade de oportunidades entre as escolas. Da mesma forma, estimamos que cerca de 55% da disparidade de notas para o 9º ano está associada a desigualdade de oportunidades. Sendo assim, o efeito-escola corresponderia a algo em torno de 40% a 45% das diferenças observadas nas notas médias entre as escolas públicas brasileiras.

Comparando com outros trabalhos da literatura, nossas estimativas do efeito-escola são maiores. Artigos como Ferrão et al. (2001) e Felício & Fernandes (2005) centram-se na estimação do efeito-escola e encontram resultados em torno de 30% a 35% para o 5º ano do ensino fundamental, usando os dados do SAEB de 1999 e 2001, respectivamente. Uma possível explicação seria o aumento do efeito-escola ao longo dos anos. Por outro lado, o efeito-escola encontrado neste trabalho difere do restante da literatura do ponto de vista dos fatores que nele são incluídos. Em nossas estimativas, o efeito-escola corresponde apenas ao conjunto de fatores intraescolares sobre os quais os gestores das escolas exercem influência. Ou seja, excluímos dessa estimativa as variáveis relativas às escolas sobre as quais supostamente os diretores não possuem autonomia para modificar. Assim, dado que controlamos por um número maior de circunstâncias, esperaríamos encontrar um efeito-escola menor, o que não é o caso. Isso sugere que parte das circunstâncias dadas para as escolas atuam no sentido de elevar a desigualdade de notas.

Nossos resultados também diferem de trabalhos que se voltam mais ao cálculo das desigualdades de oportunidades, como Diaz (2012) - dados do SAEB para o ensino médio - e Procopio et al. (2015) - dados do Projeto Geres para o ensino fundamental -, que encontram efeitos das circunstâncias em torno de 10%. Uma possível explicação para a diferença das estimativas é, além da própria diferença nas amostras, o fato de usarmos as escolas como unidades de análise. Essa escolha naturalmente reduz a variação de todos os fatores intraescolares, em especial as características dos alunos (que tem grande peso sobre as circunstâncias). Com isso, por um efeito estatístico, o peso das circunstâncias acaba se reduzindo.

Nesse sentido, nossos resultados também contribuem com um novo ponto de vista sobre a forma de calcular a desigualdade de oportunidades educacionais no Brasil. Ao usar as escolas como unidades de análise nossos cálculos se aproximam mais da dos gestores de rede, que enxerga as escolas como principais unidades de atuação.

Além disso, os resultados apontam para o maior peso das circunstâncias sobre a desigualdade de notas dos estudantes mais jovens, o que pode significar que o esforço é mais importante para explicar a dispersão de resultados à medida que os estudantes evoluem nos ciclos educacionais, ou seja, a escola deve exercer um efeito cumulativo sobre o desempenho.

As três últimas linhas da Tabela 6 trazem a separação entre os efeitos diretos e indiretos das circunstâncias sobre a desigualdade de desempenho escolar. Como podemos ver, a parcela da desigualdade devida a um efeito direto das oportunidades (isto é, após controlar pelas medidas de esforço) é praticamente igual ao efeito total. Dessa forma o efeito indireto das circunstâncias, que resulta da diferença entre os efeitos total e direto, é de apenas 0,5% (5º

ano) e 0,3% (9º ano). Ou seja, levando-se em conta todas as circunstâncias em conjunto, os gestores teriam potencial para interferir sobre menos de 1% do total da contribuição da desigualdade de oportunidades para a iniquidade de notas. Esse efeito indireto quase nulo pode indicar que as circunstâncias operam apenas por canais diretos sobre a desigualdade de desempenho. Em outras palavras, as circunstâncias não teriam interação com as ações executadas pelas escolas e, portanto, a escola não conseguiria potencializar (ou amenizar) os efeitos benéficos (ou deletérios) do *background* familiar, por exemplo. Entretanto, é possível ainda que os efeitos indiretos de diferentes circunstâncias se anulem, se cada um operar sobre a desigualdade de notas em sentidos opostos. Mais adiante, apresentamos estimativas dos efeitos indiretos desagregados por circunstância.

Outra explicação adicional pode vir da qualidade das *proxies* de esforço consideradas nas estimações. Boa parte delas é baseada na percepção dos diretores e professores quanto ao bom funcionamento da escola, que pode estar negativamente correlacionada com sua capacidade de gestão administrativa e pedagógica. Nesse caso, as medidas de esforço observadas apresentariam menor dispersão do que as latentes.

De maneira geral, os resultados apontam que as escolas não teriam controle sobre uma parcela de 55-60% dos fatores que contribuem para equalizar o desempenho escolar. De fato, no contexto das escolas públicas brasileiras sabe-se que muitas das decisões, principalmente sobre alocação de recursos, são tomadas em instâncias superiores com pouca participação das escolas. Para lançar luz a essa questão, fizemos um exercício alternativo (Tabela 7), que consiste em estimar os efeitos da desigualdade de oportunidade para as redes de ensino. Isto é, repetimos os procedimentos equalizando agora fatores que são circunstanciais para as redes de ensino.

Alguns atributos considerados circunstanciais do ponto de vista das escolas passam a ser tratados como alvo do esforço dos secretários da educação. São variáveis que captam as seguintes dimensões descritas na Seção 3: leis e normas, localização, disponibilidade de recursos financeiros e equipamentos, complexidade da gestão, perfil dos gestores e perfil dos docentes. Com isso, pretende-se ampliar o escopo de análise levando em conta as possibilidades de ação das redes, o que corresponde a um cenário mais factível para a realidade dos sistemas educacionais públicos brasileiros.

A Tabela 7 mostra que a desigualdade de oportunidade para as redes de ensino responde por cerca de 40-50% da iniquidade de notas. A diferença encontrada entre o efeito da desigualdade de oportunidades para escolas e para redes (algo entre 11% e 15%) quantifica a capacidade de atuação das redes de ensino sobre as circunstâncias das escolas. Para exemplificar, considere o caso do desempenho em Matemática para o 5º ano. Calculamos que cerca de 60% da desigualdade de notas deve-se a iniquidade de oportunidades para as escolas e 48% para as redes. Com isso, em torno de 12% ($=60\% - 48\%$), ou seja, $1/5$ ($=12\%/60\%$) daquilo que consideramos efeito da desigualdade de oportunidade para as escolas está, na verdade, sob o controle das redes de ensino. Nesse sentido, os resultados apontam para o potencial que políticas estabelecidas pelas redes (e que escapam do controle dos diretores) podem exercer sobre a desigualdade de notas entre as escolas, tais como qualidade do professor, capacidade administrativa dos diretores e dotação de insumos.

Da mesma forma que o exercício anterior, quase todo esse efeito se dá pela atuação direta (e não indireta) das circunstâncias sobre o desempenho escolar.

Porém cabe destacar que, apesar de pequeno, o efeito indireto das circunstâncias para as redes é entre duas a cinco vezes maior que o efeito para as escolas. Isso pode ser explicado pelo fato de que a variação intrarredes do nível socioeconômico e da composição dos alunos é maior do que a variação intraescolar. Esse resultado sugere que as políticas educacionais estabelecidas pelas redes devam interagir com o perfil dos alunos atendidos pelas diferentes escolas.

Nesse conjunto de modelos estimados (apresentados nas Tabelas 4 e 5), o R^2 oscila entre 0,55 e 0,63, o que indica que entre 37% e 45% da desigualdade de notas não é explicada pelo conjunto de variáveis incluídas nessa análise. No entanto, não há consenso na literatura se essa parcela da variância não explicada deve ser interpretada como circunstância ou esforço (ou nenhum deles). Mais do que isso, autores defendem que qualquer tentativa de endereçar o termo de erro das equações a um dos dois conjuntos de variáveis é uma decisão ad-hoc (Lefranc et al. 2008, 2009, Jusot et al. 2013).

As Tabelas 8 e 9 trazem um exercício que procura especificar qual o peso relativo de cada grupo de circunstâncias sobre os efeitos encontrados. Para isso, agrupamos as circunstâncias em quatro grandes grupos: alunos (inclui composição do corpo discente e NSE alunos); diretores e professores (engloba perfil dos gestores, perfil dos docentes, tempo de dedicação do professor); dotação de recursos (com recursos financeiros, manutenção e conservação da escola, espaços e disponibilidade de recursos didáticos, equipamentos) e contexto de gestão (inclui, complexidade de gestão, localização e tamanho das turmas).

Nesse caso, calculamos tanto o efeito direto como o indireto para cada grupo de circunstâncias. Como era de se esperar, a equalização do perfil dos alunos (nível socioeconômico e composição segundo idade, gênero e cor/raça) reduziria a desigualdade em uma faixa de 40-50%. É interessante observar que parte significativa da contribuição do perfil dos estudantes para a desigualdade de notas advém do efeito indireto. No 5º ano, estes são da ordem de 16% (8,2%/49,7%) e 23% (10,6%/46,1%), em português e matemática, respectivamente. Já no 9º ano, são de 10% (4,3%/41,1%) e 13% (5%/38,6%), também em português e matemática. Esses resultados mostram que, apesar de o perfil de alunos atendidos pelas escolas se colocarem como circunstâncias para elas, há ações ou políticas (esforços) que podem ser desenvolvidas pelos gestores das redes e das escolas que tem o potencial de amenizar os efeitos que as diferenças de perfil socioeconômico exercem sobre as desigualdades educacionais. Esses mecanismos de atuação dos gestores parecem ser mais efetivos na redução das desigualdades de notas de matemática e entre alunos mais novos (5º ano). Embora possamos especular sobre quais seriam essas ações, identificá-las está fora do escopo deste trabalho.

Outro resultado interessante refere-se à equalização dos recursos físicos (prédio escolar, equipamentos, recursos didático-pedagógicos) ou dos recursos humanos (formação, experiência e dedicação de diretores e professores) entre as escolas. Caso todas as escolas contassem com diretores e professores com a mesma formação e o mesmo tempo de experiência, a desigualdade das notas se reduziria em apenas 3%. Entretanto, a contribuição do perfil dos gestores e docentes para reduzir a desigualdade de desempenho advém exclusivamente do esforço, uma vez que o efeito direto dessa equalização contribuiria para elevar a desigualdade.

Em outras palavras, políticas que atuem sobre a melhoria de qualidade dos professores e/ou de capacitação dos gestores só são efetivas em reduzir a desi-

gualdade por meio de medidas de esforços das escolas. Por exemplo, é possível que melhores professores exijam maior participação no planejamento escolar, demandem mais autonomia para a escolha de materiais e práticas didáticas etc. Então, a melhoria da qualidade do professor que não fosse acompanhada de mudanças nessas dimensões complementares poderia beneficiar mais as melhores escolas do que as piores.

As mesmas conclusões se aplicam ao caso da dotação de recursos, cuja equalização só afeta a redução de desigualdade por meio do canal indireto, ou seja, de sua interação com os esforços das redes e das escolas. Ou seja, a maior disponibilidade de espaços e recursos pedagógicos (biblioteca, laboratórios, computadores) só deve reduzir a desigualdade caso estes sejam efetivamente utilizados por meio de práticas pedagógicas adequadas. Por exemplo, caso todas as escolas dispusessem de laboratórios de informática com computadores para uso dos alunos, mas diferissem quanto às atividades desenvolvidas com esses recursos (atividades didáticas e de lazer), isso poderia se refletir em aumento da desigualdade. Note que a equalização de recursos tem maior potencial de reduzir as desigualdades entre os alunos do 5º ano (em torno de 5%) do que entre os estudantes do 9º ano (3,3%).

Por fim, estão os resultados da equalização do contexto de gestão, que inclui as normas de cada rede de ensino (captadas por *dummies* de UF e dependência administrativa), a localização (medida por um índice de violência do entorno), a complexidade de gestão (tamanho da escola e oferecimento de diferentes etapas de ensino) e o tamanho das turmas. Nesse caso, os resultados para o 5º e o 9º anos são qualitativamente distintos. A equalização dessas variáveis reduziria a desigualdade de notas entre os alunos mais novos (entre 11% e 18%, em português e matemática), mas a elevaria entre os alunos mais velhos (em pouco mais de 7%).

Para o caso do 5º ano, praticamente metade dessa equalização atua por meio da interação com os esforços. O mesmo não se aplica ao 9º ano, para o qual essa dimensão exerce praticamente apenas efeitos diretos. Para interpretar melhor esses resultados, analisamos isoladamente o peso de cada circunstância que compõe essa dimensão. Os resultados encontram-se na Tabela 10.

Como esperado, a equalização do entorno escolar, do tamanho da escola e das turmas e do número de etapas de ensino oferecidas pela escola atuam no sentido de reduzir a desigualdade, inclusive no 9º ano. Inclusive, esses efeitos são ainda maiores no 9º do que no 5º ano, o que é intuitivo. Assim, o efeito direto negativo da dimensão contexto de gestão observado para o 9º ano advém inteiramente das variáveis incluídas em leis e normas, que captam as diferentes redes de ensino (redes municipais e estaduais de cada Unidade da Federação). O que pode estar por trás desse resultado, por exemplo, são as diferenças nos parâmetros curriculares mínimos, de políticas de progressão continuada e outras especificidades das redes. O que nossos resultados estão sugerindo é que a equalização dessas diferenças geraria efeitos deletérios sobre o aumento da desigualdade entre alunos mais avançados na educação básica. Por exemplo, pode-se considerar que a heterogeneidade dos parâmetros curriculares é maior no final do que no início do ensino fundamental. Assim, o estabelecimento de um currículo único poderia aumentar ainda mais a distância das notas entre os alunos com menor e maior desempenho.

É importante ressaltar que os exercícios empíricos realizados neste artigo não têm como objetivo estabelecer relações de causalidade e, por esse motivo,

não são empregados tratamentos econométricos que procurem lidar adequadamente com possíveis vieses de omissão de variáveis. De todo modo, cabe pontuar de que maneira a omissão de variáveis pode afetar os resultados encontrados. Segundo Roemer (1998), a preocupação é maior quando o termo não observado pertence a um grupo (circunstância ou esforço) e a variável incluída no modelo pertence a outro. Se, por exemplo, uma variável de esforço relevante não observada for correlacionada positivamente com uma variável de circunstância incluída no modelo, então este resultará em estimativas do limite superior do peso das circunstâncias. Em nosso caso, isso implicaria subestimar o poder das ações dos diretores ou da rede na redução das desigualdades educacionais. Ao considerar um modelo teórico educacional que contempla diferentes dimensões determinantes do aprendizado e ao utilizar uma base de dados tão rica quanto a Prova Brasil na tentativa de abordar essas dimensões, acreditamos que essa questão não seja tão relevante.

Além disso, o viés produzido pela omissão de variáveis relevantes correlacionadas com variáveis incluídas pertencentes ao mesmo grupo (circunstância ou esforço) não deve ser uma questão tão preocupante. Isso porque os objetos de análise não são os coeficientes *per se*, mas sim a contribuição agregada de um conjunto de fatores que se coloca como circunstâncias ou esforços. Assim, o viés acaba por incorporar o efeito de uma variável que gostaríamos de observar quando estimamos a contribuição relativa das circunstâncias e dos esforços.

5 Comentários Finais

O presente artigo contribui para a literatura de desigualdades de oportunidades educacionais e efeito-escola, adotando abordagens conceitual e empírica alternativas.

A literatura tradicionalmente separa os determinantes do aprendizado entre fatores extra e intraescolares. Isso pressupõe que os diretores das escolas têm controle sobre todos os insumos escolares, o que não reflete a realidade das escolas públicas brasileiras, cujos gestores possuem baixa autonomia. A primeira contribuição do artigo é separar os determinantes do aprendizado entre circunstâncias e esforços. Por circunstância, entende-se qualquer fator que não pode ser modificado pela escola. Já nos esforços incluem-se todas as ações das escolas ou políticas educacionais estabelecidas pelas redes que podem afetar o desempenho, com o olhar sobre a capacidade de atuação dos gestores das redes de ensino e das escolas. A estratégia empírica adotada também permite distinguir entre os efeitos direto e indireto da desigualdade de oportunidades. Os esforços são considerados *endógenos* e, portanto, são afetados pelas circunstâncias. Assim, o efeito indireto estima em que medida as circunstâncias afetam a desigualdade de notas por meio de sua interação com os esforços dos gestores.

Para as redes, consideramos como circunstâncias a composição e o nível socioeconômico dos alunos. Para as escolas, somam-se a esses fatores de circunstâncias os contextos específicos de gestão (leis e normas da rede de ensino, localização, tamanho da escola, tamanho das turmas e oferecimento de mais de uma etapa de ensino), a dotação de recursos (recursos financeiros, prédio escolar, equipamentos, espaços e recursos didático-pedagógicos), o perfil dos gestores e professores (formação e experiência) e o tempo de dedicação dos

professores à escola. O efeito-rede é da ordem de 50% a 60%, enquanto que o efeito-escola foi estimado em cerca de 40% a 45%. Isso mostra que entre 10% e 15% da desigualdade de notas está sob controle de políticas educacionais estabelecidas pelos órgãos centrais, mas fogem ao controle direto dos diretores das escolas. Esses efeitos sugerem que a baixa autonomia das escolas limita suas possibilidades de reduzir as iniquidades educacionais. Esse resultado pode contribuir, por exemplo, para a discussão dos impactos potenciais de políticas de *accountability*.

Embora o nível socioeconômico e a composição dos estudantes sejam as circunstâncias mais importantes para explicar a desigualdade de notas, entre 10% e 23% da contribuição do perfil dos alunos exercem efeito indireto sobre essa desigualdade e, portanto, seus efeitos podem ser influenciados por políticas educacionais ou ações das escolas. As estimativas dos efeitos indiretos ainda sugerem outras conclusões interessantes. A redução da desigualdade de notas por meio da equalização dos recursos físicos ou da qualidade dos professores e gestores exige a implantação de políticas educacionais complementares, que se referem a esforços das escolas. Isso porque o efeito direto dessas circunstâncias é negativo, mas o efeito indireto é positivo. Além disso, o efeito das especificidades das redes de ensino, que podem refletir diferenças nos parâmetros curriculares mínimos ou de políticas de progressão continuada, atua no sentido de reduzir a desigualdade das notas no 5º ano, mas de aumentá-la no 9º ano. Assim, conjuntamente, nossas estimativas mostram a importância que as interações entre circunstâncias e esforços exercem sobre a desigualdade de resultados educacionais e podem sinalizar para a necessidade de que as políticas educacionais se ajustem às especificidades de diferentes tipos de escolas.

Referências Bibliográficas

- Aaronson, D., Barrow, L. & Sander, W. (2007), 'Teachers and student achievement in the Chicago public high schools', *Journal of Labor Economics* 25(1), 95–135.
- Albernaz, A., Ferreira, F. & Franco, C. (2002), 'Qualidade e equidade na educação fundamental brasileira', *Departamento de Economia - PUC-RJ*.
- Alves, F. (2008), 'Políticas educacionais e desempenho escolar nas capitais brasileiras', *Cadernos de Pesquisa* 38(134), 413–440.
- Andrade, R. & Soares, J. (2008), 'O efeito da escola básica brasileira', *Estudos em Avaliação Educacional* 19(41), 379–406.
- Barros, R., Mendonça, R., Santos, D. & Quintaes, G. (2001), 'Determinantes do desempenho educacional no Brasil', *Pesquisa e Planejamento Econômico* 31(1), 1–42.
- Betts, J. (1996), 'Do school resources matter only for older workers?', *Review of Economics and Statistics* 78(4), 638–652.
- Bourguignon, F., Ferreira, F. & Menendez, M. (2007), 'Inequality of opportunity in Brazil', *Review of Income and Wealth* 53(4), 585–618.

Brooke, N. & Soares, J. (2011), 'Pesquisa em eficácia escolar: origem e trajetória', *Estudos em Avaliação Educacional* 22(50), 593–598.

Buddin, R. & Zamarro, G. (2009), 'Teacher qualifications and student achievement in urban elementary schools', *Journal of Urban Economics* 66(2), 103–115.

Cohen, D., Raudenbush, D. & Ball, D. (2002), *Resources, instruction and research*, in Mosteller, F. E. Boruch, R. (Org.), *Evidence Matters: Randomized Trials in Education Research*, 1 edn, Brookings Institution Press.

Coleman, J. S. (1966), *Equality of Educational Opportunity*, 1 edn, U.S. Department of Health, Education, and Welfare, Office of Education.

Diaz, M. (2012), '(Des) Igualdades de oportunidades no ensino médio brasileiro: escolas públicas e privadas', *Economia* 13(3a), 553–568.

Felício, F. & Fernandes, R. (2005), 'Os efeitos da qualidade da escola sobre o desempenho escolar: uma avaliação do ensino fundamental no estado de São Paulo', XXXIII Encontro Nacional de Economia - ANPEC.

Ferreira, F. H. G. & Gignoux, J. (2008), 'The measurement of inequality of opportunity: theory and an application to Latin America', The World Bank. Policy Research Working Papers 4659.

Ferrão, M. E., Beltrão, K. I., Fernandes, C., Santos, D., Suarez, M. & Andrade, A. C. (2001), 'O SAEB - Sistema Nacional de Avaliação da Educação Básica: objetivos, características e contribuições na investigação da escola eficaz', *Revista Brasileira de Estudos de População* 18(1/2), 111–130.

Gibbons, S. & McNally, S. (2013), 'The effects of resources across school phases: a summary of ecent evidence', Center for Economic Performance. Discussion Paper nº 1.226.

Glewee, P. W., Hanushek, E. A., Humpage, S. D. & Ravina, R. (2011), 'School resources and educational outcomes in developing countries: a review of the literature from 1990 to 2010', National Bureau of Economic Research. Working Paper 17.554.

Hanushek, E. (1986), 'The economics of schooling: production and efficiency in public schools', *Journal of Economic Literature* 24(3), 1141–1177.

Hanushek, E. & Luque, J. (2003), 'Efficiency and equity in schools around the world', *Economics of Education Review* 22(5), 481–502.

Heckman, J., Layne-Farrar, A. & Todd, P. (1996), 'Human capital pricing equations with an application to estimating the effect of schooling quality on earnings', *The Review of Economics and Statistics* 78(4), 562–610.

Jusot, F., Tubeuf, S. & Trannoy, A. (2013), 'Circumstances and efforts: how important is their correlation for the measurement of inequality of opportunity in health?', *Health Economics* 22(12), 1470–1495.

Lee, V. (2010), 'A necessidade dos dados longitudinais na identificação do efeito-escola', *Revista Brasileira de Estudos Pedagógicos* 91(229), 471–480.

Lee, V. E., Bryk, A. S. & Smith, J. B. (1993), 'The organization of effective secondary schools', *Review of Research in Education* **19**, 171–267.

Lefranc, A., Pistolesi, N. & Trannoy, A. (2008), 'Inequality of opportunities vs. inequality of outcomes: are western societies all alike?', *Review Income and Wealth* **54**(4), 513–546.

Lefranc, A., Pistolesi, N. & Trannoy, A. (2009), 'Equality of opportunity and luck: definitions and testable conditions, with an application to income in France', *Journal of Public Economics* **93**(11-12), 1189–1207.

Procopio, I., Freguglia, R. & Chein, F. (2015), 'Desigualdade de oportunidades na formação de habilidades: uma análise com dados longitudinais', *Economia Aplicada* **19**(2), 326–348.

Rivkin, S., Hanushek, E. & Kain, J. (2005), 'Teachers, schools, and academic achievement', *Econometrica* **73**(2), 417–458.

Rockoff, J. (2004), 'The impact of individual teachers on student achievement: evidence from panel data', *The American Economic Review* **94**(2), 247–252.

Roemer, J. (1998), *Equality of Opportunity*, 1 edn, Harvard University Press.

Scheerens, J. & Bosker, R. (1997), *The Foundations of Educational Effectiveness*, 1 edn, Pergamon, Oxford.

Soares, J. (2007), 'Melhoria do desempenho cognitivo dos alunos do ensino fundamental', *Cadernos de Pesquisa* **37**, 135–160.

Tabela 1: Estatísticas descritivas - desempenho

Variável	Escolas	Média	Desvio Padrão	Mínimo	Máximo
Nota Língua Portuguesa da Escola - 5º ano	32,141	187,93	20,71	118,03	289,46
Nota Língua Portuguesa da Escola - 9º ano	25,318	238,96	18,49	152,94	321,46
Nota Matemática da Escola - 5º ano	32,141	206,99	24,42	132,38	314,46
Nota Matemática da Escola - 9º ano	25,318	245,65	20,89	157,43	351,87

Fonte: Prova Brasil 2011.

Tabela 2: Estatísticas descritivas - circunstâncias

Variável	Escolas	Média	Desvio Padrão	Mínimo	Máximo
Leis e normas					
Escolas de rede estadual (<i>dummy</i>)	44,722	0,430	0,500	0,000	1,000
Localização da escola					
Escolas em capitais (<i>dummy</i>)	44,722	0,170	0,370	0,000	1,000
Entorno escolar (indicador)	44,516	2,750	3,090	0,000	19,000
Recursos financeiros (indicador)	44,609	2,330	0,850	0,000	4,000
Complexidade da gestão					
Escolas que oferecem múltiplas etapas (<i>dummy</i>)	44,722	0,530	0,500	0,000	1,000
Número total de matrículas	44,722	680,800	442,480	25,000	7474,000
Tamanho médio das turmas	44,722	26,020	5,990	4,800	84,640
Perfil dos gestores					
Formação (<i>dummy</i> pós-graduação em gestão)	43,527	0,370	0,480	0,000	1,000
Experiência do diretor (<i>dummy</i> mais de 5 anos)	44,086	0,480	0,500	0,000	1,000
Perfil dos professores					
Formação acadêmica do professor (indicador)	44,631	1,440	0,460	0,000	2,000
Experiência do professor (indicador)	44,648	0,950	0,590	0,000	2,000
Dedicação do professor (<i>dummy</i> leciona em uma escola)	44,718	0,500	0,260	0,000	1,000
Composição do corpo discente					
Gênero dos alunos (<i>dummy</i> meninos)	44,722	0,490	0,080	0,000	1,000
Raça dos alunos (<i>dummy</i> brancos)	44,722	0,340	0,180	0,000	1,000
Atraso escolar (<i>dummy</i> atrasados)	44,722	0,210	0,140	0,000	1,000
Nível socioeconômico dos alunos (indicador)	44,722	14,480	2,280	6,210	23,610
Manutenção e conservação da escola					
Conservação do prédio escolar (indicador)	44,660	2,030	1,580	0,000	4,000
Ambiente físico das salas de aula (indicador)	39,591	1,750	0,550	0,000	2,000
Equipamentos (indicador)	44,545	9,520	3,700	0,000	15,000
Espaço e recursos didático-pedagógicos					
Existência de recursos pedagógicos (indicador)	44,555	4,290	2,510	0,000	11,000
Livro didático (indicador)	43,917	1,180	0,670	0,000	2,000

Fonte: Prova Brasil e Censo Escolar 2011.

Tabela 3: Estatísticas descritivas - esforços

Variável	Escolas	Média	Desvio Padrão	Mínimo	Máximo
Espaço e recursos didático-pedagógicos					
Uso de recursos pedagógicos (indicador)	44,698	7,89	1,79	0,00	11,00
Gestão pedagógica					
Práticas de ensino tradicionais (indicador)	44,574	6,61	2,30	0,00	18,00
Cumprimento curricular (<i>dummy</i> mais de 80% cumprido)	44,574	0,39	0,36	0,00	1,00
Alocação das turmas (<i>dummy</i> alocação idade ou renda)	43,926	0,47	0,50	0,00	1,00
Uso do tempo escolar (indicador)	44,716	0,84	0,40	0,00	3,00
Gestão escolar					
Liderança do diretor (indicador)	44,664	4,11	2,66	0,00	9,00
Planejamento (<i>dummy</i> envolvimento do professor em elaborar projetos pedagógicos)	44,327	0,63	0,33	0,00	1,00
Conhecimento resultados avaliações (indicador)	44,722	2,26	0,77	0,00	3,00
Participação dos professores nas decisões da escola (indicador)	44,648	2,34	1,62	0,00	6,00
Expectativas de sucesso escolar (indicador)	44,122	0,85	0,61	0,00	2,00
Participação dos pais (indicador)	44,384	1,60	0,65	0,00	2,00
Clima escolar (indicador)	44,649	2,86	2,07	0,00	21,00

Fonte: Prova Brasil e Censo Escolar 2011.

Tabela 4: Estimativas dos modelos que relacionam notas, circunstâncias e esforços - escolas com 5º ano

	Língua Portuguesa		Matemática	
	C	C+E	C	C+E
Rede estadual	-1,888*** (0,205)	-2,413*** (0,206)	-1,654*** (0,244)	-2,247*** (0,244)
Capital	-1,503*** (0,231)	-0,671*** (0,229)	-3,070*** (0,274)	-1,978*** (0,271)
Entorno escolar	-0,364*** (0,030)	-0,247*** (0,029)	-0,480*** (0,036)	-0,328*** (0,035)
Recursos financeiros	0,186* (0,097)	0,091 (0,096)	0,458*** (0,118)	0,354*** (0,117)
Múltiplas etapas	0,251 (0,172)	0,196 (0,170)	0,400* (0,209)	0,374* (0,207)
Número total de matrículas	-0,004*** (0,000)	-0,003*** (0,000)	-0,004*** (0,000)	-0,003*** (0,000)
Tamanho das turmas	0,050** (0,020)	0,055*** (0,020)	-0,009 (0,024)	-0,006 (0,025)
Formação acadêmica do diretor	0,346** (0,174)	0,208 (0,173)	0,270 (0,212)	0,097 (0,210)
Experiência do diretor	0,860*** (0,167)	0,618*** (0,166)	1,137*** (0,203)	0,830*** (0,202)
Formação acadêmica do professor	1,840*** (0,177)	1,222*** (0,181)	2,425*** (0,213)	1,759*** (0,217)
Experiência do professor	0,615*** (0,127)	0,329** (0,130)	1,188*** (0,155)	0,849*** (0,158)
Tempo de dedicação do professor	0,627** (0,305)	0,915*** (0,306)	0,958*** (0,369)	1,426*** (0,370)
Gênero dos alunos e (proporção de meninos)	-18,590*** (1,031)	-18,171*** (1,034)	-3,460*** (1,235)	-3,142** (1,235)
Raça dos alunos e (proporção de brancos)	9,632*** (0,715)	8,435*** (0,714)	13,936*** (0,880)	12,450*** (0,879)
Atraso escolar	-24,202*** (0,800)	-19,106*** (0,820)	-25,768*** (0,977)	-19,353*** (0,998)
Nível socioeconômico dos alunos	5,029*** (0,063)	4,671*** (0,064)	5,067*** (0,077)	4,628*** (0,078)
Conservação do prédio escolar	0,190*** (0,061)	0,103* (0,060)	0,222*** (0,074)	0,116 (0,073)
Ambiente físico das salas de aula	0,320** (0,160)	0,336** (0,160)	0,533*** (0,190)	0,524*** (0,191)
Equipamentos	0,171*** (0,031)	0,104*** (0,031)	0,211*** (0,037)	0,129*** (0,037)
Espaço e recursos didático-pedagógicos	0,119*** (0,045)	0,058 (0,045)	0,169*** (0,056)	0,089 (0,055)
Livro didático	0,029 (0,124)	-0,083 (0,123)	0,448*** (0,151)	0,269* (0,149)
Uso de recursos pedagógicos	-	0,473*** (0,054)	-	0,615*** (0,065)
Práticas de ensino tradicionais	-	-0,331*** (0,035)	-	-0,394*** (0,042)
Cumprimento curricular	-	5,034*** (0,230)	-	7,080*** (0,281)
Alocação dos alunos nas turmas	-	0,079 (0,165)	-	0,231 (0,199)
Uso do tempo escolar	-	1,613*** (0,230)	-	2,509*** (0,281)
Liderança do diretor	-	0,126*** (0,041)	-	0,181*** (0,050)
Planejamento escolar	-	0,003 (0,239)	-	0,050 (0,292)
Conhecimento das avaliações	-	1,299*** (0,110)	-	1,578*** (0,129)
Participação dos professores nas decisões da escola	-	-0,210*** (0,067)	-	-0,238*** (0,081)
Expectativas de sucesso escolar	-	1,771*** (0,132)	-	1,757*** (0,160)

Fonte: Prova Brasil e Censo Escolar 2011. Elaboração própria. Nota: Erros-padrão entre parênteses.

Tabela 4: Estimativas dos modelos que relacionam notas, circunstâncias e esforços - escolas com 5º ano (continuação)

	Língua Portuguesa		Matemática	
	C	C+E	C	C+E
Participação dos pais	-	-0,093 (0,132)	-	-0,107 (0,160)
Clima escolar	-	-0,301*** (0,040)	-	-0,318*** (0,049)
<i>Dummies</i> de UF	Sim	Sim	Sim	Sim
Constante	124,125*** (1,384)	121,400*** (1,483)	132,844*** (1,648)	128,344*** (1,773)
Número de Observações	26,258	24,687	26,258	24,687
R2	0,608	0,633	0,581	0,611

Fonte: Prova Brasil e Censo Escolar 2011. Elaboração própria. Nota: Erros-padrão entre parênteses.

Tabela 5: Estimativas dos modelos que relacionam notas, circunstâncias e esforços - escolas com 9º ano

	Língua Portuguesa		Matemática	
	C	C+E	C	C+E
Rede estadual	-3,063*** (0,247)	-3,242*** (0,250)	-3,654*** (0,275)	-3,814*** (0,276)
Capital	-0,35 (0,255)	-0,453* (0,258)	-2,793*** (0,268)	-1,832*** (0,270)
Entorno escolar	-0,280*** (0,028)	-0,185*** (0,028)	-0,477*** (0,030)	-0,357*** (0,030)
Recursos financeiros	-0,073 (0,110)	-0,078 (0,110)	-0,147 (0,124)	-0,167 (0,124)
Múltiplas etapas	-1,238*** (0,208)	-1,284*** (0,209)	-0,780*** (0,233)	-0,791*** (0,233)
Número total de matrículas	-0,002*** (0,000)	-0,001*** (0,000)	-0,002*** (0,000)	-0,002*** (0,000)
Tamanho das turmas	0,032 (0,021)	0,053** (0,021)	-0,039* (0,023)	-0,017 (0,023)
Formação acadêmica do diretor	0,036 (0,187)	0,05 (0,187)	-0,221 (0,205)	-0,191 (0,203)
Experiência do diretor	1,257*** (0,180)	1,053*** (0,180)	1,157*** (0,201)	0,928*** (0,200)
Formação acadêmica do professor	0,821*** (0,197)	0,237 (0,203)	1,191*** (0,218)	0,569** (0,223)
Experiência do professor	0,883*** (0,149)	0,709*** (0,152)	1,350*** (0,165)	1,172*** (0,167)
Tempo de dedicação do professor	0,141 (0,338)	0,498 (0,340)	0,817** (0,379)	1,268*** (0,380)
Gênero dos alunos e (proporção de meninos)	-26,542*** (1,103)	-26,214*** (1,111)	-5,685*** (1,214)	-5,151*** (1,212)
Raça dos alunos e (proporção de brancos)	16,884*** (0,804)	15,205*** (0,809)	26,685*** (0,913)	24,344*** (0,914)

Fonte: Prova Brasil e Censo Escolar 2011. Elaboração própria. Nota: Erros-padrão entre parênteses.

Tabela 5: Estimativas dos modelos que relacionam notas, circunstâncias e esforços - escolas com 9º ano (continuação)

	Língua Portuguesa		Matemática	
	C	C+E	C	C+E
Atraso escolar	-18,116*** (0,921)	-15,724*** (0,929)	-19,939*** (1,044)	-17,199*** (1,052)
Nível socioeconômico dos alunos	4,504*** (0,066)	4,346*** (0,067)	4,515*** (0,077)	4,298*** (0,077)
Conservação do prédio escolar	0,302*** (0,065)	0,249*** (0,065)	0,342*** (0,072)	0,274*** (0,072)
Ambiente físico das salas de aula	0,441** (0,178)	0,437** (0,178)	0,326* (0,197)	0,280 (0,196)
Equipamentos	0,109*** (0,032)	0,090*** (0,032)	0,149*** (0,035)	0,137*** (0,035)
Espaço e recursos didático-pedagógicos	-0,015 (0,048)	-0,048 (0,048)	-0,022 (0,053)	-0,068 (0,052)
Livro didático	-0,700*** (0,138)	-0,675*** (0,138)	-0,769*** (0,154)	-0,738*** (0,153)
Uso de recursos pedagógicos	-	0,144*** (0,053)	-	0,136** (0,058)
Práticas de ensino tradicionais	-	-0,304*** (0,047)	-	-0,314*** (0,052)
Cumprimento curricular	-	3,384*** (0,265)	-	4,939*** (0,297)
Alocação dos alunos nas turmas	-	0,184 (0,180)	-	0,064 (0,199)
Uso do tempo escolar	-	1,276*** (0,253)	-	2,063*** (0,280)
Liderança do diretor	-	0,216*** (0,047)	-	0,283*** (0,052)
Planejamento escolar	-	-0,222 (0,264)	-	-0,380 (0,293)
Conhecimento das avaliações	-	1,136*** (0,123)	-	1,261*** (0,132)
Participação dos professores nas decisões da escola	-	-0,267*** (0,078)	-	-0,463*** (0,086)
Expectativas de sucesso escolar	-	1,744*** (0,166)	-	2,009*** (0,186)
Participação dos pais	-	0,240 (0,164)	-	0,143 (0,183)
Clima escolar	-	-0,180*** (0,047)	-	-0,156*** (0,052)
<i>Dummies</i> de UF	Sim	Sim	Sim	Sim
Constante	185,825*** (1,512)	183,288*** (1,648)	184,508*** (1,700)	181,671*** (1,832)
Número de Observações	21,060	20,317	21,060	20,317
R2	0,550	0,565	0,565	0,584

Fonte: Prova Brasil e Censo Escolar 2011. Elaboração própria. Nota: Erros-padrão entre parênteses.

Tabela 6: Índices de desigualdade e parcela da desigualdade de oportunidade (para escolas)

	5º ano		9º ano	
	Língua Portuguesa	Matemática	Língua Portuguesa	Matemática
Índice observado	0,00612% (0,0)	0,00696% (0,0)	0,00302% (0,0)	0,00360% (0,0)
Índice após equalizar circunstâncias e (sem esforços)	0,00235% (0,0)	0,00285% (0,0)	0,00134% (0,0)	0,00155% (0,0)
Efeito das circunstâncias (total)	61,60000% (0,029%)	59,10000% (0,031%)	55,60000% (0,039%)	56,90000% (0,039%)
Índice após equalizar circunstâncias e (controlando esforços)	0,00238% (0,0)	0,00289% (0,0)	0,00135% (0,0)	0,00156% (0,0)
Efeito direto	61,10000%	58,50000%	55,30000%	56,70000%
direto/total	(0,03100%) [99,2%]	(0,03300%) [99,0%]	(0,03900%) [99,4%]	(0,04000%) [99,5%]
Efeito indireto	0,50000%	0,60000%	0,30000%	0,30000%
indireto/total	(0,00900%) [0,8%]	(0,01000%) [1,0%]	(0,00700%) [0,6%]	(0,00700%) [0,5%]

Fonte: Prova Brasil e Censo Escolar 2011. Elaboração própria. Nota: Índice *L* de Theil. Erros-padrão entre parênteses, gerados via *bootstrap*.

Tabela 7: Índices de desigualdade e parcela da desigualdade de oportunidade (para redes)

	5º ano		9º ano	
	Língua Portuguesa	Matemática	Língua Portuguesa	Matemática
Índice observado	0,00612% (0,0)	0,00696% (0,0)	0,00302% (0,0)	0,00360% (0,0)
Índice após equalizar circunstâncias e (sem esforços)	0,00302% (0,0)	0,00363% (0,0)	0,00171% (0,0)	0,00210% (0,0)
Efeito das circunstâncias (total)	50,70000% (0,032%)	47,80000% (0,032%)	43,40000% (0,036%)	41,70000% (0,037%)
Índice após equalizar circunstâncias e (controlando esforços)	0,00308% (0,0)	0,00380% (0,0)	0,00175% (0,0)	0,00215% (0,0)
Efeito direto	49,70000%	45,40000%	42,10000%	40,30000%
direto/total	(0,03800%) [98,1%]	(0,04000%) [94,9%]	(0,04600%) [96,9%]	(0,04700%) [96,7%]
Efeito indireto	1,00000%	2,40000%	1,30000%	1,40000%
indireto/total	(0,00800%) [1,9%]	(0,00900%) [5,1%]	(0,01000%) [3,1%]	(0,01100%) [3,3%]

Fonte: Prova Brasil e Censo Escolar 2011. Elaboração própria. Nota: Índice *L* de Theil. Erros-padrão entre parênteses, gerados via *bootstrap*.

Tabela 8: Desigualdade de oportunidades de cada circunstância e pesos relativos - 5º ano

	Língua Portuguesa			Matemática		
	Efeito Total	Direto	Indireto	Efeito Total	Direto	Indireto
Alunos	49,700% (0,034%) [72,4%]	41,500% (0,055%) [60,5%]	8,200% (0,035%) [11,9%]	46,100% (0,038%) [63,7%]	35,500% (0,059%) [49,0%]	10,600% (0,041%) [14,7%]
Diretores e professores	3,100% (0,028%) [4,5%]	-3,400% (0,052%) [-5,0%]	6,500% (0,044%) [9,5%]	3,300% (0,030%) [4,6%]	-5,000% (0,053%) [-6,9%]	8,300% (0,047%) [11,5%]
Dotação de recursos	4,700% (0,034%) [6,9%]	-2,600% (0,056%) [-3,8%]	7,400% (0,045%) [10,7%]	5,300% (0,035%) [7,3%]	-4,000% (0,056%) [-5,6%]	9,300% (0,048%) [12,9%]
Contexto de gestão	11,100% (0,066%) [16,2%]	5,900% (0,075%) [8,6%]	5,200% (0,047%) [7,6%]	17,700% (0,064%) [24,4%]	10,200% (0,077%) [14,1%]	7,500% (0,046%) [10,3%]

Fonte: Prova Brasil e Censo Escolar 2011. Elaboração própria. Nota: Erros-padrão entre parênteses, gerados via *bootstrap*. Valor entre colchetes corresponde à parcela do efeito da desigualdade de oportunidades sobre a soma das desigualdades em cada coluna.

Tabela 9: Desigualdade de oportunidades de cada circunstância e pesos relativos - 9º ano

	Língua Portuguesa			Matemática		
	Efeito Total	Direto	Indireto	Efeito Total	Direto	Indireto
Alunos	41,100% (0,044%) [102,4%]	36,800% (0,054%) [91,7%]	4,300% (0,032%) [10,7%]	38,600% (0,051%) [101,3%]	33,600% (0,061%) [88,2%]	5,000% (0,033%) [13,1%]
Diretores e professores	3,000% (0,033%) [7,4%]	-1,700% (0,050%) [-4,1%]	4,600% (0,040%) [11,6%]	3,300% (0,034%) [8,7%]	-2,200% (0,054%) [5,8%]	5,600% (0,040%) [14,6%]
Dotação de recursos	3,300% (0,037%) [8,3%]	-1,700% (0,052%) [-4,1%]	5,000% (0,040%) [12,4%]	3,300% (0,035%) [8,7%]	-2,500% (0,054%) [-6,6%]	5,800% (0,040%) [15,3%]
Contexto de gestão	-7,300% (0,089%) [-18,2%]	-7,600% (0,090%) [-19,0%]	0,300% (0,041%) [0,8%]	-7,200% (0,101%) [-19,0%]	-7,500% (0,102%) [-19,7%]	0,300% (0,044%) [0,7%]

Fonte: Prova Brasil e Censo Escolar 2011. Elaboração própria. Nota: Erros-padrão entre parênteses, gerados via *bootstrap*. Valor entre colchetes corresponde à parcela do efeito da desigualdade de oportunidades sobre a soma das desigualdades em cada coluna.

Tabela 10: Peso de cada circunstância sobre o efeito total da desigualdade de oportunidades

	5º ano		9º ano	
	Língua Portuguesa	Matemática	Língua Portuguesa	Matemática
Nível socioeconômico dos alunos	43,800% (0,039%)	39,100% (0,043%)	39,700% (0,043%)	37,500% (0,048%)
Composição do corpo discente	20,900% (0,048%)	19,800% (0,049%)	21,500% (0,058%)	26,100% (0,052%)
Perfil dos gestores	1,600% (0,028%)	1,400% (0,026%)	2,300% (0,032%)	2,200% (0,033%)
Perfil dos docentes	2,800% (0,030%)	2,900% (0,029%)	2,600% (0,031%)	2,800% (0,033%)
Tempo de dedicação do professor	1,300% (0,028%)	1,000% (0,026%)	1,700% (0,031%)	1,700% (0,032%)
Recursos financeiros	1,500% (0,028%)	1,400% (0,027%)	1,700% (0,031%)	1,700% (0,032%)
Manutenção e conservação da escola	2,300% (0,030%)	2,200% (0,031%)	2,600% (0,034%)	2,500% (0,034%)
Espaços e recursos didático-pedagógicos	2,100% (0,035%)	2,300% (0,035%)	1,700% (0,036%)	1,700% (0,035%)
Equipamentos	3,100% (0,034%)	3,000% (0,036%)	2,600% (0,035%)	2,800% (0,037%)
Leis e normas	11,800% (0,069%)	18,000% (0,065%)	-6,000% (0,092%)	-6,900% (0,094%)
Localização	1,600% (0,028%)	1,600% (0,028%)	2,000% (0,031%)	2,800% (0,033%)
Complexidade de gestão	0,800% (0,029%)	0,900% (0,027%)	1,000% (0,032%)	1,700% (0,033%)
Tamanho das turmas	1,100% (0,028%)	1,100% (0,028%)	1,700% (0,032%)	1,900% (0,035%)

Fonte: Prova Brasil e Censo Escolar 2011. Elaboração própria. Nota: Erros-padrão entre parênteses, gerados via *bootstrap*.

Apêndice A

Tabela A.1: Descrição da construção das variáveis/indicadores por dimensão

Dimensão e Item	Indicador	Variáveis
<u>Leis e normas</u>		
Dependência administrativa ¹		<i>dummy</i> (1: rede estadual; 0: rede municipal)
Unidade da Federação ¹		<i>dummies</i> de UF
<u>Localização</u>		
Identificador do município ¹	Índice: soma (0 a 19)	<i>dummy</i> (1: capital; 0: demais municípios)
Atentado à vida: professores, funcionários, alunos (2) ²		<i>dummies</i> (1: sim; 0: não)
Furto, roubo: professores, funcionários, alunos (4) ²		<i>dummies</i> (1: sim; 0: não)
Furto, roubo, depredação, pichação (8) ²		<i>dummies</i> (1: sim; 0: não)
Consumo, tráfico drogas (5) ²		<i>dummies</i> (1: sim; 0: não)
<u>Recursos financeiros</u>		
Insuficiência de recursos financeiros ²	Índice: soma (0 a 4)	<i>dummy</i> (0: sim, grave; sim, não grave; 1: não)
Recursos de financiamento (3) ²		<i>dummies</i> (1: sim; 0: não)
<u>Complexidade de gestão</u>		
Número de matrículas ⁵		total de matrículas da escola
Etapa de ensino ⁵		<i>dummy</i> (1: escola oferece mais de uma etapa de ensino; 0: c.c.)
<u>Perfil dos gestores</u>		
Área do curso de pós-graduação ²		<i>dummy</i> (1: educação, enfatizando gestão; 0: c.c.)
Tempo como diretor ²		<i>dummy</i> (1: cinco anos ou mais; 0: menos de cinco anos)
<u>Perfil dos docentes</u>		
Formação:	Índice: soma (0 a 2)	
Cursos de pós-graduação ³		<i>dummy</i> (1: fez pós-graduação; 0: c.c.)
Fez formação continuada ³		<i>dummy</i> (1: sim; 0: não)
Experiência:	Índice: soma (0 a 2)	
Tempo como professor ³		<i>dummy</i> (1: 15 anos ou mais; 0: menos de 15 anos)
Tempo como professor na escola ³		<i>dummy</i> (1: 5 anos ou mais; 0: menos de 5 anos)
Tempo de dedicação do professor	Índice: soma (0 a 3)	
Exerce outra atividade ³		<i>dummy</i> (1: não; 0: sim, na área de educação; sim, fora da área de educação)
Em quantas escolas trabalha ³		<i>dummy</i> (1: em uma escola; 0: mais de uma escola)
Alta rotatividade do corpo docente ²		<i>dummy</i> (1: sim, grave; sim, não grave; 0: não)
<u>Composição do corpo discente</u>		
Sexo ⁴	-	<i>dummy</i> (1: menino; 0: menina)
Distorção idade-série ⁴		<i>dummy</i> (=1: atrasado; =0: c.c.). Construída a partir da idade ou ano de nascimento do aluno
Cor, raça ⁴	-	<i>dummy</i> (1: branco; 0: c.c.)

Nota: números entre parênteses correspondem a quantidade de perguntas que compõem cada item. Fontes: ¹Censo Escolar 2011 (escolas); ²Prova Brasil 2011 (diretores);

³Prova Brasil 2011 (professores); ⁴Prova Brasil 2011 (alunos); ⁵Censo Escolar 2011 (turmas).

Tabela A.1: Descrição da construção das variáveis/indicadores por dimensão (continuação)

Dimensão e Item	Indicador	Variáveis
<u>NSE alunos</u>	Índice: soma (0 a 34)	
TV em cores ⁴		categórica (0: não; 1: sim, uma; 2: sim, duas; 3: sim, três ou mais)
Rádio ⁴		categórica (0: não; 1: sim, um; 2: sim, dois; 3: sim, três ou mais)
Videocassete ou DVD ⁴		<i>dummy</i> (1: sim; 0: não)
Geladeira ⁴		categórica (0: não; 1: sim, uma; 2: sim, duas)
Freezer (2) ⁴		<i>dummies</i> (1: sim; 0: não)
Máquina de lavar roupa ⁴		<i>dummy</i> (1: sim; 0: não)
Carro ⁴		categórica (0: não; 1: sim, um; 2: sim, dois; 3: sim, três ou mais)
Computador ⁴		categórica (0: não; 1: sim, sem internet; 2: sim, com internet)
Banheiro ⁴		categórica (0: não; 1: sim, um; 2: sim, dois; 3: sim, três; 4: sim, mais de três)
Empregada doméstica ⁴		categórica (0: não; 1: diarista; 2: todos os dias; 3: duas ou mais, todos os dias)
Quartos para dormir ⁴		categórica (0: não; 1: sim, um; 2: sim, dois; 3: sim, três; 4: sim, mais de três)
Até que série mãe estudou ⁴		categórica (0: nunca; 1: EF1 incomp.; 2: EF2 incomp.; 3: EM incomp.; 4: EM completo; 5: ES)
Mãe sabe ler e escrever ⁴		<i>dummy</i> (1: sim; 0: não)
<u>Manutenção e conservação da escola</u>		
Conservação salas, banheiros, instalação hidráulica e elétrica (4) ¹	Índice: soma (0 a 4)	<i>dummies</i> (1: bom; 0: regular, ruim)
Salas de aulas arejadas e iluminadas (2) ¹	Índice: soma (0 a 2)	<i>dummies</i> (1: sim; 0: não)
<u>Equipamentos</u>	Índice: soma (0 a 15)	
Existência e condições de uso:		
Computador, internet, impressora (professor, administração) (4) ¹		<i>dummies</i> (1: bom; 0: regular, ruim, inexistente)
Copiadora, mimeógrafo, retroprojetor, projetor slides (4) ¹		<i>dummies</i> (1: bom; 0: regular, ruim, inexistente)
TV, vídeo, DVD, parabólica (3) ¹		<i>dummies</i> (1: bom; 0: regular, ruim, inexistente)
Telefone, FAX (2) ¹		<i>dummies</i> (1: bom; 0: regular, ruim, inexistente)
Câmera fotográfica, som (2) ¹		<i>dummies</i> (1: bom; 0: regular, ruim, inexistente)
<u>Espaços e disponibilidade de recursos didático-pedagógicos</u>		
Existência e condições de uso:	Índice: soma (0 a 11)	
Computador, internet (alunos) (2) ¹		<i>dummies</i> (1: bom; 0: regular, ruim, inexistente)
Fitas de vídeo, DVD's (2) ¹		<i>dummies</i> (1: bom; 0: regular, ruim, inexistente)
Biblioteca, laboratório, auditório, quadra (4) ¹		<i>dummies</i> (1: bom; 0: regular, ruim, inexistente)
Salas música, artes, leitura (3) ¹		<i>dummies</i> (1: bom; 0: regular, ruim, inexistente)

Nota: números entre parênteses correspondem a quantidade de perguntas que compõem cada item. Fontes: ¹Censo Escolar 2011 (escolas); ²Prova Brasil 2011 (diretores); ³Prova Brasil 2011 (professores); ⁴Prova Brasil 2011 (alunos); ⁵Censo Escolar 2011 (turmas).

Tabela A.1: Descrição da construção das variáveis/indicadores por dimensão (continuação)

Dimensão e Item	Indicador	Variáveis
Livros:	Índice: soma (0 a 2)	
Chegaram em tempo para início das aulas ²		<i>dummy</i> (1: sim; 0: não)
Faltaram para os alunos ²		<i>dummy</i> (1: não; 0: sim)
<u>Uso de recursos didático-pedagógicos</u>		
Professor utiliza em sala de aula:	Índice: soma (0 a 11)	
Jornais, revistas, livros (5) ³		<i>dummies</i> (1: sim; 0: não, não, porque não tem)
Retroprojeto, projetor slides, fitas de vídeo, DVD's (4) ³		<i>dummies</i> (1: sim; 0: não, não, porque não tem)
Computador, internet (2) ³		<i>dummies</i> (1: sim; 0: não, não, porque não tem)
<u>Práticas pedagógicas tradicionais</u>	Índice: soma (0 a 19)	
Frequência de utilização da prática pedagógica (LP):		
Copiar textos, exercitar gramática, fixar conceitos (4) ³		<i>dummies</i> (1: semanalmente; 0: menor frequência)
Discutir, ler, escrever textos (jornais, revistas) (5) ³		<i>dummies</i> (1: menor frequência; 0: semanalmente)
Frequência de utilização da prática pedagógica (Matemática):		
Fixar regras e procedimentos de cálculos (3) ³		<i>dummies</i> (1: semanalmente; 0: menor frequência)
Resolver e discutir temas do cotidiano ou problemas complexos (4) ³		<i>dummies</i> (1: menor frequência; 0: semanal)
Experimentar modos e ações alternativas para solução de problemas (2) ³		<i>dummies</i> (1: menor frequência; 0: semanal)
Interpretar os resultados numéricos ³		<i>dummy</i> (1: menor frequência; 0: semanal)
<u>Currículo</u>		
Parcela do currículo cumprido ³		<i>dummy</i> (1: mais de 80%; 0: demais respostas)
<u>Tamanho das turmas</u>		
Número de matrículas e número de turmas ⁵		média do número de alunos por turma
<u>Alocação das turmas</u>		
Critério utilizado para formação das turmas ²		<i>dummy</i> (1: homogênea, quanto idade ou rendimento; 0: c.c.)
<u>Uso do tempo</u>	Índice: soma (0 a 4)	
Ocorreu na escola:		
Falta professores para disciplinas ou séries ²		<i>dummy</i> (1: não; 0: sim, grave; sim, não grave)
Absenteísmo docente, discente (2) ²		<i>dummies</i> (1: não; 0: sim, grave; sim, não grave)
Problemas disciplinares ²		<i>dummy</i> (1: não; 0: sim, grave; sim, não grave)
<u>Planejamento escolar</u>	Índice: soma (0 a 2)	
Professor participou do projeto pedagógico ³		<i>dummy</i> (1: sim; 0: não)
Diretor envolveu professores no projeto pedagógico ²		<i>dummy</i> (1: sim; 0: não)

Nota: números entre parênteses correspondem a quantidade de perguntas que compõem cada item. Fontes: ¹Censo Escolar 2011 (escolas); ²Prova Brasil 2011 (diretores);

³Prova Brasil 2011 (professores); ⁴Prova Brasil 2011 (alunos); ⁵Censo Escolar 2011 (turmas).

Tabela A.1: Descrição da construção das variáveis/indicadores por dimensão (continuação)

Dimensão e Item	Indicador	Variáveis
<u>Liderança do diretor</u>	Índice: soma (0 a 9)	
Diretor motiva, estimula, gera comprometimento (3) ³		<i>dummies</i> (1: concordo totalmente; 0: c.c.)
Respeito e confiança professor-diretor (3) ³		<i>dummies</i> (1: concordo totalmente; 0: c.c.)
Diretor prioriza aprendizado, manutenção e normas (3) ³		<i>dummies</i> (1: concordo totalmente; 0: c.c.)
<u>Participação dos professores nas decisões/coesão</u>	Índice: soma (0 a 6)	
Participo das decisões ³		<i>dummy</i> (1: concordo totalmente; 0: demais respostas)
Professores consideram minhas ideias ³		<i>dummy</i> (1: concordo totalmente; 0: demais respostas)
Levo em consideração ideias dos colegas ³		<i>dummy</i> (1: concordo totalmente; 0: demais respostas)
Ensino influenciado pela troca de ideias dos professores ³		<i>dummy</i> (1: concordo totalmente; 0: demais respostas)
Professores coordenam conteúdo das disciplinas entre séries ³		<i>dummy</i> (1: concordo totalmente; 0: demais respostas)
Há colaboração para o funcionamento da escola ³		<i>dummy</i> (1: concordo totalmente; 0: demais respostas)
<u>Conhecimento dos resultados educacionais</u>		
Professor conhece IDEB (escola, município, estado) (3) ³		<i>dummies</i> (1: sim; 0: não)
<u>Expectativa em relação ao sucesso dos alunos</u>	Índice: soma (0 a 2)	
Quantos alunos concluirão o ensino médio ³		<i>dummy</i> (1: quase todos; 0: c.c.)
Quantos alunos concluirão o ensino superior ³		<i>dummy</i> (1: mais da metade; 0: c.c.)
<u>Participação dos pais</u>	Índice: soma (0 a 2)	
O conselho de escola é composto por pais ²		<i>dummy</i> (1: sim; 0: não)
Quantas vezes o conselho se reuniu ²		<i>dummy</i> (1: 3 vezes ou mais; 0: demais respostas)
<u>Clima escolar</u>	Índice: soma (0 a 21)	
Ameaça, agressão verbal e física (21) ³		<i>dummies</i> (1: sim; 0: não)

Nota: números entre parênteses correspondem a quantidade de perguntas que compõem cada item. Fontes: ¹Censo Escolar 2011 (escolas); ²Prova Brasil 2011 (diretores); ³Prova Brasil 2011 (professores); ⁴Prova Brasil 2011 (alunos); ⁵Censo Escolar 2011 (turmas).

CHOQUES NO SPREAD DE CRÉDITO BANCÁRIO E SUAS IMPLICAÇÕES PARA A CONDUÇÃO DA POLÍTICA MONETÁRIA NO BRASIL

ANDRÉ FRANCISCO NUNES DE NUNES *
MARCELO SAVINO PORTUGAL †

Resumo

O trabalho busca analisar a transmissão dos choques no *spread* de crédito bancário para as demais variáveis da economia e suas implicações para a condução da política monetária no Brasil. Para isso, foi estimado um modelo DSGE com fricções financeiras. A inclusão do *spread* de crédito não altera a resposta do modelo DSGE em relação aos choques exógenos tradicionais. Porém, quando existem choques exógenos sobre o *spread* de crédito, o impacto sobre o ciclo econômico foi significativo e a adoção de uma regra de política monetária ajustada pelo *spread* pode estabilizar a economia mais rapidamente.

Palavras-chave: DSGE, Mercado de Crédito; Fricções Financeiras; Política Monetária.

Abstract

This paper seeks to analyze the transmission of shocks in the banking credit *spread* for the other variables of the economy and its implications for the conduct of monetary policy in Brazil. We do so by estimating a DSGE model with financial frictions. The inclusion of credit *spread* does not significantly changes the DSGE model responses to traditional exogenous shocks. However, in the case of shocks on the credit *spread*, the impact on the business cycle was significant and a monetary policy rule set by the *spread* can achieve a faster stabilization of the economy than a traditional rule.

Keywords: DSGE; Credit Market; Financial Frictions; Monetary Policy.

JEL classification: E52, E32, E44.

DOI: <http://dx.doi.org/10.11606/1980-5330/ea130574>

* Economista-Chefe do Sistema FIERGS e aluno de doutorado do PPGE/UFRGS. Email: andrefnunes@gmail.com.

† Professor do PPGE/UFRGS e do PPGA/UFRGS e pesquisador do CNPq.

1 Introdução

Os modelos DSGE, em geral, utilizam baixa, ou nenhuma, fricção no mercado financeiro, e devido à possibilidade de arbitragem, as taxas de juros de maturidades semelhantes convergem para o mesmo valor. Assim, a existência de uma única taxa de juros é suficiente para representar uma economia sem fricções financeiras. Nesse caso, a taxa de juros precisa assumir papéis diversos: de taxa básica de operação da política monetária, taxa de retorno de todas as famílias e firmas por poupar e taxa a que qualquer agente pode tomar emprestado contra a renda futura.

Nesse arcabouço, o próprio comportamento maximizador das famílias e das firmas faz com que os fluxos gerados pelas empresas cheguem até as famílias sem a necessidade de fluxos de crédito em equilíbrio. Portanto, as perturbações no mercado de crédito e as variações no *spread* bancário não têm impactos na alocação de recursos da economia.

Porém, mais recentemente, diversos trabalhos procuraram reexaminar as evidências sobre a relação entre os *spreads* de crédito e da atividade econômica, principalmente colocando os insights da crise de 2008 como, por exemplo, as recessões que têm como origem um choque no setor financeiro. Para isso, os modelos teóricos, em especial os modelos DSGE, passaram por aprimoramentos para incorporar a possibilidade da existência de mais de uma taxa de juros na economia, bem como a transmissão das perturbações no *spread* para as demais variáveis do modelo.

A crise internacional também colocou questionamentos sobre a condução da política monetária tradicional. O limite zero da taxa de juros e as medidas alternativas, como aquelas de *quantitative easing* ganharam espaço na discussão teórica e empírica. Os trabalhos de McCulley & Toloui (2008) e Taylor et al. (2008), ao observarem o mercado de crédito, identificaram que um primeiro indicador nos momentos de estresse no mercado financeiro é o aumento do *spread* entre as taxas de juros de referência para a política monetária e aquela pela qual os consumidores tomam emprestado e que a política monetária tradicional não consegue dar respostas satisfatórias. Diante disso, esses autores levantaram a hipótese de que uma Regra de Taylor ajustada pelos movimentos no *spread* seria uma forma adequada para a condução da política monetária em momentos de estresse no mercado financeiro. Porém, coube a Cúrdia & Woodford (2010) formular um modelo e testar o comportamento dessa alternativa para a política monetária.

Assim, Cúrdia & Woodford (2010) propuseram uma extensão do modelo de Woodford & Walsh (2003) para incorporar a existência de um diferencial entre as taxas de juros disponíveis aos poupadores e tomadores de empréstimos, que pode variar por razões tanto endógenas quanto exógenas. Nesse modelo, mesmo em equilíbrio haverá *spread* entre as taxas de juros, e variações no grau de endividamento dos agentes, consumidores e governo produzem efeitos alocativos. Nessa economia, a política monetária, por sua vez, pode responder não somente às variações na taxa de inflação e hiato do produto por meio de uma regra simples, como também por meio de uma regra ajustada pelo *spread* de crédito da economia.

Segundo os autores, é plausível imaginar que a variação no *spread* bancário possui efeitos na alocação de recursos da economia. Mesmo nas economias com sistema financeiro mais avançado, verifica-se grande diferença entre os *spreads*, bem como uma variação destes ao longo do tempo, principalmente

nos períodos de estresse financeiro. Nesse contexto, um aperto monetário, seja ele resultado direto da política monetária ou de fatores exógenos, está relacionado com variações nos *spreads*, bem como com a redução real no dispêndio e aumento no desemprego da economia.

Do ponto de vista teórico, o modelo de Cúrdia & Woodford (2010) se diferencia daqueles que seguem a linha de Bernanke & Gertler (1989) porque há mais de um agente consumidor e as fricções ocorrem no âmbito das famílias, sendo que a estrutura das firmas permanece semelhante à do modelo Keynesiano tradicional. Na literatura de modelos DSGE com fricções financeiras, trabalhos com foco no crédito para as famílias são mais escassos em comparação àqueles que tratam do prêmio de financiamento externo para as firmas. Nessa linha, destacam-se os trabalhos de Goodfriend & McCallum (2007), que conseguiram incorporar múltiplas taxas de juros em um modelo DSGE de pequena escala, e De Fiore & Tristani (2011), os quais também elaboraram um modelo com mercado de crédito em que a taxa pela qual os agentes tomam emprestado é distinta da taxa de juros da política monetária. O modelo de Cúrdia & Woodford (2010) utilizou diversos elementos desses trabalhos anteriores para criar um modelo mais complexo, com dois tipos de agentes consumidores dentro da estrutura dos modelos Novos Keynesianos.

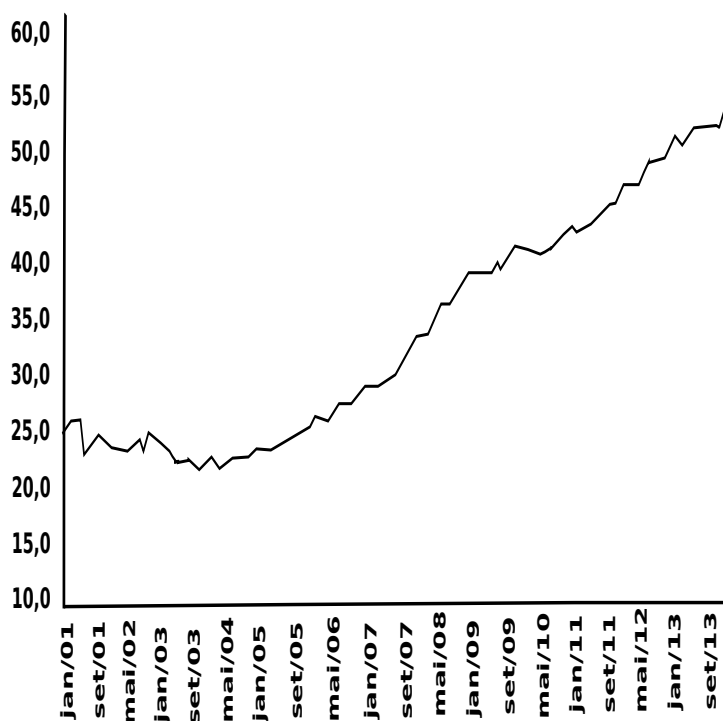
No caso do Brasil, a literatura que busca analisar a formação e os determinantes dos *spreads* bancários é bastante consolidada. Um dos trabalhos pioneiros nessa linha foi elaborado por Aronovich (1994), que estimou os efeitos da taxa de inflação e da atividade econômica sobre o *spread* e indicou que a inflação tende a aumentar a diferença entre a taxa básica de juros e as taxas praticadas no mercado de crédito. Já Afanasieff et al. (2002) utilizam dados macro e microeconômicos para explicar os movimentos do *spread* no Brasil e sugerem que as variáveis macro, como inflação e variações no produto, são as mais relevantes para explicar o comportamento do *spread*.

Na literatura de modelos DSGE aplicados à economia brasileira é possível destacar trabalhos que buscam inserir os intermediários financeiros como um agente econômico. Costa (2011), desenvolveu um modelo DSGE de médio porte com um setor bancário. A existência de fricções financeiras implica *pass-through* imperfeito da política monetária, atenuando os efeitos do choque monetário, por conta da formação do custo marginal bancário e da estrutura de mercado adotada. Nessa mesma linha, Aranha (2012) incorporou o setor bancário num modelo DSGE com fricções financeiras para a economia brasileira e avaliou o impacto nos preços, produto, investimento e consumo. O autor aponta que a redução das fricções financeiras teriam uma influência positiva no investimento, consumo e produto. Entretanto, a elevação dos *spreads* ajudaria a conter o avanço nos níveis de preços em decorrência de choques na economia brasileira.

Os trabalhos de Santin (2013), Carvalho et al. (2013), e Nunes & Portugal (2015) também utilizaram uma modelagem para o setor financeiro com o objetivo mais específico de investigar o papel das políticas monetárias não tradicionais na condução da política monetária. No caso de Santin (2013), uma das principais conclusões é que a introdução das fricções financeiras e de políticas de crédito e compulsório piorou a potência da política monetária, em que pese a diminuição da amplitude do ciclo econômico. No trabalho de Carvalho et al. (2013), os autores mostram que o impacto da política monetária no lado real da economia é substancialmente maior do que no caso em que se utiliza as políticas não tradicionais. Entretanto, eles mostram que em cenários mais

extremos, em que o capital dos bancos está severamente debilitado, a injeção de capital nos bancos pode mitigar substancialmente os impactos da escassez de crédito na economia real. Nesse contexto, Nunes & Portugal (2015) estimaram com dados da economia brasileira um modelo DSGE com instituições financeiras para analisar os impactos das políticas não tradicionais na condução da política monetária. As conclusões apontaram para a maior eficiência da política monetária tradicional para estabilizar a economia. Embora, uma política de crédito se mostre mais efetiva para mitigar os efeitos de uma crise financeira.

Entretanto, a metodologia proposta por Cúrdia & Woodford (2010), e que será utilizada como referência nesse trabalho, não faz a modelagem do sistema financeiro como um agente econômico, as fricções financeiras surgem do custo de transação entre poupadores e tomadores, o que gera modelos de menor escala. Nessa linha, destaca-se o trabalho de Kanczuk (2013), que elabora um modelo DSGE aplicado à economia brasileira com o objetivo de avaliar as políticas macroprudenciais. O modelo utiliza elementos de Bernanke et al. (1999) e Cúrdia & Woodford (2010) e o trabalho tem o objetivo de extrair os prêmios de financiamento externo para as famílias e firmas e comparar com os dados de crédito.



Fonte: Banco Central do Brasil (2014).

Figura 1: Saldo real das operações de crédito ao setor privado em relação ao PIB

Ainda dentro da metodologia de Cúrdia & Woodford (2010), Vega Filho (2013) realizou simulações com parâmetros calibrados para economia brasileira. O trabalho verificou que o endividamento dos agentes aumenta mais no modelo com fricções, em comparação com o modelo sem fricções financeiras

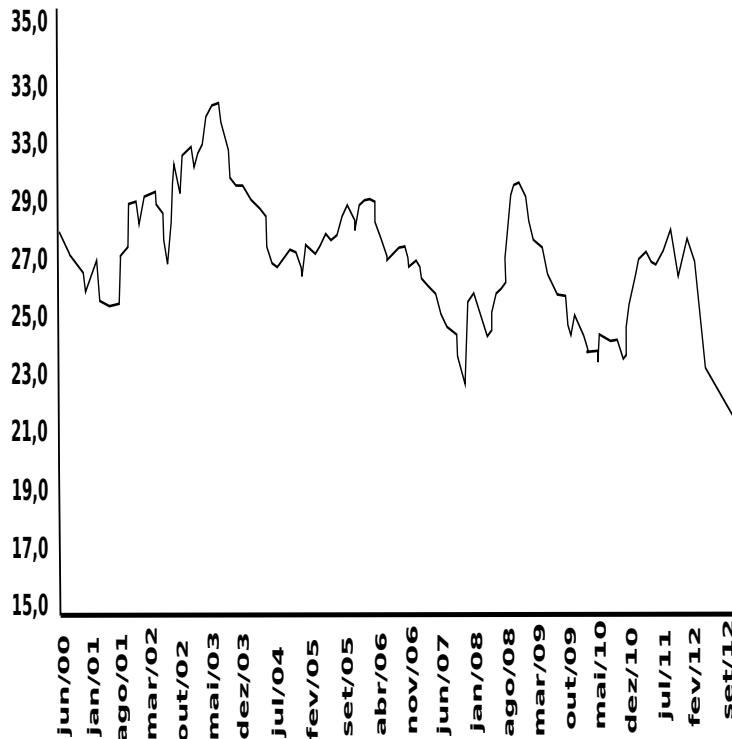
em resposta a um choque exógeno de política monetária. Esse comportamento decorreu da maior sensibilidade do endividamento à queda na atividade e ao aumento no *spread* de crédito. Nesse modelo, o aumento na taxa de juros determinada pelo Banco Central, que é a mesma taxa de captação do sistema financeiro, aumenta menos do que proporcionalmente em relação ao aumento na taxa de juros para os tomadores finais, em decorrência da queda na atividade e dos custos de intermediação, o que explica o aumento no *spread* de crédito.

A análise do papel do *spread* de crédito nos ciclos econômicos ganha importância no contexto da economia brasileira na medida em que houve forte expansão do crédito e redução dos *spreads* entre as taxas de juros durante a última década. A Figura 1 mostra a participação do crédito na economia, que dobrou de tamanho, passando de 26,1 pontos percentuais de participação no PIB em janeiro de 2001 para 53,0 em janeiro de 2014. Essa transformação é positiva na medida em que possibilita o crescimento nos investimentos privados, a suavização do consumo no tempo e o alongamento do horizonte de planejamento dos agentes.

Por outro lado, abre-se espaço para que as oscilações no sistema financeiro tenham impactos potenciais mais significativos no lado real da economia. A Figura 2 mostra o comportamento cíclico do *spread* médio mensal das operações de crédito com recursos livres e observa-se também que os picos ocorrem em momentos de recessão e maior incerteza econômica. Dessa forma, se considerada a hipótese de que as oscilações nessa variável possuem efeitos reais e de alocação, o aumento da participação do crédito na economia brasileira pode significar uma fonte a mais de perturbação dos ciclos econômicos. Portanto, essa característica motiva o estudo dos impactos potenciais das variáveis de crédito sobre as demais variáveis macroeconômicas, bem como sobre a condução da política monetária.

O objetivo deste artigo será estimar o modelo de Cúrdia & Woodford (2010) para a economia brasileira e analisar o comportamento da economia frente a diferentes perturbações exógenas do modelo com fricções financeiras e a sua versão sem essas fricções. Os choques nas variáveis que influenciam o *spread* de crédito terão como variáveis de resposta o produto, taxa de inflação, taxa de juros, *spread* e endividamento das famílias. Além disso, será estimada a regra de política monetária ótima do modelo com *spread* e avaliar o desempenho da política monetária conduzida a partir de uma regra ajustada pelo *spread*.

Na próxima seção será apresentado o modelo de Cúrdia & Woodford (2010). Na segunda seção será realizada a estimação do modelo com fricções financeiras por métodos Bayesianos, o qual será comparado com o modelo sem fricções financeiras. Na terceira seção serão realizadas as simulações de impulso e resposta dos modelos com e sem fricções financeiras. Em seguida, na quarta parte do trabalho, será apresentado o problema de minimização da função de perda do Banco Central no modelo com fricções financeiras. Na quinta seção consta a proposta para uma Regra de Taylor ajustada pelo *spread*, na qual a autoridade monetária leva em conta as variações no *spread* para a condução da política monetária. A última parte será destinada às considerações finais.



Fonte: Banco Central do Brasil (2014). *Pré-fixado, pós-fixado e flutuante.

Figura 2: *Spread* médio mensal das operações de crédito com recursos livres* – % ao ano

2 O modelo Novo Keynesiano com *spread* nas taxas de juros

Esta seção apresentará o modelo com fricções financeiras de Cúrdia & Woodford (2010) que foi formulado tendo como base Woodford & Walsh (2003). A apresentação dará mais ênfase à parte dos consumidores, que é onde há uma diferenciação em relação à literatura tradicional e são inseridas as fricções financeiras. As demais partes seguem a literatura tradicional semelhante ao apresentado em Woodford & Walsh (2003) e serão apresentadas de maneira mais breve.

O modelo assume a hipótese de que as instituições financeiras captam os seus recursos por meio dos depósitos do público com um custo equivalente à taxa de juros utilizada como instrumento de política monetária pelo Banco Central. Contudo, a taxa para os tomadores finais será diferente da taxa fixada pela autoridade monetária. Os tomadores pagarão um *spread* sobre a taxa básica, que refletirá as fontes de fricções financeiras do modelo, tais como custos de transação e choques exógenos sobre as condições financeiras dos agentes da economia.

Ao longo do trabalho os termos *spread* de crédito e *spread* bancário serão utilizados como sinônimos. O *spread* é entendido como a diferença entre a taxa de juros dos empréstimos e a taxa de captação. No modelo, a taxa de captação das instituições financeiras será a taxa básica de juros da economia, que será a remuneração da poupança das famílias.

Nesse modelo, os consumidores são heterogêneos e se dividem entre pou-

padores e tomadores de empréstimos. Contudo, não existe um estado imutável para cada tipo de agente. Uma família poupadora pode se transformar em tomadora de crédito e vice-versa. O bem estar auferido da despesa com consumo é diferente para cada família i , que busca maximizar o valor presente da sua função de utilidade que apresenta a seguinte forma:

$$E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t [u^{\tau_t(i)}(c_t(i); \xi_t) - \int_0^1 v(h_t(j); i); \xi_t) d_j] \quad (1)$$

em que $\tau_t(i) \in (b, s)$ indica o tipo de cada família, tomadora ou emprestadora, no tempo t . Assim, haverá duas funções de utilidade $u^b(c; \xi)$ e $u^s(c; \xi)$, que estarão sujeitas a um vetor de choques aleatórios ξ_t . A economia conta com um contínuo de bens de consumo diferenciados, $c_t(i)$, que são ofertados pelas firmas num mercado de concorrência monopolística e agregados na metodologia de Dixti-Stiglitz. De maneira semelhante, as famílias ofertam mão de obra especializada $j(i)$ e são contratadas pelas firmas. Além disso, a função de utilidade aditiva conta com uma desutilidade no trabalho, $v(h; \xi)$, que é a mesma para todos os agentes e está sujeita à choques aleatórios, ξ_t .

O tipo de cada agente $\tau_t(i)$ evolui de acordo com um processo de Markov com dois estados. Em cada período existe a probabilidade $1 - \delta$ (com $0 \leq \delta < 1$) de o agente assumir um novo tipo e, caso contrário, ele permanecerá com o mesmo tipo do período anterior. Portanto, o agente assume o tipo b com probabilidade π_b e o tipo s com probabilidade π_s , de forma que $0 < \pi_b, \pi_s < 1$ e $\pi_b + \pi_s = 1$. Também se assume que $u_c b(c; \xi) > u_c s(c; \xi)$ para todos os níveis de consumo, c . Isso implica que uma mudança no tipo da família altera a sua propensão a consumir, dado o choque ξ , e a família poupadora tem uma menor propensão a consumir em comparação com a família tomadora de crédito. No caso de $u_c b(c; \xi) = u_c s(c; \xi)$ para todos os períodos, teremos uma abordagem tradicional, na linha do modelo Novo Keynesiano de Woodford & Walsh (2003).

As famílias estão aptas a gastar uma quantidade diferente de sua renda atual optando por depositar em fundos remunerados por uma taxa de juros ou pegar emprestado de intermediários financeiros. A mesma taxa de juros nominal está disponível para todos os poupadores, e uma taxa de juros diferente estará disponível para todos os tomadores de empréstimos. Isso vale independentemente das quantidades que uma determinada família escolhe para poupar ou tomar emprestado. Evidentemente, para garantir a existência das instituições financeiras, as famílias só poderão realizar operações de crédito com o intermediário financeiro, não é possível que uma família contrate um empréstimo da outra diretamente.

Um problema potencial para esse tipo de modelo surge do histórico de consumo de cada família quando o tempo vai para o infinito, o que dificulta a agregação e obtenção de um *steady-state*. Para impedir que as utilidades das famílias se tornem muito dispersas ao longo do tempo, os autores conseguem uma saída elegante ao propor um contrato financeiro adicional. As famílias podem assinar contratos umas com as outras e receber recursos contra o risco agregado e o risco associado ao seu tipo sorteado. Porém, esse evento não é contínuo e em todos os outros períodos ela deverá transacionar com o intermediário financeiro.

Assumindo o mecanismo acima, Cúrdia & Woodford (2009), mostram que existe um equilíbrio em que cada agente do tipo s tem uma poupança positiva,

enquanto cada agente do tipo b tem um empréstimo em cada período. Como consequência, a taxa de juros que é relevante para a decisão intertemporal para um tipo de família passa a ser perfeitamente correlacionada com o tipo da família. Além disso, o mecanismo do seguro garante que independentemente das suas histórias passadas, em qualquer período, todas as famílias de um determinado tipo têm a mesma utilidade marginal da renda.

Assumindo essa estrutura, haverá uma equação de Euler que satisfaz cada processo. Sendo λ_t^τ a utilidade marginal da renda real das famílias do tipo τ , em que $\tau_t(i) \in (b, s)$, a equação que mostra a evolução em estado estacionário para a renda das famílias pode ser descrita por dois processos estocásticos $\hat{\lambda}_t^b, \hat{\lambda}_t^s$:

$$\hat{\lambda}_t^b = \hat{i}_t^b - E_t \pi_{t+1} + (\delta + (1 - \delta)\pi_b)\hat{\lambda}_{t+1}^b + (1 - \delta)\pi_s \hat{\lambda}_{t+1}^s \quad (2)$$

$$\hat{\lambda}_t^s = \hat{i}_t^d - E_t \pi_{t+1} + (\delta + (1 - \delta)\pi_s)\hat{\lambda}_{t+1}^s + (1 - \delta)\pi_b \hat{\lambda}_{t+1}^b \quad (3)$$

A seguinte notação foi utilizada para as variáveis em estado estacionário: $\bar{\lambda}_t^\tau = \log(\lambda_t^\tau / \bar{\lambda}^\tau)$ para $\tau = b, s$; $\hat{i}_t^m = \log(1 + i_t / 1 + \bar{i})$ para $m = b, d$ e $\pi = \log(\prod_t)$. A barra acima das variáveis indica o seu valor em estado estacionário, conforme descrito no Apêndice 6.

As Equações (2) e (3) mostram que cada tipo de família está sujeito a uma taxa de juros diferente. No primeiro caso, i_{tb} é a taxa de juros oferecida para os tomadores de crédito pelas instituições financeiras no período t para ser paga no início do período $t + 1$. Por sua vez, os poupadores recebem a taxa de juros livre de risco, i_{td} , no início do período $t + 1$ sobre a poupança depositada no final do período t .

O sistema de Equações (2) e (3) pode ser expressado de maneira alternativa para que as duas equações sejam agregadas. Para isso, toma-se a média ponderada das duas equações por π_b e π_s para obter:

$$\hat{\lambda}_t = \hat{i}_t^{avg} - E_t \pi_{t+1} + E_t \hat{\lambda}_{t+1} \quad (4)$$

em que $\hat{\lambda}_t = \pi_b \hat{\lambda}_t^b + \pi_s \hat{\lambda}_t^s$ é a média (em log) da utilidade marginal da renda, e a taxa de juros média relevante para tomadores e poupadores pode ser expressa como:

$$\hat{i}_t^{avg} = \pi_b \hat{i}_t^b + \pi_s \hat{i}_t^d \quad (5)$$

A ineficiência resultante do processo de intermediação pode ser obtida subtraindo (3) de (2). Assim, se define $\hat{\Omega}_t = \hat{\lambda}_t^b - \hat{\lambda}_t^s$ e $\hat{\omega}_t$ como o *spread* entre a taxa de juros recebida pelos poupadores e a paga pelos tomadores de empréstimo:

$$\hat{\Omega}_t = \hat{\omega}_t + \delta E_t \hat{\Omega}_t \quad (6)$$

As Equações (4) e (6) são equivalentes às Equações (2) e (3) originadas no problema dos consumidores. Contudo, elas destacam que a utilidade marginal da renda, assim como nos modelos tradicionais, está relacionada com a trajetória esperada da taxa de juros e que a dispersão da utilidade marginal da renda de cada tipo de agente depende apenas do *spread* $\hat{\omega}_t$.

Voltando às condições de primeira ordem, segue-se que todas as famílias de um determinado tipo também devem escolher o mesmo consumo em qualquer período, e, assumindo uma escolha anterior para o consumo por

parte das famílias de cada tipo, esses níveis de consumo devem satisfazer $\lambda_t^b = u^{b'}(c_t^b)$ e $\lambda_t^s = u^{s'}(c_t^s)$. Essas equações podem ser invertidas para que se obtenham as funções de demanda,

$$c_t^b = c^{b'}(\lambda_t^b, \xi_t), \quad c_t^s = c^{s'}(\lambda_t^s, \xi_t) \quad (7)$$

A condição de *market-clearing* mostra que o dispêndio agregado da economia deve ser a soma do consumo das famílias e do governo. Portanto, a equação de fechamento da economia pelo lado da demanda assume a seguinte forma:

$$Y_t = \int c_t(i)d_i + G_t + \Xi_t(b_t) \quad (8)$$

A parcela $\Xi_t(b_t)$ refere-se aos recursos utilizados pelo setor de intermediação financeira, ou custo de operação dos intermediários financeiros, em que b_t são os empréstimos reais totais da instituição financeira¹. A forma funcional por Cúrdia & Woodford (2010) para $E_t(b_t)$ é $\tilde{\Xi}_t b_t^\eta$. Os autores realizam simulações com diferentes valores para o parâmetro η . No caso em que $\eta = 1$, obtêm-se uma tecnologia linear para os intermediários, de forma que aumentos no nível de crédito levam ao crescimento proporcional nos custos de intermediação. Já quando $\eta > 1$, o aumento no nível de crédito leva a um aumento mais do que proporcional nos custos de intermediação. A expressão (14), que será apresentada adiante, mostra que o custo de intermediação é um dos elementos que compõem o *spread* no mercado de crédito.

Substituindo (7) em (8) obtém-se a equação de equilíbrio para a demanda agregada que relaciona as utilidades marginais da renda com o crédito da economia:

$$Y_t = \pi_b c^b(\lambda_t^b; \xi_t) + \pi_s c^s(\lambda_t^s; \xi_t) + G_t + E_t(b) \quad (9)$$

A representação em formato log-linear considera que o choque exógeno sobre as preferências é uma média ponderada na taxa de impaciência de ambos os agentes e está representado por \bar{c}_t . Além disso, na sua versão em estado estacionário, as variáveis foram definidas como $\hat{Y}_t = \log(Y_t/\bar{Y})$, $\hat{G}_t = (G_t - \bar{G})/\bar{Y}$ e $\hat{\Xi}_t = (E_t - \bar{E})/\bar{Y}$. Portanto, a representação da demanda agregada log-linearizada possui a forma:

$$\hat{Y}_t = s_c \bar{c}_t - \bar{\sigma}(\bar{\lambda}_t + s_\Omega \hat{\Omega}_t) + \hat{G}_t + \hat{\Xi}_t \quad (10)$$

O coeficiente $\hat{\sigma}$ mede a sensibilidade da decisão de consumo das famílias a variações na utilidade marginal da renda. Essa relação também pode ser interpretada como a sensibilidade do consumidor em relação à taxa de juros. Vale destacar que $\hat{\sigma}$ é uma média ponderada dos dois tipos de famílias:

$$\bar{\sigma} = \pi_b s_b \sigma_b + \pi_s s_s \sigma_s > 0 \quad (11)$$

em que σ_τ é a elasticidade substituição intertemporal do consumo de cada agente e $s_\tau = \bar{c}_t/\bar{Y}$ é a participação do consumo de cada agente no consumo agregado em estado estacionário. O coeficiente s_Ω representa o grau no qual a demanda agregada é afetada pela heterogeneidade na utilidade marginal dos

¹ Em que $\Xi_t(0) = 0, \Xi_t(b) \geq 0, \Xi'_t(b) \geq 0$ e $\Xi''_t(b) \geq 0$ para todo $b \geq 0$.

consumidores. Ele depende, fundamentalmente, da diferença entre elasticidade do consumo em relação à taxa de juros dos tomadores e dos poupadores².

As Equações (4) e (10) combinadas dão forma a uma relação IS intertemporal:

$$\hat{Y}_t = E_t \hat{Y}_{t+1} - \bar{\sigma}(\hat{i}_t^{avg} - E_t \pi_{t+1}) - E_t[\Delta g_{t+1} + \Delta \hat{\Xi}_{t+1} - \bar{\sigma} s_{\Omega} \Delta \hat{\Omega}_{t+1}] \quad (12)$$

em que g_t agrega as perturbações exógenas no dispêndio das famílias e do governo e Δ indica a primeira diferença das variáveis, conforme detalhado em Woodford & Walsh (2003).

Mesmo havendo duas taxas de juros na economia, a política monetária poderá ser conduzida por uma taxa apenas. Utilizando a mesma abordagem do modelo de Goodfriend & McCallum (2007), considera-se que o *spread* de equilíbrio depende da tecnologia dos intermediários. Supondo que o setor bancário atua em um mercado com competição perfeita, o *spread* em equilíbrio é dado por $\omega_t = \Xi'_t(b)$. Essa suposição tem uma implicação forte para o modelo. Não há uma explicação comportamental (microfundamentada) para o *spread* entre as taxas de juros disponíveis aos poupadores e tomadores. Isso significa que não é possível avaliar os possíveis efeitos da política monetária sobre a eficiência do setor bancário³. Entretanto, será possível considerar as consequências na atuação da política monetária na presença de *spread*.

As taxas de juros na economia devem respeitar a seguinte relação de equilíbrio:

$$\hat{i}_t^b = \hat{i}_t^d + \hat{w}_t \quad (13)$$

em que $\hat{w}_t = \log[(1 + \omega_t)/(1 + \bar{\omega})]$. Além disso, há uma fonte de perturbação exógena para o *spread* no estado estacionário, que está associado ao aumento da utilização dos recursos da economia pelas instituições financeiras. Para tanto, assume-se que o *spread* de equilíbrio é dado por:

$$1 + \omega_t = \mu_t^b(b)(1 + \Xi'_t(b)) \quad (14)$$

em que $\mu_t \geq 1$ é o *mark-up* do setor financeiro que é tomado como exógeno e variante no tempo. Entretanto, Cúrdia & Woodford (2009) não interpretam μ_t^b apenas como uma forma de poder de mercado dos intermediários financeiros, mas, por exemplo, como uma forma de modelar o prêmio de risco que varia no tempo. A origem desse movimento pode ser o alto volume de crédito já concedido, que impõe mais riscos para a alavancagem das famílias ou o aumento de tomadores fraudulentos e inadimplentes na economia.

Portanto, a versão log-linear da equação de movimento do *spread* da taxa de juros (14) pode ser expressa como:

$$\hat{w}_t = \omega_b \hat{b}_t + \omega_{\Xi} \hat{\Xi}_t + \omega_{\chi} \hat{\chi}_t \quad (15)$$

A Equação (15) mostra que o *spread* da taxa de juros em estado estacionário depende do volume de endividamento privado, dado por $\hat{b}_t = \log(\frac{b_t}{\bar{b}})$, e do custo dos intermediários financeiros ($\hat{\Xi}_t$). Além disso, o *spread* também

²O coeficiente possui a seguinte forma: $s_{\Omega} = \pi_b \pi_s \frac{s_b \sigma_b - s_s \sigma_b}{\omega}$.

³Gertler & Karadi (2011) é um exemplo de trabalho que busca microfundamentar os intermediários financeiros.

é determinado por choques financeiros exógenos ($\hat{\chi}_t$) que podem ser entendidos como variações no prêmio de risco, banking *mark-ups* ou aumento da inadimplência dos tomadores de empréstimo.

Combinando as Equações (13) em (5) é possível entender como a taxa média e a taxa básica de juros se relacionam com o *spread* em equilíbrio:

$$\hat{i}_t^{avg} = \hat{i}_t^d + \pi_b \hat{\omega}_t \quad (16)$$

O fechamento da parte da demanda do modelo depende de uma relação entre o endividamento e as demais variáveis. A Equação (17) descreve o movimento da dívida real das famílias em estado estacionário como uma função do seu nível passado, dos choques exógenos no mercado financeiro que afetam o *spread* da taxa de juros, da evolução da taxa básica de juros da economia em relação à taxa de inflação, da evolução da dívida real do governo e das demais variáveis agregadas que determinam o nível de dispêndio e renda relativa de cada tipo de família:

$$\begin{aligned} \hat{b}_t = & \rho_r(\hat{i}_{t-1}^d - \pi_t) + \rho_Y \hat{Y}_t + \rho_\Sigma \hat{\Sigma}_t + \rho_\omega \hat{\omega}_t + \rho_b(\hat{b}_{t-1} - \hat{\omega}_{t-1}) + \\ & \rho_\epsilon [\pi_b(1 - \pi_b)s_c \bar{c}_t + s_\Sigma \bar{\sigma}^{-1}(g_t + \hat{\Xi}_t)] - \pi_b \rho_\epsilon [\hat{b}_t^g - \delta(1 + \bar{r}^d)\hat{b}_{t-1}^g] \end{aligned} \quad (17)$$

Os parâmetros ρ 's e B 's foram adotados para a simplificação de relações agregadas de parâmetros já descritos do modelo. A definição de cada um está no Apêndice 6.

Cúrdia & Woodford (2010) demonstram que na presença de fricções financeiras a equivalência Ricardiana não se verifica nesse modelo. A equação de movimento (17) tem como consequência que, na ausência de alterações nas trajetórias das demais variáveis endógenas, uma mudança na trajetória de \hat{b}_t^g representará uma alteração na trajetória de \hat{b}_t . Em outras palavras, na ausência de elementos que elevem a trajetória da dívida privada, haverá um efeito *crowding-out* da dívida pública em relação à privada. Nesse caso, a alteração no endividamento privado terá consequências sobre a determinação da demanda agregada, seja pela mudança no *spread* e/ou pelos recursos utilizados na intermediação financeira.

Portanto, além da equação de movimento da dívida, a parte da demanda é composta da equação IS intertemporal do modelo Novo Keynesiano (12) e da Equação (16), que relaciona a taxa de juros média com a taxa de juros básica da economia. Completa esse bloco a Equação (6), que relaciona a demanda agregada e as equações que expressam a relação entre a utilidade marginal da renda de cada família e a taxa de retorno real esperada da decisão entre poupança e consumo.

A parte da oferta agregada é similar aos modelos tradicionais Gertler & Karadi (2011), Woodford & Walsh (2003), Benigno & Woodford (2005), em que a relação entre o produto, inflação e expectativas são representadas numa curva de Phillips Novo Keynesiana.

$$\pi_t = \beta E_t \pi_{t+1} + \kappa(\hat{Y}_t - \hat{Y}_t^n) + \xi u_t - \xi \bar{\sigma}^{-1} \hat{\Xi}_t + \xi(s_\Sigma + \pi_b - \gamma_b)\hat{\Sigma}_t \quad (18)$$

com inclinação dada por $\kappa = \epsilon(\omega_y + \bar{\sigma}^{-1}) > 0$, em que $\epsilon = \frac{1-\alpha}{\alpha} \frac{1-\alpha\beta}{1+\omega_y\theta}$. O parâmetro $0 < \alpha < 1$ é a fração dos preços que ficam inalterados do período atual para o próximo, θ representa a elasticidade substituição consumo entre os diferentes tipos de bens e ω_y é o *mark-up* desejado para os salários.

Os três primeiros elementos de (18) são equivalentes aos obtidos num modelo DSGE tradicional. No caso do modelo com fricções financeiras há o acréscimo de dois *cost-push* choques decorrentes da parte financeira do modelo, cujos efeitos imediatos são a elevação na taxa de inflação.

O termo para a taxa de crescimento do produto natural, \hat{Y}_t^n , agrega, por meio de uma combinação linear, as perturbações exógenas \bar{c}_t , \bar{G}_t e z_t . Esses choques correspondem às fontes de variação no nível de produto com preços flexíveis, que na ausência de fricções financeiras correspondem às variações no nível de eficiência da produção. Complementarmente, o termo u_t agrega as variáveis exógenas que podem representar pressões sobre os custos, ou seja são fontes de variação no produto de equilíbrio que não correspondem a qualquer mudança no nível de produção eficiente.

O Banco Central pode seguir uma Regra de Taylor tradicional para \hat{i}_t^d , na forma de (19) em que a Equação (16) relaciona a taxa da política monetária com a taxa média da economia:

$$\hat{i}_t^d = \phi_m \hat{i}_{t-1}^d + (1 - \phi_m)(\phi_\pi \pi_t + \phi_y \hat{Y}_t) + \epsilon_t^m \quad (19)$$

Cúrdia & Woodford (2010) mostram que a determinação da inflação e do produto ocorre da mesma forma do que no modelo tradicional, independentemente do grau das fricções financeiras ou da sua variabilidade. Além disso, na modelagem de Goodfriend & McCallum (2007) para o *spread*, se torna possível que mesmo com duas taxas de juros com papel distinto, a política monetária seja conduzida por meio da taxa livre de risco (taxa dos depósitos das famílias), i_t^d .

O modelo apresentado mantém as mesmas relações que um modelo DSGE tradicional. Porém, existem duas principais diferenças. A primeira delas estabelece a existência de duas taxas de juros que afetam a demanda agregada (ambas impactam com o mesmo sinal) por meio das diferentes decisões de consumo de cada tipo de agente. A segunda diferença em relação ao modelo tradicional estabelece que os recursos utilizados pelos intermediários financeiros também impactam na demanda agregada.

No caso dos bancos não utilizarem nenhum recurso, ($\Xi_t(b) = 0$), a dinâmica do modelo será semelhante à de um modelo tradicional sem fricções financeiras. Da mesma forma, o modelo tradicional de Woodford & Walsh (2003) pode ser entendido como um caso especial desse modelo com fricções financeiras para quando $u^b(c, \xi) = u^s(c, \xi)$ e $\xi_t(0)$. Nesse caso, $i_t^b = i_t^d$ vale para todo o t e o que implica que $\lambda_t^b = \lambda_t^s$. Por consequência o *spread* será nulo, ou seja, $\omega_t(b) = 0$. Assim, será possível estimar o modelo para a economia brasileira com e sem fricções financeiras.

Em resumo, o modelo completo possui sete equações principais: a) medida da ineficiência da intermediação financeira (6), b) curva IS com fricções financeiras (12), c) equação do *spread* de crédito (15), d) média das taxas de juros que são relevantes para os poupadores e investidores (16), e) equação da dinâmica do endividamento privado (17), f) curva de Phillips com fricções financeiras (18), e g) regra de política monetária (19).

As perturbações exógenas são compostas por seis variáveis independentes e identicamente distribuídas (i.i.d.). São elas: choque nos gastos do governo (ϵ_t^g), choque na curva de Phillips (ϵ_t^u), choques financeiros exógenos (ϵ_t^x), choque na função de produção dos intermediários (ϵ_t^z), choque no produto natural (tecnológico) (ϵ_t^z), choque de juros na regra de política monetária (ϵ_t^m).

Os termos que representam choques exógenos no dispêndio são agregados na variável g_t e perfil de consumo das famílias deve obedecer o comportamento do consumo agregado, para tanto o dispêndio total é uma combinação linear dos dois tipos de consumidores:

$$s_c \bar{c}_t = \pi_b s_b + (1 - \pi_b) s_s \quad (20)$$

$$g_t = \epsilon_t^g + s_c \bar{c}_t \quad (21)$$

Pelo lado da oferta os choques que afetam o produto natural foram agregados na forma:

$$\hat{Y}_t^n = (\omega_y + \bar{\sigma}^{-1})^{-1} [\bar{\sigma}^{-1} g_t + (1 + \omega_y) z_t] \quad (22)$$

Os demais choques se desenvolvem no tempo como um processo AR(1):

$$u_t = \rho_u u_t + \epsilon_t^u \quad (23)$$

$$Z_t = \rho_Z Z_{t-1} + \epsilon_t^Z \quad (24)$$

$$b_t^g = \rho_g b_{t-1}^g + \epsilon_t^g \quad (25)$$

$$\tilde{\Xi}_t = \rho_{\Xi} \tilde{\Xi}_{t-1} + \epsilon_t^{\Xi} \quad (26)$$

$$\chi_t = \rho_{\chi} \chi_{t-1} + \epsilon_t^{\chi} \quad (27)$$

As relações estruturais do modelo foram apresentadas nesta seção, já estavam na sua forma log-linearizadas em torno dos valores de estado estacionário. A solução desse conjunto de equações lineares resulta na aproximação linear das variáveis endógenas em função dos diversos choques exógenos, para quando esses distúrbios são pequenos o suficiente.

3 Dados e estimação

O estudo econométrico para a economia brasileira abrange o período do terceiro trimestre de 2000 até o terceiro trimestre de 2014. Esse período é posterior à adoção do sistema de metas de inflação e da flutuação cambial, o que torna as estimações mais confiáveis, uma vez que não houve ruptura institucional nos mecanismos de condução da política macroeconômica.

A base de dados para a estimação do modelo contém sete séries econômicas. As observações para o PIB (Y_t), Despesa com consumo das famílias (c_t), Saldo das operações de crédito para as famílias (b_t) e Dívida bruta do governo geral (b_t^g) foram dessazonalizadas e tratadas como o log-diferença em relação à sua tendência de longo prazo, calculada por meio do filtro HP ($\lambda = 1600$).

A série escolhida para a taxa de inflação (π_t) foi Índice de Preços ao Consumidor Amplo mensal. Os dados foram dessazonalizados pelo método X-12 ARIMA, transformados para a periodicidade trimestral e diferenciados em relação à média do período. As séries para a taxa de juros referência para a

política monetária – Taxa Selic over (i_t^d), bem como o *spread* médio das operações de crédito para pessoas físicas (ω_t) foram diferenciadas em relação à sua tendência de longo prazo⁴.

As equações que compõem as relações de equilíbrio do modelo foram apresentadas na seção anterior já na forma log-linearizada em torno do valor de estado estacionário. Sem qualquer perda de generalidade, $\bar{Y} = 1$ e $\psi = 1$ foram calibrados para que a inflação no estado estacionário seja zero. Os demais valores das variáveis em estado estacionário e parâmetros calibrados estão relacionados na Tabela 1. Os parâmetros calibrados, juntamente com aqueles a serem estimados, são suficientes para obter o equilíbrio do modelo por meio das equações do modelo, apresentadas acima, e das relações entre os parâmetros contidos no Apêndice 6.

Tabela 1: Valores no estado estacionário

Parâmetro	Valor	Descrição	Fonte
b_Y	1,3	Endividamento total da economia como percentual do PIB	Banco Central do Brasil
α	0,74	Preços inalterados para o próximo período	Castro et al. (2011)
ν	0,49	Elasticidade substituição do trabalho	Castro et al. (2011)
$\bar{\mu}_\omega$	0,25	Percentual dos trabalhadores que remarcam salários a cada período	Castro et al. (2011)
$\bar{\tau}$	0,35	Participação dos impostos no PIB em estado estacionário	Carga tributária total – Secretaria da Receita Federal
$\bar{\omega}$	0,30	Taxa média do <i>spread</i> (ao ano) para os empréstimos totais para pessoas físicas em estado estacionário	Banco Central do Brasil
θ	11	Elasticidade substituição entre os bens de consumo	Castro et al. (2011)

Fonte: Elaborado pelos autores.

Os parâmetros fundamentais do modelo foram estimados por métodos Bayesianos. Nessa metodologia são escolhidas distribuições a priori para os parâmetros, os quais são utilizados para a determinação da função de verossimilhança.

A construção das distribuições a posteriori dos parâmetros foi realizada utilizando o algoritmo de Metropolis–Hastings, que utiliza o método de MCMC para a construção das distribuições posteriori. Para que a convergência fosse atingida, segundo o teste de diagnóstico proposto por Brooks & Gelman (2012), foram realizadas 1 milhão de simulações em 4 cadeias de Markov⁵. Os trabalhos de An & Schorfheide (2007) e DeJong & Dave (2011) realizam uma

⁴A série do saldo das operações de crédito para famílias sofreu alteração metodológica pelo Banco Central do Brasil a partir de 2011. A diferença entre as séries novas e antigas ocorre em seu nível, mas mantém um coeficiente de correlação de 0,997 no período de 70 meses em que as duas séries coexistem. Assim, visto que o modelo tem o *steady state* centrado em zero, o nível da série não é uma informação essencial para todo o período. Dessa forma, a série para o período completo a partir das variações das duas séries de dados.

⁵As rotinas para a estimação foram implementadas utilizando o Dynare Versão 4, programa desenvolvido por Stéphane et al. (2011) que foi implementado utilizando o Matlab 2013a.

abordagem detalhada da metodologia de estimação Bayesiana para modelos DSGE.

O principal desafio na estimação do modelo foi identificar os parâmetros de participação do consumo na renda dos dois tipos de famílias (s_b e s_s), bem como as suas elasticidades substituição intertemporais no consumo (σ_b e σ_s). A estimação de todos os parâmetros do modelo resultou em colinearidade entre esses parâmetros, conforme o teste de Iskrev (2010). Esse problema pode ser verificado por meio da Equação (20), em que se observa que o consumo agregado é uma combinação linear dos parâmetros para os tipos de famílias.

Desse modo, optou-se por estimar a elasticidade agregada, tendo em vista que os valores da literatura servem de referência para a definição das médias das distribuições a priori, e a estimativa do parâmetro para as famílias tomadoras de crédito. Os valores dos parâmetros para as famílias poupadoras foram obtidos a partir desses dois e das variáveis de *spread* em estado estacionário.

A estimação do inverso da elasticidade substituição agregada possui resultados bem reportados na literatura, como em Castro et al. (2011)) e Vasconcelos & Divino (2012), que obtiveram estimativas entre 1,1 e 1,3. Assim, foram escolhidos valores iniciais para a elasticidade substituição de cada família ($\sigma_b = 2,80$ e $\sigma_s = 1,30$) que proporcionam uma elasticidade substituição agregada de 1,30.

Para os parâmetros referente ao perfil e comportamento das famílias utilizou-se como média da distribuição a priori os valores do trabalho de Cúrdia & Woodford (2009), devido à falta de informação para a economia brasileira que se adeque à proposta desse modelo. Portanto, considerou-se uma participação igual para cada tipo de família ($\pi_b = 0,5$). Quanto à proporção de consumo de cada tipo de família no PIB ($s_b = 0,72$ e $s_s = 0,50$), os valores iniciais foram configurados para que se obtenha uma relação consumo/PIB de 0,61, valor observado nos dados para a economia brasileira na média do período entre o segundo trimestre de 2000 e o segundo trimestre de 2014.

A escolha das distribuições a priori tem papel fundamental para o desempenho da estimação. A distribuição Beta foi utilizada com a priori para os parâmetros que assumem valores no intervalo $[0, 1]$, para aqueles parâmetros com valores estritamente positivos foi escolhida a distribuição Gamma e para a estimativa dos desvios padrões dos choques aleatórios utilizou-se a distribuição Gamma Inversa com variância infinita. O modelo segue a linha básica de Woodford & Walsh (2003) com origens no conceito de economia wickselliana e utiliza o conceito de taxa de juros natural. Note que se $\bar{\omega} = 0$, então a taxa de juros em estado estacionário corresponde a $1 + \bar{r}^d = \beta^{-1}$. Portanto, utilizou-se as relações de estado estacionário para calibrar β , dados os valores assumidos para δ , π_b , $\bar{\omega}$ e \bar{i}^d , no modelo de fricções financeiras.

Com relação à identificação do modelo, os testes apontaram colinearidade entre os parâmetros σ_b e s_b resultando em indeterminação da solução do modelo para 3,2% do suporte das distribuições a priori. Esse resultado não impossibilitou o diagnóstico de identificação de Iskrev (2010) que sugeriu a relevância desses parâmetros para o modelo.

No geral as estimações conseguiram apontar comportamentos (parâmetros) distintos entre os agentes da economia. Tomando os resultados das estimações para s_b , σ_b e π_b e considerando uma participação da despesa de consumo agregado das famílias no PIB de 62%, é possível obter os parâmetros para as famílias poupadoras, $s_b = 0,48$ e $\sigma_s = 1,21$.

Tabela 2: Distribuição a priori e posteriori dos parâmetros

Parâmetro	Densidade	Priori		Posteriori		Suporte
		Média	D. P.	Média	Conf. 90%	
π_b	Gamma	0,5000	0,1000	0,4700	[0,3965;0,5412]	\mathbb{R}^+
s_b	Beta	0,7800	0,1000	0,7820	[0,7311;0,8269]	[0, 1]
σ_b	Beta	2,8000	0,5000	2,7100	[1,9336;3,4349]	[0, 1]
$\bar{\sigma}$	Beta	1,3000	0,1000	1,1800	[1,0499;1,3053]	[0, 1]
δ	Beta	0,9750	0,1000	0,9740	[0,9660;0,9813]	[0, 1]
η	Gamma	5,0000	1,0000	3,7200	[2,7469;4,6571]	\mathbb{R}^+
ϕ_π	Gamma	2,4300	0,1000	2,1800	[2,0398;2,3285]	\mathbb{R}^+
ϕ_y	Gamma	0,1600	0,1000	0,6500	[0,5867;0,7046]	\mathbb{R}^+
ϕ_m	Beta	0,7900	0,1000	0,8000	[0,7844;0,8174]	[0, 1]
ρ_Z	Beta	0,5000	0,1000	0,6100	[0,4845;0,7434]	[0, 1]
ρ_Ξ	Beta	0,5000	0,1000	0,9000	[0,8654;0,9500]	[0, 1]
ρ_{b^g}	Beta	0,5000	0,1000	0,6200	[0,5054;0,7339]	[0, 1]
ρ_u	Beta	0,5000	0,1000	0,5200	[0,3549;0,6782]	[0, 1]
ϵ_t^u	Inv. Gamma	0,0100	Inf.	0,0047	[0,0011;0,0087]	[0, 1]
ϵ_t^Z	Inv. Gamma	0,0100	Inf.	0,9829	[0,6645;1,2924]	[0, 1]
ϵ_t^m	Inv. Gamma	0,0100	Inf.	0,0165	[0,0135;0,0194]	\mathbb{R}^+
ϵ_t^b	Inv. Gamma	0,0100	Inf.	0,0568	[0,0463;0,0671]	\mathbb{R}^+
ϵ_t^g	Inv. Gamma	0,0100	Inf.	0,0388	[0,0321;0,0452]	\mathbb{R}^+
ϵ_t^χ	Inv. Gamma	0,0100	Inf.	0,0215	[0,0181;0,0248]	\mathbb{R}^+
$\epsilon_t^{b^g}$	Inv. Gamma	0,0000	Inf.	0,0019	[0,0013;0,0024]	\mathbb{R}^+
ϵ_t^Ξ	Inv. Gamma	0,0100	Inf.	0,0047	[0,0011;0,0087]	\mathbb{R}^+

Fonte: Elaborado pelo autor.

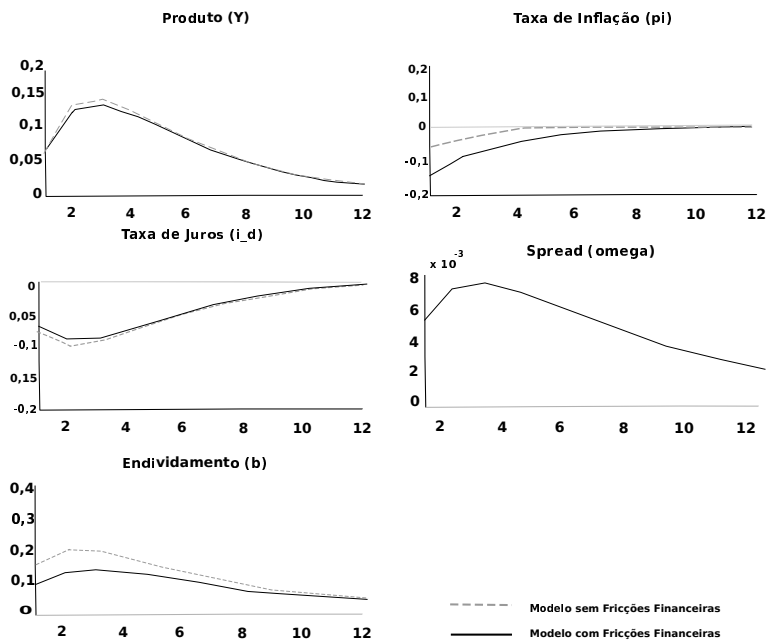
Na curva de Phillips, a resposta da inflação corrente às mudanças no hiato do produto é de $\kappa = 0,038$, que é um valor próximo ao encontrado na literatura aplicada à economia brasileira. O parâmetro para a probabilidade média com que o agente permanece com um mesmo perfil ($\delta = 0,974$) indica que consumidor altera o seu perfil a cada 10 anos, ou seja, o agente permanece como tomador de crédito por 10 anos em média.

4 Análises das estimações e simulações

Para analisar como a inclusão do *spread* entre as taxas de juros altera o comportamento do modelo tradicional sem fricções financeiras, foram realizados diferentes tipos de choques exógenos. As variáveis de resposta foram o produto (Y_t), a taxa de inflação (π_t), a taxa de juros que os emprestadores recebem ao poupar (i_t^d), o *spread* entre as taxas de juros (ω_t) e o volume de crédito na economia (b_t). Em todas as simulações desta e das próximas partes do trabalho os choques tiveram um fator de persistência de acordo com o resultado da estimação do modelo com fricções financeiras. A trajetória das variáveis é apresentada em termos de desvio percentual em relação ao valor de estado estacionário.

Em cada uma das simulações, o modelo com fricções financeiras estimado é contrastado com a versão sem fricções. O modelo sem fricções se assemelha ao de Woodford & Walsh (2003), pois não há *spread* entre as taxas de juros ($\omega_t(b) = 0$), nem entre os custos de transação decorrentes da intermediação financeira ($\Xi_t(b) = 0$). Porém, foi mantida a heterogeneidade das preferências dos consumidores e a equação para o crédito agregado. Destaca-se que em ambos os casos a política monetária é conduzida com uma regra de política monetária com parâmetros idênticos.

Figura 3: Resposta dos modelos ao choque de 1 desvio padrão na produtividade (ϵ_t^Z)



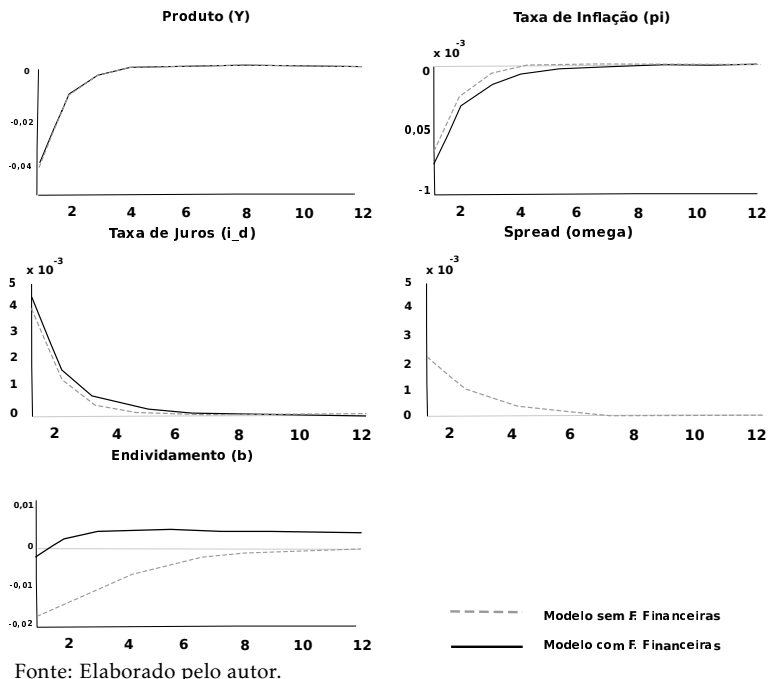
Fonte: Elaborado pelo autor.

A Figura 3 mostra a resposta dos modelos a um choque de 1% na produtividade da economia. O choque produz nos dois modelos o resultado esperado pela literatura, qual seja, o aumento no produto e a redução na taxa de juros e na taxa de inflação. No modelo com fricções financeiras, o *spread* aumenta, o que resulta em efeitos contracionistas sobre a demanda agregada por meio da menor expansão no crédito agregado. Nesse caso, o produto cresce menos e a inflação desacelera mais do que no modelo sem fricções financeiras.

A Figura 4 apresenta a resposta de um choque contracionista de 1 ponto percentual na taxa de juros. O principal efeito decorrente da variação endógena do *spread* no modelo com fricções financeiras ocorre nas respostas ao choque na taxa de juros. O crédito na economia é contraído em resposta ao aumento na taxa de juros, pois o *spread* entre a taxa dos tomadores e a taxa de juros base da economia aumenta. Como consequência do aumento no *spread*, há um efeito contracionista na demanda agregada e a desinflação é maior em resposta ao aumento na taxa de juros da política monetária do que no modelo sem fricções financeiras.

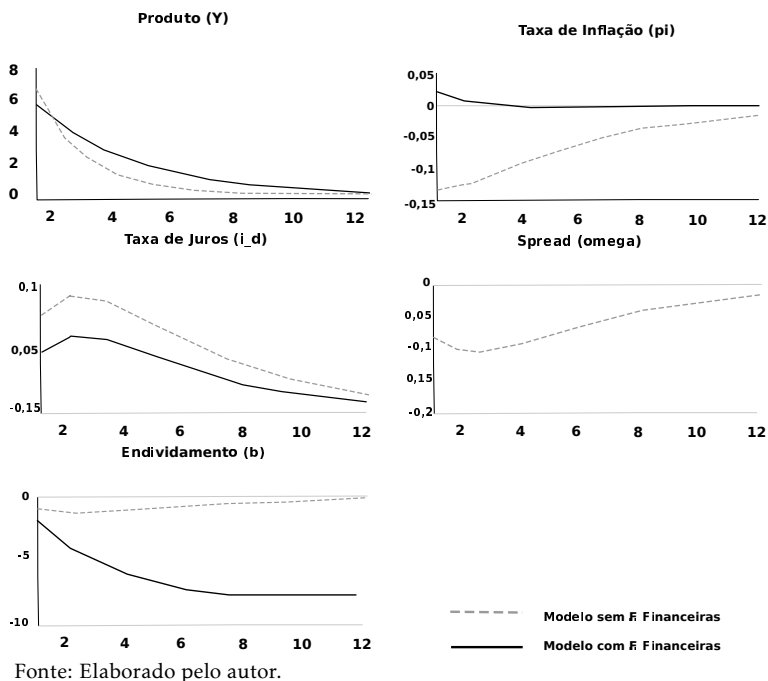
A Figura 5 mostra o comportamento de equilíbrio dos modelos em resposta a um choque nos dispêndios do governo. Vale destacar que um choque na demanda por consumo das famílias poupadoras (não mostrado) teria um efeito bastante semelhante. Esses choques se assemelham, pois proporcionam um efeito deslocamento (*crowding-out*) na despesa das famílias tomadoras de recursos (tipo *b*) – aqueles que tem seu consumo mais sensível à taxa de juros – o que reduz o volume de crédito de equilíbrio e o *spread*. O menor endividamento e a redução do *spread* têm efeitos sobre a taxa de juros básica da economia, resultando numa menor expansão da demanda agregada. Por conta desse efeito, há uma desinflação na economia, ao contrário do que ocorre no

Figura 4: Resposta dos modelos ao choque de choque de 1 ponto percentual na taxa de juros do Banco Central (ϵ_t^m)



Fonte: Elaborado pelo autor.

Figura 5: Resposta dos modelos ao choque de choque de 1 dp no gasto público (ϵ_t^g)

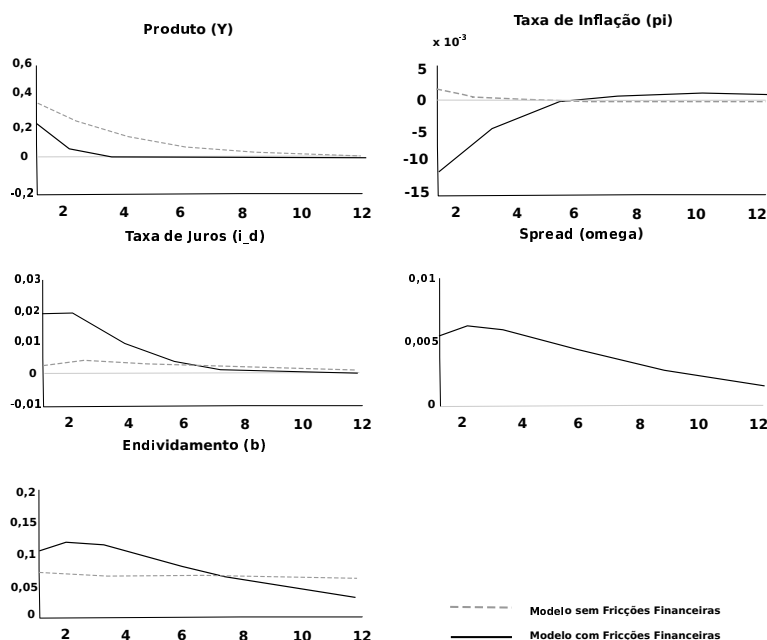


Fonte: Elaborado pelo autor.

modelo sem fricções financeiras e o que está mais de acordo com a literatura.

Por fim, é analisado o comportamento dos modelos em resposta a um aumento de 1 desvio padrão no consumo dos agentes tomadores de crédito (tipo *b*). Nesse caso, observa-se que o crédito privado aumenta por conta da maior elasticidade-juros da demanda dos tomadores. Isso implica um pequeno aumento no *spread*, fazendo com que o choque seja menos expansivo do que aquele que seria verificado no caso de um choque no consumo dos poupadores ou mesmo no consumo do governo, conforme mostrado anteriormente. Os efeitos agregados das fricções financeiras são ainda menores no caso de um aumento uniforme na procura do consumo de ambos os tipos de famílias, uma vez que, nesse caso, os efeitos dos dois tipos de despesas no crédito de equilíbrio seriam parcialmente compensados entre si.

Figura 6: Respostas dos modelos ao choque de 1 desvio padrão no consumo dos agentes do tipo *b*



Fonte: Elaborado pelo autor.

As simulações mostraram que a inclusão de fricções financeiras não altera o comportamento esperado do modelo Novo Keynesiano diante dos choques tradicionais de política monetária, produtividade e demanda agregada. Porém, da mesma forma como o verificado no trabalho de Vega Filho (2013), a resposta da taxa de inflação a um choque nos gastos do governo foi diferente do esperado. O movimento aguardado para os preços, no caso de um aumento no dispêndio público, é de aumento na taxa de inflação. A desinflação observada decorre do menor endividamento em decorrência da queda no consumo das famílias tomadoras de crédito.

Quanto aos demais choques, a resposta das variáveis foi semelhante ao apresentado por Vega Filho (2013). Contudo, a magnitude e persistência dos choques foram bastante distintas, visto que o modelo estimado capturou a maior volatilidade dos dados da economia brasileira, elemento que não foi

possível no trabalho de Vega Filho (2013) ao utilizar parâmetros do modelo calibrado por Cúrdia & Woodford (2009) para a economia dos EUA.

A inclusão de fricções financeiras torna possível a realização de choques exógenos na intermediação financeira, que é representada por variações na função de custo de crédito, $\Xi_t(b)$, e no *mark-up* da intermediação, χ_t . Na construção do modelo de Cúrdia & Woodford (2010) esses choques são relevantes na determinação da produção agregada, inflação e taxa de juros que implicam na variação do *spread* na economia. Nas próximas seções será analisado o comportamento do modelo diante dessas perturbações sobre diferentes configurações da política monetária.

4.1 Regras monetárias ótimas para o Banco Central considerando o *spread* para a taxa de juros

Esta parte tem o objetivo de formular uma Regra Ótima de política monetária, que é obtida por meio da minimização intertemporal de uma função de perda linear quadrática, sujeita às equações dadas pela estrutura da economia que contempla a existência de *spread* das taxas de juros. Tendo em vista a inclusão de fricções financeiras, a função de perda do Banco Central deverá levar em conta essa característica.

Para a construção da Regra Ótima, supõe-se que o objetivo dos formuladores de política monetária seja maximizar a utilidade esperada *ex ante* das famílias. Como mostrado em Rotemberg & Woodford (1997) e Benigno & Woodford (2005) é possível, sob certas hipóteses, obter uma aproximação linear da política ótima, no caso de pequenas flutuações em torno do estado estacionário ótimo de longo prazo utilizando o método de aproximação linear quadrática. A minimização da função de perda linear quadrática é o equivalente a maximizar a função de bem-estar sujeita às restrições do modelo. Essa regra de política monetária poderá ser considerada uma aproximação linear da Regra Ótima.

Em termos estatísticos, o problema de minimização linear quadrática consiste na escolha de um subconjunto dos parâmetros que minimiza a (co)variância de um subconjunto específico de variáveis endógenas sujeito a uma lei de movimento linear decorrente das condições de primeira ordem do modelo.

Cúrdia & Woodford (2009) derivam a função de perda para o problema apresentado neste trabalho. O processo para obter a função de perda consiste na aproximação de Taylor da função de utilidade em torno dos seus valores no estado estacionário com inflação zero e descartando os termos de ordem maior. Assim, chega-se na seguinte especificação para a função de perda do modelo de *spread*:

$$L_t = \pi_t^2 + \lambda_y (Y_t + \hat{Y}_t^n)^2 + \lambda_\Sigma \hat{\Sigma}_t + \lambda_\Xi \Xi_{bt} \hat{b}_t \quad (28)$$

Os fatores de ponderação $\lambda_y, \lambda_\Sigma, \lambda_\Xi > 0$ são definidos a partir dos demais parâmetros do modelo e estão descritos no Apêndice Apêndice A. A maximização da utilidade média esperada é equivalente a minimização do valor esperado descontado da função de perda (29). Um dos pontos positivos dessa abordagem é que como a função é puramente quadrática, ela pode ser avaliada usando apenas a aproximação log-linear das variáveis endógenas em equilíbrio para uma dada política.

Vale destacar que os dois primeiros termos de (29) são semelhantes aos obtidos no modelo Novo Keynesiano tradicional sem fricções financeiras. Se ao

invés de permitir que o *spread* entre as taxas de juros varie no tempo, se considere que não há variações endógenas nessas fricções, ou seja, se ω_t, Ξ_t forem processos exógenos, independentes do endividamento das famílias, obtém-se uma caracterização da função de perda, similar ao do modelo sem fricções financeiras. Nesse caso, o último termo da expressão (29) será zero e o penúltimo termo será independente da função de política adotada, uma vez que a aproximação log-linear de (6) implica que se ω_t é um processo exógeno, Σ_t também será. Portanto, é possível escrever a função de perda do Banco Central da forma tradicional do modelo Novo Keynesiano:

$$L_t = \pi_t^2 + \lambda_y (Y_t^2 + \hat{Y}_t^n)^2 \quad (29)$$

Porém, mesmo considerando os choques sobre o setor financeiro como exógenos e zero em estado estacionário, o Banco Central, ao implementar a política ótima, ainda deverá monitorar o tamanho das variações do *spread* de crédito para o cumprimento das suas metas. É perceptível que o tamanho do *spread* importará para a política monetária por duas razões. As trajetórias da taxa de inflação e do hiato do produto consistentes com a função de perda dependem da evolução do *spread*, porque essa variável influencia a oferta agregada da economia, como mostra a especificação da curva de Phillips. Da mesma forma, o *spread* de crédito por causa de seus efeitos sobre a curva IS por conta da relação entre a taxa de juros da política monetária e taxa média de juros.

Para realizar a estimação da Regra Ótima é preciso definir as preferências da autoridade monetária para a taxa de inflação, a taxa de juros nominal e o produto. Neste trabalho, optou-se por calibrar a matriz de ponderações para a minimização da função de perda (29) por meio da regra de política monetária (19) com base no trabalho de Aragón & Portugal (2009). Dessa forma, para a estabilização da inflação foi dado um peso de 0,727, já o peso da estabilização do produto foi 0,073 e o peso da estabilização da taxa de juros nominal no valor de 0,2.

O resultado da minimização da função de perda do Banco Central, com o modelo calibrado com os parâmetros estimados, obteve os seguintes parâmetros para a regra de política monetária ótima: $\phi_\pi = 2,42$, $\phi_y = 0,48$ e $\phi_m = 0,75$. Em comparação com os parâmetros estimados, a Regra Ótima preconiza uma maior agressividade no combate dos desvios da taxa de inflação em relação ao estado estacionário do que o obtido por meio da estimação da seção anterior. Em relação aos resultados de Castro et al. (2011), observa-se estimativas próximas para os parâmetros relacionados à taxa de inflação e à suavização dos movimentos na taxa de juros nominal. Em compensação, a Regra Ótima sugere um comportamento mais agressivo no combate aos desvios do produto.

Uma das principais utilidades de derivar uma Regra Ótima é avaliar em qual grau regras de política monetária alternativas podem atingir resultados semelhantes. Para isso, nos exercícios de simulação das próximas a Regra Ótima não será confrontada apenas com regra de política tradicional estimada, mas também com uma Regra de Taylor ajustada ao *spread*, como será mostrado a seguir.

5 Regra de Política Monetária Respondendo aos Movimentos no Spread

No contexto da economia dos EUA para o período logo após a crise financeira internacional, McCulley & Toloui (2008) e Taylor et al. (2008) propuseram que se o Banco Central ajustasse a meta da taxa dos *fed funds* em resposta às mudanças nos *spreads* das taxas de crédito seria um avanço em relação à especificação clássica da regra de Taylor (1993), principalmente quando a origem dos choques exógenos que afetam a economia advém do setor financeiro. Assim, uma nova forma funcional para a regra de política monetária que levasse em consideração o *spread* e, assim reduzisse os desvios da taxa de juros básica da economia em relação à taxa pela qual os tomadores de crédito se financiam, poderia resultar em melhoras para a estabilização da economia.

A comparação entre a Regra de Taylor estimada anteriormente e a Regra Ótima para a política monetária revela que no caso de alguns tipos de choques exógenos a condução da política monetária com os parâmetros estimados difere daquela preconizada pela Regra Ótima. Nesse sentido, testamos a hipótese de Cúrdia & Woodford (2010), McCulley & Toloui (2008) e Taylor et al. (2008) de que se o Banco Central optar por uma regra de política monetária que leve em conta os movimentos no *spread* pode significar um avanço em relação à regra de política estimada para as perturbações exógenas que tem como origem o mercado financeiro.

Partindo da formulação geral da regra de política monetária, Cúrdia e Woodford (2010) propõem a seguinte forma para uma regra de política monetária ajustada pelo *spread*:

$$i_t^d = \phi_m \hat{i}_{t-1}^d + (1 - \phi_m)(\phi_\pi \pi_t + \phi_y (\hat{Y}_t - Y^n) - \phi_\omega \hat{\omega}_t) \quad (30)$$

Na ausência de variações nos elementos que afetam especificamente o *spread* (Ξ_t, χ_t), a política acima será consistente com um equilíbrio no qual o hiato do produto e a taxa de inflação são completamente estabilizado e iguais a zero em todos os períodos. Esse resultado decorre da própria formulação da equação IS intertemporal e da relação de oferta agregada que são exatamente as mesmas do modelo Novo Keynesiano tradicional de Woodford & Walsh (2003), apenas com a adição de termos que são função da evolução esperada do *spread* de crédito.

O coeficiente $0 < \phi_\omega < 1$ vai determinar o quanto da taxa de juros básica da economia vai ser influenciada pela variação no *spread*. As regras em que $\phi_\omega > 0$, significam que, tudo mais constante, a taxa básica da economia deve ser reduzida quando o *spread* aumenta. Quando $\phi_\omega = 1$, a regra será equivalente a ter uma Regra de Taylor convencional para a taxa de juros dos empréstimos, em vez da taxa de juros básica que é tradicionalmente instrumentada pelo Banco Central. No outro extremo, quando $\phi_\omega = 0$, corresponde à regra de política monetária tradicional sem considerar o *spread*.

Primeiramente, serão consideradas as perturbações originadas no sistema financeiro, sob diferentes valores para o parâmetro ϕ_ω . Os modelos com políticas alternativas serão comparados com os modelos com a regra de política monetária ótima e a regra de política monetária estimada. Será analisada duas fontes de perturbação para a função do *spread* (15), que podem ser via um choque na taxa de perda (χ_t), que é um choque puramente exógeno, ou na função

de custo dos intermediários financeiros ($\Xi_t(b)$), em que também sofrerá influência da variação no crédito agregado.

A Figura 7 mostra a resposta das variáveis do modelo a um aumento em χ_t de tal forma que o *spread* aumente em 1 p.p. a partir de uma situação de equilíbrio. No modelo básico com a regra de política monetária estimada (Modelo com F.F.) a perturbação leva não somente ao aumento no *spread* e contração no crédito agregado, como também a queda na atividade e na taxa de inflação. Porém, essa contração no produto é ineficiente, visto que na comparação com o modelo em que o Banco Central tem o compromisso com uma Regra Ótima (Modelo com F.F. e Regra Ótima) a recessão é menos intensa. Da mesma forma, a queda na taxa de inflação é menor no modelo com a Regra Ótima.

A simulação também mostra que o ajuste da política monetária ao *spread* pode remediar os inconvenientes do modelo com a Regra de Taylor estimada para esse tipo de choque, na medida em que a estabilização do produto e da inflação convergem ao equilíbrio numa velocidade maior. A contração do crédito agregado é menor sob qualquer das configurações propostas para ϕ_ω . Assim, a despesa agregada cai menos quando ϕ_ω é positivo e as despesas de consumo dos tomadores de crédito já não retraem tanto, tendo em vista que a taxa de juros dos empréstimos tem seu crescimento reduzido em resposta ao crescimento no *spread*. E, nesse caso, o crédito agregado retrai menos, bem como o rendimento do trabalho também é menos afetado em resposta ao choque, pois o produto responde mais rapidamente de maneira positiva. Em resumo, os efeitos de ampliação e persistência do ciclo econômico decorrente do aumento no *spread* no modelo com fricções financeiras é mitigado com a nova regra de política monetária que leva em conta a variação no *spread*, uma vez que impede que a queda no crédito agregado realmente uma queda no produto.

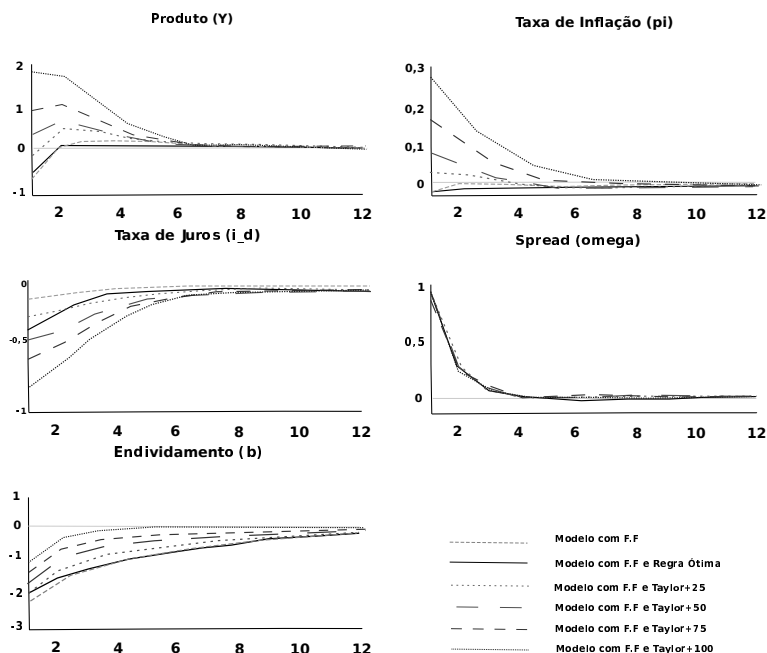
No caso de um choque na função de custo dos intermediários ($\epsilon_t^{\bar{c}}$) que aumenta em 1 p.p. no *spread*, podemos ver, assim como na simulação anterior, que a Regra de Taylor com *spread* pode obter sucesso para a estabilização da economia em comparação com as demais (Figura 8). Quando o Banco Central opera uma regra de política monetária tradicional, tanto ótima quanto com os parâmetros estimados, há um período mais longo de deflação e recessão determinado pela queda nas concessões de crédito.

Tanto o modelo com a regra de política monetária tradicional, quanto aquele com Regra Ótima, não conseguiram evitar a queda acentuada no crédito na economia em decorrência do aumento no *spread*. O afrouxamento na taxa de juros básica da economia não é suficiente para equilibrar a inflação e o produto, pois não consegue ajustar de maneira suficiente a taxa de juros dos empréstimos. Nesse caso, as regras de política monetária estimada (mais expansionista) e a Regra Ótima (mais contracionista) parecem menos eficazes para estabilizar a economia.

Por outro lado, a regra de política monetária com o componente para ajustar o aumento no *spread* entre as taxas de juros, assim como no exercício anterior, consegue estabilizar mais rapidamente a economia. Mais uma vez, esse maior sucesso decorre do efeito renda que a menor taxa básica produz sobre os agentes poupadores, que no caso do modelo com *spread* não é tão intenso, bem como da menor restrição ao consumo que é imposta para os agentes tomadores de crédito, pois a taxa pela qual os empréstimos são concedidos avança de maneira menos intensa quando o impacto do aumento do *spread* é suavizado.

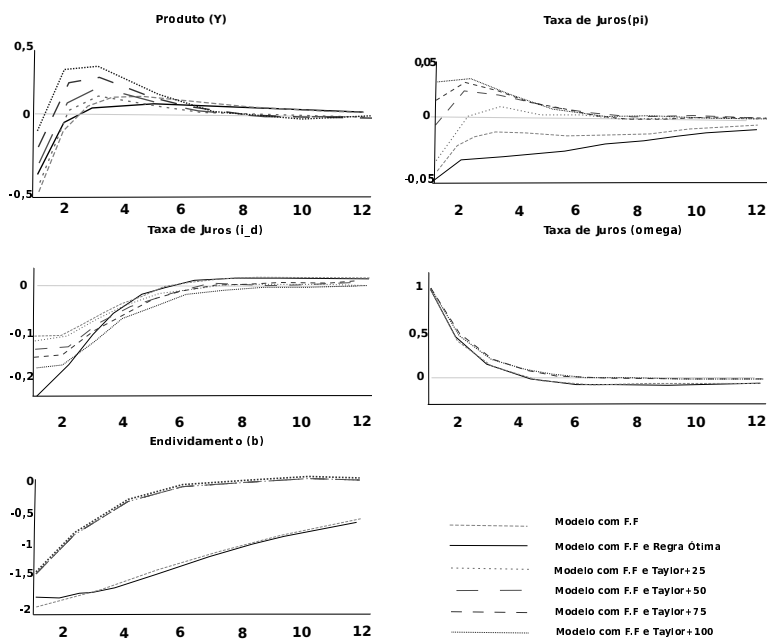
A resposta do modelo a choques que não têm origem no mercado finan-

Figura 7: Impulso e resposta em um choque em ϵ_t^X , que aumenta o spread, $\omega(b)$, em 1 ponto percentual sob diferentes regras de política monetária



Fonte: Elaborado pelo autor.

Figura 8: Impulso e resposta em um choque em ϵ_t^Z , que aumenta o spread, $\omega(b)$, em 1 ponto percentual sob diferentes regras de política monetária



Fonte: Elaborado pelo autor.

ceiro, por outro lado, mostra que a regra de política monetária com *spread* pode não ser a mais indicada. Um contraste em relação aos resultados obtidos para os choques no setor financeiro é verificado nos casos dos choques que afetam diretamente os componentes da demanda agregada.

A Figura 9 mostra a resposta do modelo a um choque de 1 ponto percentual na despesa de consumo dos agentes tomadores de crédito (tipo *b*). A resposta desse tipo de choque pelo modelo com Regra de Taylor é mais inflacionária do que o obtido pelo modelo com a regra de política monetária ótima. Além disso, o choque no consumo dos tomadores aumenta a demanda por crédito e, por conseguinte, o *spread* de crédito. Nos modelos em que a regra de política monetária é ajustada pelo *spread*, o ajuste positivo do *spread* resultará em aperto na taxa básica de juros menor do que o necessário para a estabilização da economia. Essa política afastará ainda mais do ajuste alcançado pela regra ótima.

A Figura 10 mostra o comportamento do modelo em resposta a um choque exógeno no dispêndio do setor público equivalente a 1 ponto percentual do PIB. Nesse choque, a política monetária tradicional e a política ótima apresentam um resultado bastante desinflacionário. A resposta do modelo a esse choque é similar ao obtido quando ocorre uma perturbação exógena na despesa de consumo das famílias poupadoras. O aumento na despesa, seja do governo ou das famílias poupadoras, reduzirá o crédito na economia via menor oferta de fundos para os intermediários e conseqüentemente diminuirá o *spread* de crédito de equilíbrio.

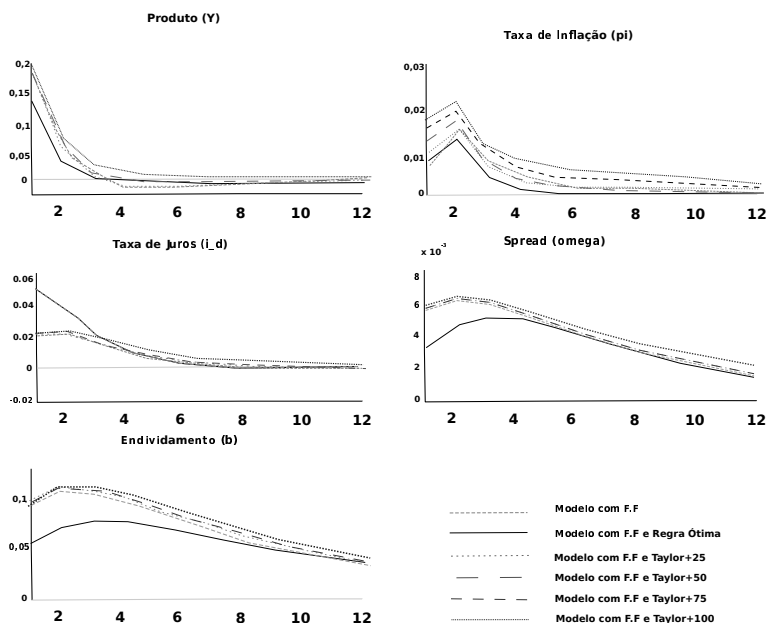
A política monetária responde de forma contracionista ao aumento no produto, impactando a taxa de inflação. Nesse caso, a regra de política monetária que responde ao *spread* produzirá um aperto monetário menor, favorecendo uma resposta mais positiva do produto. Porém, no caso em que $\phi_\omega = 1$, há um processo inflacionário que persiste por diversos anos, o que prejudica a estabilização da economia. Assim, a regra de política monetária com o *spread* pode ser bastante ineficiente quando comparada com a Regra Ótima.

Normalmente, se espera que um aumento no dispêndio do setor público resulte em aumento de inflação. Porém, a queda na taxa de inflação verificada não decorre apenas do aperto na taxa de juros, mas também do efeito de alocação de recursos entre os agentes tomadores de crédito e que consomem uma proporção maior da sua renda para os agentes poupadores.

No caso de um choque não discricionário na oferta (ϵ_t^Z) que eleve a produtividade da economia, conforme mostra a Figura 11, percebe-se que a regra ótima para a política monetária é bastante desinflacionária em comparação com a regra estimada. Isso ocorre, pois o aumento do produto natural é menor do que o aumento no produto corrente, o que estimula uma resposta da política monetária, mais contundente, no caso da Regra Ótima.

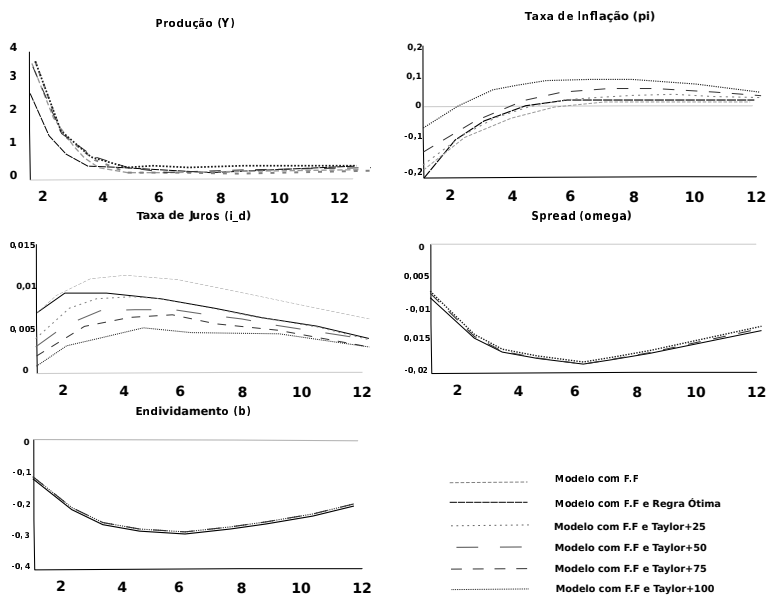
Nos modelos com a regra de política monetária ajustada pelo *spread*, o aumento no *spread* provocado pela redução dos juros é atenuado, fazendo com que a taxa de juros básica seja colocada num patamar mais elevado, o que favorece a expansão do ciclo econômico. Por outro lado, as regras que levam em conta o *spread* tendem a gerar uma trajetória mais elevada para a taxa de inflação, o que seria mais problemático numa situação em que ocorre uma queda na produtividade.

Figura 9: Respostas dos modelos ao choque de 1 ponto percentual na despesa de consumo dos agentes do tipo *b*



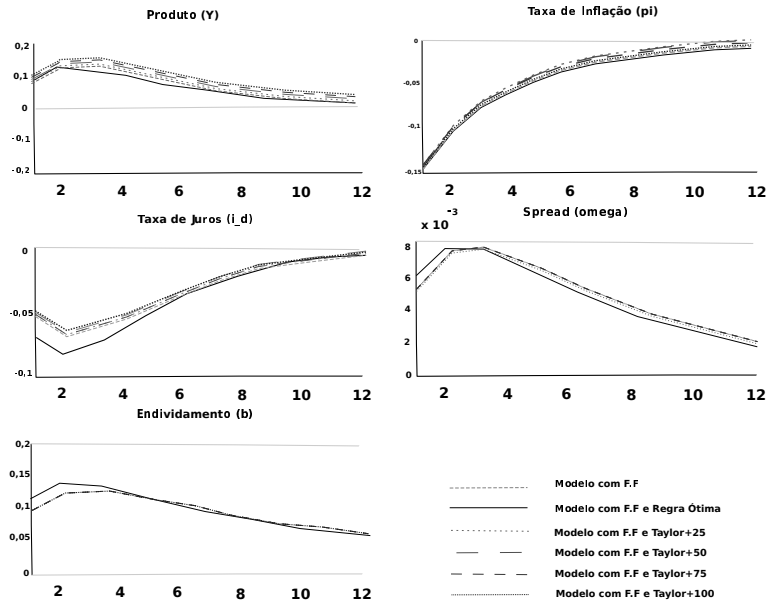
Fonte: Elaborado pelos autores.

Figura 10: Resposta dos modelos ao choque de 1 ponto percentual do PIB no gasto público (ϵ_t^g)



Fonte: Elaborado pelos autores.

Figura 11: Resposta dos modelos ao choque de choque de 1 desvio padrão na produtividade (ϵ_t^Z)



Fonte: Elaborado pelos autores.

6 Considerações finais

O desenvolvimento dos modelos DSGE tem buscado acrescentar elementos para modelar os diferentes tipos de rigidez e fricções que são observados nos mercados. A crise internacional de 2008 expôs a fragilidade desses modelos em mimetizar os movimentos no mercado financeiro e seus impactos no lado real da economia. Para isso, a adoção de estruturas mais complexas abre espaço para que diferentes tipos de política econômica sejam testadas.

Nesse contexto, a expansão do crédito na economia brasileira aumenta o potencial de que caso ocorra uma crise localizada no setor financeiro, a economia seja severamente atingida. As simulações do modelo mostram que a deterioração da intermediação financeira terá grandes efeitos adversos sobre a atividade. E, nesse ambiente, a política monetária tradicional pode enfrentar grande dificuldade para estabilizar a economia. Essa situação pode ser verificada na simulação do choque na função de custo dos intermediários (Figura 6), em que há um período mais longo de deflação e recessão determinado pela queda nas concessões de crédito quando a política monetária tradicional é aplicada.

Contudo, a política monetária ajustada pelo *spread*, que é eficaz para diminuir os ciclos recessivos no caso dos choques exógenos sobre a intermediação, pode ser problemático para outros tipos de choques. Assim, os resultados também apontam que a política monetária tradicional permanece adequada no modelo com fricções financeira e que a política monetária ótima permanece simples para a maioria dos choques tradicionais (gastos do governo e choque tecnológico).

As conclusões desse trabalho são um avanço pequeno e o modelo utilizado contém diversas limitações por conta da sua simplicidade. Por exemplo, o mo-

delo deixa o lado da produção em segundo plano, que permanece semelhante ao modelo Novo Keynesiano tradicional, e mantém foco na intermediação entre as famílias e não entre as famílias e as firmas diretamente. Então, uma diminuição do crédito na economia faz com que algumas famílias consumam mais e trabalhem menos e outras consumam menos e trabalhem mais. Contudo, não há impacto direto da redução do crédito sobre a produção. Por exemplo, supondo que o processo de produção aconteça em mais de um período e as firmas precisam tomar empréstimos para comprar insumos. Nesse caso, tudo mais constante, uma queda no crédito resultará em menor produção. Um avanço importante para a literatura seria acrescentar as fricções financeiras também no setor produtivo para avaliar o impacto do *spread* na decisão de produção e investimento das firmas.

Outra limitação importante do trabalho refere-se às informações sobre o comportamento dos tipos de famílias, o que pode ser um importante melhoramento do modelo. O modelo faz uma suposição forte para estimar a proporção do consumo na renda e as elasticidades substituição do consumo das famílias poupadoras e tomadoras com base nas estimativas para os valores agregados. Porém, o mais indicado seria estimar esses parâmetros com base em séries sobre o perfil de consumo de cada agente. Outra possibilidade seria a calibragem com dados com base em informações sobre cada tipo de agente. Essa diferenciação entre os tipos de agentes talvez possa ser encontrada em pesquisas e artigos sobre as características da população e do consumidor ou até mesmo utilizando informações do Censo e da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios.

Referências Bibliográficas

- Afanasiëff, T. S., Lhacer, P. M., Nakane, M. I. et al. (2002), 'The determinants of bank interest *spread* in Brazil', *Money Affairs* 15(2), 183–207.
- An, S. & Schorfheide, F. (2007), 'Bayesian analysis of DSGE models', *Econometric Reviews* 26(2-4), 113–172.
- Aragón, E. K. d. S. B. & Portugal, M. S. (2009), 'Central bank preferences and monetary rules under the inflation targeting regime in Brasil', *Brazilian Review of Econometrics* 29(1), 79–109.
- Aranha, M. Z. (2012), Um modelo DSGE com fricções financeiras aplicado ao Brasil, PhD thesis, Universidade de São Paulo.
- Aronovich, S. (1994), 'Uma nota sobre os efeitos da inflação e do nível de atividade sobre o *spread* bancário', *Revista Brasileira de Economia* 48(1), 125–140.
- Benigno, P. & Woodford, M. (2005), 'Inflation stabilization and welfare: the case of a distorted steady state', *Journal of the European Economic Association* 3(6), 1185–1236.
- Bernanke, B. S. & Gertler, M. (1989), 'Agency costs, net worth, and business fluctuations', *American Economic Review* 79(1), 14–31.
- Bernanke, B. S., Gertler, M. & Gilchrist, S. (1999), 'The financial accelerator in a quantitative business cycle framework', *Handbook of Macroeconomics* 1, 1341–1393.

- Brooks, S. P. & Gelman, A. (2012), 'General methods for monitoring convergence of iterative simulations', *Journal of Computational and Graphical Statistics* 7(4), 434–455.
- Carvalho, F., Castro, M. & Costa, S. (2013), 'Traditional and matter-of-fact financial frictions in a DSGE model for Brazil: the role of macroprudential instruments and monetary policy'.
- Castro, M. R., Gouvea, S. N., Minella, A., Santos, R. & Souza-Soubrinho, N. F. S. (2011), Stochastic analytical model with a Bayesian approach, Technical report, Banco Central do Brasil, Working Papers Series.
- Costa, S. M. d. A. (2011), Intervenções do Estado sobre o mercado bancário e os trade-offs entre eficiência, resiliência financeira e estabilidade macroeconômica, PhD thesis, Universidade de São Paulo.
- Cúrdia, V. & Woodford, M. (2009), 'Credit frictions and optimal monetary policy', *Journal of Monetary Economics* 84, 30–65.
- Cúrdia, V. & Woodford, M. (2010), 'Credit spreads and monetary policy', *Journal of Money, Credit and Banking* 42(s1), 3–35.
- De Fiore, F. & Tristani, O. (2011), 'Credit and the natural rate of interest', *Journal of Money, Credit and Banking* 43(2-3), 407–440.
- DeJong, D. N. & Dave, C. (2011), *Structural Macroeconometrics*, Princeton University Press.
- Gertler, M. & Karadi (2011), 'A model of unconventional monetary policy', *Journal of Monetary Economics* 58(1).
- Goodfriend, M. & McCallum, B. T. (2007), 'Banking and interest rates in monetary policy analysis: a quantitative exploration', *Journal of Monetary Economics* 54(5), 1480–1507.
- Iskrev, N. (2010), 'Local identification in DSGE models', *Journal of Monetary Economics* 57(2), 189–202.
- Kanczuk, F. (2013), 'Um termômetro para as macro-prudenciais', *Revista Brasileira de Economia* 67(4), 497–512.
- McCulley, P. & Toloui, R. (2008), 'Chasing the neutral rate down: financial conditions, monetary policy, and the Taylor rule', *Global Central Bank Focus* pp. 2002–2008.
- Nunes, A. & Portugal, M. S. (2015), Modelo DSGE com intermediários financeiros e política monetária não convencional, in '37º Encontro Brasileiro de Econometria'.
- Rotemberg, J. J. & Woodford, M. (1997), 'An optimization-based econometric framework for the evaluation of monetary policy', *NBER Macroeconomics Annual* 12, 297–346.
- Santin, R. R. M. (2013), Análise da política de crédito do BNDES em um modelo DSGE, PhD thesis.

Stéphane, A., Bastani, H., Juillard, M., Mihoubi, F., Perendia, G., Ratto, M. & Villemot, S. (2011), 'Dynare: reference manual, version 4'.

Taylor, J. (1993), 'Discretion versus policy rules in practice'.

Taylor, J. B. et al. (2008), 'Monetary policy and the state of the economy', *Testimony Before the Committee on Financial Services, US House of Representatives*

Vasconcelos, B. & Divino, J. A. (2012), 'O desempenho recente da política monetária brasileira sob a ótica da modelagem DSGE', *Banco Central do Brasil*, pp. 1–36.

Vega Filho, J. A. C. (2013), 'Intermediação financeira e ciclos reais: uma abordagem DSGE para a economia brasileira'.

Woodford, M. (2010), 'Financial intermediation and macroeconomic analysis', *Journal of Economic Perspectives* 24(4), 21–44.

Woodford, M. & Walsh, C. E. (2003), 'Interest and prices: foundations of a theory of monetary policy', *Macroeconomic Dynamics* 9(3), 462–468.

Apêndice A Relações de Equilíbrio do Modelo

O modelo é composto pelas Equações log-linearizadas (5), (6), (12), (13) e (15)–(28). Além disso, completam o modelo e as seguintes relações de equilíbrio e estado estacionário:

$$\mu_p = \frac{\theta}{\theta - 1} \quad (31)$$

$$s_c \bar{c}_t = \pi_b s_b + (1 - \pi_b) s_s \quad (32)$$

$$\bar{\sigma} = \pi_b s_b \sigma_b + (1 - \pi_b) s_s \sigma_s \quad (33)$$

$$\bar{c}_b = s_b (\bar{\Sigma} \lambda^s)^{\sigma_b} \quad (34)$$

$$\bar{c}_s = s_s (\lambda^s)^{\sigma_s} \quad (35)$$

$$\bar{\Sigma} = \frac{1 - (1 - \bar{r}^d \beta [\delta + (1 - \delta)(1 - \pi_b)])}{(1 - \bar{r}^d) \beta (1 - \delta) \pi_b} \quad (36)$$

$$\lambda^s = \psi_s \mu_p (1 + \omega_y) (\bar{\mu}_w) / (1 - \bar{\tau}) \quad (37)$$

$$\bar{\lambda} = (\pi_b \bar{\Sigma}^{-\frac{1}{\nu}} + (1 + \pi_b)^{-\nu}) \lambda^s \quad (38)$$

$$i^d = \frac{\beta^{-1}}{2\delta(1 + \bar{\omega})} [(\delta + 1) + \bar{\omega}(\delta + (1 - \delta)\pi_b - (\delta + 1) + \bar{\omega}(\delta + (1 - \delta)\pi^2)^2 - 4\delta(1 - \bar{\omega}))] \quad (39)$$

$$\psi_s = \psi(\pi_b \bar{\Sigma}^{-\frac{1}{\nu}} + (1 - \pi + b)^{\nu}) \quad (40)$$

$$\omega_y = \phi(1 - \nu) - 1 \quad (41)$$

$$s_{\Xi} = \frac{\bar{\omega}}{\eta b_Y} \quad (42)$$

$$s_g = 1 - s_c - s_{\Xi} \quad (43)$$

$$s_{\Sigma} = \pi_b (1 - \pi_b) (s_b \sigma_b - s_s \sigma_s) / \bar{\sigma} \quad (44)$$

$$\xi = \frac{1 - \alpha}{\alpha} \frac{1 - \alpha \beta}{1 + \omega_y \theta} \quad (45)$$

$$\Xi = \frac{\bar{\omega}}{(\eta b_Y)^{\eta - 1}} \quad (46)$$

$$\kappa = \xi(\omega_y + \bar{\sigma}^{-1}) \quad (47)$$

$$\omega_b = \frac{\eta(\eta - 1)s_\Xi}{1 + \omega} \quad (48)$$

$$\omega_\chi = \frac{1}{1 + \bar{\omega}} \quad (49)$$

$$\omega_\Xi = \eta b_Y / (1 + \bar{\omega}) \quad (50)$$

$$\tilde{B}_\Sigma = \psi \tilde{\lambda} \bar{\mu}_\omega \quad (51)$$

$$B_\Sigma = s_\Sigma \pi_b - s_b \sigma_b \pi_b (1 - \pi_b) - \tilde{B}_\omega \quad (52)$$

Parâmetros para a equação de evolução da dívida:

$$\rho_r = \frac{\delta(1 + \bar{r}^d)}{1 + \pi_b \bar{\omega}} \left[(1 + \bar{\omega}) + \frac{\pi_b \bar{b}^g}{\bar{b}} \right] \quad (53)$$

$$\rho_\xi = \frac{b_Y}{1 + \pi_b \bar{\omega}} \quad (54)$$

$$\rho_Y = \rho_\xi s_\Sigma \bar{\sigma}^{-1} \quad (55)$$

$$\rho_\Sigma = \rho_\xi (B_\Sigma + s_\Sigma^2) \quad (56)$$

$$\rho_\omega = \frac{\pi_b (1 + \bar{\omega})}{1 + \pi_b \bar{\omega}} \quad (57)$$

$$\rho_b = \frac{\delta(1 + \bar{r}^d)(1 + \bar{\omega})}{1 + \pi_b \bar{\omega}} \quad (58)$$

Apêndice B Parâmetros da Função para a Política Ótima

A derivação da função de perda para o Banco Central e para o modelo de Cúrdia & Woodford (2010) pode ser verificada no trabalho original. Abaixo são apresentados os parâmetros da função ($\lambda_y, \lambda_\Sigma, \lambda_\Xi > 0$) e a relação para o produto natural com o setor de intermediação (\hat{Y}_t^*).

$$\lambda_y = \frac{\xi}{\theta} \omega_y \quad (59)$$

$$\lambda_\Sigma = \frac{\xi}{\theta} \bar{\lambda}_\Sigma \quad (60)$$

$$\bar{\lambda}_\Sigma = \frac{[\pi_b s_b \sigma_b] [(1 - \pi_b) s_s \sigma_s]}{\bar{\sigma}} + \frac{\pi_b (1 - \pi_b)}{v(1 + \omega_y)} \quad (61)$$

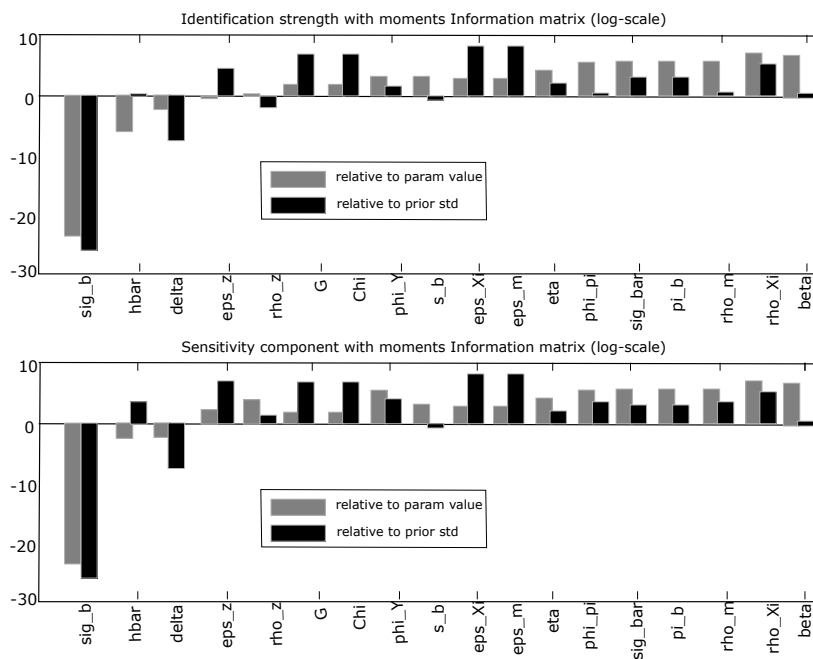
$$\lambda_\Xi = 2\eta \frac{\xi}{\theta} \quad (62)$$

$$\hat{Y}_t^* = \hat{Y}_t^n + \frac{\sigma^{-1}}{\omega_y + \bar{\sigma}^{-1}} \tilde{\Xi}_t \quad (63)$$

Apêndice C Teste para Identificação dos Parâmetros Estimados

Resultado para o teste de Iskrev (2010).

Figura C.1: Teste para identificação dos parâmetros estimados



Fonte: Elaborado pelos autores.

LEI DE WAGNER, ILUSÃO FISCAL E CAUSALIDADE ENTRE RECEITAS E DESPESAS: UMA ANÁLISE DAS FINANÇAS PÚBLICAS BRASILEIRAS

PEDRO HENRIQUE MARTINS PRADO *
CLEOMAR GOMES DA SILVA †

Resumo

Este estudo investiga a dinâmica dos gastos do governo brasileiro baseando-se em três abordagens: a Lei de Wagner, a Ilusão Fiscal e o nexos causal com as receitas. Para o período 1997T1-2013T4 foram estimados Modelos Autorregressivos de Defasagens Distribuídas (ARDL) aplicados ao arcabouço da cointegração. Os resultados indicaram: i) indícios contra a validade da Lei de Wagner; ii) presença de Ilusão Fiscal, relacionada à existência de tributação indireta; iii) relação diferenciada da causalidade receitas-despesas, a depender da desagregação dos gastos públicos; iv) relação positiva entre salário mínimo real e dinâmica das despesas.

Palavras-chave: Despesas Públicas; Lei de Wagner; Ilusão Fiscal; ARDL.

Abstract

This article analyses the dynamics of government spending in Brazil, based on three approaches: Wagner's Law, Fiscal Illusion, and the causality between tax and spend. For the period 1997Q1-2013Q4, we estimate a series of Autoregressive Distributed Lag (ARDL) *Bounds Testing Approach to Cointegration*. The main results are: i) nonvalidity of Wagner's Law; ii) Fiscal Illusion, probably due to indirect taxes; iii) causality between tax and spend depending on how the public spending is broken down; iv) a positive relationship between real minimum wage and public spending.

Keywords: Public Expenditures; Wagner's Law; Fiscal Illusion; ARDL.

JEL classification: C22; E62; H60.

DOI: <http://dx.doi.org/10.11606/1980-5330/ea133508>

* Universidade Federal de Uberlândia. E-mail: pradophm@ufu.br.

† Universidade Federal de Uberlândia & Pesquisador CNPq. E-mail: cleomargomes@ufu.br.

1 Introdução

O papel e o tamanho do Estado são explorados a partir de diferentes perspectivas na literatura econômica. Uma análise profunda, no entanto, exige não só entender os determinantes do tamanho em certo momento do tempo, mas também investigar sua dinâmica temporal. Uma primeira explicação foi proposta por Adolph Wagner no final do século XIX. No que ficou conhecido como Lei de Wagner, há uma relação positiva entre crescimento do setor público e renda nacional. Significa que a tendência de longo prazo de aumento mais que proporcional das despesas governamentais, em relação à produção, ocorre porque a elevação da renda nacional fomenta o crescimento da demanda por bens e serviços providos pelo Estado.

Já a abordagem sugerida pela Escola da Escolha Pública é baseada no entendimento de que as decisões a respeito do orçamento são tomadas a partir da interação de interesses conflitantes dos ofertantes (gestores) e dos demandantes de bens e serviços do setor público (eleitores-contribuintes). Porém, os gestores são capazes de manipular a estrutura fiscal para induzir os eleitores-contribuintes a superdimensionar benefícios e subdimensionar custos dos bens e serviços providos pelo Estado, induzindo-os à escolha de uma cesta de gastos e tributos diferente daquela desejável sob informações corretas. Esse efeito ficou conhecido como Ilusão Fiscal.

Por outro lado, no quarto final do século XX, ganha força outra frente de análise da dinâmica das despesas do setor público. Com o crescimento do déficit orçamentário do governo americano, parcela importante dos trabalhos na área de finanças públicas passa a se concentrar na temática da relação de causalidade entre os processos decisórios de arrecadação e de gasto do governo. Quatro hipóteses alternativas são apresentadas: i) “arrecadar e gastar” (*tax-spend*), que sugere que o governo gastará conforme houver recursos disponíveis; ii) “gastar e arrecadar” (*spend-tax*), na qual os governos gastam primeiramente e, em seguida, buscam ampliar suas receitas fiscais de modo a financiar suas despesas; iii) “sincronização fiscal”, isto é, despesas e receitas são alteradas simultaneamente; e iv) “neutralidade fiscal”, que indica a existência de uma separação institucional entre as decisões de arrecadação e dispêndio.

Avançar a agenda de pesquisa a respeito dos determinantes da dinâmica das despesas públicas é importante e tornou-se ainda mais essencial com a centralidade que o debate acerca da condução orçamentária, da alocação eficiente dos recursos públicos e da estrutura de tributação tem ganhado no atual cenário de acentuada deterioração das contas públicas e de estagnação da atividade econômica brasileira. A Lei de Wagner, o impacto da Ilusão Fiscal e o nexos causal entre receitas e despesas são discussões significativas na análise das finanças públicas, de forma que há a necessidade de novos trabalhos nessas áreas de pesquisa, uma vez que a literatura existente para o caso brasileiro é relativamente escassa e, por conseguinte, não permite um debate apropriado a respeito da validade dessas explicações.

Ademais, é salutar que os estudos empíricos sobre o dispêndio público no Brasil considerem a possibilidade de os gastos obrigatórios do governo terem dinâmica distinta dos gastos discricionários. Como discutido na Seção 3, as despesas primárias do governo central podem ser divididas em dois grupos com características profundamente distintas: por volta de 25% dos gastos são discricionários, isto é, podem ser facilmente alterados conforme a vontade do gestor; enquanto os demais gastos apresentam fortes regras e vinculações orça-

mentárias, de modo que possuem rigidez acentuada e dinâmica “autônoma”. Logo, as análises devem considerar os dois tipos de despesas separadamente, já que a utilização exclusiva de dados agregados pode prejudicar seriamente as conclusões. Por outro lado, em termos propositivos, é imprescindível compreender as diferenças de comportamento e de determinantes das dinâmicas dos distintos gastos para alterar adequadamente a alocação dos recursos entre as diferentes áreas.

Portanto, o objetivo deste trabalho é analisar a dinâmica dos gastos primários do governo central brasileiro (Governo Federal, Banco Central e INSS) entre o primeiro trimestre de 1997 e o quarto trimestre de 2013, levando em consideração a relação com as receitas governamentais e a possibilidade de presença de Ilusão Fiscal e de validade da Lei de Wagner. A investigação foi limitada a esse período devido ao fato de as fortes flutuações nos trimestres seguintes, que podem ser observadas nas análises preliminares deste estudo, estarem profundamente ligadas às alterações na contabilidade do governo, de maneira que os dados para 2014-2015 não refletem a realidade com fidelidade e tornam os parâmetros estimados instáveis.

No presente estudo, opta-se por considerar conjuntamente os três fatores em virtude do entendimento de que, mesmo sendo tão díspares, todas as explicações podem ser relevantes, de modo que ignorar uma delas conduziria a conclusões imprecisas e/ou incompletas. Adicionalmente, a captação dos diferentes fenômenos permite uma caracterização mais ampla do processo que determina a dinâmica dos gastos, pois possibilita verificar como os efeitos podem estar se retroalimentando. Por fim, apesar das diferenças, a abordagem adotada não é incompatível com a literatura existente, dado que trabalhos empíricos acerca do nexos causal entre receitas e despesas públicas captam indiretamente efeitos de Ilusão Fiscal e validade da Lei de Wagner (Chang & Chiang 2009, Silva et al. 2010, Gadelha 2011, Elyasi & Rahimi 2012, Rahman & Wadud 2014, Saunoris 2015).

Para alcançar o objetivo proposto, são estimados Modelos Autorregressivos de Defasagens Distribuídas (ARDL) aplicados ao arcabouço da cointegração (ARDL) *Bounds Testing Approach to Cointegration*. Com a utilização de diferentes formas de agregação para despesas governamentais, os resultados indicam: i) a não validade da Lei de Wagner; ii) a existência de efeitos de Ilusão Fiscal; iii) a presença de uma relação entre receitas e despesas, que é diferente para cada medida das despesas; iv) uma relação positiva entre salário mínimo real e a dinâmica das despesas; e v) uma relação positiva entre o endividamento e as receitas do setor público.

Além desta introdução e das considerações finais, este artigo contém mais 4 seções. A Seção 2 trata dos determinantes da dinâmica dos gastos governamentais, discutindo a Lei de Wagner, a Teoria da Ilusão Fiscal e as diferentes relações possíveis entre receitas e despesas. A seção seguinte realiza uma análise sobre a evolução e a composição das despesas governamentais no Brasil. A quarta seção é dedicada à apresentação da metodologia e dos dados utilizados, ao passo que a quinta seção dedica-se à avaliação dos resultados obtidos.

2 Determinantes da Dinâmica dos Gastos Governamentais

A primeira análise da dinâmica temporal das despesas governamentais foi proposta por Adolph Wagner. Seu argumento central é que fatores históricos,

relacionados às alterações na estrutura econômica e ao processo de desenvolvimento do país, são fundamentais na determinação do nível de gastos do governo, ou seja, existe uma relação entre a elevação dos gastos públicos e o desenvolvimento das economias. Segundo Wagner (1883), o advento da sociedade industrial moderna leva ao aumento da pressão política por “progresso social”, isto é, a demanda por ampliação da quantidade de bens e serviços providos pelo setor público aumenta com a industrialização. Isso ocorre devido a três fatores: i) expansão das funções administrativas e de proteção do Estado, por conta do aumento da complexidade das relações jurídicas e de comunicação; ii) necessidade de incremento da oferta de bens e serviços sociais e culturais; iii) necessária intervenção governamental para gerir e financiar monopólios naturais e garantir o bom funcionamento das forças de mercado (Bird 1971).

Essas observações sobre a dinâmica de crescimento dos gastos públicos levam à chamada **Lei de Wagner**, ou Lei dos Dispendios Públicos Crescentes, baseada na premissa de uma elevação da renda nacional induzir a um crescimento mais que proporcional das despesas governamentais. Significa que existe uma tendência de longo prazo de ampliação da parcela do produto dedicada às despesas públicas ou, em outras palavras, existe uma elasticidade-renda da demanda por bens e serviços providos pelo Estado maior que a unidade (Bird 1971).

A literatura empírica acerca da Lei de Wagner é extensa. Vários trabalhos observam sua validade para diferentes países e em diferentes períodos. Dentre eles podem ser citados: Courakis et al. (1993), Tobin (2005), Akitoby et al. (2006), Narayan et al. (2008), Karagianni & Pempetzoglou (2011), Tasseven (2011), Jaén-García (2011), Narayan et al. (2012), Bayrakdar et al. (2015) e Magazzino et al. (2015).

O conceito de **Ilusão Fiscal** surge no estudo de Puviani (1903), que buscou analisar a capacidade de os governantes manipularem a estrutura fiscal para gerar ilusões que promovam seus projetos políticos. Buchanan (1960) e Buchanan (1967) ampliam o estudo de Puviani (1903) e sugerem que, se o eleitor-contribuinte acredita que os impostos pagos são inferiores ao que realmente são e que os benefícios dos bens e serviços ofertados pelo governo são maiores do que realmente são, ele escolhe sua cesta de gastos e tributos baseado em um conjunto limitado (e/ou falso) de informações. Assim, a Ilusão Fiscal ocorre quando o eleitor-contribuinte não tem clareza de quanto paga para o governo ou de quanto recebe de bens e serviços. Logo, “a percepção sistematicamente errada de parâmetros fiscais chaves pode distorcer significativamente as escolhas fiscais do eleitorado” (Oates (1988), p.65), de modo que os governantes são capazes de criar um viés nas escolhas fiscais do eleitor-contribuinte em determinada direção.

Silva & Siqueira (2014)¹ argumentam que a Teoria da Ilusão Fiscal é baseada no entendimento de que é simples para o governo tornar caro para o eleitor-contribuinte obter informação completa a respeito de sua parcela de

¹Silva & Siqueira (2014) é um dos poucos trabalhos no Brasil, senão o único, que trata empiricamente do caso de Ilusão Fiscal na esfera federal. Os autores encontram indícios de que a Lei de Wagner e a baixa visibilidade da tributação são importantes para explicar o acelerado crescimento das despesas públicas brasileiras entre 1990 e 2011. Apesar de seu caráter pioneiro, o estudo utiliza uma base de dados anuais com somente 22 observações e não leva em conta a dinâmica distinta entre gastos governamentais discricionários e obrigatórios. De fato, esses 2 pontos são justamente onde este presente trabalho tenta avançar.

contribuição para o financiamento do setor público. Como seu voto individualmente não impacta de forma significativa os resultados das decisões públicas, não há incentivos para ele investir seu tempo e seu dinheiro na obtenção dessas informações. Portanto, permanecer mal informado e votar guiado por suas percepções pode ser uma escolha racional (Buchanan & Wagner 1977). Desse modo, determinadas estruturas fiscais podem induzir o eleitor-contribuinte a subestimar sua contribuição para o financiamento do setor público e, conseqüentemente, demandar bens e serviços providos pelo Estado em um nível superior ao que desejaria, caso percebesse completamente os custos com o quais está arcando. Além disso, a Ilusão Fiscal facilita a manutenção pelo governo de gastos improdutivos destinados a determinados grupos de interesse, tornando possível que ele acomode as forças que o pressionam por ampliação de gastos. A Ilusão Fiscal, portanto, pode ser importante para explicar o crescimento dos gastos públicos (Tanzi 2011).

Quando a Ilusão Fiscal ocorre pelo superdimensionamento da quantidade ou do benefício de bens e serviços providos pelo governo, há uma ilusão “positiva”. Nesse caso, como afirma Tanzi (2011) (p.157), a atuação do governo consiste em fazer com que o eleitor-contribuinte acredite que uma determinada despesa é “realmente capaz de resolver um problema ou fazer uma verdadeira contribuição positiva para o bem-estar público”, quando na realidade ela é incapaz de gerar tais benefícios.

Por outro lado, a Ilusão Fiscal é “negativa” quando o eleitor-contribuinte subdimensiona os preços-tributos. Diversas estratégias são utilizadas pelos governos para criar ou explorar a Ilusão Fiscal negativa. Dentre elas, quatro recebem destaque na literatura. Em primeiro lugar, a tributação indireta induz o eleitor-contribuinte a subestimar sua parcela de contribuição para o financiamento do governo, já que parte dos impostos que ele paga permanece encoberta nos preços dos produtos. Como afirma Mill (1996) (p.438), se a arrecadação ocorresse apenas pela cobrança de tributos diretos, a taxaço seria muito mais notada e “certamente surgiria uma insatisfação extrema por ter de pagar tanto”. Diversos estudos empíricos observam a utilização dessa estratégia pelos gestores. Dentre eles podem ser citados: Gemmell et al. (1999), Sausgruber & Tyran (2005), Chetty et al. (2009), Dell’anno & Mourao (2012) e Silva & Siqueira (2014).

Em segundo lugar, uma maior complexidade ou fragmentação do sistema tributário faz com que o eleitor-contribuinte não perceba com clareza os verdadeiros preços-tributos dos bens e serviços providos pelo Estado, induzindo uma demanda excessivamente alta por gastos públicos. Segundo Buchanan (1967) (p.135), uma vez que “a carga total sobre um indivíduo pode ser fragmentada, de forma que ele confronte inúmeras pequenas taxas em vez de umas poucas significantes, efeitos ilusórios podem ser criados”.

Wagner (1976) utiliza a dispersão² da receita tributária entre os diferentes tributos, como medida do grau de complexidade das receitas, e encontra evidências de que a estrutura fiscal pode alterar a percepção que o eleitor-contribuinte possui acerca do preço-tributo. Significa que um sistema tributário mais complexo leva o eleitor-contribuinte a acreditar que paga um menor preço-tributo do que realmente é cobrado pelo governo. Embora haja diversidade de resultados, vários trabalhos empíricos indicam que a ampliação da complexidade fiscal induz um aumento das despesas governamentais. Dentre

²Essa dispersão foi medida por um índice de concentração de Herfindahl-Hirschman.

eles: Heyndels & Smolders (1995), Dollery & Worthington (1995a) Turnbull (1998), Bastiaens et al. (2001) e Dell'anno & Mourao (2012).

Em terceiro lugar, um sistema de financiamento de gastos do governo por emissão de dívida cria no eleitor-contribuinte a ilusão de ser mais rico. Como afirma Ricardo (1996) (p.179), o financiamento por dívida é “um sistema que tende a tornar-nos menos poupadores e a cegar-nos sobre a nossa real situação”. O financiamento via endividamento gera, como obrigação no presente, somente o pagamento de juros da dívida, de forma que eleitor-contribuinte poupa menos para arcar com os custos do gasto público e, conseqüentemente, tem distorcida sua percepção das despesas reais com bens e serviços ofertados pelo governo.

Segundo Oates (1988), como o eleitor-contribuinte é mais propenso a compreender os custos do financiamento do setor público que se realiza pela arrecadação de tributos, a diluição dos custos ao longo do tempo no passivo fiscal prejudica a percepção do eleitor-contribuinte do que ele paga de preçõs-tributos. Portanto, como indicam Buchanan & Wagner (1977), déficits públicos elevados levam a geração corrente de eleitores-contribuintes a subestimar o preço-tributo de bens e serviços providos pelo setor público, resultando em maior demanda por gastos e níveis mais elevados de despesas públicas. Diversos estudos empíricos encontram efeitos de ilusão de dívida. Dentre eles podem ser citados: Dollery & Worthington (1995a), Dollery & Worthington (1995b), Gemmell et al. (1999), Christopoulos & Tsionas (2003), Dell'anno & Mourao (2012) e Banzhaf & Oates (2012).

A última das principais estratégias utilizadas pelos governos para explorar a Ilusão Fiscal é relacionada ao efeito *flypaper*. O financiamento do gasto público do governo local por transferências de outras esferas de governo induz o eleitor-contribuinte a acreditar que paga um preço-tributo menor pelos bens e serviços ofertados pelo governo e, conseqüentemente, a demandar gastos excessivos (Dollery & Worthington 1996). Embora haja controvérsia na literatura a respeito do efeito *flypaper*, vários trabalhos empíricos recentes, inclusive no Brasil, atestam a existência do fenômeno. Dentre eles: Dollery & Worthington (1995a), Dollery & Worthington (1995b), Dollery & Worthington (1999), Turnbull (1998), Mendes (2005), Mattos & Rocha (2011), Sakurai (2013) e Araújo & Siqueira (2016).

Por fim, na década de 1930 a **relação de causalidade entre receitas e despesas** do governo já era debatida nos Estados Unidos. Muitos políticos defendiam que a maneira mais efetiva para o controle dos gastos governamentais era a redução de impostos. Essa estratégia é conhecida como “*starve the beast*”, pois apregoa que se deve deixar a fera (governo) passar fome para que ela promova cortes de gastos públicos.

Friedman (1978) reforça esse ponto de vista ao indicar que o governo deseja e irá gastar os recursos que estiverem disponíveis, isto é, que há uma relação causal positiva entre receitas e despesas governamentais: a ampliação (redução) das receitas do governo levará a uma elevação (diminuição) de seus gastos. Essa é a primeira de quatro hipóteses alternativas apresentadas pela literatura para descrever a forma como os processos de arrecadação e dispêndio do governo são relacionados e é conhecida como “arrecadar e gastar” (*tax-spend*). A partir dela, conclui-se que cortes permanentes de impostos, que não estejam compensando cortes de gastos (uma política *starve the beast*), é a medida mais eficaz para conter a expansão dos gastos governamentais.

Por outro lado, existe o argumento de que a relação *tax-spend* é negativa

(inversa) devido à presença de Ilusão Fiscal (Wagner 1976, Buchanan & Wagner 1977). Segundo, Buchanan & Wagner (1977), um corte em impostos não leva necessariamente a uma redução dos gastos, visto que outros mecanismos fiscais podem ser utilizados para garantir a manutenção do nível das despesas públicas, tais como o imposto inflacionário e o endividamento. Dessa forma, torna-se distorcida a percepção que o eleitor-contribuinte tem da realidade, de modo que tende a subestimar a carga tributária que recai sobre ele, isto é, tende a subdimensionar os verdadeiros preços-tributos dos bens e serviços ofertados pelo governo, o que induz níveis excessivamente altos de demanda por gastos públicos. Portanto, uma redução dos impostos gera uma alteração na percepção dos preços-impostos e leva a uma ampliação das despesas do governo.

A segunda hipótese é de umnexo causal do tipo “gastar e arrecadar” (*spend-tax*), isto é, os governos gastam primeiramente e, em seguida, buscam ampliar suas receitas fiscais para financiar suas despesas. Peacock & Wiseman (1961) e Peacock & Wiseman (1979) declaram que elevações temporárias nas despesas criadas por alguns eventos especiais, como situações de crise e guerras, levam a elevações de impostos que, posteriormente, tornam-se permanentes. Já de acordo com o modelo de determinação do endividamento público proposto por Barro (1974) e Barro (1979), os gastos financiados por intermédio de emissão de dívida, em última análise, levam a uma ampliação da arrecadação, visto que o endividamento do governo resulta em passivos futuros, que terão como resposta um aumento da tributação em algum momento. Qualquer elevação nos gastos resulta em uma posterior ampliação da carga tributária, de modo que o financiamento de gastos públicos, via emissão de dívida, tem efeitos sobre a demanda e a taxa de juros idênticos aos de um financiamento via impostos, devido aos impactos sobre a poupança presente dos consumidores em resposta a futuras ampliações de impostos. Logo, o governo é indiferente em financiar seus gastos por meio de impostos ou de endividamento, de forma que a solução desejada para a redução dos déficits orçamentários é diminuir os gastos públicos.

Por outro lado, a presença de Ilusão Fiscal levaria a uma relação positiva entre despesas e dívida, conforme explicado anteriormente: a diluição dos custos dos bens e serviços providos pelo governo, por longos períodos, distorce a percepção que o eleitor-contribuinte possui acerca do preço pago e da quantidade consumida de bens e serviços. Assim, o financiamento via ampliação do endividamento induz os contribuintes a uma subestimação das obrigações fiscais correspondentes, tornando-os menos resistentes à expansão do gasto público.

Já a hipótese de “sincronização fiscal” (Meltzer & Richard 1981, Musgrave 1966) argumenta que decisões sobre despesas e receitas governamentais são tomadas simultaneamente. Como um agente racional, o governo iguala o custo marginal de tributação com o benefício marginal de seus gastos, gerando uma causalidade bidirecional entre arrecadação e gastos públicos.

A última é a hipótese de “neutralidade fiscal”, proposta por Baghestani & Mcnown (1994), que sugere a separação institucional entre as decisões de arrecadação e dispêndio do governo. Significa que as decisões são tomadas de forma independente entre si: as despesas são definidas baseadas nas necessidades expressas pela população e a receita depende da carga tributária máxima tolerada pelos eleitores-contribuintes. Como resultado, o equilíbrio fiscal seria alcançado apenas por coincidência.

Payne (2003) realiza ampla revisão dos trabalhos que, entre 1980 e 2002, analisam empiricamente a relação de causalidade entre arrecadação e gastos do governo. A maioria dos trabalhos dá suporte à hipótese *tax-spend*. Porém, devido aos tipos de metodologia utilizados, há poucas evidências acerca da forma da relação, se é direta, como proposta por Friedman (1978), ou inversa, por causa da existência de Ilusão Fiscal.

A literatura empírica internacional posterior ao estudo de Payne (2003) é extensa. Entre os trabalhos mais recentes, merecem destaque Narayan (2005), Narayan & Narayan (2006), Wolde-Rufael (2008) e Owoye & Onafowora (2011) que, conjuntamente, testam as diferentes hipóteses denexo causal entre receitas e despesas para mais de 50 países com diferentes graus de desenvolvimento. Para o caso brasileiro, alguns estudos recentes abordam o assunto, direta ou indiretamente, mas com resultados divergentes. Dentre eles: Cheng (1999), Mattos & Rocha (2001), Mello (2008), Silva et al. (2010), Gadelha (2011), Bertussi & Triches (2012) e Araújo (2014). Uma das possíveis explicações para a pluralidade de resultados é o fato de os trabalhos não considerarem a provável diferença entre a dinâmica das despesas determinadas por regras e vinculações orçamentárias da dinâmica dos gastos discricionários. Logo, as estimações com dados desagregados do presente estudo permitem uma reflexão sobre a razão da diversidade de resultados na literatura brasileira acerca da relação receitas-despesas.

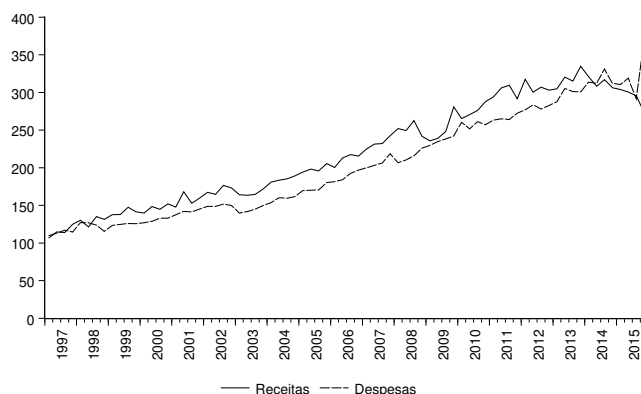
3 Rigidez Orçamentária e Análise com Despesas Desagregadas

A evolução das despesas e receitas primárias do governo central entre o primeiro trimestre de 1997 e o último trimestre de 2015 é apresentada na Figura 1³. Nela é perceptível a estreita sincronia entre as duas séries e uma tendência acentuada de expansão dos gastos primários, com destaque para três períodos. O primeiro refere-se ao início do ano de 2003, quando o governo realizou um ajuste fiscal, como pode ser observado pela considerável queda de gastos no primeiro trimestre daquele ano. O segundo é o período mais acentuado da crise de 2008, em que há forte declínio das receitas e a manutenção da elevação dos gastos, como parte de uma política contracíclica. O último refere-se à crise fiscal iniciada no primeiro trimestre de 2014.

O crescimento das receitas, que já havia reduzido seu ritmo a partir de 2012 com a política de benefícios fiscais para setores específicos da economia, colapsa no início de 2014 com a desaceleração da economia. Já as despesas, que mantinham crescimento acelerado, passam a cair a partir do último trimestre de 2014, como parte de uma estratégia de ajuste fiscal. Entretanto, há um forte salto no quarto trimestre de 2015 por causa das operações de reordenamento de passivos.

Uma análise adequada das finanças do governo central no Brasil não pode ser baseada apenas em valores agregados, uma vez que a maior parte dos gastos primários possui grande rigidez e, desse modo, existem diferentes efeitos

³Os dados apresentados nesta seção são referentes às receitas e despesas primárias líquidas do governo central a valores de junho de 2017 (deflacionadas pelo IPCA) e dessazonalizadas pelo método Census X-12. Foram excluídos das séries os choques causados pela política de concessão da exploração de petróleo: uma receita de R\$115,63 bilhões referente à conta de “Cessão Onerosa Exploração Petróleo” e uma despesa de R\$66,35 bilhões referente à realização de uma capitalização da Petrobrás, no terceiro trimestre de 2010; e uma receita de R\$19,19 bilhões referente ao bônus recebido pela assinatura do Campo de Libra, no último trimestre de 2013.



Fonte: Secretaria do Tesouro Nacional

Figura 1: Evolução das Despesas e Receitas Primárias do Governo Central (R\$ bi)

relacionados com as despesas vinculadas e as despesas discricionárias. Há diversas formas de classificar os gastos do governo central: pelo grupo da natureza das despesas, pelo ministério que realiza o dispêndio, pela função, pela subfunção, e assim por diante. Como indica a Tabela 1, as despesas primárias classificadas por função indicam que assistência e previdência social, saúde, educação e trabalho (funções consideradas tipicamente sociais) representam mais de 73% do total gasto a cada ano.

Tabela 1: Participação das Despesas do Governo Central em 2015

Despesas por Função		Despesas por Natureza do Dispêndio	
Função	Participação	Natureza	Participação
Assistência Social	6,23%	Benefícios Assistenciais	3,72%
Previdência Social	44,70%	Despesas do Banco Central	0,33%
Saúde	8,66%	Outras Despesas Custeio e Capital	28,00%
Trabalho	5,83%	Despesa do FAT	4,18%
Educação	7,74%	Pessoal e Encargos Sociais	20,56%
Demais Despesas	26,84%	Benefícios Previdenciários	37,99%
		Subsídios e Subvenções Econômicas	5,02%
		Transferências ao Banco Central	0,21%
Todas as Despesas	100%	Todas as Despesas	100%

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados do SIAFI

Os gastos com programas de transferência de renda e com previdência são determinados por regras estabelecidas na legislação e pelo patamar do salário mínimo. Além disso, o critério de elegibilidade de diversos programas é relacionado também ao salário mínimo, de modo que uma elevação salarial afeta o critério de participação em alguns programas, além de ampliar o valor do abono salarial e o piso da previdência social e do seguro desemprego. Como o salário mínimo é reajustado anualmente pela inflação do ano antecedente e pelo crescimento do PIB de dois anos antes, a elevação da inflação e a aceleração do crescimento econômico levam a variações de tais dispêndios, independente da vontade do *policymaker*.

As despesas com saúde e educação também possuem regras de vinculação. Os gastos com saúde, no período analisado, eram determinadas pelo artigo 198 da Constituição Federal de 1988, que estabelecia que os recursos mínimos destinados à saúde fossem definidos por lei complementar reavaliada pelo menos a cada cinco anos. Até 2015, a regra vigente determinava que o dispêndio com saúde aumentasse de acordo com o crescimento do PIB nominal, conforme as disposições da Lei Complementar nº 141/2012. Para 2016, a Emenda Constitucional nº 86/2015 definiu gasto mínimo de 13,2% da receita corrente líquida. Já os gastos com educação, durante o período examinado, eram estipulados pelo artigo 212 da Constituição Federal, que determinava aplicação de pelo menos 18% da receita de impostos (descontadas as transferências) na manutenção e desenvolvimento do ensino⁴.

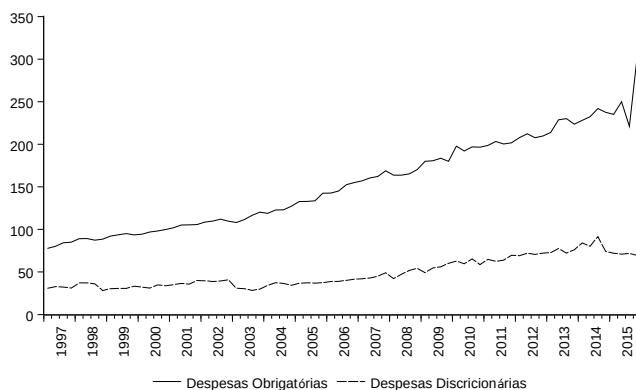
Portanto, uma fração elevada das despesas primárias do governo central não pode ser alterada diretamente conforme a vontade do gestor. O crescimento econômico, a aceleração da inflação e/ou a elevação das receitas impõem uma ampliação de despesas primárias, isto é, a estrutura de vinculações e obrigações de gastos gera uma dinâmica de variação “automática” do dispêndio público. A exceção são os gastos aqui denominados de “Demais Despesas”, caracterizados como aqueles que podem ser diretamente comandados pela vontade do gestor, isto é, aqueles anteriormente chamados de discricionários.

Entre as principais despesas primárias divididas pelo grupo da natureza do dispêndio estão presentes os gastos com Benefícios Previdenciários e Benefícios Assistenciais e as Despesas do FAT (Fundo de Amparo ao Trabalhador), todos determinados por regras estabelecidas na legislação e pelo patamar do salário mínimo. Também os gastos com Pessoal e Encargos Sociais possuem dinâmica própria, visto que a maior parte do funcionalismo é concursada e possui estabilidade. Assim, resta apenas o controle sobre a quantidade de funcionários contratados e a abertura de novos concursos, além da possibilidade de negociações coletivas que possibilitem menor ritmo de crescimento salarial.

As “Outras Despesas de Custeio e Capital” são aquelas que possuem dinâmica mais sujeita à intervenção do gestor. Nessa rubrica ficam concentrados os principais gastos discricionários do governo central e a estes correspondem a maior parcela de seu valor total. Evidentemente, também nesse grupo existem despesas sobre as quais não há controle direto.

Os dados apresentados anteriormente indicam a importância de uma análise desagregada das despesas públicas, uma vez que é essencial desagregar a dinâmica autônoma dos gastos vinculados da dinâmica das despesas discricionárias do governo. Uma desagregação é apresentada na Figura 2, na qual os gastos primários do governo central são divididos em Despesas Obrigatórias - Benefícios Previdenciários, Pessoal e Encargos Sociais e Outras Despesas Obrigatórias - e em Despesas Discricionárias. A dinâmica geral dos gastos parece ser capturada por tal divisão dos dados, já que ela é capaz de revelar a tendência de forte crescimento dos gastos obrigatórios ao longo de todo período e a queda dos gastos discricionários em 2003, sua expansão acelerada a partir de 2009 e seu recuo no fim de 2014.

⁴A partir de 2017, os gastos mínimos com saúde e com manutenção e desenvolvimento do ensino são definidos pela Emenda Constitucional nº 95/2016. Além disso, ela estabelece, para cada ano, um limite máximo para o total das despesas primárias do governo central.



Fonte: Secretaria do Tesouro Nacional

Figura 2: Evolução das Principais Despesas por Natureza do Dispêndio (R\$ bi)

4 Metodologia Econométrica e Dados

Para verificar os determinantes da dinâmica das despesas do governo brasileiro, o estudo utilizará a metodologia dos Modelos Autorregressivos de Defasagens Distribuídas (ARDL) aplicados ao arcabouço da cointegração (ARDL) *Bounds Testing Approach to Cointegration*, propostos nos trabalhos de Pesaran & Shin (1998) e Pesaran et al. (2001). Essa metodologia foi utilizada por permitir: i) usar um conjunto de variáveis com um nível ótimo de defasagens para cada uma delas, determinado por um critério de seleção previamente escolhido; ii) determinar a relação de cointegração em amostras pequenas; e iii) empregar um conjunto de variáveis com diferentes ordens de integração.

É possível representar um modelo ARDL (p, q_1, \dots, q_j) geral como:

$$y_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \sum_{i=1}^p \gamma_i y_{t-i} + \sum_{j=1}^k \sum_{i=0}^{q_j} \beta_{j,i} x_{j,t-i} + u_t \quad (1)$$

em que α_0 e α_1 são os coeficientes de intercepto e tendência (t); $x_{j,t}$ são variáveis $I(1)$ que não são cointegradas entre si; e u_t são os distúrbios serialmente não correlacionados com média zero e variância constante.

Para confirmar a existência de vetores de cointegração e obter os coeficientes de curto e longo prazo, o modelo é estimado na forma de correção de erros (ARDL-ECM), que pode ser especificada a partir da primeira diferença da Equação (1):

$$\begin{aligned} \Delta y_t = & \alpha_0 + \sum_{i=1}^{p-1} \phi_{1,i} \Delta y_{t-i} + \sum_{j=1}^k \sum_{i=0}^{q_j-1} \phi_{2,i} \Delta x_{j,t-i} \\ & + \psi y_{t-1} - \alpha_1(t-1) - \sum_{j=1}^k \delta_j x_{j,t-1} + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (2)$$

em que α_0 é o coeficiente de intercepto; $x_{j,t}$ são variáveis $I(1)$ que não são cointegradas entre si; $\phi_{1,i}$ e $\phi_{2,i}$ são os coeficientes de curto prazo; ψ é coeficiente

de correção de erros; $\frac{\alpha_1}{\psi}$ é o coeficiente de tendência de longo prazo; $\frac{\delta_j}{\psi}$ são os coeficientes de longo prazo; e ε_t são os distúrbios tipo ruído branco.

Pesaran et al. (2001) desenvolveram um teste que permite verificar a existência de uma relação entre uma variável dependente e um conjunto de regressores, quando não se sabe se as variáveis explicativas são estacionárias. Os testes propostos são baseados em um teste de Wald elaborado para verificar a significância dos níveis defasados das variáveis em um mecanismo de correção de equilíbrio univariado. Como essas estatísticas sob a hipótese nula não possuem distribuição assintótica padrão independentemente da ordem de integração das variáveis explicativas, dois conjuntos de valores críticos assintóticos são calculados: um no qual todos os regressores são puramente $I(1)$ e o outro no qual todos são puramente $I(0)$. Por essa razão, a abordagem é chamada de *bounds testing*, isto é, os dois conjuntos de valores críticos fornecem as bandas que abrangem todas as classificações possíveis dos regressores para puramente $I(0)$, puramente $I(1)$ ou mutuamente cointegradas.

O procedimento de teste ocorre realizando-se a comparação entre a estatística de teste, cuja hipótese nula é de inexistência de vetores de cointegração, $H_0 : \psi = \alpha_1 = \delta_1 = \delta_2 = \dots = \delta_k = 0$, e os valores das bandas pré-estabelecidas. Se a estatística de teste for menor que o valor crítico da banda inferior, a hipótese nula não é rejeitada, enquanto se a mesma for maior que o valor crítico da banda superior, a hipótese nula é rejeitada. Por último, no caso em que a estatística de teste fica dentro do intervalo estabelecido pelas bandas, é necessário conhecer a ordem de integração das variáveis.

O período analisado neste trabalho vai do primeiro trimestre de 1997 ao último de 2013. As séries utilizadas estão em números-índices (1997T1=100) e são as seguintes⁵:

- Receitas Primárias (R): Série calculada a partir dos dados de Resultado do Tesouro disponibilizados pela Secretaria do Tesouro Nacional (STN) para o total de receitas primárias líquidas do governo central. Valores deflacionados, tornados trimestrais e dessazonalizados.
- Despesas Primárias (G): Série calculada a partir dos dados da STN para o total de despesas primárias líquidas do governo central. Valores deflacionados, tornados trimestrais e dessazonalizados.
- Despesas Obrigatórias (GO): Série calculada a partir dos dados da STN para as despesas primárias líquidas desagregadas pela natureza do gasto. Valores da despesa com Benefícios Previdenciários, Pessoal e Encargos Sociais e Outras Despesas Obrigatórias são deflacionados e tornados trimestrais. Em seguida, são somadas e dessazonalizadas.
- Despesas Discricionárias (GD): Dados disponibilizados pela STN na desagregação pela natureza do gasto. Valores deflacionados, tornados trimestrais e dessazonalizados.
- PIB (Y): Série calculada via deflacionamento e dessazonalização dos dados trimestrais disponibilizados pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) para o Produto Interno Bruto (PIB).

⁵As variáveis são deflacionadas utilizando o Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) e estão em valores para junho de 2017. Para a dessazonalização foi utilizado o método Census X-12.

- Salário (*W*): Série calculada via dessazonalização da média do trimestre do salário mínimo mensal deflacionado.
- Dívida (*DIV*): Série calculada via dessazonalização da média no trimestre da dívida líquida do governo federal e Banco Central.
- Visibilidade da Receita Tributária (*IR*): Série calculada via dessazonalização da participação do imposto de renda nas receitas primárias totais. Os valores utilizados para os cálculos são disponibilizados pela STN.
- *Dummy* (*d*) para o período 2003T1-2004T4, quando o governo realizou um considerável ajuste fiscal.

A utilização do conceito primário para receitas e despesas do governo central, em vez do conceito nominal, reflete o entendimento de que a inclusão do dispêndio com juros prejudicaria a compreensão da verdadeira relação entre as variáveis nos termos definidos anteriormente, já que esse gasto é afetado pela condução da política monetária. Por outro lado, é importante a inclusão do salário mínimo nas estimações, visto que ele é responsável por uma fração considerável da dinâmica dos gastos públicos, conforme apresentado na Seção 3. Além disso, como a arrecadação e o gasto público são potencialmente sensíveis às alterações do nível de atividade econômica, a inclusão do produto real como variável de controle é importante por possibilitar a diferenciação da causalidade direta entre receitas e despesas da causalidade indireta via PIB. A inclusão da variável referente ao produto permite ainda avaliar a validade da Lei de Wagner.

Já as variáveis utilizadas para identificar o efeito da Ilusão Fiscal foram escolhidas por retratarem a visibilidade da tributação e o endividamento público, duas das principais formas usadas por governos para criar ou explorar a Ilusão Fiscal. Vale ressaltar que a opção por testar a hipótese de Mill e não a hipótese da complexidade da receita (utilizando um índice de concentração), também feita por Silva & Siqueira (2014), se deve às características das séries disponíveis. De fato, os dados para a arrecadação com impostos e taxas são apresentados de maneiras diferentes ao longo dos anos, de modo que utilizá-los requer compatibilizar as classificações. A reclassificação geraria grandes categorias contendo diversos tributos. Cada uma delas seria considerada como um único tributo no cálculo de um índice de concentração, o que pode causar uma desconexão entre seu valor e a real complexidade da receita. Além disso, os dados para a arrecadação via contribuições não possuem disponibilidade compatível com a frequência utilizada no trabalho. Embora seja uma *proxy* mais simples, a participação do imposto mais visível (imposto de renda) nas receitas primárias não está exposta aos mesmos problemas, sendo mais útil para analisar a presença de Ilusão Fiscal na condução das finanças públicas brasileiras.

A Tabela 2 contém as estatísticas descritivas das variáveis (antes de se tornarem números-índices) para o período em análise. É perceptível o ritmo acelerado de crescimento das receitas e despesas primárias, que partem de R\$106,756 bilhões e R\$109,628 bilhões, respectivamente, nos trimestres iniciais das séries e alcançam R\$334,684 bilhões e R\$305,235 bilhões, respectivamente, em 2013. As médias e as medianas indicam que no período a arrecadação primária foi superior aos gastos primários. A Figura 1 mostra que

esse quadro se reverte fortemente nos trimestres seguintes, que não foram incluídos na análise desta seção. Por outro lado, verifica-se que o crescimento econômico no período foi consistentemente menor que o crescimento das receitas e despesas (G , GO e GD). Além disso, a dívida mais que triplicou no período, passando de R\$447,136 bilhões no primeiro trimestre de 1997 para R\$1.528,987 bilhões no segundo trimestre de 2011, apesar de o dispêndio primário do governo central ter sido em média menor que sua arrecadação primária. Já a participação do imposto de renda nas receitas primárias flutua ao longo do período, atingindo a mínima de 21,52% no terceiro trimestre de 2010 e alcançando a máxima de 31,30% no terceiro trimestre de 2008.

Tabela 2: Estatísticas Descritivas

Variáveis	Média	Mediana	Máximo	Mínimo	Desvio Padrão
Receitas Primárias (R)	209,156	196,997	334,684	106,756	64,111
Despesas Primárias (G)	188,650	170,210	305,235	109,628	58,969
Despesas Obrigatórias (GO)	143,316	133,206	230,071	77,779	45,222
Despesas Discricionárias (GD)	45,324	39,218	77,556	28,135	14,464
PIB (Y)	1.159,723	1.053,401	1.748,210	794,080	299,804
Salário (W)	607,991	558,043	889,578	397,477	159,473
Dívida (DIV)	1.192,552	1.265,782	1.528,987	447,136	280,288
Visibilidade da Receita Tributária (IR)	0,276	0,277	0,313	0,215	0,020

Os procedimentos econométricos deste trabalho são baseados na estimação de seis modelos ARDL. Os três primeiros analisam os determinantes do processo decisório de dispêndio do governo. O Modelo 1 é especificado, com base na Equação (1), como:

$$\ln G_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \alpha_2 d + \sum_{i=1}^p \gamma_i \ln G_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_1} \beta_{1,i} \ln R_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_2} \beta_{2,i} \ln Y_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_3} \beta_{3,i} \ln W_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_4} \beta_{4,i} \ln DIV_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_5} \beta_{5,i} \ln IR_{t-i} + u_t \quad (3)$$

em que, \ln é o operador do logaritmo natural; G_t são as despesas e R_t as receitas primárias líquidas do governo central; Y_t é o PIB; e W_t é o salário mínimo real; DIV_t é a dívida líquida; IR_t é a participação do imposto de renda na arrecadação primária; t é um termo de tendência; e d é a *dummy* para o período 2003T1-2004T4.

Os Modelos 2 e 3 se diferenciam do Modelo 1 por substituírem as despesas primárias (G_t) pelas despesas com dinâmica que independe da vontade do gestor (GO_t) e pelas discricionárias (GD_t), respectivamente. Além disso, no Modelo 3 não é incluída uma tendência (t) na especificação, uma vez que, como discutido anteriormente, as despesas utilizadas não apresentam uma tendência que independa da vontade do gestor.

Já os três modelos seguintes analisam os determinantes do processo decisório de arrecadação do governo. O Modelo 4 é especificado como:

$$\ln R_t = \alpha_0 + \alpha_1 d + \sum_{i=1}^p \gamma_i \ln R_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_1} \beta_{1,i} \ln G_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_2} \beta_{2,i} \ln Y_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_3} \beta_{3,i} \ln W_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_4} \beta_{4,i} \ln DIV_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_5} \beta_{5,i} \ln IR_{t-i} + u_t \quad (4)$$

Os Modelos 5 e 6 se diferenciam do Modelo 4 por utilizarem as desagregações Despesas Obrigatórias (GO_t) e Despesas Discricionárias (GD_t), respectivamente, como variável que descreve o processo decisório de dispêndio do governo.

Os valores esperados para os coeficientes de longo prazo são relatados na Tabela 3 e têm como referência os trabalhos na área de finanças públicas apresentados na Seção 2, especialmente aqueles informados na coluna de *Referencial Teórico*.

Tabela 3: Modelos ARDL: Valores Esperados

Especificações para Dispêndio			
Variável	Valor	Significado	Referencial Teórico
lnR	> 0	Tax-spend Sincronização fiscal	Friedman (1978) Meltzer & Richard (1981)
	< 0	Tax-spend inverso	Buchanan & Wagner (1977)
	= 0	Neutralidade fiscal	Baghestani & Mcnown (1994)
		Spend-tax Spend-tax inverso	Peacock & Wiseman (1961, 1979) Buchanan & Wagner (1977)
lnY	> 1	Lei de Wagner	Wagner (1883)
lnDIV	> 0	Ilusão fiscal	Ricardo (1996)
lnIR	< 0	Ilusão fiscal	Mill (1996)
Especificações para Arrecadação			
Variável	Valor	Significado	Referencial Teórico
lnG	> 0	Spend-tax	Peacock & Wiseman (1961, 1979)
		Sincronização fiscal	Meltzer & Richard (1981)
lnGO	< 0	Spend-tax inverso	Buchanan & Wagner (1977)
lnGD	= 0	Neutralidade fiscal	Baghestani & Mcnown (1994)
		Tax-spend	Friedman (1978)
		Tax-spend inverso	Buchanan & Wagner (1977)

5 Resultados

O primeiro passo da análise é selecionar os melhores modelos pelo Critério de Akaike (AIC) para até 4 defasagens. A Tabela 4 reporta as defasagens selecionadas dos Modelos 1 a 6, assim como os resultados dos testes de diagnósticos, que indicam ausência de heteroscedasticidade e correlação serial para todos os modelos.

A inclusão de uma *proxy* para renda nacional pode levar à existência de mais de um vetor de cointegração, uma vez que choques fiscais poderiam impactar sobre o produto. Uma inferência eficiente sobre os parâmetros de cointegração na presente modelagem com equações individuais pode ser realizada caso a variável seja exogenamente fraca (Engle et al. 1983, Johansen

Tabela 4: Modelos ARDL: Defasagens e Testes de Diagnóstico

Especificação	Defasagens	Heterocedasticidade	Autocorrelação
Modelo 1	(3, 4, 2, 4, 4, 4)	0,9256 [0,5793]	1,8754 [0,1693]
Modelo 2	(4, 0, 3, 4, 0, 3)	0,6369 [0,8662]	0,2143 [0,8080]
Modelo 3	(1, 0, 0, 0, 0, 0)	1,6579 [0,1373]	0,2822 [0,7552]
Modelo 4	(3, 0, 3, 1, 3, 4)	0,3896 [0,9872]	0,0475 [0,9537]
Modelo 5	(1, 2, 3, 1, 0, 4)	0,6197 [0,8586]	0,6912 [0,5063]
Modelo 6	(1, 4, 2, 1, 3, 4)	0,3045 [0,9976]	0,5760 [0,5668]

Nota: p-valores apresentados entre colchetes

1992, 1995, Urbain 1992). Os resultados dos testes de exogeneidade, apresentados na Tabela 5, indicam que a hipótese nula de exogeneidade fraca não pode ser rejeitada.

Os testes de estabilidade de Soma Cumulativa Recursiva dos Resíduos (CUSUM) e Soma Cumulativa Recursiva dos Resíduos ao Quadrado (CUSUMQ), sugeridos por Brown et al. (1975)⁶, indicam que os valores dos testes para todos os modelos estão entre as bandas de valores críticos, calculadas ao nível de significância estatística de 5%. Logo, a hipótese nula de estabilidade dos coeficientes não pode ser rejeitada.

Tabela 5: Modelos ARDL: Valores Esperados

Especificação	Exogeneidade	Estabilidade	
		CUSUM	CUSUMQ
Modelo 1	0,2296 [0,6318]	Estável	Estável
Modelo 2	1,4905 [0,2221]	Estável	Estável
Modelo 3	0,1396 [0,7087]	Estável	Estável
Modelo 4	0,0118 [0,9134]	Estável	Estável
Modelo 5	1,2454 [0,2644]	Estável	Estável
Modelo 6	0,1396 [0,7087]	Estável	Estável

Nota: p-valores apresentados entre colchetes

Após definir as defasagens do modelo, é necessário verificar a existência de vetores de cointegração entre as variáveis (Tabela 6). A hipótese nula de ausência de vetores de cointegração pode ser rejeitada ao nível de significância estatística de 5% em cinco dos seis modelos, já que os valores das estatísticas F são maiores que a banda superior. A exceção é o Modelo 4, cujo resultado é inconclusivo, visto que a estatística de teste ficou entre as duas bandas. Contudo, a ausência de cointegração pode ser rejeitada a 10%, uma vez que as bandas a esse nível de significância são 2,08-3,00. Além disso, o modelo especifica o impacto das despesas primárias sobre as receitas primárias, de modo que a indefinição a respeito da existência de cointegração confirma a necessidade de utilizar modelos desagregados, como os propostos no estudo.

⁶Os gráficos que contêm os resultados dos testes de estabilidade não são reportados, mas

Tabela 6: Modelos ARDL: Testes de Cointegração (*Bounds Testing*)

Especificação	Estatística F	Valores Críticos
Modelo 1	8,791	2,81-3,76
Modelo 2	3,831	2,81-3,76
Modelo 3	5,015	2,39-3,38
Modelo 4	3,288	2,39-3,38
Modelo 5	16,932	2,39-3,38
Modelo 6	11,427	2,39-3,38

Nota: Valores críticos tabulados por Pesaran et al. (2001)

5.1 Estimações de Longo Prazo

Confirmada a existência de cointegração entre as variáveis dos modelos, são estimados os coeficientes das relações de longo prazo (Tabela 7). No **Modelo 1**, o coeficiente referente ao produto ($\ln Y$) é positivo e significativo a 5%, porém seu valor de 0,470 indica que uma elevação percentual da produção induz um aumento de gastos inferior a 1%, de forma que as despesas crescem menos que proporcionalmente com a elevação do produto. Isso leva a indícios contra a validade da Lei de Wagner.

Tabela 7: Modelos ARDL: Coeficientes de Longo Prazo

Regressor	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 5	Modelo 6
$\ln R$	-0,664 [0,0167]	0,060 [0,7056]	0,306 [0,6032]			
$\ln G$				0,251 [0,3241]		
$\ln GO$					0,566 [0,0001]	
$\ln GD$						-0,173 [0,0026]
$\ln Y$	0,470 [0,0104]	-0,942 [0,0288]	1,023 [0,1302]	0,637 [0,0023]	0,535 [0,0000]	1,044 [0,0000]
$\ln W$	0,787 [0,0000]	1,227 [0,0002]	-0,110 [0,8193]	0,097 [0,7347]	-0,169 [0,2952]	0,195 [0,0936]
$\ln DIV$	0,073 [0,1207]	-0,119 [0,1258]	-0,168 [0,3033]	0,254 [0,0000]	0,177 [0,0000]	0,232 [0,0000]
$\ln IR$	-0,086 [0,3040]	-0,364 [0,0239]	-0,377 [0,2140]	-0,208 [0,2872]	-0,019 [0,8266]	-0,080 [0,3617]
T	0,009 [0,0013]	0,012 [0,0012]				
C			1,614 [0,3509]	-0,109 [0,8963]	-0,390 [0,3220]	-0,966 [0,0245]

Notas: p-valores dos testes de significância estatística apresentados entre colchetes

*, ** e *** indicam significância estatística a 10%, 5% e 1%, respectivamente.

O parâmetro estimado para o salário mínimo real ($\ln W$) é significativo mesmo a 1%, indicando que um aumento salarial de 1% leva a uma expansão de aproximadamente 0,787% das despesas primárias. A insignificância estatística (p-valores de 0,3040 e 0,1207, respectivamente) dos coeficientes para a visibilidade da tributação ($\ln IR$) e endividamento público ($\ln DIV$) indica

estão disponíveis, caso necessário.

ausência de Ilusão Fiscal. Por fim, como a estimação do parâmetro referente às receitas primárias ($\ln R$) é significativa a 5% e negativo (-0,664), há indícios de presença de uma relação *tax-spend* com Ilusão Fiscal.

Os resultados para o **Modelo 2** também indicam que a Lei de Wagner não é válida, dado o sinal negativo do coeficiente para $\ln Y$. Já o parâmetro estimado para o salário mínimo ($\ln W$) é significativo a 1% e maior que 1, indicando que os gastos obrigatórios crescem mais que proporcionalmente com aumentos salariais. A presença de Ilusão Fiscal é confirmada pelo valor negativo e significância estatística do coeficiente referente à visibilidade da tributação ($\ln IR$). Em outras palavras, uma percepção menor do eleitor-contribuinte do quanto ele efetivamente paga ao governo permite uma expansão dos gastos por parte do gestor. Por fim, não se observa uma relação *tax-spend* dada a falta de significância estatística do parâmetro referente à arrecadação ($\ln R$).

No **Modelo 3** os coeficientes para as diferentes variáveis não são estatisticamente significantes. Esse resultado indica que os gastos discricionários do governo são pouco influenciados pelas variáveis do modelo. Aparentemente, como a maior parte dos gastos primários do governo central possui grande rigidez, as despesas discricionárias refletem especialmente a vontade do gestor no momento, que pode se alterar mesmo que não haja mudanças das condições econômicas especificadas no modelo.

Já os resultados para o **Modelo 4** mostram a importância da atividade econômica na arrecadação do governo central. O coeficiente referente ao produto ($\ln Y$) é 0,637 e possui significância estatística, indicando que um produto real 1% maior aumenta as receitas primárias em aproximadamente 0,637%. Não há significância estatística para as despesas primárias ($\ln G$), corroborando o resultado de *tax-spend* inverso. Por outro lado, o coeficiente de endividamento ($\ln DIV$) é significativo estatisticamente e indica que uma elevação do endividamento induz um aumento da arrecadação. Esse resultado aponta para uma relação como a descrita por Barro (1974) e Barro (1979): as despesas financiadas por emissão de dívida levam a passivos futuros que serão pagos com ampliação da tributação.

As estimações referentes aos **Modelos 5 e 6** mostram a importância do crescimento econômico ($\ln Y$) e do endividamento ($\ln DIV$) para a ampliação das receitas, dada a significância estatística de ambos coeficientes. Também são significantes os parâmetros estimados para as despesas com dinâmica autônoma ($\ln GO$), cujo valor positivo sinaliza a presença de uma relação *spend-tax* (Modelo 5), e para as despesas discricionárias ($\ln GD$), cujo valor negativo indica uma relação *spend-tax* com Ilusão Fiscal (Modelo 6). Para ambos os modelos, o coeficiente para visibilidade da tributação ($\ln IR$) não possui significância estatística.

Em suma, os resultados dos modelos com dados agregados não apontam para indícios de Ilusão Fiscal, ao passo que as estimações com gastos desagregados sinalizam a presença de Ilusão Fiscal causada pela baixa visibilidade da tributação. Além disso, a análise dos gastos primários indica uma relação *tax-spend* com Ilusão Fiscal. Porém, quando as desagregações são implementadas, observa-se uma relação *spend-tax* direta, para as despesas obrigatórias, e uma relação *spend-tax* inversa (com Ilusão Fiscal), para as despesas discricionárias. Isso significa que aumentos de gastos obrigatórios levam à ampliação da arrecadação. O processo não é percebido com nitidez pelo eleitor-contribuinte, devido à baixa visibilidade da tributação e à estrutura existente de regras e vinculações orçamentárias. Por outro lado, a expansão dos gastos discricioná-

rios tem percepção mais clara pelo eleitor-contribuinte, que, graças à Ilusão Fiscal, enxerga nesse aumento do dispêndio um excesso de recursos do governo e, por isso, pressiona por redução da arrecadação.

Essas diferenças nos resultados dos modelos revelam que analisar as despesas desconsiderando as distinções institucionais existentes entre os diferentes tipos de gastos levam a conclusões imprecisas sobre o processo de definição das despesas primárias pelo governo central. Portanto, as estimações realizadas utilizando variadas desagregações de gastos permitem compreender a diversidade de resultados presentes na literatura brasileira, composta de trabalhos com dados agregados. Primeiramente, a elasticidade-renda obtida é menor que 1 em todos os modelos, de modo que não há indícios de que a Lei de Wagner seja válida para o Brasil no período, em linha com os resultados obtidos por Silva et al. (2010) e contrastante aos obtidos por Silva & Siqueira (2014). Já o coeficiente estimado para a visibilidade tributária no modelo com gastos agregados indica ausência de Ilusão Fiscal. Contudo, as estimações com dados agregados escondem a importância do fenômeno na dinâmica das despesas obrigatórias, embora a intensidade do efeito seja razoavelmente inferior ($-0,364$ contra $-1,22$) ao encontrado por Silva & Siqueira (2014). Por último, há indícios de uma relação *tax-spend* inversa entre as despesas e as receitas primárias, como presente no trabalho de Araújo (2014). Todavia, quando os dados são desagregados as relações reveladas são outras: assim como em Mattos & Rocha (2001) e Mello (2008), há uma relação *spend-tax* entre despesas obrigatórias e receitas primárias; enquanto que entre despesas discricionárias e receitas primárias há uma relação *spend-tax* inversa, em linha com o resultado obtido por Silva et al. (2010).

5.2 Curto Prazo: Mecanismo de Correção de Erros

Verificados os efeitos no longo prazo, o próximo passo da análise é estimar os modelos na forma de vetores de correção de erros para avaliar como ocorrem os ajustamentos de curto prazo. Os resultados reportados⁷ na Tabela 8 indicam que desvios da trajetória de longo prazo das despesas primárias (**Modelo 1**) são corrigidos por variações nas receitas, no produto, no salário mínimo, no endividamento público e na visibilidade da tributação. Para o caso do **Modelo 2**, os desvios da trajetória de longo prazo das despesas com dinâmica autônoma são corrigidos por variações no produto, no salário mínimo e na visibilidade da tributação. Por outro lado, não há evidência de relação de curto prazo entre as despesas discricionárias e as demais variáveis (**Modelo 3**).

No **Modelo 4** os desvios da trajetória de longo prazo das receitas primárias são corrigidos por variações no produto, no salário mínimo, no endividamento público e na visibilidade da tributação. No **Modelo 5** eles são corrigidos por variações nas despesas obrigatórias, no produto e na visibilidade da tributação. No **Modelo 6** a correção ocorre por variações nos gastos discricionários, no produto, no salário mínimo, no endividamento público e na visibilidade da tributação.

Os coeficientes de ECM dos diferentes modelos são estatisticamente significantes a 1%, confirmando uma relação de longo prazo estável entre as variáveis. Os ECM dos Modelos 2, 3 e 4 ($-0,596$, $-0,492$ e $-0,710$, respectivamente)

⁷Apenas o ECM de cada modelo foi reportado. Entretanto, os coeficientes de curto prazo estão disponíveis, caso necessário.

Tabela 8: Modelos ARDL: Dinâmica de Curto Prazo

Especificação	ECM(-1)
Modelo 1	-1,205 [0,0000]
Modelo 2	-0,596 [0,0000]
Modelo 3	-0,492 [0,0000]
Modelo 4	-0,710 [0,0000]
Modelo 5	-1,182 [0,0000]
Modelo 6	-1,158 [0,0000]

Nota: p-valores entre colchetes

indicam que, aproximadamente, 59,6%, 49,2% e 71% do desvio da trajetória de longo prazo são corrigidos no trimestre subsequente. Já os ECM dos Modelos 1, 5 e 6 (-1,205, -1,182 e -1,158, respectivamente) indicam que os desvios da trajetória de longo prazo são mais que corrigidos no período seguinte.

6 Considerações Finais

O presente trabalho investigou a dinâmica das despesas do governo brasileiro entre 1997-2013. Inicialmente, foram levantadas três abordagens presentes na literatura para explicar a dinâmica dos gastos públicos. A primeira é referente à Lei de Wagner, que indica que com o desenvolvimento econômico há uma ampliação da pressão dos eleitores-contribuintes por progresso social, ou seja, a ampliação da renda nacional leva a uma maior demanda por bens e serviços providos pelo setor público. A segunda é que o comportamento autointeressado dos governantes pode induzi-los a alterar a estrutura fiscal para gerar uma percepção distorcida acerca dos reais preços-tributos desses bens e serviços, isto é, a criar Ilusão Fiscal e, assim, garantir uma maior demanda para alcançar seus próprios objetivos. A última reflete a possibilidade de existir uma relação causal entre receitas e despesas governamentais.

A análise realizada foi baseada na estimação de Modelos Autorregressivos de Defasagens Distribuídas (ARDL) aplicados ao arcabouço da cointegração. Três modelos iniciais foram estimados para explicar a dinâmica dos gastos do governo central e cada um utilizou uma medida diferente para as despesas governamentais: despesas primárias, despesas obrigatórias e despesas discricionárias. Outros três modelos foram estimados para as receitas primárias para identificar o tipo de nexos existente entre as receitas e as diferentes agregações propostas para as despesas.

Os resultados indicaram: i) ausência de validade da Lei de Wagner; ii) presença de efeitos de Ilusão Fiscal relacionados à existência de tributação indireta; iii) uma relação positiva entre endividamento e receitas primárias, que é compatível com o modelo de determinação do endividamento público proposto por Barro (1974) e Barro (1979); e iv) existência de uma relação positiva entre salário mínimo real e a dinâmica das despesas. Por fim, verificou-se que a relação entre receitas e despesas varia conforme se altera a *proxy* utilizada

para as despesas. A estimação com os dados agregados aponta para uma relação *tax-spend*, conforme definida por Buchanan & Wagner (1977), mas esse resultado pode estar escondendo a verdadeira relação existente para os diferentes tipos de gastos: uma relação *spend-tax* entre receitas primárias e despesas obrigatórias; e uma relação *spend-tax* inversa, entre receitas primárias e gastos discricionários.

7 Agradecimentos

Pedro Henrique Martins Prado agradece o apoio financeiro da CAPES. Cleomar Gomes da Silva agradece o apoio financeiro do CNPq, CAPES e FAPEMIG.

Referências Bibliográficas

- Akitoby, B., Clements, B., Gupta, S. & Inchauste, G. (2006), 'Public spending, voracity, and Wagner's Law in developing countries', *European Journal of Political Economy* 22(4), 908–924.
- Araújo, J. M. (2014), Um estudo sobre Ilusão Fiscal no Brasil. Tese de Doutorado, Universidade Federal de Pernambuco.
- Araújo, J. M. & Siqueira, R. B. (2016), 'Demanda por gastos públicos locais: evidências dos efeitos de Ilusão Fiscal no Brasil', *Estudos Econômicos* 46(1), 189–219.
- Baghestani, H. & Mcnown, R. (1994), 'Revenues or expenditures respond to budgetary disequilibria?', *Southern Economic Journal* 61(2), 311–322.
- Banzhaf, H. S. & Oates, W. E. (2012), 'On Fiscal Illusion and Ricardian Equivalence in local public finance', *National Bureau of Economic Research* (W18040), 1–34.
- Barro, R. J. (1974), 'Are government bonds net wealth?', *Journal of Political Economy* 82(6), 1095–1117.
- Barro, R. J. (1979), 'On the determination of the public debt', *Journal of Political Economy* 87(5), 940–971.
- Bastiaens, E., Borger, B. & Vanneste, J. (2001), 'Expenditure and taxation effects of local public debt and unconditional grants: evidence from Flemish municipalities', *Brussels Economic Review* 17(171), 71–89.
- Bayrakdar, S., Demez, S. & Yapar, M. (2015), 'Testing the validity of Wagner's Law: 1998-2004, the case of Turkey', *Procedia-Social and Behavioral Sciences* 195, 493–500.
- Bertussi, L. A. S. & Triches, D. (2012), 'Multicointegração e políticas fiscais: uma avaliação de sustentabilidade fiscal para Argentina, Brasil, México, Peru, Uruguai e Venezuela', *Revista Economia* 13(2), 303–325.
- Bird, R. M. (1971), 'Wagner's Law of expanding state activity', *Public Finance* 26(1), 1–26.

- 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* 37(2), 149–192.
- Buchanan, J. (1960), *Fiscal Theory and Political Economy*, University of North Carolina Press, Chapel Hill.
- Buchanan, J. (1967), *Public Finance in Democratic Process*, University of North Carolina Press, Chapel Hill.
- Buchanan, J. & Wagner, R. E. (1977), *Democracy in Deficit*, Academic Press, New York.
- Chang, T. & Chiang, G. (2009), 'Revisiting the government revenue-expenditure nexus: evidence from 15 OECD countries based on the panel data approach', *Czech Journal of Economics and Finance (Finance a Uver)* 59(2), 165–172.
- Cheng, B. S. (1999), 'Causality between taxes and expenditures: evidence from Latin American countries', *Journal of Economics and Finance* 23(2), 184–192.
- Chetty, R., Looney, A. & Kroft, K. (2009), 'Salience and taxation: theory and evidence', *American Economic Review* 99(4), 1145–1177.
- Christopoulos, D. & Tsionas, E. (2003), 'Testing the Buchanan-Wagner hypothesis: European evidence from panel unit root and cointegration tests', *Public Choice* 115(3-4), 439–453.
- Courakis, A. S., Moura-Roque, F. & Tridimas, G. (1993), 'Public expenditure growth in Greece and Portugal: Wagner's Law and beyond', *Applied Economics* 25(1), 125–134.
- Dell'anno, R. & Mourao, P. (2012), 'Fiscal Illusion around the world: an analysis using the structural equation approach', *Public Finance Review* 40(2), 270–299.
- Dollery, B. E. & Worthington, A. (1995a), 'State expenditure and Fiscal Illusion in Australia: a test of the revenue complexity, revenue elasticity and flypaper hypotheses', *Economic Analysis & Policy* 25(2), 125–140.
- Dollery, B. E. & Worthington, A. (1995b), 'The impact of Fiscal Illusion on housing values: an Australian test of the debt illusion hypothesis', *Public Budgeting & Finance* 15(3), 63–73.
- Dollery, B. E. & Worthington, A. (1996), 'The empirical analysis of Fiscal Illusion', *Journal of Economic Surveys* 10(3), 261–297.
- Dollery, B. E. & Worthington, A. (1999), 'Fiscal Illusion at the local level: an empirical test using Australian municipal data', *The Economic Record* 75(1), 37–48.
- Elyasi, Y. & Rahimi, M. (2012), 'The causality between government revenue and government expenditure in Iran', *International Journal of Economic Sciences and Applied Research* 5(1), 129–145.

- Engle, R. F., Hendry, D. F. & Richard, J.-F. (1983), 'Exogeneity', *Econometrica* **51**(2), 277–304.
- Friedman, M. (1978), 'The limitations of tax limitation', *Quadrant* **22**(8), 22.
- Gadelha, S. R. (2011), 'Causalidade temporal entre receitas e despesas governamentais', *Análise Econômica* **29**(56), 109–130.
- Gemmell, N., Morrissey, O. & Pinar, A. (1999), 'Fiscal Illusion and the demand for government expenditures in the UK', *European Journal of Political Economy* **15**(4), 687–704.
- Heyndels, B. & Smolders, C. (1995), 'Tax complexity and Fiscal Illusion', *Public Choice* **85**(1-2), 127–141.
- Jaén-García, M. (2011), 'Empirical analysis of Wagner's Law for the Spain's regions', *International Journal of Academic Research in Accounting, Finance and Management Sciences* **1**(1), 1–17.
- Johansen, S. (1992), 'Testing weak exogeneity and the order of cointegration in UK money demand data', *Journal of Policy Modeling* **14**(3), 313–334.
- Johansen, S. (1995), *Likelihood-based inference in cointegrated vector autoregressive models*, Oxford University Press on Demand, Oxford.
- Karagianni, S. & Pempetzoglou, M. (2011), 'Evidence for non-linear causality between public spending and income in the European Union countries', *Journal of Applied Business Research (JABR)* **25**(1), 69–82.
- Magazzino, C., Giolli, L. & Mele, M. (2015), 'Wagner's Law and Peacock and Wiseman's displacement effect in European Union countries: a panel data study', *International Journal of Economics and Financial Issues* **5**(3), 812–819.
- Mattos, E. & Rocha, F. (2001), 'Correção monetária e o equilíbrio do orçamento', *Pesquisa e Planejamento Econômico* **31**(2), 269–288.
- Mattos, E. & Rocha, F. (2011), 'Flypaper effect revisited: evidence for tax collection efficiency in Brazilian municipalities', *Estudos Econômicos* **41**(2), 239–267.
- Mello, L. (2008), 'Estimating a fiscal reaction function: the case of debt sustainability in Brazil', *Applied Economics* **40**(3), 271–284.
- Meltzer, A. H. & Richard, S. F. (1981), 'A rational theory of the size of government', *Journal of Political Economy* **89**(5), 914–927.
- Mendes, M. (2005), 'Capture of fiscal transfers: a study of Brazilian local governments', *Economia Aplicada* **9**(3), 427–444.
- Mill, J. S. (1996), *Princípios de Economia Política*, Os Economistas, Nova Cultura, São Paulo.
- Musgrave, R. (1966), Principles of budget determination, in H. Cameron & W. Henderson, eds, 'Public Finance: Selected Readings', Random House, New York.

- Narayan, P. K. (2005), 'The government revenue and government expenditure nexus: empirical evidence from nine Asian countries', *Journal of Asian Economics* **15**(6), 1203–1216.
- Narayan, P. K. & Narayan, S. (2006), 'Government revenue and government expenditure nexus: evidence from developing countries', *Applied Economics* **38**(3), 285–291.
- Narayan, P. K., Nielsen, I. & Smyth, R. (2008), 'Panel data, cointegration, causality and Wagner's Law: empirical evidence from Chinese provinces', *China Economic Review* **19**(2), 297–307.
- Narayan, S., Rath, B. N. & Narayan, P. K. (2012), 'Evidence of Wagner's Law from Indian states', *Economic Modelling* **29**(5), 1548–1557.
- Oates, W. E. (1988), The nature and measurement of Fiscal Illusion: a survey, in G. Brennan, B. Grewel & S. P. Groenwegen, eds, 'Taxation and Fiscal Federalism: Essays in Honour of Russell Mathews', Australia University Press, Sydney.
- Owoye, O. & Onafowora, O. A. (2011), 'The relationship between tax revenues and government expenditures in European Union and Non-European Union OECD countries', *Public Finance Review* **39**(3), 429–461.
- Payne, J. E. (2003), 'A survey of the international empirical evidence on the tax-spend debate', *Public Finance Review* **31**(3), 302–324.
- Peacock, A. T. & Wiseman, J. (1961), *The Growth of Public Expenditure in the United Kingdom*, Princeton University Press, Princeton.
- Peacock, A. T. & Wiseman, J. (1979), 'Approaches to the analysis of government expenditure growth', *Public Finance Review* **7**(1), 3–23.
- Pesaran, M. H. & Shin, Y. (1998), An autoregressive distributed-lag modelling approach to cointegration analysis, in S. Strom, ed., 'Econometrics and Economic Theory in the 20th Century: The Ragnar Frisch Centennial Symposium', Cambridge University Press, Cambridge.
- Pesaran, M. H., Shin, Y. & Smith, R. J. (2001), 'Bounds testing approaches to the analysis of level relationships', *Journal of Applied Econometrics* **16**(3), 289–326.
- Puviani, A. (1903), *La Teoria della Illusione Finanziaria*, Remo Sandon, Milan.
- Rahman, S. A. & Wadud, M. A. (2014), 'Tax and spend, spend and tax, fiscal synchronization or fiscal neutrality: evidence from Bangladesh', *The International Journal of Applied Economics and Finance* **8**(3), 98.
- Ricardo, D. (1996), *Princípios de Política Econômica e Taxação*, Os Economistas, Nova Cultura, São Paulo.
- Sakurai, S. N. (2013), 'Efeitos assimétricos das transferências governamentais sobre os gastos públicos locais: evidências em painel para os municípios brasileiros', *Pesquisa e Planejamento Econômico* **43**(2), 309–332.

- Saunoris, J. W. (2015), 'The dynamics of the revenue-expenditure nexus: evidence from US state government finances', *Public Finance Review* 43(1), 108–134.
- Sausgruber, R. & Tyran, J. (2005), 'Testing the Mill hypothesis of Fiscal Illusion', *Public Choice* 122(1), 39–68.
- Silva, A. M. A. & Siqueira, R. B. (2014), 'Demanda por gasto público no Brasil no período pós-redemocratização: testes da hipótese de Mill de Ilusão Fiscal e da Lei de Wagner', *Planejamento e Políticas Públicas* (43), 45–60.
- Silva, C. G., Machado, S. J., Lopes, D. T. & Rebelo, A. M. (2010), 'Receitas e gastos governamentais: uma análise de causalidade para o caso brasileiro', *Economia Aplicada* 14(4), 265–275.
- Tanzi, V. (2011), *Government Versus Markets*, Cambridge University Press, Cambridge.
- Tasseven, O. (2011), 'The Wagner's Law: time series evidence for Turkey, 1960–2006', *Dogus University Journal* 12(1), 304–316.
- Tobin, D. (2005), 'Economic liberalization, the changing role of the state and Wagner's Law: China's development experience since 1978', *World Development* 33(5), 729–743.
- Turnbull, G. K. (1998), 'The overspending and flypaper effects of Fiscal Illusion: theory and empirical evidence', *Journal of Urban Economics* 44(1), 1–26.
- Urbain, J.-P. (1992), 'On weak exogeneity in error correction models', *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 54(2), 187–207.
- Wagner, A. H. (1883), *Finanzwissenschaft*, C F Winter, Leipzig.
- Wagner, R. (1976), 'Revenue structure, Fiscal Illusion and budgetary choice', *Public Choice* 25(1), 45–61.
- Wolde-Rufael, Y. (2008), 'The revenue-expenditure nexus: the experience of 13 African countries', *African Development Review* 20(2), 273–283.

IMPACTOS DE CHOQUES TECNOLÓGICOS SOBRE O USO DA TERRA NO BRASIL – UMA ANÁLISE POR MEIO DE MODELOS RBC

CASSIANO BRAGAGNOLO *
HUMBERTO FRANCISCO SILVA SPOLADOR †

Resumo

Este artigo propõe um modelo RBC para analisar como impactos potenciais de choques tecnológicos e políticas restritivas afetam o uso da terra destinada à atividade agrícola no Brasil. No modelo RBC empregado, além dos tradicionais fatores de produção capital e trabalho, incluiu-se a terra como um insumo adicional. A utilização desse fator é restrita pela disponibilidade de novas áreas agricultáveis. Os resultados obtidos explicam a dinâmica dos fatores de produção, em resposta a um choque tecnológico sob diferentes cenários de restrição de terra, e reforçam a necessidade de investimentos em tecnologia para compensar limitações à expansão do uso da terra para a produção agrícola.

Palavras-chave: Uso da terra; Ciclos econômicos reais; Choques de produtividade; Agricultura brasileira

Resumo

This article proposes a RBC model to analyze how potential impacts of technological shocks and restrictive policies affect the land use on agricultural activities in Brazil. This RBC model incorporates traditional production factors capital and labor, and land as an additional input. The use of this factor is constrained by the availability of new arable areas. The results explain the dynamics of the production factors, in response to a technology shock under different land constraint scenarios, and reinforce the importance technology investments to compensate barriers to the land use expansion for agricultural production.

Keywords: Land use; Real business cycles; Productivity shocks; Brazilian agriculture

JEL classification: Q10, Q19, E32.

DOI: <http://dx.doi.org/10.11606/1980-5330/ea132584>

* Universidade Federal de São Carlos. E-mail: cassiano@ufscar.br.

† Universidade de São Paulo. E-mail: hspolador@usp.br.

1 Introdução

A terra é um fator de produção relevante na agricultura, e a dinâmica e os impactos ambientais potenciais do uso da terra têm sido abordados frequentemente na literatura econômica. Camacho & Pérez-Barahona (2015) analisaram que existe uma literatura abundante sobre a relação entre o uso da terra e poluição, especialmente em questões associadas à agricultura, e propuseram um modelo dinâmico para avaliar a utilização ótima de terra, abrangendo atividades de uso do solo e degradação do meio ambiente. Nesse contexto, o presente trabalho desenvolve um modelo RBC que incorpora a terra como fator de produção, aplicado à economia agrícola brasileira, dada a característica desses modelos para simular o comportamento de séries econômicas em resposta a choques tecnológicos ou de política econômica.

Os dados disponíveis sobre o uso da terra no Brasil distinguem o uso desse fator nas seguintes categorias: lavoura, pastagem e reflorestamento. Brandão et al. (2005) analisaram que a expansão agrícola brasileira, em um período mais recente, tem ocorrido, preponderantemente, via conversão de pastagens, fenômeno este que limita o ritmo de abertura de novas áreas. Resultado semelhante ao dos autores foi encontrado por Ferreira Filho & Horridge (2014) que, ao estudar os impactos potenciais da expansão da produção de etanol sobre o uso da terra no Brasil, verificaram que a quantidade de terra adicional requerida para a expansão de cana-de-açúcar¹ é pequena, sendo que se observa o mesmo em relação a outras lavouras. A Tabela 1 sintetiza as informações sobre o uso da terra no Brasil, na forma de uma “matriz de transição”, na definição de Ferreira Filho & Horridge (2014), a partir de dados do Censo Agropecuário do IBGE, de modo que na última coluna está a área total do uso da terra em 1995, e na última linha o valor correspondente ao uso total da terra em 2006².

Tabela 1: Matriz de mudança do uso total da terra no Brasil, 1995-2006 (milhões de hectares)

	Lavoura	Pastagem	Reflorestamento	Não usada	Total 1995
Lavoura	44,8	1,1	0,0	4,9	50,8
Pastagem	15,5	146,0	0,6	15,6	177,7
Reflorestamento	0,1	0,9	3,5	0,9	5,4
Não usada	1,0	10,9	0,4	605,3	617,6
Total 2006	61,4	158,9	4,5	626,7	851,5

Fonte: Ferreira Filho & Horridge (2014).

Segundo Martha Jr (2008), o crescimento da área destinada à produção de grãos e oleaginosas, entre 1976-1977 e 2006-2007, foi de 24%, enquanto que o ganho de produtividade da lavoura foi de 126% no mesmo período. De acordo com os mesmos autores entre 1990 e 2006, a produtividade da cultura da cana-

¹Os autores estimaram que é necessário 0,14 hectare adicional de terra para cada hectare adicional de cana-de-açúcar.

²De acordo com Ferreira Filho & Horridge (2014), os totais apresentados na última linha e última coluna são extraídos dos Censos Agrícolas do IBGE de 1995 e 2006. Os números dentro dos corpos das tabelas não são observados, mas refletem algumas imposições dos autores: que a maioria das novas terras de colheita era anteriormente pastagem, e que a pastagem nova normalmente é retirada de terra não utilizada. As estimativas anteriores são dimensionadas para somar os totais de linha e coluna baseados em dados. Os valores fora da diagonal no corpo da tabela são a transição (calibrada) entre esses dois períodos, e mostram a quantidade de cada categoria de terra que é transformada para outra.

de-açúcar aumentou 22%. Essa constatação é respaldada pelos resultados de decomposição da produtividade total dos fatores da agricultura realizada por Bragagnolo et al. (2010), ilustrados na Tabela 2, que mostraram a importância do progresso técnico para o crescimento da PTF agrícola, e desta para o crescimento do setor entre 1975 e 2010, enquanto que a expansão da terra, relativamente a outros fatores, teve uma participação reduzida³.

Portanto, os trabalhos disponíveis na literatura reforçam a análise de que o crescimento da agricultura brasileira tem se dado via aumento de produtividade, o que tem reduzido a necessidade de expansão do uso de novas terras para a produção agrícola e, conseqüentemente, mitigando potenciais impactos ambientais⁴.

Cabral & Gurgel (2014), por meio de um modelo de equilíbrio geral computável, avaliaram os impactos de políticas de preservação de florestas sobre o setor agropecuário, bem como para a economia nacional como um todo. Os resultados obtidos pelos autores apontaram para perdas pouco expressivas no produto gerado, comparando-se cenários com políticas mais ou menos restritivas para o desmatamento. Os maiores impactos recaíram sobre o setor agropecuário.

A abordagem mais comum, tanto empírica quanto teórica, para análise de questões relacionadas ao meio ambiente, e ao uso de recursos naturais, em economia toma como base a teoria microeconômica. De acordo com Fischer & Heutel (2013), tem havido um desenvolvimento no uso de métodos que combinam ferramental macroeconômico com questões ambientais nos últimos anos.

Nesse sentido, uma quantidade crescente de trabalhos tem utilizado modelos baseados na teoria RBC, com vistas a responder questões relacionadas ao meio ambiente e aos recursos naturais. A maior parte desses trabalhos está relacionada ao caso da emissão de carbono, dentre os quais pode-se citar Angelopoulos et al. (2010), Fischer & Springborn (2012), Heutel (2012) e Dissou et al. (2012).

Heutel (2012) analisou como políticas ambientais respondem aos ciclos econômicos nos Estados Unidos; o modelo utilizado pelo autor baseia-se na teoria RBC e foi modificado para incluir uma externalidade relativa à emissão de carbono daquele país. As principais modificações em relação aos modelos RBC padrão são o uso de uma função de produção dependente de um único fator de produção, o capital, bem como a inclusão de diversas restrições. Na restrição orçamentária, o autor incluiu uma variável relativa ao custo de redução das emissões que é dependente do percentual de redução das emissões e do produto. Também foi introduzida uma restrição para o nível de emissões que também é dependente do percentual de redução das emissões e do produto. Por fim, o modelo ainda compreende uma restrição relativa à acumulação de gases, que é dada pelo nível acumulado de gases no período anterior, reduzido de acordo com a meia-vida do carbono livre e dos níveis de emissão de carbono presente dos Estados Unidos e do resto do mundo. O principal resultado obtido por Heutel (2012) é de que o nível de emissões de carbono é pró-cíclico, mesmo na presença de políticas de redução das emissões por meio da cobrança de taxas sobre emissão ou sobre uma cota fixa de poluição.

³Gasques et al. (2011), por meio de metodologia diferente, obtiveram resultados muito semelhantes.

⁴Para uma avaliação mais detalhada sobre impacto ambiental do uso de novas terras via desmatamento, ver Fearnside (1996).

Tabela 2: Resultados da decomposição da PTF agrícola para períodos selecionados

Ano	Crescimento econômico	Acumulação de capital	Expansão do trabalho	Expansão da terra	Mudança na PTF	Progresso técnico	Ineficiência técnica	Efeitos de escala	Eficiência alocativa	Choques aleatórios
1975-1985	7,1%	7,0%	0,6%	0,1%	2,5%	-0,2%	-2,1%	3,8%	1,0%	-3,00%
1985-1995	-0,8%	-1,3%	-1,3%	-1,0%	2,2%	5,7%	-2,7%	-1,2%	0,4%	0,50%
1995-2005	1,0%	-1,8%	-3,3%	1,5%	4,5%	7,4%	-3,3%	-1,1%	1,5%	0,10%
1975-2005	2,4%	1,3%	-1,3%	0,2%	3,1%	4,3%	-2,7%	0,5%	1,0%	-0,80%

Fonte: Bragagnolo et al. (2010).

Fischer & Springborn (2012) compararam como três diferentes tipos de políticas para redução das emissões respondem a choques de produtividade. O modelo utilizado é baseado na teoria RBC padrão, modificada para incluir um terceiro insumo além dos tradicionais capital e trabalho. Este terceiro fator de produção é um insumo intermediário que gera poluição no seu uso. Os autores incluíram o custo do uso desse insumo poluente também na restrição orçamentária. O principal resultado obtido por Fischer & Springborn (2012) é que políticas que implementam metas de emissão variáveis geram maior nível de capital, trabalho e produto com menores custos, quando comparadas a políticas de cotas de emissão fixa e de cobrança de taxas.

Angelopoulos et al. (2010) também propuseram um modelo RBC para as emissões de carbono visando analisar três diferentes tipos de política. O modelo proposto por esses autores, porém, difere dos descritos anteriormente. A principal diferença é o fato de os autores terem incluído dois choques no modelo. Além do choque de produtividade padrão dos modelos RBC, o qual o autor chamou de “incerteza econômica”, foi incluído um segundo choque relativo às variações na relação emissão e produto, que denominou de “incerteza ambiental”.

Dissou et al. (2012) adaptaram modelos RBC para avaliar níveis de poluição comparando diferentes políticas com foco no setor energético. A diferença nesse caso se deve ao fato de os autores proporem o uso de um modelo multissetorial que desagrega a economia em seis setores. Cada um desses setores possui seu próprio choque de produtividade.

Embora a maior parte dos estudos seja recente, o tema já foi abordado em trabalhos mais antigos. Pizer (1999), por exemplo, estudou como os choques de produtividade afetam uma política ótima para mudanças climáticas. Para tanto, embora não utilize a literatura RBC explicitamente, faz abordagem similar à encontrada em tal literatura. O autor fez uso de um modelo de crescimento estocástico com choques na produtividade do trabalho e apresenta uma política ótima para mudança climática na presença de incerteza. A principal conclusão é de que, sob condições de incerteza, as políticas relacionadas à taxa de juros levam a uma redução das emissões maior do que as políticas relacionadas à fixação de um nível predeterminado de emissões.

Os trabalhos citados podem ser considerados o ponto de partida de uma literatura de economia ambiental e dos recursos naturais baseada em modelos de natureza RBC. Embora esteja havendo um desenvolvimento crescente no uso desse ferramental macroeconômico em análises ambientais, ainda existem inúmeras possíveis extensões a serem feitas aos modelos disponíveis na literatura. Uma possível extensão consiste em utilizar o ferramental RBC para avaliar o uso da terra, conforme proposto neste artigo.

Um dos trabalhos seminais sobre o papel da terra no crescimento econômico foi o de Nichols (1970), que incorporou o fator terra no modelo neoclássico de crescimento econômico. Mais recentemente, Liu et al. (2011) observaram que movimentos do preço da terra ocorreram junto com flutuações macroeconômicas na economia norte-americana no período entre 1975 e 2010. Os autores analisaram que os modelos DSGE, em que as famílias possuem restrição de crédito, conseguem explicar comovimentos entre preços de residência e gastos com consumo, embora o mesmo não ocorra para captar os comovimentos entre preço da terra e investimento. Por isso, no modelo DSGE proposto pelos autores, as firmas, em vez das famílias, possuem restrição de crédito, de modo que as firmas financiam os investimentos utilizando a terra

como garantia (*collateral asset*). Assim, como as empresas têm restrições de crédito, um choque na demanda por residências por parte das famílias aumenta a demanda por terra entre as famílias e as firmas, o que desencadeia uma espiral financeira que impulsiona grandes flutuações nos preços da terra e fortes comovimentos de preços da terra com investimento e consumo.

Neste artigo, especificamente, pretende-se avaliar como potenciais choques tecnológicos afetam o uso da terra e, também, seus efeitos sobre o crescimento do produto e acumulação de capital da agricultura. Alvarez-Cuadrado & Poschke (2011) analisaram o efeito de mudanças tecnológicas sobre a força de trabalho a partir da agricultura; o primeiro seria o *labor push*, que ocorre quando há melhorias na tecnologia empregada no setor agrícola que, combinado com a lei de Engel, libera recursos da agricultura para o restante da economia conforme o desenvolvimento ocorre, e a renda per capita aumenta. O efeito *labor pull* ocorre, por sua vez, quando o aprimoramento da tecnologia na indústria (que eleva o nível de salários) atrai a força de trabalho (desempregada ou com baixos salários) para fora da agricultura. Esse efeito foi captado no modelo desenvolvido por Hansen & Prescott (2002), segundo o qual o desenvolvimento de novas tecnologias torna lucrativa a realocação de recursos (aí incluída a força de trabalho) entre os setores da economia.

Em relação à dinâmica recente do crescimento do setor agrícola brasileiro, Barros (2009) concluiu que o aumento da produtividade da terra, gerada pela adoção de novas técnicas e uso mais intensivo de insumos, desvaloriza a própria terra (ativo mais valioso do produtor rural), pois ocorre um efeito substituição entre aumento de produtividade pelo uso dos insumos e demanda por terra. Assim, nos períodos de expressivos aumentos da produtividade por meio de inovações tecnológicas, haveria uma redução da demanda por terra e uma consequente redução do preço desse ativo.

A análise histórica mostra que em muitos países houve uma realocação significativa da força de trabalho da agricultura para os setores de indústria e serviços. Duarte & Restuccia (2010) utilizaram um modelo de transformação estrutural para avaliar o impacto da produtividade do trabalho em cada setor no processo de transformação estrutural da economia. Os autores trabalharam com uma amostra de países, e observaram que, entre países, há diferenças mais significativas de produtividade nos setores agrícola e de serviços, do que no setor industrial. Ao longo do tempo, tem ocorrido uma redução das diferenças de produtividade entre os setores agrícola e industrial, mas não tanto quanto entre os setores industrial e de serviços.

Da-Rocha & Restuccia (2006) atribuíram um papel central para os ciclos econômicos agrícolas em relação à economia como um todo. De acordo com os autores, existem diferenças substanciais nos ciclos econômicos dos diferentes países que poderiam ser explicadas pelos ciclos agrícolas, e pela importância da agricultura na economia. Os autores observaram que países que possuem uma alta participação da agricultura na economia experimentam maior variação no produto, menor variação no emprego e baixa correlação entre emprego e produto. Da-Rocha & Restuccia (2006) argumentaram ainda que a agricultura apresenta relações distintas com as variáveis que a influenciam em relação ao resto da economia, e possui comportamento pouco compatível com os ciclos econômicos agregados.

Bragagnolo & Barros (2013) observaram a importância dos choques de produtividade na explicação das oscilações da economia agrícola brasileira, e também a importância do capital na dinâmica do setor. Por meio de um

experimento baseado em um modelo RBC calibrado para a economia agrícola brasileira, Bragagnolo & Barros (2013) concluíram ainda que os choques positivos de produtividade ocorridos entre 1973 e 2009 na agricultura brasileira poderiam ter sido revertidos em um produto acumulado ao final do período superior ao observado, caso tivessem ocorrido investimentos maiores, que poderiam ter sido viabilizados por meio de empréstimos advindos de outros setores da economia.

Tendo em vista o que foi destacado, o objetivo deste trabalho é mensurar os impactos da imposição de restrições no uso da terra para finalidades agropecuárias no contexto de ciclos econômicos reais – RBC para a agricultura brasileira. Assim, será possível avaliar a relação entre o uso da terra na agricultura e choques de produtividade. Para tanto, um modelo RBC com variáveis padrão e três fatores de produção – capital, trabalho e terra – foi calibrado para a economia agrícola brasileira. Optou-se por calibrar um modelo setorial em vez de um modelo para a economia como um todo, devido ao fato de que esse setor utiliza quantidades extensivas de terras. Adicionalmente, procurou-se avaliar como políticas mais ou menos restritivas sobre o uso da terra poderiam afetar as variáveis do modelo RBC. Assim, alternativamente, calibrou-se um modelo com uma quantidade fixa de terras para fins de comparação.

O presente artigo está organizado em seções. A Seção 2 contém uma apresentação do modelo RBC adaptado para a questão do uso da terra. Na Seção 3, há a apresentação dos dados e informações utilizadas na calibração do modelo. Na Seção 4, apresentam-se os resultados e discussão e, finalmente, na Seção 5, as conclusões.

2 Modelo Teórico

Neste artigo, especificamente, adotou-se a proposta de modelos RBC pioneiros como o de Hansen (1985), com trabalho divisível, e Kydland & Prescott (1982). As alterações nesses modelos básicos são essencialmente baseadas na proposta de Fischer & Springborn (2012). Embora esses autores tenham desenvolvido um modelo para o caso de emissões de gases poluentes, foi possível adaptar várias de suas ideias para o modelo de uso da terra desenvolvido neste trabalho. O modelo proposto, também possui alguma relação com o modelo de Heutel (2012), também desenvolvido para o caso de emissão de poluentes. Em sua análise, Fischer & Springborn (2012) utilizaram um modelo de equilíbrio geral para a economia visando analisar a emissão de carbono. No modelo proposto, além dos tradicionais fatores de produção capital e trabalho, incluiu-se um terceiro insumo: a terra⁵. A utilização desse fator é restrita pela disponibilidade de novas áreas agricultáveis.

Considerou-se que esse maior ou menor uso de terras está diretamente associado a choques de produtividade, pois à medida que a produção do setor se distancia do estado estacionário, uma maior quantidade de terras é requerida pelo setor, e esse montante adicional de terras só poderia ser obtido via abertura de novas áreas, ou pelo uso de tecnologias que aumentem a produtividade do estoque de terra já utilizado para a produção agrícola. A análise das restrições no aumento da quantidade de terra a ser disponibilizada pode ser

⁵Fischer & Springborn (2012) também propõem três fatores de produção. Além do capital e do trabalho, um terceiro insumo intermediário poluente é inserido no modelo. Heutel (2012), por sua vez, utiliza como único fator de produção o capital.

associada, então, a políticas públicas mais ou menos restritivas para o aproveitamento de novas áreas, anteriormente cobertas com florestas. No caso em que existe uma quantidade fixa de terras, considerou-se a impossibilidade total de uso de novas terras, sendo que a elevação do produto apenas pode ocorrer por outras vias que não pela expansão do fator terra.

A seguir, apresenta-se o modelo RBC proposto para análise dos impactos de choques tecnológicos sobre o uso da terra, baseado em Fischer e Springborn (2011).

O capital segue a expressão de acumulação padrão dos modelos RBC dada por $K_t + 1 = (1 - \delta)K_t + I_t$, em que K_t é o estoque de capital, I_t é o investimento e δ é a taxa de depreciação do capital.

O produto é proveniente de uma função de produção com retornos constantes à escala e tem como insumos capital (K_t), trabalho (H_t) e terra (T_t). As flutuações do produto são provenientes de choques de produtividade. O produto é dado por uma função do tipo Cobb-Douglas $f(Z_t, K_t, H_t, T_t) = Y_t = e^{Z_t} K_t^\theta H_t^\mu T_t^{1-\theta-\mu}$, em que K_t é o capital físico, H_t é o trabalho, T_t é a quantidade de terra.

O choque de produtividade (Z_t) segue um processo autorregressivo AR(1) definido por $Z_{t+1} = \rho Z_t + v_{t+1}$, em que z é um vetor com choques de produtividade que segue uma distribuição normal com média zero e desvio-padrão δ_v e é conhecido antes da tomada de decisão.

O modelo teórico foi desenvolvido em três cenários alternativos. O primeiro estabelece oferta irrestrita de terra. Para a finalidade do trabalho, é necessário, alternativamente, propor restrições à oferta de terra. Para essa restrição, duas formulações alternativas foram utilizadas. A primeira formulação alternativa estabelece que a oferta de terra, destinada à atividade agropecuária, ao longo do tempo é fixa, ou seja $T_t = \bar{T}$ ⁶. A segunda é dada por $T_t = \omega_t Y_t$, em que existe a possibilidade de aumento na quantidade de terra disponível para agricultura à medida que o produto agrícola cresce. Nessa segunda formulação proposta, só é possível aumentar a área disponível por meio da abertura de novas áreas. Portanto, o aumento da área plantada resulta em desmatamento proporcional.

Considerou-se que o produto (Y_t) pode ser alocado para consumo (C_t), investimento em capital físico (I_t) e em terras (T_t). Assim a restrição orçamentária para o problema em questão pode ser definida pela expressão $C_t + I_t + T_t \leq Y_t$ ⁷.

Como no modelo básico de Hansen (1985) com trabalho divisível, a preferência na economia é dada pela maximização da utilidade do consumo (C_t) e do lazer (L_t) ao longo do tempo:

$$\text{Max} \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t u(C_t, L_t)$$

em que β é o fator de desconto intertemporal. O tempo pode ser alocado entre lazer e trabalho, de maneira que $L_t = 1 - H_t$. A função utilidade para

⁶Essa formulação alternativa é compatível com os modelos com terra fixa propostos por Bragagnolo & Barros (2013) e Da-Rocha & Restuccia (2006).

⁷A formulação utilizada para o dano ambiental, no caso do desmatamento, é similar a proposta por Fischer & Springborn (2012) para definir os danos ambientais provocados pela emissão de carbono a partir de um insumo poluente.

cada período, então, é descrita pela função⁸:

$$u(C_t, 1 - H_t) = \ln(C_t) + A \ln(1 - H_t)$$

O Lagrangeano com as restrições para o problema e os resultados decorrentes seguem a formulação de Fischer & Springborn (2012)⁹. O Lagrangeano é representado por:

$$\mathcal{L} = \sum_{t=0}^{\infty} \{ \beta^t [\ln(C_t) + A \ln(1 - H_t)] + \lambda_t [e^{Z_t} K_t^\theta H_t^\mu T_t^{1-\theta-\mu} - C_t - T_t - K_{t+1} + (1 - \delta)K_t] + \phi_t [\omega_t (e^{Z_t} K_t^\theta H_t^\mu T_t^{1-\theta-\mu}) - T_t] \}$$

O parâmetro β representa a preferência temporal, λ_t é o preço sombra da restrição orçamentária e ϕ_t é o preço sombra da restrição no uso da terra¹⁰.

As condições de primeira ordem do problema produzem seis equações para as seis variáveis em cada período, representadas por:

$$\frac{\partial \mathcal{L}}{\partial C_t} = \frac{\beta^t}{C_t} - \lambda_t = 0 \quad (1)$$

$$\frac{\partial \mathcal{L}}{\partial K_t} = \theta e^{Z_t} K_t^{\theta-1} H_t^\mu T_t^{1-\theta-\mu} (1 + \hat{\phi}_t \omega_{t,Y}) - \frac{\lambda_{t-1}}{\lambda_t} + (1 - \delta) = 0 \quad (2)$$

$$\frac{\partial \mathcal{L}}{\partial T_t} = (1 - \theta - \mu) e^{Z_t} K_t^\theta H_t^\mu T_t^{-\theta-\mu} (1 + \hat{\phi}_t \omega_{t,Y}) - (1 + \hat{\phi}_t) = 0 \quad (3)$$

$$\frac{\partial \mathcal{L}}{\partial H_t} = \mu e^{Z_t} K_t^\theta H_t^{\mu-1} T_t^{1-\theta-\mu} (1 + \hat{\phi}_t \omega_{t,Y}) - \frac{A C_t}{1 - H_t} = 0 \quad (4)$$

$$\frac{\partial \mathcal{L}}{\partial \lambda_t} = e^{Z_t} K_t^\theta H_t^\mu T_t^{1-\theta-\mu} - C_t - T_t - K_{t+1} + (1 - \delta)K_t = 0 \quad (5)$$

$$\frac{\partial \mathcal{L}}{\partial \phi_t} = \omega_t (e^{Z_t} K_t^\theta H_t^\mu T_t^{1-\theta-\mu}) - T_t = 0 \quad (6)$$

em que $\omega_{t,Y}$ representa a derivada de ω_t em relação a Y .

Procedendo algumas substituições e rearranjando as equações, pode-se determinar as expressões para o capital, terra e para o consumo em razão do produto e o trabalho pela relação trabalho e lazer:

$$k_t \equiv \frac{K_t}{Y_t} = \frac{\theta(1 + \hat{\phi}_t \omega_{t,Y})}{\left(\frac{C_t}{\beta C_{t-1}} - (1 - \delta)\right)} \quad (7)$$

$$t_t \equiv \frac{T_t}{Y_t} = \frac{(1 - \theta - \mu)(1 + \hat{\phi}_t \omega_{t,Y})}{(1 + \hat{\phi}_t)} \quad (8)$$

⁸ A forma funcional proposta é a mesma proposta por Fischer & Springborn (2012).

⁹ Devido ao foco deste artigo, diferentemente do trabalho de Fischer & Springborn (2012), optou-se por introduzir um choque de produtividade com efeito somente nos ciclos econômicos, sem efeito no estado estacionário.

¹⁰ Note que $\phi_t / \lambda_t = \hat{\phi}_t$.

$$c_t \equiv \frac{C_t}{Y_t} = 1 - t_t - k_{t+1} \frac{Y_{t+1}}{Y_t} + (1 - \delta)k_t \quad (9)$$

$$h_t \equiv \frac{H_t}{1 - H_t} = \frac{\mu(1 + \hat{\phi}_t \omega_{t,Y})}{Ac_t} \quad (10)$$

Rearranjando algebricamente a expressão (8), é possível obter a expressão para o preço sombra da terra:

$$\hat{\phi} = \frac{[(1 - \theta - \mu)/t_t] - 1}{1 - [\omega_{t,Y}(1 - \theta - \mu)/t_t]}$$

Considerando que $\hat{\beta} = \frac{1}{\beta} - 1 + \delta$, pode-se obter a partir das Equações (4), (5), (6) e (7) as relações de estado estacionário do modelo descritas por:

$$\bar{k} = \hat{\beta}\theta(1 + \hat{\phi}\omega_Y) \quad (11)$$

$$\bar{t} = \frac{(1 - \theta - \mu)(1 + \hat{\phi}\omega_Y)}{1 + \hat{\phi}} \quad (12)$$

$$\bar{c} = 1 - \bar{t} - \delta\bar{k} \quad (13)$$

$$\bar{h} = \frac{\mu(1 + \hat{\phi}\omega_Y)}{A\bar{c}} \quad (14)$$

2.1 Disponibilidade fixa de terra

Nesse primeiro caso, assume-se que a oferta de terra para o uso da agricultura é fixa e, portanto, não há possibilidade de expansão da fronteira agrícola existente. Nesse caso, a restrição (8) passa a ser $\bar{T} = T_t = \omega_t Y_t$, de maneira que $\omega_{t,Y} = 0$.

As condições de primeira ordem, representadas pelas expressões (1), (2), (4) (5) e (6), para esse caso, passam a ser:

$$\frac{\beta^t}{C_t} - \lambda_t = 0$$

$$\theta e^{Z_t} K_t^{\theta-1} H_t^\mu \bar{T}^{1-\theta-\mu} - \frac{\lambda_{t-1}}{\lambda_t} + (1 - \delta) = 0$$

$$\mu e^{Z_t} K_t^{\theta-1} H_t^{\mu-1} \bar{T}^{-\theta-\mu} - \frac{Ac_t}{1 - H_t} = 0$$

$$e^{Z_t} K_t^\theta H_t^\mu \bar{T}^{1-\theta-\mu} - C_t - \bar{T} - K_{t+1} + (1 - \delta)K_t = 0$$

Assim, o estado estacionário, descritos pelas expressões (11) a (14), para esse caso, passa a ser:

$$\bar{k} = \hat{\beta}\theta$$

$$\bar{t} = \frac{1 - \theta - \mu}{1 + \hat{\phi}}$$

$$\bar{c} = 1 - \bar{t} - \delta \bar{k}$$

$$\bar{h} = \frac{\mu}{A\bar{c}}$$

2.2 Disponibilidade irrestrita de terra

Sob esse cenário, considera-se a inexistência de políticas que limitem o uso de terras. Sem nenhuma regulação sobre a quantidade de terras a ser utilizada, a segunda restrição deixa de ter efeito, ou seja, $\omega = 0$.

Nesse caso, as condições de primeira ordem são representadas pelas relações estabelecidas nas expressões (1), (2), (3) e (4).

$$\frac{\beta^t}{C^t} - \lambda_t = 0$$

$$\theta e^{Z_t} K_t^{\theta-1} H_t^\mu \bar{T}^{1-\theta-\mu} - \frac{\lambda_{t-1}}{\lambda_t} + (1 - \delta) = 0$$

$$\frac{\partial \mathcal{L}}{\partial T_t} = (1 - \theta - \mu) e^{Z_t} K_t^\theta H_t^\mu T_t^{-\theta-\mu} - 1 = 0$$

$$\frac{\partial \mathcal{L}}{\partial H_t} = \mu e^{Z_t} K_t^\theta H_t^{\mu-1} T_t^{-\theta-\mu} (1 + \hat{\phi}_t \omega_{t,Y}) - \frac{AC_t}{1 - H_t} = 0$$

$$\frac{\partial \mathcal{L}}{\partial \lambda_t} = e^{Z_t} K_t^\theta H_t^\mu T_t^{1-\theta-\mu} - C_t - T_t - K_{t+1} + (1 - \delta)K_t = 0$$

Assim, as expressões (11), (12), (13) e (14) para o estado estacionário ficam simplificadas de acordo com as relações apresentadas a seguir:

$$\bar{k} = \hat{\beta}\theta$$

$$\bar{t} = 1 - \theta - \mu$$

$$\bar{c} = 1 - \bar{t} - \delta \bar{k}$$

$$\bar{h} = \frac{\mu}{A\bar{c}}$$

2.3 Disponibilidade de terras dependente do produto

Considerou-se, alternativamente, o caso em que existe uma restrição na disponibilidade de terras para a agricultura, de modo que a restrição ϕ faz efeito. Nesse caso, a disponibilidade de terras varia de acordo com o produto de maneira linear no tempo, ou seja, $T_t = \omega Y_t$, com $\omega_t = \omega$ e $\omega_{t,Y} = \omega$. Essa disponibilidade de terras vinculada ao produto implica que $\bar{t} = \omega < (1 - \theta - \mu)$.

Nesse caso, as condições de primeira ordem são representadas pelo conjunto de relações apresentadas anteriormente pelas expressões (1), (2), (3), (4) e (5).

Dessa forma, no estado estacionário tem-se que:

$$\hat{\phi} = \frac{(1 - \theta - \mu) - \omega}{[1 - (1 - \theta - \mu)]}$$

A partir das expressões (11), (13) e (14), pode-se obter os níveis de capital e trabalho por trabalhador no estado estacionário descritas a seguir:

$$\bar{k} = \hat{\beta}\theta \left[\frac{1 - \omega}{1 - (1 - \theta - \mu)} \right]$$

$$\bar{h} = \frac{\mu}{A\bar{c}} \left[\frac{1 - \omega}{1 - (1 - \theta - \mu)} \right]$$

2.4 Avaliação dos ciclos ao redor do estado estacionário

Devido à não linearidade presente nas condições de primeira ordem, um método numérico de aproximação foi utilizado¹¹.

Foram realizadas três simulações, que seguiram os cenários definidos em 2.1, 2.2 e 2.3, respectivamente. O valor de ω foi considerado fixo nos ciclos econômicos, ou seja, considerou-se que a disponibilização de novas terras em relação ao produto, dada a política vigente, não varia de acordo com o choque de produtividade.

Por fim, cabe ressaltar que as restrições necessárias para cada um dos casos descritos foram incorporadas nas condições de primeira ordem para tornar o modelo compatível com as suposições feitas.

3 Base de Dados

Nesta seção, é apresentada a base de dados utilizada para aferir a aderência dos modelos propostos à realidade. Para tanto, foram utilizados dados anuais que compreendem o período entre 1972 e 2009. Esse período e periodicidade foram escolhidos devido à disponibilidade de dados para as variáveis de interesse da pesquisa. Os dados foram filtrados utilizando-se o filtro Hodrick-Prescott (HP), procedimento padrão na literatura de ciclos econômicos. O valor para o parâmetro de suavização da série (λ) foi de 100.

O número de horas trabalhadas total na agricultura foi obtido por meio da multiplicação do montante de trabalhadores pelo número de horas habitualmente trabalhadas por semana, ambas obtidas a partir da Pesquisa Nacional de Amostragem Domiciliar (PNAD) e dos censos divulgados pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Para obter o montante de trabalhadores agrícolas utilizou-se o número total de trabalhadores com ocupação principal em atividade agrícola e que trabalham mais de 14 horas na agricultura.

O produto agrícola foi obtido somando-se a multiplicação da quantidade colhida de 18 produtos agrícolas pelos seus respectivos preços médios no período 1972-2009, descontando-se a seguir os gastos com insumos agrícolas. Os dados de produção agrícola foram obtidos a partir do Levantamento Sistemático da Produção Agropecuária (LSPA) disponibilizado pela Pesquisa Agropecuária Municipal (PAM), realizada pelo IBGE. Esses 18 produtos utilizados

¹¹O método utilizado foi o proposto por Uhlig et al. (1995) que, embora simples, apresenta resultados satisfatórios para os objetivos propostos.

para o cálculo do produto representam cerca de 94% da área total colhida no período¹². Os preços dos produtos empregados no cálculo foram os divulgados pela Conjuntura Econômica da Fundação Getúlio Vargas (FGV). Esses preços foram deflacionados pelo IGP-DI para o ano de 2009, utilizando-se para o cálculo a média dos preços deflacionados para o período 1972-2009. Para o cálculo das despesas com insumos partiu-se do valor apresentado no censo agropecuário do IBGE de 1970, considerando-se os gastos com adubos, corretivos, sementes, mudas, agroquímicos e combustíveis. Esse montante foi deflacionado para o ano de 2009 por meio do IGP-DI. A partir dessa medida inicial utilizaram-se as variações no uso de insumo apresentadas por Gasques et al. (2011) para obter-se uma série de despesas que abrangesse o período de 1972 a 2009. Os valores obtidos com o procedimento para os anos censitários foram similares àqueles publicados nos censos agropecuários dos anos de 1975, 1980, 1985, 1995 e 2006, deflacionados pelo IGP-DI.

Com base no estoque de tratores calculou-se a série de valor do estoque de tratores em reais de 2009. Para isto, além da quantidade de tratores, obtida junto à ANFAVEA¹³, utilizou-se a curva teórica de depreciação de tratores estimada por Barros (1999)¹⁴ e a média de preços de dez diferentes modelos de tratores novos no período entre 1999 e 2009 obtida junto ao Departamento de Economia Rural (DERAL) da Secretaria da Agricultura e Abastecimento do Estado do Paraná (SEAB/PR)¹⁵. Com essas informações, foi possível calcular preços para os tratores novos e usados. Multiplicando-se a quantidade de tratores com determinado tempo de uso pelo seu respectivo preço, obteve-se os valores do estoque de tratores em reais para cada ano. Para a série de investimentos, utilizou-se neste trabalho a variação nas vendas de tratores novos para cada ano em valores monetários. Esse valor foi calculado com base nas vendas de tratores no período multiplicado pelos mesmos preços médios de tratores novos utilizados para o cálculo do estoque de capital.

Para a variável terra utilizou-se a soma da área colhida dos mesmos 18 produtos selecionados no cálculo do produto agrícola. A exemplo do produto agrícola, os dados foram obtidos a partir do Levantamento Sistemático da Produção Agropecuária (LSPA) disponibilizado pela Pesquisa Agropecuária Municipal (PAM)¹⁶, realizada pelo IBGE.

Outras variáveis, como consumo e produtividade, não puderam ser avaliadas, pois não existem séries com confiabilidade suficiente ou que compreendam um período suficientemente grande para a análise.

¹²As unidades de quantidade foram compatibilizadas com as de preços. Os produtos utilizados para o cálculo e suas respectivas unidades foram: banana (em cacho), cacau (em kg de amêndoa), café (em kg de grão), laranja (em cento), pimenta-do-reino (em kg), algodão (em caroço), amendoim (em kg e em casca), arroz (em kg e em casca), batata-inglesa (em kg), cana-de-açúcar (em kg), cebola (em kg), feijão (em kg de grão), fumo (em kg de folha), mandioca (em tonelada), milho (em kg de grão), soja (em kg de grão), tomate (em kg), e trigo (em kg de grão).

¹³Associação Nacional dos Fabricantes de Veículos Automotores – ANFAVEA.

¹⁴A curva de depreciação teórica, estimada por Barros (1999), demonstra que o estoque de tratores tem depreciação anual entre 6% e 7%.

¹⁵Os dez modelos considerados no cálculo foram: Agrale 5080.4 (81 cv, 4X4) – Turbo, John Deere 5600 e 5615 (75 cv, 4X2), John Deere 5700 e 5715 (85 cv, 4X4), Massey Ferguson MF 283 (86 cv, 4X4), Valtra 785C (75 cv, 4X4), Valtra BM85 (85 CV) (4X4), John Deere 6300 e 6415 (100 cv, 4X4), John Deere 6600 e 6615 (121 cv, 4X4), Massey Ferguson MF 299 (130 cv, 4X4), New Holland 7630 S100 (103 cv, 4X4).

¹⁶Dados disponíveis no Sistema Automático de Recuperação – SIDRA do IBGE.

4 Calibração do Modelo

O modelo proposto foi calibrado e não estimado. De acordo com Heutel (2012), a estimação de modelos DSGE dependem do primeiro teorema fundamental do bem-estar¹⁷, para assegurar que a alocação ótima do modelo coincida com o resultado competitivo proveniente dos dados. O teorema é violado caso se tenha a presença de externalidades.

A escolha dos parâmetros em modelos RBC, em geral, utiliza como fontes básicas para esses modelos estudos com microdados, e observações relacionadas ao crescimento de longo prazo. No caso brasileiro, o problema básico se deve ao fato de não existirem muitos estudos que se valem desse tipo de análise. De acordo com Magalhães (2005), os autores brasileiros envolvidos com pesquisa em ciclos econômicos acabam tendo que recorrer a valores usados para a economia norte-americana, sendo esse procedimento mais comum para o caso de parâmetros tecnológicos. Neste trabalho, alguns parâmetros foram selecionados a partir dos resultados de pesquisas existentes na literatura, enquanto outros foram calibrados de modo que o estado estacionário determinístico do modelo fosse compatível com observações da economia agrícola brasileira.

A depreciação do capital (σ) utilizada foi de 6,75%, valor compatível com a proposta de Barros (1999) de que a depreciação do capital anual na agricultura estaria entre 6% e 7%. As Figuras A.1 e A.2 no Apêndice Apêndice A, apresentam a análise de sensibilidade com relação a esse parâmetro, considerando os modelos com terra fixa e sem restrições no uso de terras.

Bragagnolo & Barros (2013) utilizaram o valor de 1,2 para a constante normalizadora (A), estimando um modelo RBC para a economia agrícola brasileira com trabalho indivisível. Ellery Jr et al. (2002), por sua vez, utilizaram um valor de 2,29 para a economia brasileira, enquanto que Kanczuk & Faria Jr (2016) utilizaram um valor de 1,7 para a mesma variável no setor industrial. Optou-se pela utilização de um valor de 2 para o parâmetro A , que é mais compatível com o caso proposto de trabalho divisível¹⁸. A sensibilidade dos modelos com terra fixa e sem restrição de terra com relação a esse parâmetro estão nas Figuras A.3 e A.4 no Apêndice Apêndice A.

Para o parâmetro de preferência intertemporal (β) utilizou-se o valor 0,95, também utilizado por Bragagnolo & Barros (2013). Kanczuk & Faria Jr (2016) utilizaram um valor próximo, de 0,98, para o setor industrial em um trabalho com periodicidade mensal. As Figuras A.5 e A.6, apresentadas no Apêndice Apêndice A, mostram a sensibilidade dos modelos com terra fixa e sem restrições no uso de terras com relação às mudanças no valor atribuído à preferência intertemporal.

Bragagnolo et al. (2010) estimaram uma função de produção do tipo translog para a agropecuária brasileira, por meio de um modelo de fronteira estocástica com dados em painel utilizando os Censos agropecuários de 1975, 1985, 1995 e 2005. Os resultados mostraram que a participação aproximada do capital na renda (μ) foi de 0,45, do trabalho (θ) de 0,25 e da terra ($1 - \mu - \theta$) de 0,3. Esses parâmetros foram utilizados nos modelos utilizados neste estudo, e as simulações de sensibilidade a alterações no valor dos parâmetros

¹⁷De acordo com McCandless (2008), p. 45, conforme o primeiro teorema do bem-estar, qualquer equilíbrio competitivo é, necessariamente, Pareto ótimo.

¹⁸McCandless (2008), p. 107, argumenta que ao determinar $A = 2$ no modelo básico de Hansen, tem-se que $\bar{H} = \frac{1}{3}$ ou seja, em equilíbrio, as pessoas gastam um terço do tempo trabalhando.

nos casos de quantidade de terra fixa e sem limitação no uso de terras são apresentados nas Figuras A.7 e A.8 no Apêndice Apêndice A.

Para o cálculo dos choques tecnológicos agrícola, foram utilizados os fatores de produção capital, trabalho e terra medidos por meio da função descrita por Bragagnolo et al. (2010). Também por meio de Bragagnolo et al. (2010) calculou-se a variação da PTF com base nas séries de dados apresentadas, acumulando-se em seguida essas variações para obter-se a PTF em índice¹⁹. Assim, a média dos desvios-padrão dos choques de produtividade tecnológicos (σ_e) foram fixados em 0,05 com base nos resultados provenientes da análise dos choques tecnológicos do setor agrícola realizada por Bragagnolo et al. (2010), e utilizada em Bragagnolo & Barros (2013). Para o parâmetro ρ foi utilizado o valor 0,5, também de acordo com o obtido. Esse valor é idêntico ao proposto por Bragagnolo & Barros (2013) para a economia agrícola e não difere muito do proposto por Ellery Jr et al. (2002) para a economia brasileira como um todo. As análises de sensibilidade para ambos os parâmetros são apresentadas nas Figuras A.9 a A.12 no Apêndice Apêndice A.

A Tabela 3 mostra um resumo dos valores utilizados para a calibração do modelo.

Tabela 3: Resumo dos parâmetros obtidos na literatura para a economia agrícola brasileira

Parâmetro	Valor	Fonte
μ	0,45	Bragagnolo et al. (2010)
θ	0,25	Bragagnolo et al. (2010)
$1 - \mu - \theta$	0,30	Bragagnolo et al. (2010)
δ	6,75%	Barros (1999)
β	0,95	Bragagnolo & Barros (2013)
A	2,00	-
ρ	0,50	Choque tecnológico setorial – Bragagnolo et al. (2010)
σ_e	0,05	Choque tecnológico setorial – Bragagnolo et al. (2010)

Fonte: Resultados da pesquisa.

Por fim, a restrição relativa ao uso da terra (ω_t) foi fixada arbitrariamente em valores de 10%, 20%, 30%, 40%, 50%, 60%, 70%, 80% e 90% da disponibilidade para o cenário com uso irrestrito de terras. Todos esses casos foram simulados, porém, apenas aqueles mais representativos são apresentados na próxima seção.

5 Resultados e Discussão

Nesta seção, apresentam-se as funções de impulso resposta a choques tecnológicos conforme os modelos especificados. Inicialmente, optou-se por apresentar o comportamento das variáveis em relação aos choques dos modelos para exemplificar tal comportamento. Em seguida, apresentam-se as diferenças nas respostas das variáveis em relação às diversas especificações propostas para o modelo.

Na Tabela 4, pode-se observar os desvios-padrão das variáveis para os modelos propostos e para as séries usadas para comparação²⁰. Percebe-se que

¹⁹Para maiores detalhes ver Bragagnolo & Barros (2013).

²⁰Cabe ressaltar que as séries observadas empiricamente para o produto, trabalho, capital,

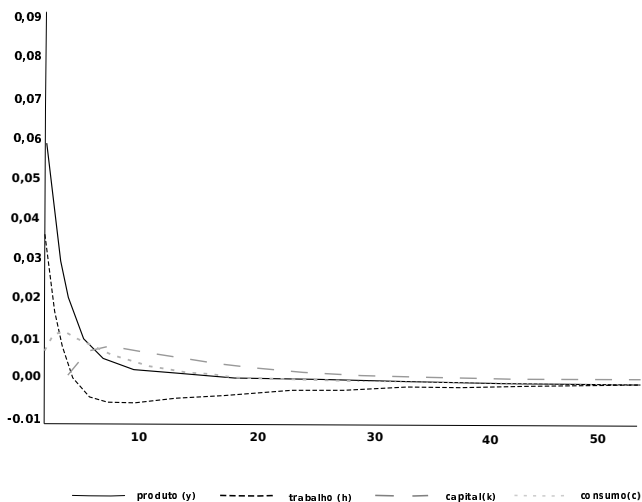
o produto observado apresenta desvio-padrão similar ao gerado pelo modelo com terra fixa, enquanto os modelos com restrição de 50% e sem restrição apresentam desvio-padrão superior ao observado. A série de horas trabalhadas observada apresenta desvio-padrão intermediário àquelas geradas pelos modelos com terra fixa e sem restrição. As séries de capital e investimento apresentam desvios-padrão superiores aos gerados pelos modelos. Por fim, a terra apresenta desvio-padrão intermediário àqueles observados para as séries geradas pelos modelos com restrição de 50% e sem restrição.

Tabela 4: Desvio-padrão de variáveis selecionadas para o modelo com terra fixa, com restrição de 50% no uso da terra, sem restrição no uso da terra e das séries observadas

Variável	Terra fixa	Restrição de 50%	Sem restrição	Séries observadas
Produto	0,0487	0,0654	0,0799	0,0437
Trabalho	0,0347	0,0511	0,0574	0,0409
Capital	0,0166	0,0165	0,0189	0,0542
Terra	–	0,0327	0,0799	0,0462
Investimento	0,1762	0,1826	0,2091	0,3069

Fonte: Resultados da pesquisa.

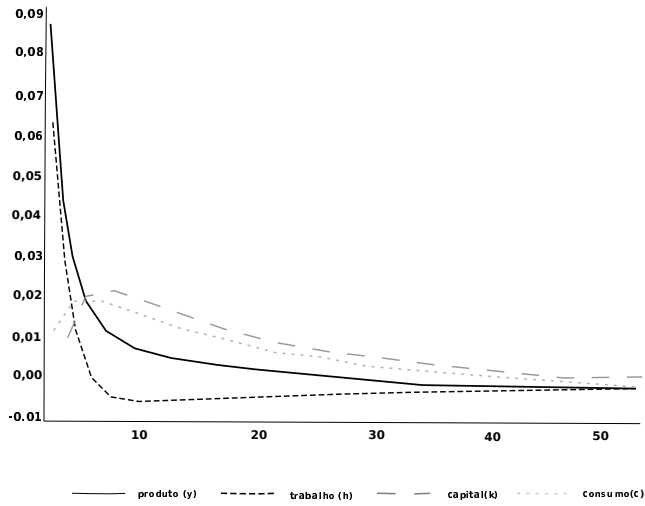
As Figuras 1, 2 e 3 apresentam os resultados obtidos para as funções de impulso resposta das variáveis dos modelos sem restrição de terras, com quantidade de terra fixa, e com restrição de 50% no uso da terra em relação ao choque de produtividade. As três especificações escolhidas apresentam comportamento similar das variáveis do modelo econômico, havendo variação, apenas, na magnitude das respostas.



Fonte: Resultados da pesquisa.

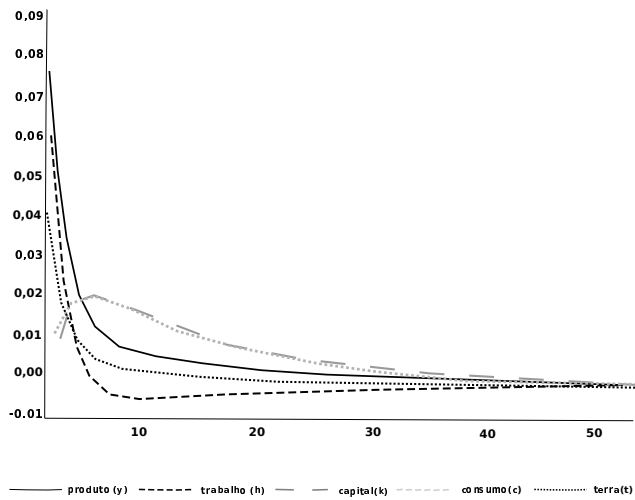
Figura 1: Resposta das variáveis trabalho, capital, consumo, produto e terra a choques de produtividade para o modelo com quantidade fixa de terras

terra e investimento, bem como as séries geradas pelos modelos, foram filtradas por meio do filtro Hodrick-Prescott (HP) com parâmetro de suavização compatível com séries anuais e que os desvios-padrão apresentados foram calculados com essas séries filtradas.



Fonte: Resultados da pesquisa.

Figura 2: Resposta das variáveis trabalho, capital, consumo, produto e terra a choques de produtividade para o modelo sem restrição de terras



Fonte: Resultados da pesquisa.

Figura 3: Resposta das variáveis trabalho, capital, consumo, produto e terra a choques de produtividade para o modelo com restrição de 50% no uso de terras

A resposta da quantidade de terra empregada no processo de produção em relação a um choque de produtividade possui diferentes comportamentos de acordo com a restrição imposta, conforme os resultados apresentados na Figura 4. No caso em que não há restrição de uso, a quantidade de terra varia em magnitude idêntica à do produto, havendo, portanto, aumento no uso de terras idêntico ao aumento de produto. Conforme impõem-se restrições no uso, a quantidade de terras utilizada sofre impacto proporcional a essa restrição. Assim, por exemplo, quando uma restrição de 50% é imposta na quantidade adicionada de novas terras, a resposta ao choque de produtividade é 50% do impacto sobre o produto. A Figura 4 apresenta os impactos para 10%, 30%, 50%, 70% e 90% e para os casos sem restrição no uso da terra e com terra fixa. No caso em que a quantidade de terra é fixa, os choques de produtividade não afetam a quantidade de terras empregada.

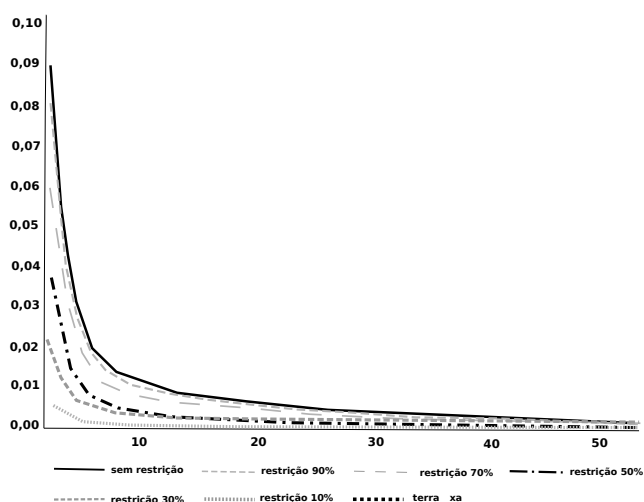
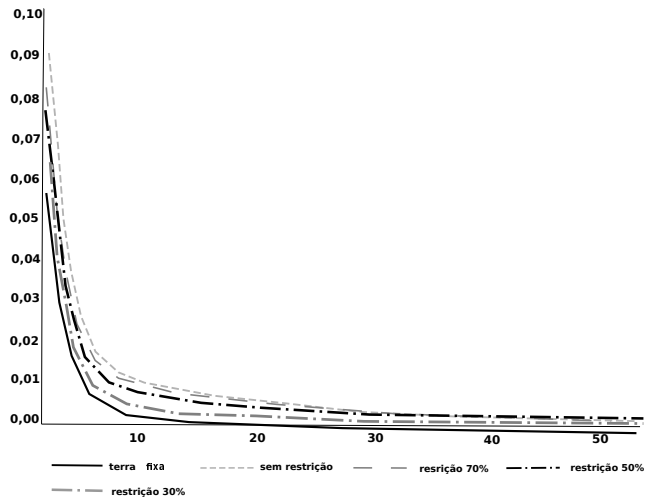


Figura 4: Resposta do uso da terra a choques de produtividade para os modelos sem restrição à incorporação de novas terras, com restrição de 10% a 90% no uso da terra, e com terra fixa

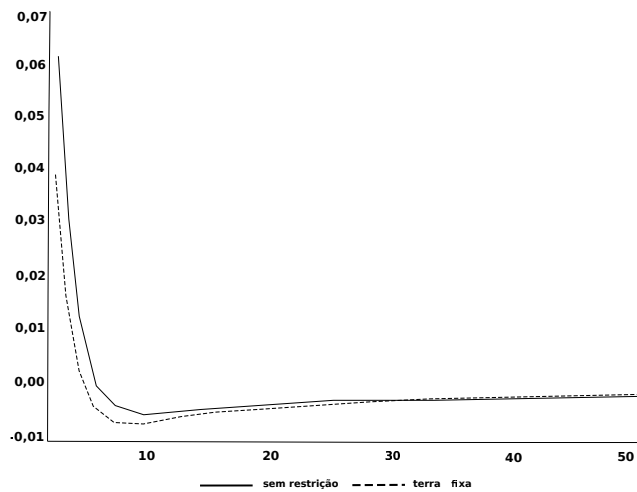
A diferença entre os impactos de um choque-padrão de produtividade no produto podem ser vistos na Figura 5. As respostas do produto aos choques de produtividade diferem bastante à medida que se aumenta a restrição para a conversão de novas terras para a agricultura. Os resultados demonstraram que no primeiro período após o choque, o impacto de um aumento da produtividade no produto para o modelo sem restrição é aproximadamente 65% maior do que para o modelo com uso de terra fixo. A resposta inicial ao choque para os modelos com restrições de 30%, 50% e 70% no uso da terra tem resposta inicial ao choque de 48%, 35% e 23%, respectivamente, superior ao modelo com terra fixa.

Os impactos de um choque-padrão de produtividade sobre o fator trabalho são apresentados na Figura 6. A resposta inicial ao choque para o modelo sem restrição é 90% superior a resposta do modelo com terra fixa. Nos períodos subsequentes, quando o choque se torna negativo, essa diferença diminui até haver a convergência para zero ao final do período.



Fonte: Resultados da pesquisa.

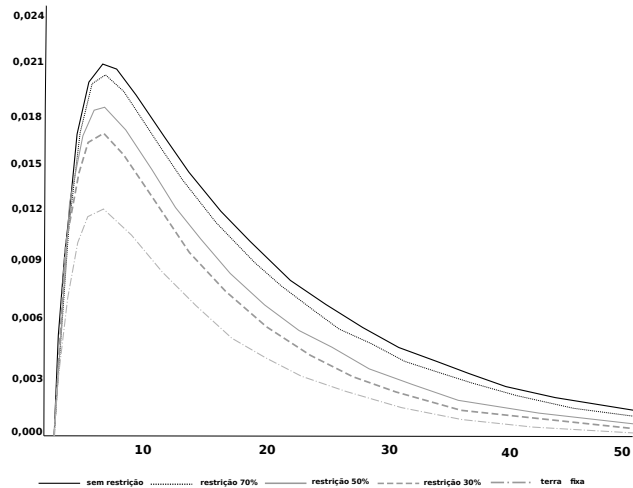
Figura 5: Resposta do produto a choques de produtividade para os modelos sem restrição no uso, com restrição de 30%, 50% e 70% no uso da terra e com terra fixa



Fonte: Resultados da pesquisa.

Figura 6: Resposta do trabalho a choques de produtividade para os modelos sem restrição no uso e com terra fixa

A acumulação de capital também apresentou grande diferença quando se comparam os resultados gerados pelo modelo com quantidade de terras irrestrita e fixa. Um choque de produtividade padrão gera uma resposta inicial sobre o estoque de capital 3,6 vezes maior para o modelo com disponibilidade de terras irrestrita em relação ao modelo com restrição total no uso de terras. Essa diferença diminui nos períodos subsequentes, sendo que a menor registrada ocorre no quarto período após o choque, quando é de cerca de 77%. Assim, a variação do estoque de capital no período é bastante superior quando não existem restrições ao uso de terras. Esses resultados podem ser vistos na Figura 7.



Fonte: Resultados da pesquisa.

Figura 7: Resposta do capital a choques de produtividade para os modelos sem restrição no uso, com restrição de 30%, 50% e 70% no uso da terra e com terra fixa

Alguns trabalhos recentes na literatura de economia agrícola como, por exemplo, Vieira Filho (2016), Harfuch et al. (2016), e Ferreira Filho & Horridge (2014), têm mostrado que o uso intensivo de capital e novas tecnologias estão associados ao processo de expansão da fronteira agrícola. Adicionalmente, como mostraram Daubermann et al. (2014), a conversão de áreas de florestas e pastagens em áreas agrícolas não tem apresentado redução de produtividade.

Os resultados de Ferreira Filho & Horridge (2014) mostram que a expansão em regiões de elevada produtividade tem sido poupadora de terra, o que também foi verificado por Harfuch et al. (2016) que analisaram especificamente a pecuária, mas concluíram, também, que mesmo nas regiões de fronteira agrícola, o processo de ocupação teve a correspondência do aumento de produtividade.

Conforme há menos terra disponível, o crescimento do produto depende de uma compensação relacionada à tecnologia empregada que aumente a produtividade da terra e à intensificação do uso do capital. Gasques et al. (2016) mencionaram as técnicas de plantio direto e o desenvolvimento de cultivares com resistência genética a pragas como exemplos de tecnologias novas para o aumento da produtividade da agricultura. Adicionalmente, os autores obser-

varam a redução do emprego da mão de obra e aumento do uso do capital e, no período entre 2000 e 2014, estimaram um anual de crescimento da produtividade da mão de obra de 5,32%, e da produtividade da terra de 4,7%.

O modelo RBC ajustado para a economia brasileira mostra-se aderente a esse contexto, no sentido de mostrar que, conforme reduz a oferta disponível de terra, consequência direta do processo de expansão da fronteira agrícola, o crescimento do produto depende de investimentos em tecnologia que sejam poupadoras de terra. Nesse sentido, os resultados deste artigo reforçam a importância dos instrumentos de política agrícola como o crédito, os investimentos em ciência e tecnologia²¹ e, finalmente, a extensão rural (Contini et al. 2010).

6 Considerações Finais

Este artigo buscou propor modelos que permitissem avaliar os impactos da imposição de restrições no uso da terra para finalidades agropecuárias no contexto de ciclos econômicos reais – RBC, modelos estes inexistentes na literatura até então. Para tanto, calibrou-se um modelo RBC com três fatores de produção – capital, trabalho e terra – para a economia agrícola brasileira, buscando-se avaliar como políticas mais ou menos restritivas sobre o uso da terra para a finalidade agrícola poderiam afetar as variáveis do modelo econômico dados os choques de produtividade existentes nesse setor.

Os resultados demonstraram que, com exceção do capital e dos investimentos, as séries geradas pelos modelos propostos apresentaram desvio-padrão compatível com as séries observadas empiricamente.

As funções de impulso resposta apresentaram comportamento compatível com os modelos de ciclos econômicos propostos. Além disso, observou-se que diferentes valores para a restrição do uso da terra, levam a respostas das variáveis ao choque de produtividade com diferentes intensidades. Para o caso em que não existe nenhuma restrição à incorporação de terras, a resposta do uso da terra no modelo com relação a choques de produtividade é idêntica à do produto. Quando a oferta de terras é fixa não existe resposta desse fator aos choques de produtividade, conforme o esperado. Para os casos em que há restrição, a resposta da quantidade de terra utilizada é fixada em uma parcela da resposta do produto. Portanto, pode-se perceber que, em geral, as respostas das variáveis foram mais expressivas, à medida que se impôs restrições menores.

Apesar de a produção agrícola brasileira utilizar uma parcela pequena do total de terras disponíveis no país, é natural que haja uma limitação à expansão no seu uso, devido a instrumentos legais visando a preservação de áreas ambientais, ou limitações técnicas, como solos inapropriados para a agricultura de alta produtividade. As análises recentes reforçam a importância dos investimentos em tecnologia que produziram um elevado crescimento da produtividade agrícola nas últimas décadas. Nesse sentido, os resultados deste trabalho fornecem informações adicionais não apenas sobre o uso da terra, mas também sobre o produto e demais fatores de produção dado a ocorrência de choques tecnológicos.

²¹ Gasques et al. (2004) estimaram que o aumento de 1% nos gastos em pesquisa produzem impacto positivo de 0,17% na produtividade total dos fatores do setor agropecuário brasileiro, enquanto que para o crédito rural, o impacto positivo estimado é de 0,06%.

Por fim, cabe uma observação quanto à resposta do modelo ao uso de terras. À medida que a restrição ao uso de terras aumenta, e isso está associado ao limite da expansão da fronteira agrícola, mais investimentos são necessários para compensar a limitação da expansão desse fator. O mesmo, porém, em menor escala, pode ser dito da resposta do trabalho a choques de produtividade para os modelos propostos.

Referências Bibliográficas

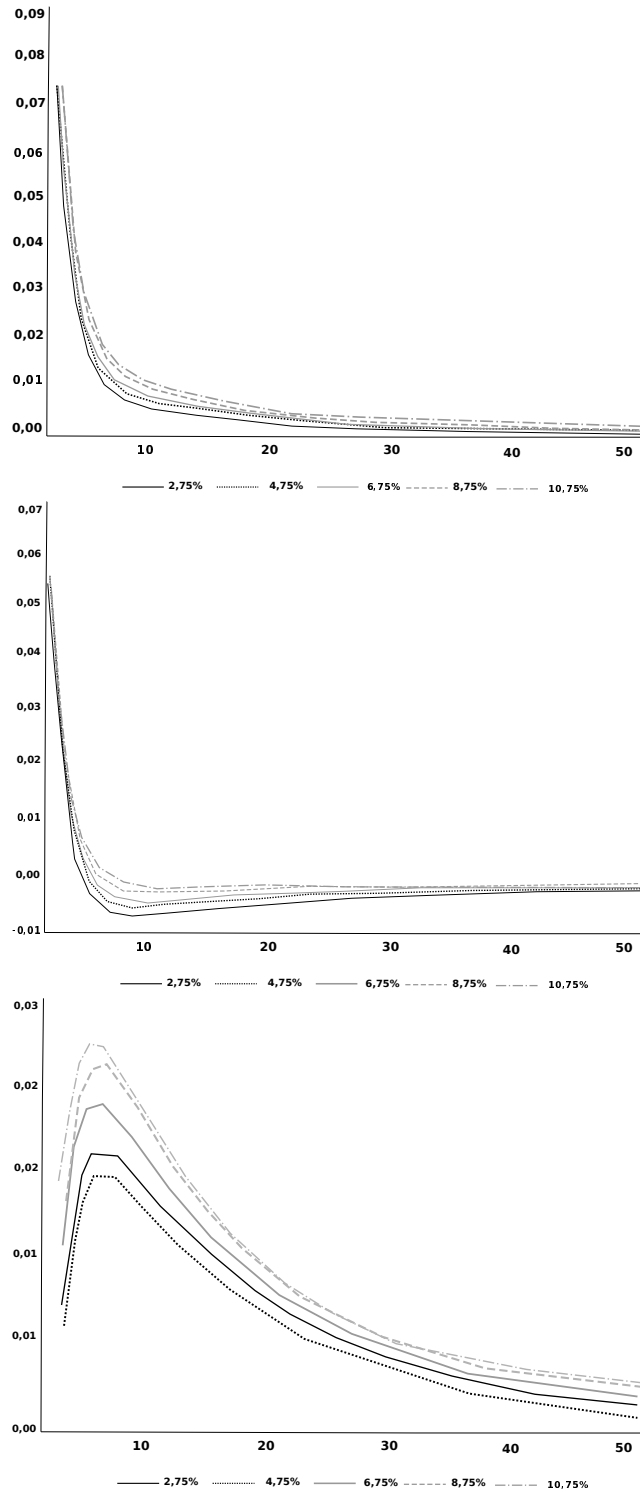
- Alvarez-Cuadrado, F. & Poschke, M. (2011), 'Structural change out of agriculture: labor push versus labor pull', *American Economic Journal: Macroeconomics* 3(3), 127–58.
- Angelopoulos, K., Economides, G. & Philippopoulos, A. (2010), 'What is the best environmental policy? Taxes, permits and rules under economic and environmental uncertainty'. Working Paper, CESifo.
- Barros, A. L. M. (1999), Capital, produtividade e crescimento na agricultura: o Brasil de 1970-1995, Master's thesis, Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", Universidade de São Paulo, Piracicaba.
- Barros, G. (2009), 'O quebra-cabeça do preço da terra no Brasil'. CEPEA, Mimeo.
- Bragagnolo, C. & Barros, G. S. d. C. (2013), 'Ciclos econômicos na agricultura brasileira', *Revista Brasileira de Economia* 67(2), 151–175.
- Bragagnolo, C., Spolador, H. F. & Barros, G. (2010), 'Regional Brazilian agriculture TFP analysis: a stochastic frontier analysis approach', *Revista Economia* 11, 217–242.
- Brandão, A. S. P., Rezende, G. C. d. & Marques, R. W. d. C. (2005), Crescimento agrícola no Brasil no período 1999-2004: explosão da soja e da pecuária bovina e seu impacto sobre o meio ambiente. Texto para Discussão n. 1103, Rio de Janeiro, Julho de 2005.
- Cabral, C. d. S. R. & Gurgel, Â. C. (2014), Análise econômica da limitação do desmatamento no Brasil utilizando um modelo de equilíbrio geral computável, in 'Anais do XLI Encontro Nacional de Economia [Proceedings of the 41th Brazilian Economics Meeting]', number 208, ANPEC-Associação Nacional dos Centros de Pósgraduação em Economia [Brazilian Association of Graduate Programs in Economics].
- Camacho, C. & Pérez-Barahona, A. (2015), 'Land use dynamics and the environment', *Journal of Economic Dynamics and Control* 52, 96–118.
- Contini, E., Gasques, J. G., Alves, E. & Bastos, E. T. (2010), 'Dinamismo da agricultura brasileira', *Revista de Política Agrícola* 19, 42–64. Edição especial de aniversário do MAPA - 150 anos.
- Da-Rocha, J. M. & Restuccia, D. (2006), 'The role of agriculture in aggregate business cycles', *Review of Economic Dynamics* 9(3), 455–482.

- Daubermann, E. C., Chagas, L. S., Gurgel, A. C. & Sakurai, S. N. (2014), 'Expansão da área agrícola e produtividade das culturas no Brasil: testando hipóteses da legislação californiana de biocombustíveis', *Revista de Economia e Sociologia Rural* **52**(1), 81–98.
- Dissou, Y., Karnizova, L. et al. (2012), Emissions cap or emissions tax? A multi-sector business cycle analysis. Working Paper, University of Ottawa.
- Duarte, M. & Restuccia, D. (2010), 'The role of the structural transformation in aggregate productivity', *The Quarterly Journal of Economics* **125**(1), 129–173.
- Ellery Jr, R., Gomes, V. & Sachsida, A. (2002), 'Business cycle fluctuations in Brazil', *Revista Brasileira de Economia* **56**(2), 269–308.
- Fearnside, P. M. (1996), 'Efeito estufa: a contribuição do desmatamento na Amazônia brasileira', *Global Biomass Burning: Atmospheric, Climatic, and Biospheric Implications* **640**, 92–105. MIT Press, Cambridge, Massachusetts, EUA.
- Ferreira Filho, J. B. & Horridge, M. (2014), 'Ethanol expansion and indirect land use change in Brazil', *Land Use Policy* **36**, 595–604.
- Fischer, C. & Heutel, G. (2013), Environmental macroeconomics: environmental policy, business cycles, and directed technical change. NBER Working Paper n. 18794.
- Fischer, C. & Springborn, M. (2012), 'Emissions targets and the real business cycle: intensity targets versus caps or taxes', *Journal of Environmental Economics and Management* **62**(3), 352–366.
- Gasques, J., Bacchi, M., Rodrigues, L., Bastos, E. & Valdes, C. (2016), 'Produtividade da agricultura brasileira: a hipótese da desaceleração', pp. 143–163.
- Gasques, J. G., Bastos, E. T., Bacchi, M. P. & da Conceição, J. C. (2004), 'Condiçantes da produtividade da agropecuária brasileira', *Revista de Política Agrícola* **13**(3), 73–90.
- Gasques, J. G., Bastos, E. T., Bacchi, M. R. P. & Valdes, C. (2011), Produtividade e crescimento da agricultura brasileira, Technical report, Ministério da Agricultura.
- Hansen, G. D. (1985), 'Indivisible labor and the business cycle', *Journal of Monetary Economics* **16**(3), 309–327.
- Hansen, G. D. & Prescott, E. C. (2002), 'Malthus to solow', *American Economic Review* **92**(4), 1205–1217.
- Harfuch, L., Nassar, A. M., Zambianco, W. M. & Gurgel, A. C. (2016), 'Modelling beef and dairy sectors' productivities and their effects on land use change in Brazil', *Revista de Economia e Sociologia Rural* **54**(2), 281–304.
- Heutel, G. (2012), 'How should environmental policy respond to business cycles? optimal policy under persistent productivity shocks', *Review of Economic Dynamics* **15**(2), 244–264.

- Kanczuk, F. & Faria Jr, F. (2016), 'Ciclos reais para a indústria brasileira?', *Estudos Econômicos* **30**(3), 335–350.
- Kydland, F. E. & Prescott, E. C. (1982), 'Time to build and aggregate fluctuations', *Econometrica: Journal of the Econometric Society* pp. 1345–1370.
- Liu, Z., Wang, P. & Zha, T. (2011), 'Land-price dynamics and macroeconomic fluctuations', *Econometrica* **81**(3), 1147–1184.
- Magalhães, M. A. d. (2005), 'Equilíbrio e ciclos', *Revista de Economia Contemporânea* **9**(3), 509–554.
- Martha Jr, G. B. (2008), 'Dinâmica de uso da terra em resposta à expansão da cana-de-açúcar no cerrado', *Revista de Política Agrícola* **17**(3), 31–43.
- McCandless, G. (2008), *The ABCs of RBCs: an Introduction to Dynamic Macroeconomic Models*, Harvard University Press, Cambridge, Massachusetts and London.
- Nichols, D. A. (1970), 'Land and economic growth', *The American Economic Review* **60**(3), 332–340.
- Pizer, W. A. (1999), 'The optimal choice of climate change policy in the presence of uncertainty', *Resource and Energy Economics* **21**(3-4), 255–287.
- Uhlig, H. F. et al. (1995), 'A toolkit for analyzing nonlinear dynamic stochastic models easily'.
- Vieira Filho, J. E. R. (2016), A fronteira agropecuária brasileira: redistribuição produtiva, efeito poupa-terra e desafios estruturais logísticos, in J. E. R. Vieira Filho & J. G. Gasques, eds, 'Agricultura, Transformação Produtiva e Sustentabilidade', IPEA.

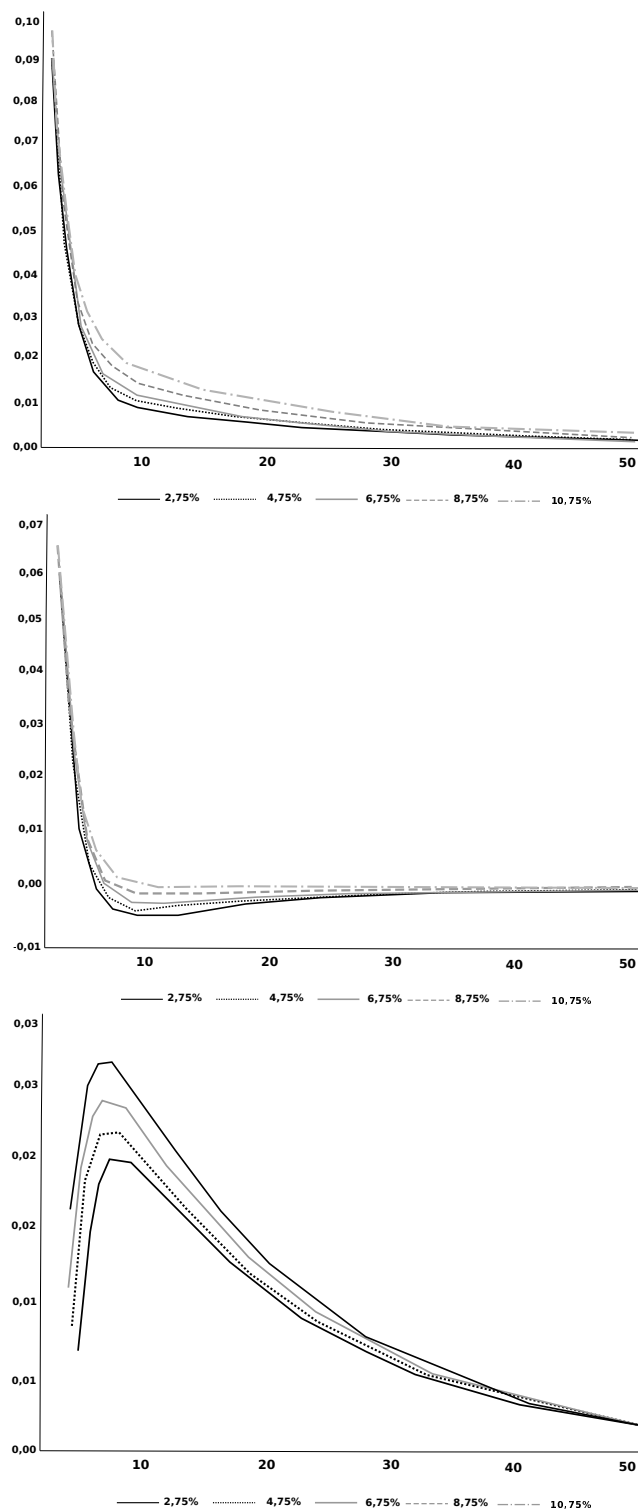
Apêndice A

Figura A.1: Sensibilidade da função impulso resposta do produto, do trabalho e do capital no modelo de terra fixa para diferentes valores para a taxa de depreciação (δ)



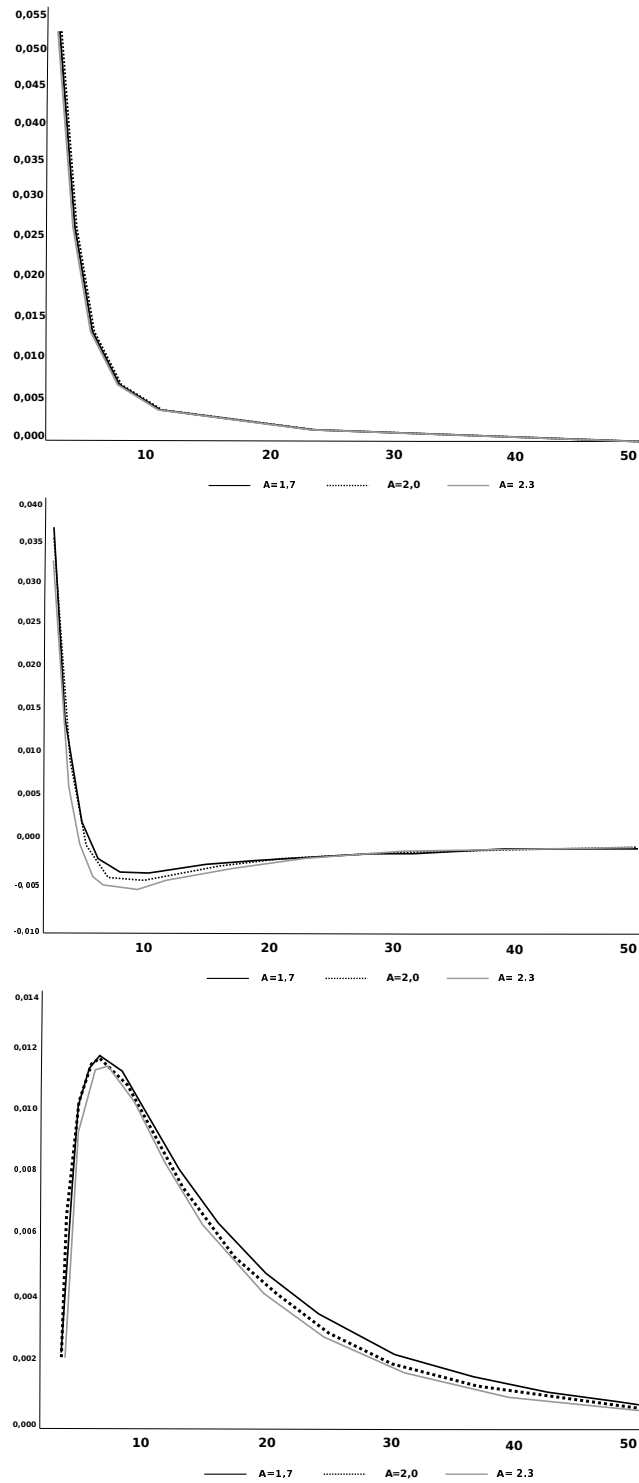
Fonte: Resultados da pesquisa.

Figura A.2: Sensibilidade da função impulso resposta do produto, do trabalho e do capital no modelo sem restrição de terra para diferentes valores para a taxa de depreciação (δ)



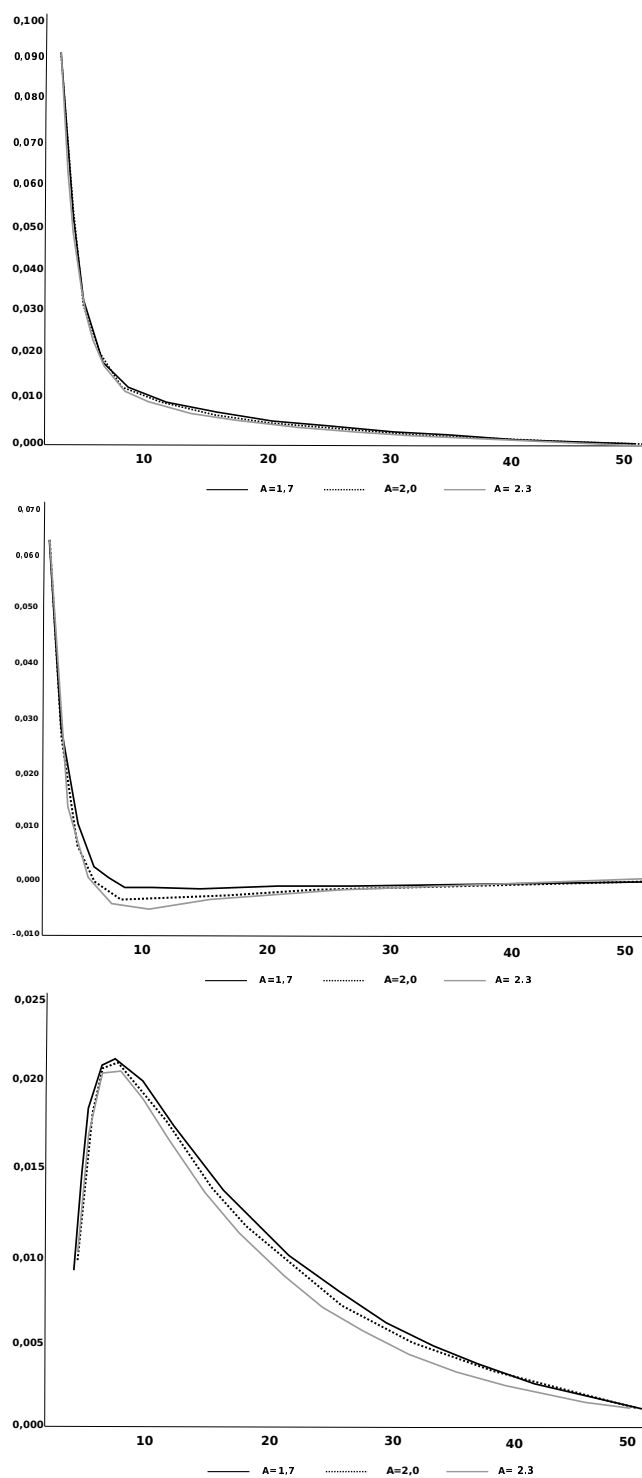
Fonte: Resultados da pesquisa.

Figura A.3: Sensibilidade da função impulso resposta do produto, do trabalho e do capital no modelo de terra fixa para diferentes valores da constante normalizadora (A)



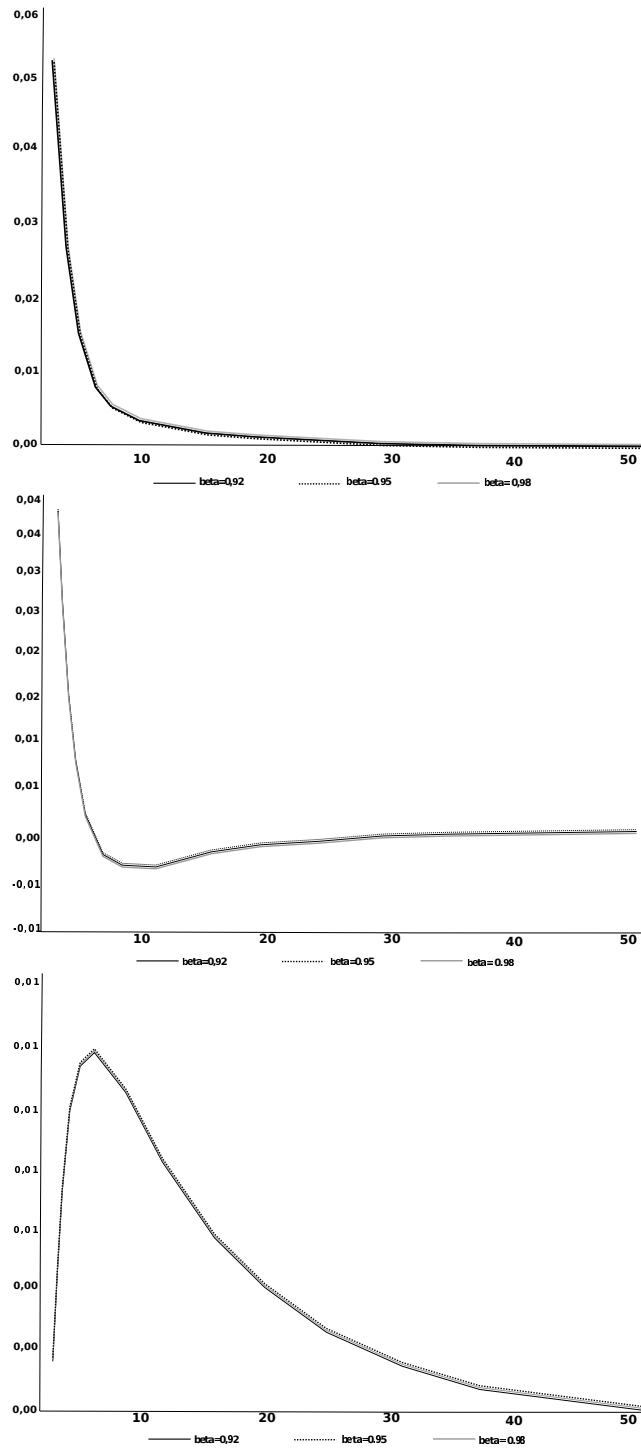
Fonte: Resultados da pesquisa.

Figura A.4: Sensibilidade da função impulso resposta do produto, do trabalho e do capital no modelo sem restrição de terra para diferentes valores da constante normalizadora (A)



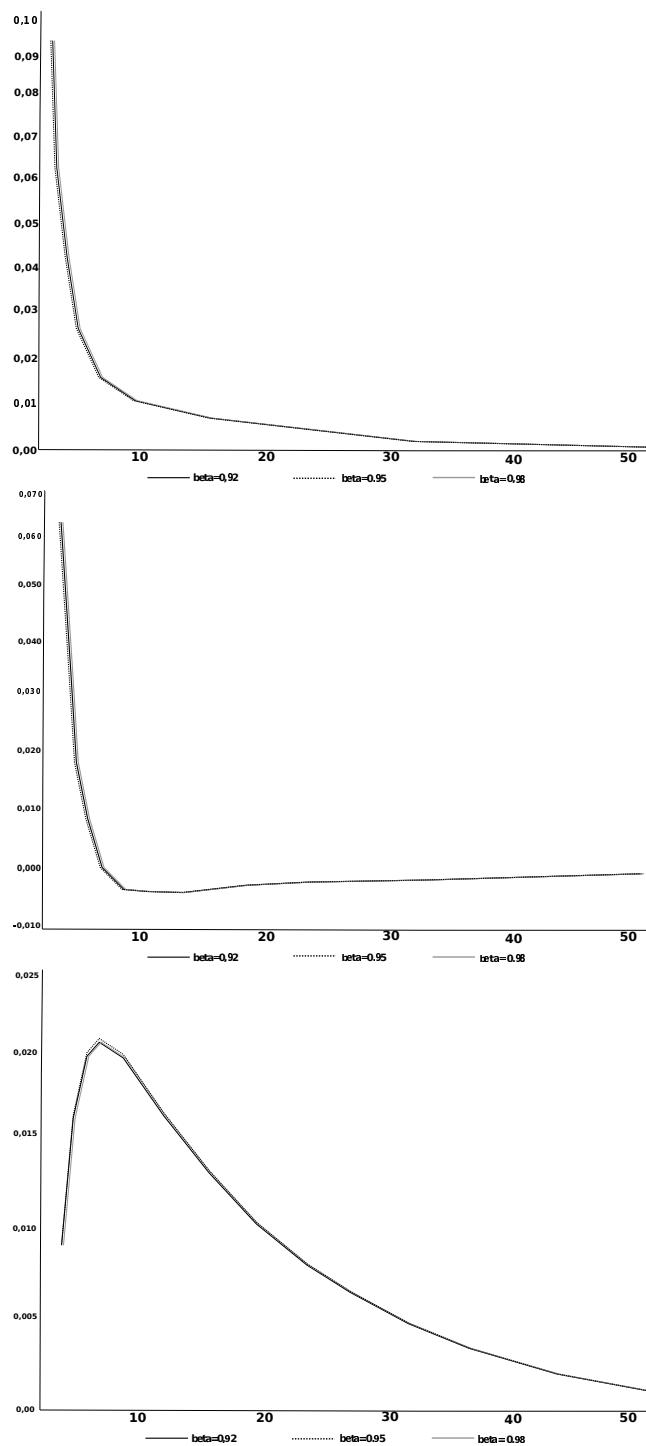
Fonte: Resultados da pesquisa.

Figura A.5: Sensibilidade da função impulso resposta do produto, do trabalho e do capital no modelo de terra fixa para diferentes valores para a preferência intertemporal (β)



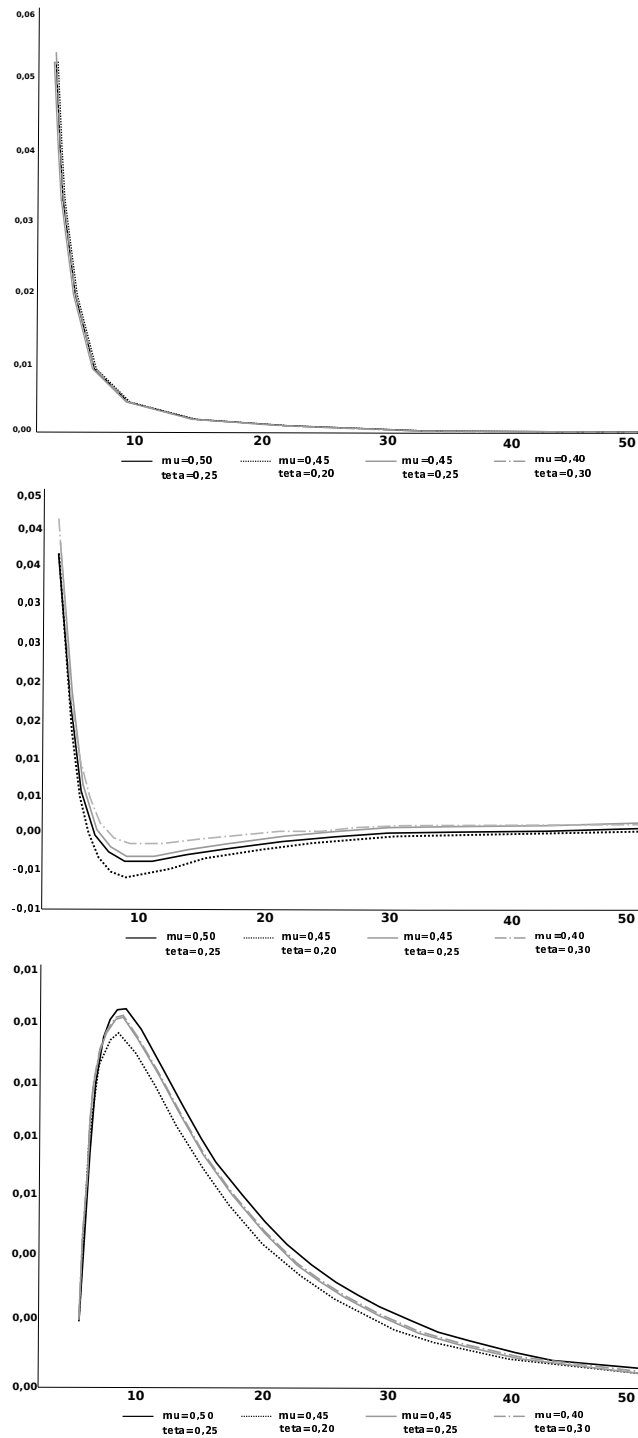
Fonte: Resultados da pesquisa.

Figura A.6: Sensibilidade da função impulso resposta do produto, do trabalho e do capital no modelo sem restrição de terra para diferentes valores para a preferência intertemporal (β)



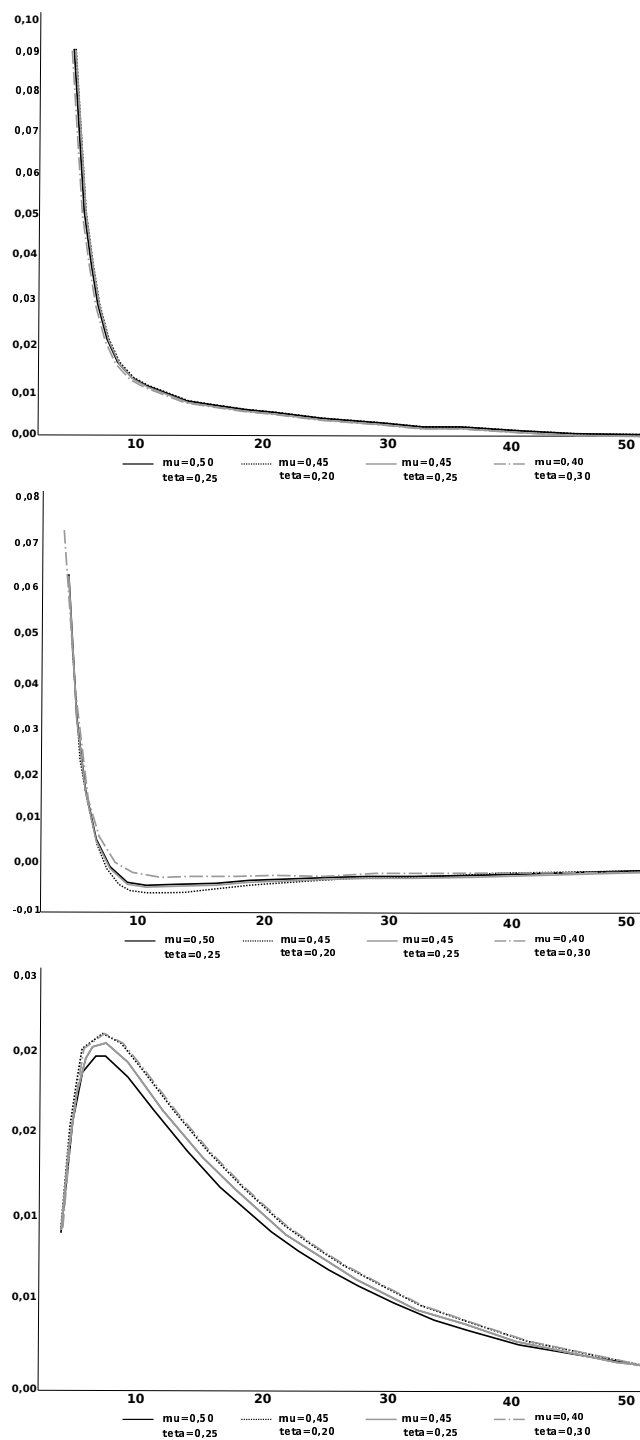
Fonte: Resultados da pesquisa.

Figura A.7: Sensibilidade da função impulso resposta do produto, do trabalho e do capital no modelo de terra fixa para diferentes valores para os parâmetros da função de produção (μ e θ)



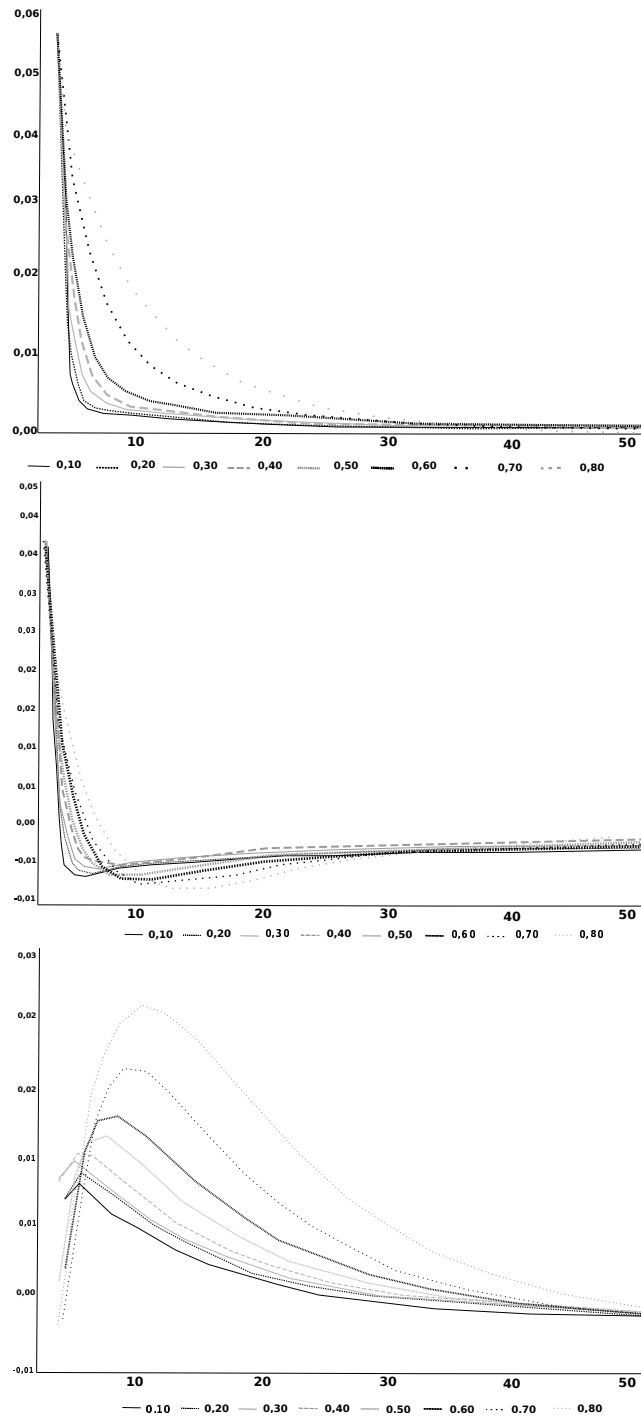
Fonte: Resultados da pesquisa.

Figura A.8: Sensibilidade da função impulso resposta do produto, do trabalho e do capital no modelo sem restrição de terra para diferentes valores para os parâmetros da função de produção (μ e θ)



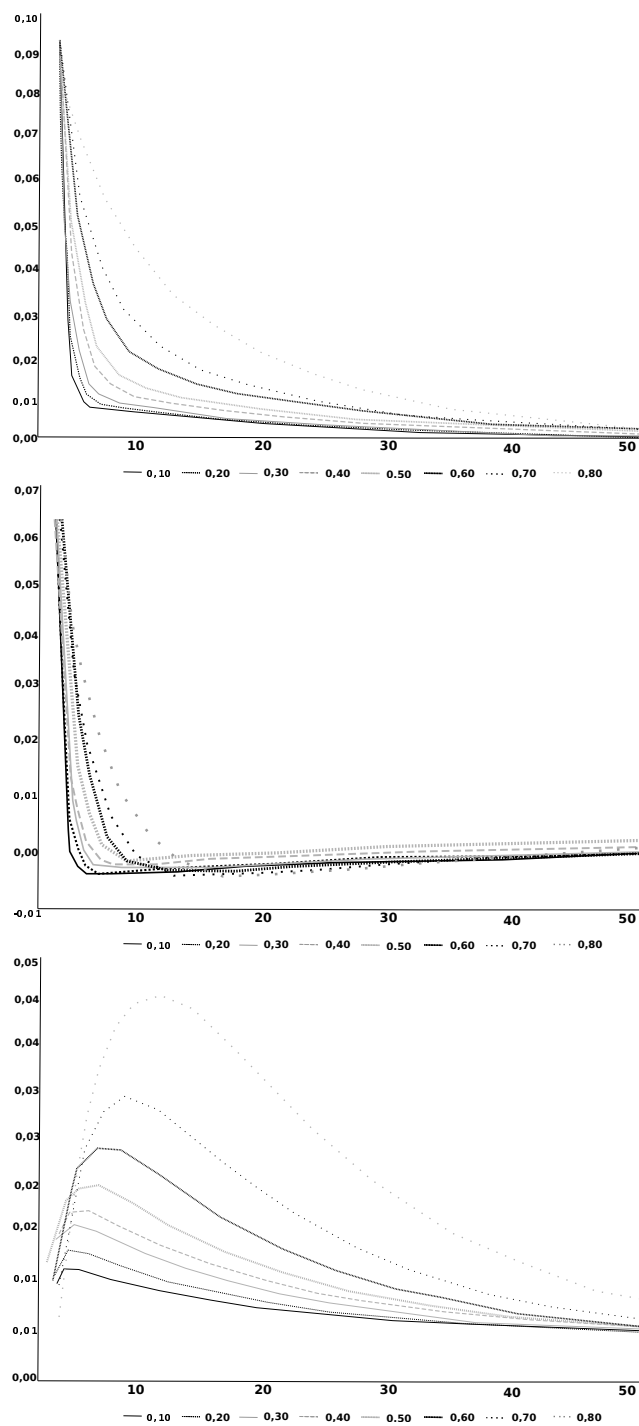
Fonte: Resultados da pesquisa.

Figura A.9: Sensibilidade da função impulso resposta do produto, do trabalho e do capital no modelo de terra fixa para diferentes valores para o parâmetro de persistência do choque (ρ)



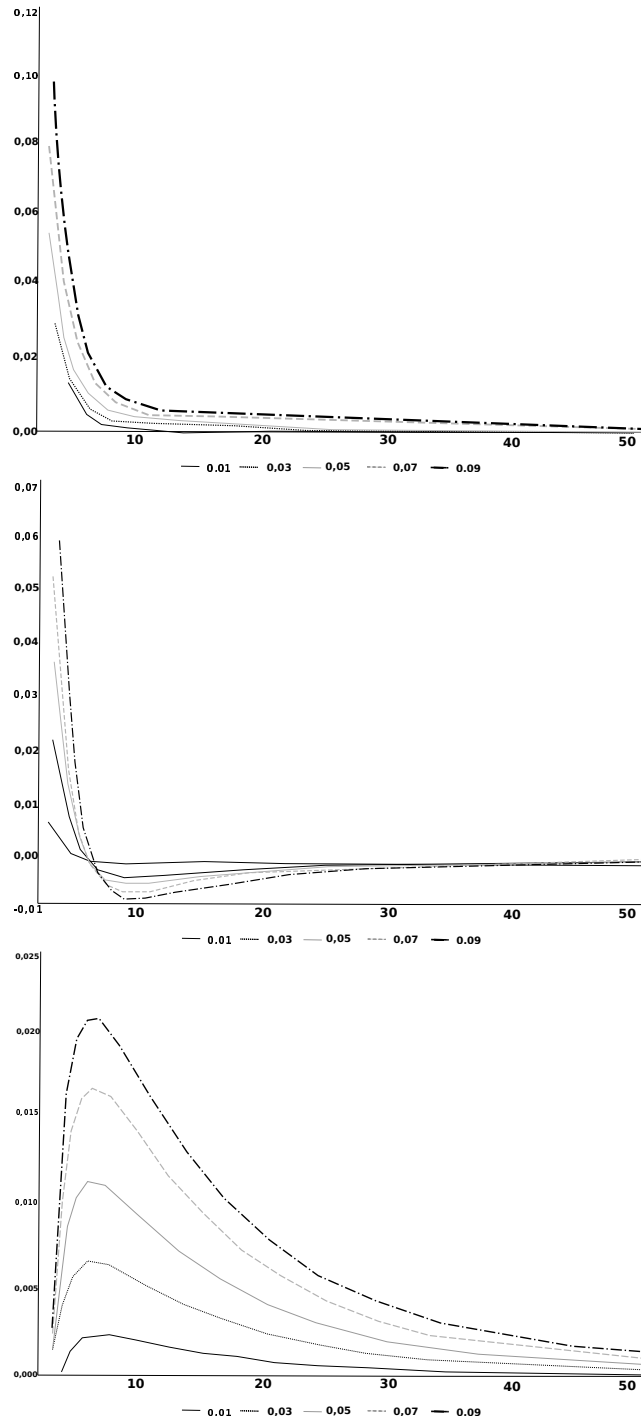
Fonte: Resultados da pesquisa.

Figura A.10: Sensibilidade da função impulso resposta do produto, do trabalho e do capital no modelo sem restrição de terra para diferentes valores para o parâmetro de persistência do choque (ρ)



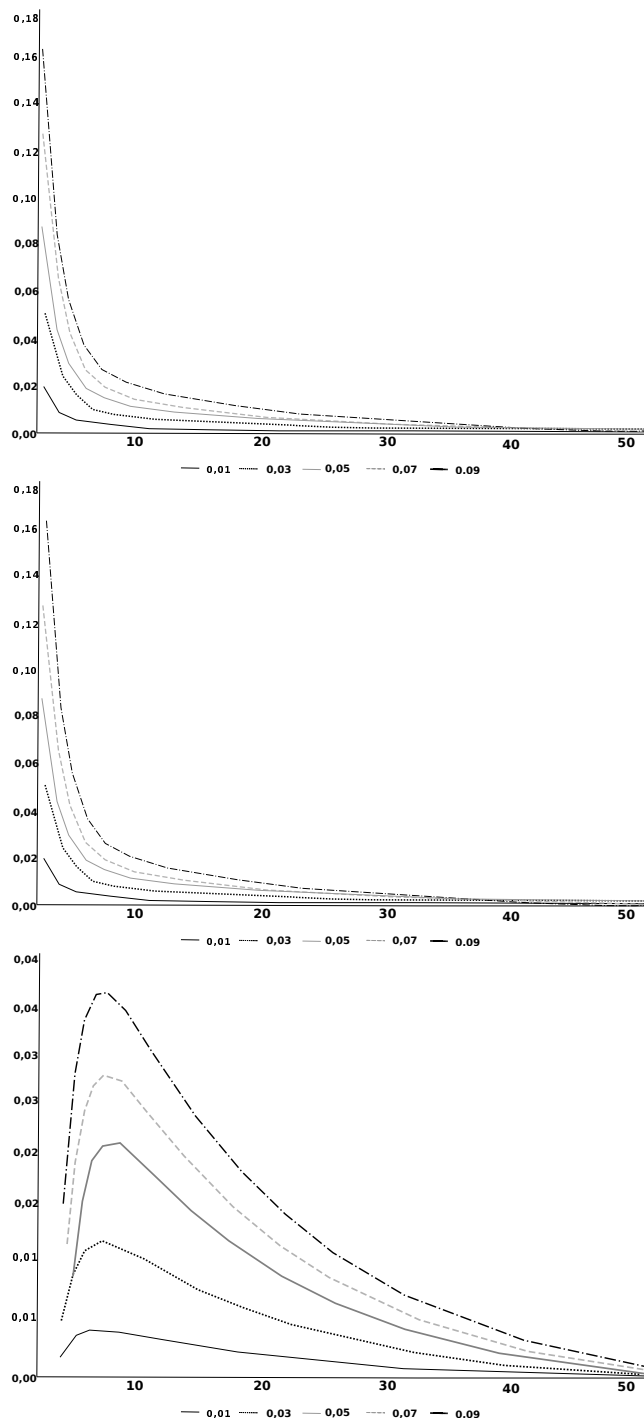
Fonte: Resultados da pesquisa.

Figura A.11: Sensibilidade da função impulso resposta do produto, do trabalho e do capital no modelo de terra fixa para diferentes valores para o desvio-padrão do choque (σ_ϵ)



Fonte: Resultados da pesquisa.

Figura A.12: Sensibilidade da função impulso resposta do produto, do trabalho e do capital no modelo sem restrição de terra para diferentes valores para o desvio-padrão do choque (σ_e)



Fonte: Resultados da pesquisa.

TENDÊNCIAS E CICLOS COMUNS ENTRE AS INFLAÇÕES DAS REGIÕES METROPOLITANAS DO BRASIL

CRISTIANO DA COSTA DA SILVA *

NICOLINO TROMPIERI NETO †

IVAN CASTELAR ‡

Resumo

O artigo utiliza a decomposição de tendências e ciclos comuns de Vahid & Engle (1993) para verificar a presença de comovimentos de curto e longo prazo entre as taxas de inflação das regiões metropolitanas do Brasil, durante o período de outubro de 1995 até dezembro de 2014. Os testes comprovam a existência de duas tendências estocásticas comuns e seis ciclos comuns. Os resultados apontam inter-relações positivas de longo prazo entre a trajetória de inflação das regiões estudadas. As séries apresentaram também um comportamento similar de curto prazo, sendo caracterizadas como pró-cíclicas.

Palavras-chave: Inflação; Comovimentos; Ciclos Comuns; Tendências Comuns.

Abstract

This work uses the methodology implemented by Vahid & Engle (1993) in order to investigate the presence of co-movements of short and long-run among the inflation rates of the metropolitan areas of Brazil during the 1995.9-2014.12 period. The tests have shown the existence of two common trends and six common cycles among the series. The results show that deviation of long run balance in inflation rates of a given metropolitan region is able to influence the path of inflation of other metropolitan region. The series have a pro-cyclical behavior in the face of transitory shocks, sharing a similar short-term pattern.

Keywords: Inflation; Co-movements; Common Cycles; Common Trends

JEL classification: E31, E32, C23

DOI: <http://dx.doi.org/10.11606/1980-5330/ea128188>

* Universidade Estadual do Rio Grande do Norte (UERN). E-mail: cristiano.dacostadasilva@hotmail.com

† Universidade de Fortaleza (UNIFOR) e IPECE. E-mail: nicolino.trompieri@ipece.ce.gov.br

‡ Universidade Federal do Ceará (UFC). E-mail: lume1250@yahoo.com.br

1 Introdução

Modelar a dinâmica inflacionária entre setores e regiões tem desempenhado um papel crucial nos estudos macroeconômicos. No contexto nacional, do ponto de vista de condução da política monetária, é fundamental investigar a susceptibilidade da natureza dos movimentos de curto prazo da taxa de inflação de uma dada região ser influenciada por características estruturais idiossincráticas de outras regiões (Gerard 2012, Gali & Gertler 1999)

Uma vez que o Brasil é um país territorialmente extenso e possui dinâmicas regionais diferentes, a dinâmica da inflação pode não ser necessariamente similar entre as diferentes regiões do país. Dessa forma, as heterogeneidades regionais podem levar a demandas contraditórias sobre a condução da política monetária nacional. Logo, informações sobre a existência ou não de diferenças na dinâmica inflacionária, bem como em que medida essas disparidades surgem, são essenciais para o processo decisório dos policy makers (Beck et al. 2009). No fim do século XX, Gali & Gertler (1999) apontavam que a discussão sobre a natureza dos ciclos econômicos da dinâmica inflacionária era amplamente debatida pela literatura, porém com poucas respostas empíricas disponíveis, esse quadro permanece estagnado pouco mais de uma década depois.

A teoria do ciclo real de negócios afirma que os ciclos são respostas naturais e eficientes da economia a alterações no nível de produção tecnológico disponível (Mankiw 1989); ou seja, choques permanentes. Já os Novos Keynesianos enfatizam o papel dos choques nominais e de demanda nos ciclos de negócios (Hairault & Portier 1993); sendo estes distúrbios transitórios.

De acordo com as duas escolas, podemos particionar as flutuações que afetam o ciclo de negócios em choques permanentes (componente de tendência) e choques transitórios (componente de ciclo). Mills & Holmes (1999) associam a componente de tendência a características estruturais e institucionais, enquanto o componente de ciclo é um fenômeno de curto prazo conectado às séries estacionárias.

O presente estudo tem por objetivo dar ênfase à análise do comovimento da dinâmica inflacionária entre determinadas regiões do Brasil por meio de diferentes fases de ciclos. A motivação disso é o maior peso que os agentes atribuem ao horizonte de curto prazo no processo decisório de condução de política monetária, tornando a volatilidade dos ciclos um fator importante para entender o ciclo de negócios.

Seguindo a metodologia de Vahid & Engle (1993), será investigado se a taxa de inflação das regiões Sul, Sudeste e Nordeste do Brasil apresenta a mesma dinâmica de curto e longo prazo por meio da decomposição das séries em componente de tendência e componente de ciclo.

A extração de tendências e ciclos comuns para as séries temporais de dinâmica inflacionária possibilita avaliar qual o impacto de longo prazo de um aumento permanente na taxa de inflação de uma dada região metropolitana sobre as demais; quais as correlações existentes entre as flutuações de curto prazo; bem como se as tendências e ciclos individuais dos estados, causam no sentido de Granger, as tendências e ciclos individuais das demais regiões.

A proposta de investigar o comportamento da dinâmica temporal inflacionária em diferentes regiões perante aos choques econômicos é justificada pela importância da manutenção da estabilidade inflacionária para a economia brasileira. Um maior entendimento das relações entre as flutuações de

curto prazo das taxas inflacionárias das regiões do Brasil pode contribuir para a condução de uma política monetária mais efetiva.

Com o intuito de atingir os objetivos propostos o artigo foi particionado em cinco seções: além dessa parte introdutória, em seguida, a Seção 2 apresenta a revisão de literatura. A Seção 3 apresenta o conjunto de técnicas econométricas necessárias para o alcance do objetivo proposto. A Seção 4 se dedica à apresentação da base de dados, bem como dos resultados obtidos, enquanto a Seção 5 traz as considerações finais.

2 Referencial Teórico

O maior nível de comercialização entre as regiões metropolitanas do Brasil alcançado nas últimas três décadas tornou a separação de variáveis entre componentes permanentes (tendências) e transitórios (ciclos) um tema relevante na pesquisa econômica. Entender o comportamento das regiões perante choques comuns ou a diferença na natureza dos seus comovimentos (tendências e ciclos comuns) é vital para a viabilidade das políticas públicas visando uma maior integração entre os estados.

A introdução de um procedimento geral para decompor séries de tempo que exibem homogeneidade não estacionária em componentes permanentes e transitórios remonta ao artigo seminal de Beveridge & Nelson (1981), no qual a metodologia foi aplicada para mensurar e datar os ciclos de negócios da economia americana no pós-guerra.

A fim de investigar os comovimentos entre a taxa de crescimento do produto real em diferentes países, Vahid & Engle (1993) formularam o que eles definiram como decomposição de Beveridge-Nelson-Stock-Watson para testar a presença de ciclos comuns. Essa decomposição revisa a especificação de cointegração para um quadro estrutural de séries temporais. Os autores utilizaram os conceitos de cointegração e correlação serial para extrair, respectivamente, tendências e ciclos comuns.

Cointegração refere-se à combinação linear que torna estacionária um conjunto de variáveis estocásticas, podendo existir r vetores de cointegração independentes – os quais constituem o espaço de cointegração – dentro de um conjunto de n variáveis. O número de tendências estocásticas comuns é determinado pela diferença entre o número de variáveis (n) e o espaço de cointegração (r). Assim, diz-se que existem $n - r$ relações de equilíbrio de longo prazo.

Uma proposição importante é que se existem s combinações lineares linearmente independentes em um conjunto de n variáveis integradas de Ordem $1 - I(1)$, que são passeios aleatórios, então essas variáveis devem compartilhar de $n - s$ ciclos comuns. Assim, a evidência de *Serial Correlation Common Feature* (SCCF) nas variáveis em primeira diferença implica na existência de ciclos comuns nas séries em nível. Um quadro no qual o número de vetores de cointegração (r) mais o número de características comuns de correlação serial (s) são iguais ao número de variáveis (n) torna muito mais simples a extração dos componentes de ciclo e tendência.

Gutierrez & Gomes (2009) aplicaram o método da decomposição multivariada Beveridge-Nelson-Stock-Watson para apurar o grau de comovimento dos ciclos de negócios dos países membros do Mercosul, os dados utilizados possuíam frequência anual de 1951 a 2003. O estudo confirmou a existência

de tendências e ciclos comuns entre as economias analisadas. Adicionalmente, identificou-se evidências de comovimentos entre dois subgrupos – Brasil e Argentina; Paraguai e Uruguai.

Para examinar a dinâmica do Produto Interno Bruto de cinco países da América Latina, Hecq (2002) utilizou três modelos de ciclos comuns: *Serial Correlation Common Feature* (SCCF), *Weak Form Reduce Post Structure* (WF) e o *Polynomial Serial Correlation Common Features* (PSCCF). Foi encontrado que Brasil, Argentina, México, Peru e Chile dividem comovimentos no longo e curto prazo, sendo Argentina e Chile pró-cíclicos, enquanto Peru demonstrou-se contra cíclico com respeito à Argentina e ao México.

Já Cerro & Pineda (2002) utilizaram a abordagem de codependência para investigar os comovimentos no PIB Real entre onze países da América Latina¹, usando dados trimestrais para o período entre 1960 até 2000. Testes indicaram a existência de sete tendências comuns e quatro ciclos comuns permitindo a decomposição entre componente cíclico e de tendência. Uma grande dispersão entre as correlações cíclicas foi encontrada entre os países analisados, com os países mais representativos (Brasil, México e Argentina) possuindo uma baixa correlação de relacionamento com os outros países da América Latina. Os autores apontaram, ainda, que os comovimentos cíclicos entre esses três países, que enfrentaram uma maior entrada e saída de capital, foram relativamente pequenos.

Já a decomposição de Beveridge & Nelson (1981) e de Gonzalo & Granger (1995) foram ambas examinadas em Carlino & Sill (2001). Com dados trimestrais sobre a renda per capita das sete regiões principais dos Estados Unidos² para o período de 1956 até 1995, o artigo apurou a dinâmica da tendência e do ciclo nessas regiões. Os autores apontaram que apesar de ambas as técnicas de decomposição possuir resultados semelhantes, em geral o fator comum baseado na decomposição de Gonzalo-Granger é tal que o componente permanente da decomposição, embora sendo um processo $I(1)$, não é representável como um passeio aleatório multivariado.

Os resultados demonstraram que as sete regiões compartilham de ciclos e tendências comuns, e revelaram, também, a existência de uma considerável diferença na volatilidade dos ciclos entre as regiões, sendo o componente ciclo na região mais volátil (Sudeste) quase cinco vezes maior do que na região menos volátil (Extremo Oeste). Por fim, a análise da decomposição da variância apontou que o componente cíclico faz uma grande contribuição à previsão da variância da renda.

Muitos estudos centraram atenção na análise das flutuações em variáveis macroeconômicas – produto real, investimento e consumo – no período pós-guerra nos EUA. Para alcançar tal objetivo diversas metodologias foram utilizadas, como o filtro de Hodrick-Prescott, o filtro *band-pass* e o método de extração de tendências e ciclos comuns, elaborado por Vahid & Engle (1993).

Hodrick & Prescott (1981) computaram o componente cíclico por meio de um procedimento de filtragem que extrai a tendência estocástica que varia suavemente ao longo do tempo. Um dos resultados encontrados foi um alto grau de variabilidade dos componentes agregados da demanda: os ciclos do investimento variam três vezes mais do que os ciclos do produto, enquanto esse

¹Os países latinos americanos da amostra são Argentina, Bolívia, Brasil, Chile, Colômbia, Equador, México, Paraguai, Peru, Uruguai e Venezuela.

²As principais regiões dos Estados Unidos da amostra são Extremo Oeste, Grande Lagos, Meio Leste, Nova Inglaterra, Planícies, Sudeste e Sudoeste.

último oscila duas vezes mais do que os ciclos do consumo. Uma das críticas tecidas ao filtro Hodrick-Prescott (HP) é a exigência, a priori, da determinação do parâmetro de suavidade do componente tendencial.

Já Baxter & King (1999) desenvolveram uma aproximação ótima do filtro *band-pass*, o filtro é construído por meio de médias móveis de modo a isolar componentes periódicos de uma série de tempo que se encontram em uma determinada banda de frequência intermediária (ciclos), de forma a eliminar componentes de baixa frequência (tendência), assim como componentes de frequência muito alta (ruído). Os autores compararam uma série de métodos³, e por fim se apurou que apesar do filtro HP ser em alguns casos uma aproximação razoável de um filtro ideal de ciclos de negócios, a aproximação ótima do filtro *band-pass* desenvolvida se mostrou mais flexível e de mais fácil implementação, produzindo uma melhor aproximação de um filtro ideal.

Issler & Vahid (2001) utilizaram o método supracitado de Vahid & Engle (1993) para averiguar se o produto per capita, consumo e investimento nos EUA compartilham ciclos comuns. Os resultados foram robustos à existência de ciclos comuns entre as variáveis. Adicionalmente, choques transitórios se mostraram fatores importantes para explicar a variação do produto e do investimento. Os autores concluíram que testes para a existência de ciclos comuns devem preceder estimações econométricas sempre que a presença da restrição de comovimentos de curto prazo entre as variáveis agregadas for provável. O ato de ignorar a existência de ciclos comuns leva a diferenças não triviais na importância relativa dos ciclos econômicos na análise do comportamento de variáveis agregadas.

Em uma linha metodológica semelhante à aplicada no presente trabalho, Manopimoke (2012) investigou o grau de importância do relacionamento com fatores externos da China e EUA na dinâmica dos preços experimentados em Hong Kong, por meio da técnica econométrica de componentes não observados. Utilizando dados trimestrais para o período entre 1986 até 2010, o autor foi capaz de capturar relações significativas entre a taxa de inflação de Hong Kong e distúrbios permanentes externos oriundos da China e EUA, com choques permanentes nos preços da China sendo importantes para explicar movimentos permanentes na tendência inflacionária de Hong Kong.

Por fim, Shaoping & Xiaotao (2014) analisaram a hipótese de codependência entre os ciclos da inflação, dos índices de preços agrícolas e da condução da política monetária, por meio do agregado monetário M2, para a China. O artigo realizou a decomposição univariada de Beveridge-Nelson para examinar e decompor os ciclos codependentes das variáveis investigadas. Dentre os principais resultados foi verificado que os ciclos dos preços agrícolas precedem temporalmente a dinâmica de curto prazo da taxa de inflação. Outro fato digno de destaque é a forte codependência encontrada entre o ciclo inflacionário e o ciclo de política monetária, o que confirma a eficácia da estratégia de arrocho monetário como meio de contenção da taxa de inflação chinesa. Os dois resultados supracitados indicam que a aplicação de uma política moderada de expansão monetária, no intuito de promover crescimento econômico sustentável, deve ser condicionada a estabilidade dos níveis de preços agrícolas.

³Os autores utilizaram os seguintes métodos de filtragem: filtro *first difference*, filtro Hodrick-Prescott e filtro *high-pass*.

3 Modelo Econométrico

3.1 Teste de Raiz Unitária

Em relação aos testes de estacionariedade empregados no presente trabalho, são utilizados os testes de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) e o método proposto por Elliott et al. (1992), para verificar se as séries que compõem o modelo são estacionárias. Contudo, devido à provável existência de quebra na tendência observada nos dados, faz-se uso de dois testes adicionais para verificar a ocorrência de raiz unitária com quebra estrutural. Os testes aplicados para verificar a existência de raiz unitária com quebra estrutural, são os testes propostos por Zivot & Andrews (1992) e uma modificação do teste ADF permitindo uma única quebra estrutural, formulado a partir dos trabalhos de Perron (1989), Perron & Vogelsang (1992), Vogelsang & Perron (1998) e Banerjee et al. (1992).

3.2 Modelo Econométrico

Para avaliar a hipótese de que as taxas de inflação das principais regiões metropolitanas do Brasil possuem relações de equilíbrio tanto no longo quanto no curto prazo, o presente estudo seguirá a abordagem de decomposição multivariada de Beveridge-Nelson-Stock-Watson (BNSW) apresentada em Vahid & Engle (1993).

A decomposição BNSW testa a existência de dinâmicas comuns de longo e curto prazo sobre um modelo VAR estimado. Inicialmente, considere que as taxas de inflação das n regiões metropolitanas sejam representados por um Vetor Auto Regressivo (VAR) de ordem finita p .

$$Y_t = \varphi_1 Y_{t-1} + \varphi_2 Y_{t-2} + \dots + \varphi_p Y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (1)$$

em que Y_t representa um vetor de n séries integradas de primeira Ordem, $I(1)$, φ_i , $i = 1, 2, \dots, p$ são matrizes de dimensão $n \times n$ e $\varepsilon_t \sim Normal(0, \Omega)$, $E(\varepsilon_t) = 0$ e $E(\varepsilon_t \varepsilon_\tau) = \{\Omega, set = \tau \varepsilon_0, xn, set \neq \tau\}$; em que Ω é não singular. Dessa forma, o Modelo (1) pode ser escrito de forma equivalente como:

$$\Pi(L_t)Y_t = \varepsilon_t \quad (2)$$

em que $\Pi(L_t) = I_n - \sum_{i=1}^p \varphi_i L^i$, e L representa o operador defasagem. Note que se $L = 1$, então $\Pi(1) = I_n - \sum_{i=1}^p \varphi_i$.

3.3 Restrições de Longo Prazo – Cointegração

Assuma as seguintes hipóteses:

Proposição 1: A matriz $\Pi(\cdot)$ satisfaz:

1) Posto $(\Pi(1)) = r$, $0 < r < n$, tal que $\Pi(1)$ pode ser expresso como $\Pi(1) = -\alpha\beta'$, em que α e β são matrizes $(n \times r)$ com posto cheio r .

2) A equação característica $|\Pi(L)| = 0$ possui $n - r$ raízes iguais a 1 e todas as outras fora do círculo unitário.

A hipótese 1 implica que Y_t é uma série cointegrada de Ordem (1, 1). Os elementos de α representam os coeficientes de ajuste de velocidade ao equilíbrio de longo prazo e β o espaço de cointegração. Decompondo a matriz polinomial $\Pi(L) = \Pi(1)L + \Pi^*(L)\Delta$, em que $\Delta = (1 - L)$ denota o operador de diferença, pode-se obter um modelo de vetor de correção de erros (VEC):

$$\Delta Y_t = \alpha \beta' Y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \Gamma_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (3)$$

em que, $\alpha \beta' = -\Pi(1)$, $\Gamma_j = -\sum_{k=j+1}^p \theta_k$ ($j = 1, 2, \dots, p-1$) e $\Gamma_0 = I_n$.

Assim como na análise dos testes de raiz unitária, a não incorporação de quebras estruturais à abordagem de cointegração tende a enviesar os resultados encontrados, de forma a não rejeitar a hipótese nula de inexistência de cointegração, quando a teoria prediz que a mesma deve existir. Portanto, será aplicado o teste desenvolvido por Johansen et al. (2000), no qual a distribuição assintótica difere do usual “teste do traço” de Johansen (1988) por utilizar variáveis *dummies* que identificam quebras estruturais na tendência dos vetores cointegrantes. Assim, o teste de Johansen et al. (2000) fornece informações que permitem calcular os valores críticos de forma mais adequada (Giles & Godwin 2012).

3.4 Restrições de Curto Prazo – Característica de Correlação Serial Comum

O modelo VAR(p) pode possuir restrições de curto prazo conforme demonstrado por Vahid & Engle (1993).

Definição 1: A Equação (4) apresentará característica de correlação serial comum (SCCF) se existir uma matriz *checkbeta*' $_{n \times s}$ de posto s , representando o espaço de cocaracterização, tal que $\tilde{\beta}' \Delta Y_t = \tilde{\beta}' \varepsilon_t$, em que $\tilde{\beta}' \varepsilon_t$ é um vetor de dimensão s que é uma inovação em relação a toda informação anterior ao período t .

Consequentemente existirão restrições de características de correlação serial comum se as seguintes condições forem satisfeitas:

$$\text{Proposição 2: } (\tilde{\beta})' \Gamma = 0_s x n \quad \forall i = 1, \dots, p-1$$

$$\text{Proposição 3: } (\tilde{\alpha})' \beta(\alpha)' = 0_s x n \quad (4)$$

3.5 Decomposição Tendência-Ciclo

A decomposição tendência-ciclo BNSW pode ser introduzido por meio da representação de Wold do vetor estacionário ΔY_t dado por:

$$\Delta Y_t = C(L) \varepsilon_t \quad (5)$$

em que $C(L) = \sum_{i=0}^{\infty} C_i L^i$ é uma matriz polinomial no operador defasagem, $C_0 = I_n$ e $\sum_{i=0}^{\infty} i |C_i| < \infty$. Usando a seguinte fatoração polinomial $C(L) = C(1) + \Delta C^*(L)$, é possível decompor ΔY_t como:

$$\Delta Y_t = C(1) \varepsilon_t + \Delta C^*(L) \varepsilon_t \quad (6)$$

em que $C_i^* = \sum_{j>i}^{\infty} (-C_j)$, $i \geq 0$, e $C_0^* = I_n - C(1)$. Ignorando os valores iniciais Y_0 e integrando ambos os lados de (5), obtêm-se:

$$Y_t = C(1) \sum_{j=1}^T \varepsilon_t + C^*(L) \varepsilon_t = T_t + C_t \quad (7)$$

A Equação (7) representa a decomposição BNSW em que Y_t é decomposto em m processos de passeio aleatório – tendências estocásticas – e m processos estacionários – ciclos. Assim, $T_t = C(1) \sum_{j=1}^T \varepsilon_t$ e $C_t = C^*(L)\varepsilon_t$ representam o componente de tendência e ciclo, respectivamente. Se as restrições de longo prazo forem verificadas, então os r vetores de cointegração eliminam o componente de tendência estocástica o que implica que $\beta' C(1) = 0$.

Desse modo $C(1)$ tem dimensão $n - r$, o que implica na existência de $n - r$ tendências comuns. Analogamente, sob as restrições de curto prazo, existem s vetores de cocaracterização que eliminam os ciclos, $(\tilde{\beta})' C^*(L) = 0$, e $C^*(L)$ possui dimensão $n - s$, o qual é o número de ciclos comuns.

Uma vez que os vetores de cointegração e cocaracterização são linearmente independentes (Vahid & Engle 1993) o número de vetores de cointegração adicionado ao de vetores de cocaracterização deve ser menor ou igual ao número de variáveis $- r + s \leq n$.

Para obter as tendências comuns basta pré-multiplicar a Equação (7) por $(\tilde{\beta})'$, de tal forma:

$$\tilde{\beta}' Y_t = \tilde{\beta}' C(1) \sum_{j=1}^T \varepsilon_t = \tilde{\beta}' T_t \quad (8)$$

Essa combinação linear não contém ciclos porque os vetores cocaracterísticos os eliminam. Da mesma forma, para obter os ciclos comuns é necessário e suficiente pré-multiplicar a Equação (7) por β' :

$$\beta' Y_t = \beta' C(1) C^*(L) \varepsilon_t = \beta' C_t \quad (9)$$

Essa combinação linear não contém componentes de tendência, porque as mesmas são eliminadas pelos vetores de cointegração. Um caso especial emerge quando $r + s = n$. Nesse caso, é extremamente simples estimar os componentes de tendência e ciclo de Y_t . Uma vez que $\tilde{\beta}'$ e β' são matrizes linearmente independentes, pode-se construir uma matriz A , tal que $A_n x_n = (\tilde{\beta}', \beta)'$ possui posto completo, sendo inversível. Note que a matriz inversa pode ser particionada como $A^{-1} = \tilde{\beta}^-, \beta^-$ e os componentes de tendência e ciclo podem ser obtidos como a seguir:

$$Y_t = A^{-1} A Y_t = \tilde{\beta}^- (\tilde{\beta}' Y_t) + \beta^- (\beta' Y_t) = T_t + C_t \quad (10)$$

em que $T_t = \tilde{\beta}^- (\tilde{\beta}' Y_t)$ e $C_t = \beta^- (\beta' Y_t)$. Portanto, tendência e ciclo são combinações lineares de Y_t . Note que T_t é gerado por uma combinação linear de Y_t usando os vetores cocaracterísticos, contendo o componente de longo prazo (visto que $\tilde{\beta}' Y_t$ é um componente que segue um passeio aleatório). Por outro lado, C_t é gerado por uma combinação linear de Y_t usando os vetores de cointegração, contendo o componente de curto prazo (porque $\beta' Y_t$ é $I(0)$ e serialmente correlacionado).

3.6 Teste de Ciclos Comuns

A existência de ciclos comuns será testada a partir do procedimento de correlações canônicas delineado por Vahid & Engle (1993). Conforme Roache (2008), o objetivo do teste é encontrar combinações lineares que removam correlações baseadas em um conjunto de valores do passado. Sendo essas combinações lineares definidas como vetores cocaracterísticos.

O primeiro passo é estimar o VEC para descobrir os termos de correção erro da série, ou seja, para conhecer as relações de longo prazo. Retomando a Equação (4):

$$\Delta Y_t = \alpha \beta' Y_{t-1} + \sum_{j=1}^p \Gamma_j \Delta Y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (11)$$

Definindo ρ_t como um vetor de dimensão $(nx1)$ obtido como combinação linear do vetor δY_t e η_t como o vetor de dimensão $((np+r) \times 1)$ obtido como combinação linear das defasagens de δY_t e dos termos de correção de erro (x_t) .

$$\begin{aligned} \rho_t &= A' \Delta Y_t \\ \eta_t &= B' [\Delta Y_t \dots \Delta Y_{t-p+1} \alpha Y_{t-1}] \end{aligned} \quad (12)$$

As matrizes A_{nxn} e $B_{nx(np+r)}$ são escolhidas de modo que quatro condições sejam satisfeitas. As duas primeiras afirmam que os elementos de ρ_t e η_t possuem variância unitária. A terceira condição assegura que o i -ésimo elemento de ρ_t seja não correlacionado com o j -ésimo elemento de η_t , e a condição final condiciona a ordenação dos elementos de ρ_t e η_t de modo que:

$$1 \geq \lambda_1 \geq \dots \geq \lambda_n \geq 0 \quad (13)$$

As correlações canônicas e os valores de A e B podem ser calculados a partir da matriz de covariância de ΔY_t e x_t por meio dos autovalores e autovetores. O teste estatístico é análogo ao teste do traço do procedimento de Johansen (1988), com a hipótese nula sendo que o espaço cocaracterístico é pelo menos de dimensão s , é calculado como:

$$C(p, s) = -(T - p - 1) \sum_{i=1}^s \log(1 - \lambda_i^2) \quad (14)$$

em que λ_i^2 são as menores s correlações canônicas elevadas ao quadrado. Sob a hipótese nula $C(p, s)$ segue uma distribuição χ^2 com $s(np+r) - s(n-s)$ graus de liberdade, em que n é a dimensão do sistema.

4 Estimação Empírica e Base de Dados

4.1 Base de Dados

Diante do objetivo proposto, o presente estudo faz uso do Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo – IPCA – disponibilizado pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). O IPCA é calculado de forma contínua e sistemática para as regiões metropolitanas de Belém, Belo Horizonte, Curitiba, Fortaleza, Porto Alegre, Recife, Rio de Janeiro, Salvador e São Paulo. Logo a pesquisa abrange um número restrito de regiões do Brasil.

Frente a essa limitação, sugere-se aqui analisar a presença de tendências e ciclos comuns para as regiões metropolitanas pesquisadas do Sul, Sudeste e Nordeste:

Tabela 1: Descrição das regiões metropolitanas contempladas na pesquisa

Região Metropolitana	Código	Estado	Região do Brasil
Belo Horizonte	BH	Minas Gerais	Sudeste
Curitiba	CUR	Paraná	Sul
Fortaleza	FOR	Ceará	Nordeste
Porto Alegre	POA	Rio Grande do Sul	Sul
Recife	REC	Pernambuco	Nordeste
Rio de Janeiro	RJ	Rio de Janeiro	Sudeste
Salvador	SAL	Bahia	Nordeste
São Paulo	SP	São Paulo	Sudeste

Fonte: Elaborado pelo autor.

Os dados, em formato de variação percentual mensal, são homogêneos no que se refere ao período amostral abrangido, sendo janeiro de 1980 a data inicial da pesquisa. No intuito de evitar a época de forte instabilidade econômica a nível nacional, o presente estudo fez a opção de utilizar somente as observações amostrais para o período pós Plano Real, compreendendo o período de outubro de 1995 até dezembro de 2014, abrangendo uma amostra de 232 observações para cada variável de interesse.

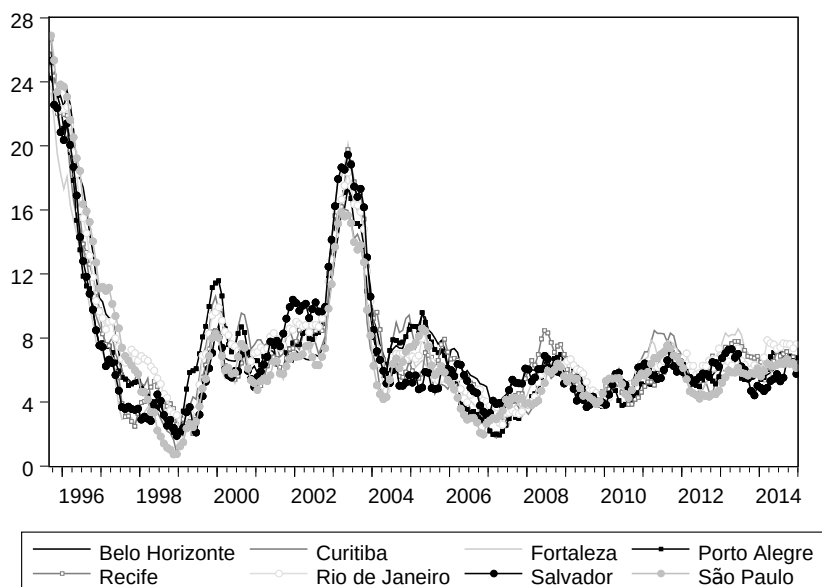
Cabe destacar, adicionalmente, que as séries históricas analisadas foram construídas em termos de variações acumuladas em 12 meses. A utilização de tal métrica justifica-se por dois motivos distintos: primeiro pelo fato de que o sistema de metas de inflação utilizadas pelo Governo Federal é acompanhado em termos anuais; e por fim, a métrica ajusta a sazonalidade naturalmente, não sendo necessário, portanto, a aplicação de filtros de ajuste sazonal, os quais tendem a afetar os resultados da decomposição de tendências e ciclos comuns – para detalhes adicionais vide Hecq (2002).

A Figura 1 reporta a trajetória temporal das oito séries durante o período estudado, em termos de variação acumulada. Por meio da inspeção visual observa-se uma grande proximidade na trajetória de todas as séries. Analisando a trajetória comum das regiões metropolitanas é possível notar uma tendência de forte queda na variação anual acumulada do índice de preços até o final de 1998. A partir de 1998 há um movimento inverso na trajetória, com tendência de crescimento moderado da taxa de inflação até meados de 1999, e uma posterior estabilidade até o final de 2002.

Já no período entre o último trimestre de 2002 ao trimestre inicial de 2004 é nítida a presença de um comportamento atípico na evolução das oito séries, com um crescimento repentino e uma posterior queda acentuada na taxa de variação anual acumulada de inflação, voltando a um nível similar do período anterior ao final de 2002.

Deste período em diante verifica-se a presença de movimentos oscilatórios em torno da média na taxa de inflação, denotando um período de estabilidade no índice, mesmo frente ao período de crise internacional instaurada a partir de setembro de 2008, reflexo da política monetária para contenção da inflação, como a elevação da taxa de juros.

A Tabela 2 reproduz algumas das principais estatísticas descritivas consoantes as variáveis analisadas. Ao longo do período amostral todas as regiões metropolitanas experimentaram taxas médias de inflação anualizadas semelhantes. O Rio de Janeiro possui a maior taxa média com 7,45% enquanto Fortaleza possui a menor taxa com 6,85%.



Obs: Taxa de variação acumulada anualmente, durante o período de outubro de 1995 até dezembro de 2014, totalizando 232 observações. Fonte: Elaborado pelo autor.

Figura 1: Trajetória temporal da taxa de inflação

Tabela 2: Estatísticas descritivas das taxas de inflação das regiões metropolitanas

Métrica	BH	CUR	FOR	POA	REC	RJ	SAL	SP
Média	7,45%	7,09%	6,85%	7,16%	7,25%	7,58%	7,00%	6,86%
Máximo	25,87%	24,66%	23,33%	24,23%	26,66%	24,79%	25,32%	26,89%
Mínimo	1,26%	0,78%	2,05%	1,92%	2,03%	1,66%	1,89%	0,74%
Desvio Padrão	4,26%	3,93%	3,86%	4,04%	4,24%	4,10%	4,26%	4,46%
Assimetria	2,30	1,91	2,01	2,04	2,21	2,12	2,15	2,26
Curtose	8,51	7,69	7,13	7,80	8,05	7,73	7,34	8,65

Estatísticas obtidas a partir das séries mensais que compõem o acervo do Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) durante o período de novembro de 1995 até dezembro de 2014.

Fonte: IBGE.

O índice de São Paulo é robustamente mais volátil, possuindo a taxa máxima de inflação mais alta, 26,89%, além da menor taxa mínima de variação acumulada de inflação, 0,74%. Consoante às outras métricas, os índices de assimetria apontam na mesma direção e todas as variáveis estudadas são leptocúrticas; ou seja, as distribuições apresentam uma curva de frequência mais fechada que a normal.

4.2 Testes de Estacionariedade

Inicialmente foram feitos, em caráter preliminar, testes de raiz unitária das quais as estatísticas não levam em conta a presença de quebra estrutural. Conforme pode ser notado na Tabela 3, os resultados apontam para a presença de não estacionariedade em todas as séries em nível. Duas exceções, porém, ocorrem de acordo com o teste ADF, com as séries de Recife e São Paulo sendo consideradas estacionárias em nível a um nível de 5% de significância.

Uma das condições necessárias para que a decomposição em tendências e ciclos sugerida por Vahid & Engle (1993) seja válida é que todas as séries sejam integradas de Ordem 1. Com base em ambos os testes propostos os oito índices apresentam natureza estacionária em 1ª diferença. Portanto, a presença de não estacionariedade em nível sugere a existência de tendência estocástica.

Porém, como já fora discutido na Seção 4.1, as séries experimentaram momentos de mudança repentina de comportamento durante o período final de 2002 até o primeiro trimestre de 2004; esse comportamento indica a provável presença de quebras estruturais na trajetória temporal das variáveis estudadas. Portanto, para que os resultados dos testes de raiz unitária sejam robustos a presença de mudanças repentinas de comportamento é necessário utilizar métricas que adicionem uma *dummy* para captar o efeito de quebras estruturais nos testes de raiz unitária.

Ao incorporar a presença endógena de quebra estrutural nos testes de estacionariedade, todas as séries – a exceção de Curitiba a um nível de 5%, segundo o teste de Zivot & Andrews (1992) – se apresentaram não estacionárias em nível, mas estacionárias em 1ª diferença. Logo, os resultados indicam que a taxa de variação acumulada anualmente de inflação das oito regiões metropolitanas estudadas seguem um processo integrado de 1ª ordem.

4.3 Teste de Cointegração

Conforme os resultados encontrados na Seção 4.2, as séries apresentam a presença de quebra estrutural e uma tendência estocástica, sendo integradas de Ordem 1. Visando lidar com a presença de quebra estrutural nas séries, foi implementado o teste de Chow, cujo tem por objetivo testar a igualdade de um conjunto de coeficientes entre duas regressões a partir da estatística F, para testar a hipótese nula de quebra estrutural no período de outubro de 2003 – um ano após a eleição do Presidente Luis Inácio Lula da Silva. A estatística de Chow não rejeita a hipótese nula de mudança estrutural no período de outubro de 2003 nas estimativas, havendo instabilidade no modelo no período anterior a essa data e estabilidade logo após.

A partir daí é possível estimar as relações de equilíbrio de longo prazo entre as variáveis por meio do teste de cointegração multivariado de Johansen et al. (2000), o qual incorpora uma *dummy* associada a quebra estrutural identificada em outubro de 2003 na determinação de seus valores críticos, a especificação considera também intercepto e tendência restrita no nível.

Inicialmente, a ordem de defasagem foi definida de acordo com o critério de informação de Schwarz, cujo indicou uma defasagem⁴. No entanto, observou-se a presença de correlação serial nos resíduos do VAR estimado. Athanasopoulos et al. (2011) enfatizam que os modelos tradicionais de seleção de defasagens tendem a subestimar o verdadeiro número de defasagens em modelos VAR na presença de restrições de longo e curto prazo. Diante disso, reestimou-se o modelo utilizando doze *lags* (ordem selecionada pelo critério de Akaike), os testes de especificação realizados sobre os resíduos estimados indicaram ausência de correlação serial, o que assegura a adequabilidade do modelo escolhido.

⁴Os resultados dos critérios de informação e dos testes de correlação serial encontram-se em anexo.

Tabela 3: Testes de estacionariedade não incorporando quebra estrutural

		BH	CUR	FOR	POA	REC	RJ	SAL	SP
ADF (b)									
(H ₀ : Série com raiz unitária)	Teste em Nível	- 3,33*	- 2,85	- 2,84	- 2,92	- 3,52**	- 2,81	- 2,94	- 3,46**
		(0,06)	(0,18)	(0,18)	(0,16)	(0,05)	(0,19)	(0,15)	(0,05)
	Teste na 1ª Diferença	- 4,84***	- 4,48***	- 4,80***	- 4,85***	- 4,14***	- 5,04***	- 4,76***	- 4,75***
		(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)
Elliott et al. (1996) (c)									
(H ₀ : Série com raiz unitária)	Teste em Nível	27,65	40,60	24,92	26,04	17,25	41,10	19,02	43,28
	Teste na 1ª Diferença	1,51***	1,06***	0,01***	0,00***	2,19***	0,18***	0,42***	0,08***

Teste de estacionariedade aplicado às séries mensais acumuladas a taxa anual para as regiões metropolitanas do Brasil durante o período de outubro de 1995 até dezembro de 2014. Todos os testes foram feitos levando em conta a presença de um intercepto e uma tendência. Fonte: IBGE. (b) Estatística *t* reportada com o respectivo p-valor entre parênteses. Escolha de defasagens, segundo o critério de Akaike. (c) Estatística *P* reportada. Escolha de defasagens, segundo o critério de Akaike. *Rejeição da hipótese nula a 10%. **Rejeição da hipótese nula a 5%. ***Rejeição da hipótese nula a 1%.

Tabela 4: Testes de estacionariedade incorporando quebra estrutural

		BH	CUR	FOR	POA	REC	RJ	SAL
Zivot-Andrews (1992) (b)								
(H0: Série com raiz unitária)	Teste em Nível	-4,38	-4,98**	-4,44	-4,62*	-4,68*	-4,85*	-3,93
	Teste na 1ª Diferença	-5,11**	-5,58***	-5,86***	-5,61***	-5,07**	-6,01***	-5,74***
Unit root with break test (1996) (c)								
(H0: Série com raiz unitária)	Teste em Nível	-3,95 (0,17)	-3,66 (0,30)	-3,44 (0,42)	-3,76 (0,25)	-4,46** (0,05)	-3,80 (0,23)	-3,68 (0,29)
	Teste na 1ª Diferença	-5,34*** (0,00)	-4,99*** (0,00)	-5,48*** (0,00)	-5,36*** (0,00)	-5,58*** (0,00)	-5,83*** (0,00)	-5,38*** (0,00)

Teste de estacionariedade incorporando quebras estruturais endógenas aplicadas as séries mensais acumuladas a taxa anual para as regiões metropolitanas do Brasil durante o período de novembro de 1995 até dezembro de 2014. Todos os testes foram feitos levando em conta a presença de um intercepto e uma tendência. Fonte: IBGE. (b) Estatística t reportada. Escolha de defasagens, segundo o critério de Schwarz, com limitação máxima de 12 defasagens. (c) Estatística t reportada com o respectivo p-valor entre parênteses. Escolha de defasagens, segundo o critério de Akaike. *Rejeição da hipótese nula a 10%. **Rejeição da hipótese nula a 5%. ***Rejeição da hipótese nula a 1%.

Tabela 5: Teste de cointegração de Johansen et. al(2000)

Nº de Vetores	Estatística do Traço	Valores Críticos a 5%	p-valor
$r = 0$	483,95	195,21	0,0000
$r \leq 1$	306,94	151,78	0,0000
$r \leq 2$	216,03	118,77	0,0000
$r \leq 3$	154,66	89,66	0,0000
$r \leq 4$	97,64	64,46	0,0000
$r \leq 5$	60,80	43,19	0,0010
$r \leq 6$	28,65	25,72	0,0452
$r \leq 7$	8,93	12,02	0,2774

Teste de cointegração aplicado às séries mensais acumuladas a taxa anual para as regiões metropolitanas do Brasil durante o período de outubro de 1995 até dezembro de 2014. O teste inclui uma *dummy* referente à quebra estrutural na data de 2003-2009 e utiliza uma defasagem de acordo com critério de Schwarz, considerando-se a presença de intercepto e tendência. Os valores críticos foram obtidos de acordo em Johansen et. al(2000).

O resultado do teste do traço de Johansen et al. (2000) – Tabela 5 – aponta a presença de sete vetores cointegrantes, a um nível de 5% de significância. Consequentemente existem uma única relação de equilíbrio de longo prazo comum entre as séries (visto que o número de tendências comuns é dado pela diferença entre o número de variáveis ($n = 8$) e o espaço de cointegração ($r = 7$)) e no máximo sete ciclos comuns.

Assim, a dinâmica temporal da taxa de inflação das séries analisadas é determinada por um componente agregado comum e por características individuais presentes em cada região metropolitana.

Adicionalmente, o procedimento de Johansen et al. (2000) permite normalizar o vetor de cointegração, possibilitando, assim, identificar as relações econômicas das séries em termos de elasticidade. A normalização foi feita de tal forma que as r primeiras séries no vetor x_t formam uma matriz identidade.

Tabela 6: Vetor de cointegração normalizado

BH	CUR	FOR	POA	REC	RJ	SAL	SP
1,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	-0,869
0,000	1,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	-0,947
0,000	0,000	1,000	0,000	0,000	0,000	0,000	-0,952
0,000	0,000	0,000	1,000	0,000	0,000	0,000	-0,718
0,000	0,000	0,000	0,000	1,000	0,000	0,000	-0,779
0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	1,000	0,000	-0,850
0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	1,000	-1,159

Vetor de cointegração aplicado às séries mensais acumuladas à taxa anual para as regiões metropolitanas do Brasil durante o período de outubro de 1995 até dezembro de 2014. O VEC foi estimado levando em conta a presença de intercepto e tendência, e utiliza *lags* de acordo com o critério de Akaike.

Em termos econômicos, as elasticidades de longo prazo estimadas apresentaram-se aproximadamente unitárias, o que indica forte similaridade no comportamento das inflações regionais frente a choques permanentes no sistema.

4.4 Teste de Ciclos Comuns

Uma vez confirmada a hipótese de cointegração, o passo seguinte é analisar a existência de ciclos comuns. Seguindo a metodologia de Vahid & Engle (1993) exposta na Seção 3.5, o número de vetores de cointegração mais o número de vetores de cocaracterização não podem exceder o número de variáveis no sistema ($r + s \leq n$). Visto que existem sete vetores de cointegração ($r = 7$) entre as oito regiões metropolitanas ($n = 8$), deve existir, então, no máximo um vetor de cocaracterização ($s \leq 1$), o que implica na ocorrência de sete ciclos comuns.

Utilizando o teste desenvolvido por Warne (2008), que seleciona automaticamente o número máximo de ciclos, foi verificado que a hipótese da existência de sete ciclos comuns não pode ser rejeitada, a um nível de significância de 5%, e consequentemente é confirmada a presença de um vetor de cocaracterização na amostra.

Tabela 7: Teste de ciclos comuns

Nº de Ciclos	Estatística LR	Graus de Liberdade	p-valor
7,0000	8,1792	8,0000	0,4162

Fonte: Elaborado pelos autores. A ordem de defasagem selecionada para estimação do VEC e por consequência, do teste de ciclos comuns, segue o critério de Akaike. A escolha desse critério se deu porque o teste só pode ser realizado em um VEC de ordem igual ou superior a dois.

A existência de um vetor de cocaracterização e sete vetores de cointegração entre as séries implica que a matriz $A = [\tilde{\alpha}' \alpha']$ possui posto pleno, logo é possível obter as tendências e ciclos individuais por meio da partição da matriz A , assim como encontrar os ciclos comuns pela combinação dos vetores de cointegração e das variáveis do sistema ($\alpha' Y_t = \alpha' C_t$).

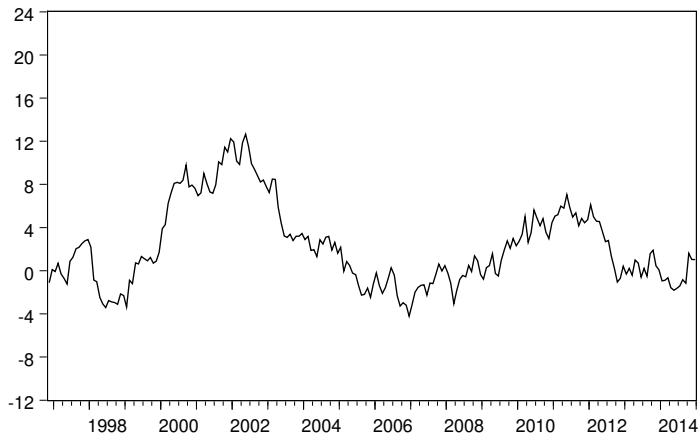
4.5 Tendências Comuns

De acordo com o que foi discutido anteriormente, o fato da matriz $A = [\tilde{\alpha}' \alpha']$ possuir posto pleno nos permite utilizar a condição especial verificada na Equação (10). A partir daí pode-se estimar as tendências individuais, $\tilde{\alpha} - (\tilde{\alpha}' Y_t)$, bem como a $n - r = 8 - 7 = 1$ tendência comum, $\tilde{\alpha}' Y_t$.

A tendência comum #1 corrobora a hipótese de estabilidade na evolução temporal do índice de inflação para o período pós 2004, com a taxa de inflação oscilando em torno de uma média. A série apresentou picos negativos e positivos na taxa de variação acumulada anual de inflação no segundo semestre de 1998 e 2002, respectivamente.

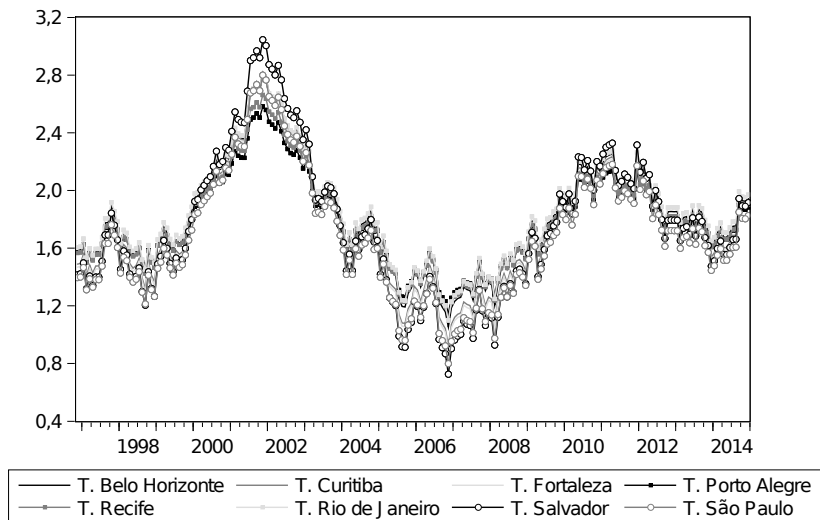
Observando a Figura 3 observa-se que todas as tendências individuais apresentam trajetórias semelhantes, havendo um comportamento médio, com as regiões metropolitanas do Nordeste apresentando patamares superiores durante o período da crise de confiança, enquanto as regiões metropolitanas do sudeste destacam-se superiormente no período de relativa estabilização pós 2004. Cabe destacar também, que as tendências individuais apresentaram um menor nível de taxa de inflação no período final de 2006, época também observada pela tendência comum.

A trajetória semelhante entre os movimentos das tendências individuais é corroborada pelos elevados índices de correlação positiva entre as regiões me-



Fonte: Elaborado pelos autores.

Figura 2: Tendência comum



Fonte: Elaborado pelos autores.

Figura 3: Tendências individuais

tropolitanas – todos os índices de correlação são superiores a 0,99. A tendência comum também apresenta nível de correlação positiva com as tendências individuais, observando-se um nível médio de correlação superior à 0,90.

4.6 Ciclos Comuns

Feita a análise de comovimentos de longo prazo, a próxima etapa do presente trabalho será extrair os sete ciclos comuns ($n - s = 8 - 1 = 7$) a partir de $\alpha'Y_t = \alpha'C_t$, e os componentes de ciclos individuais de cada região metropolitana por meio da equação $\alpha^-(\alpha'Y_t)$ nas Figuras 4, 5 e A.1. Cabe fazer uma ressalva que, devido à delimitação de espaço, somente os ciclos comuns #1 e #7 serão representados aqui pelo fato de ambos terem sido os únicos a possuírem valores relevantes de correlação com os ciclos individuais.

Assim como na análise das tendências das regiões metropolitanas, os ciclos individuais possuem um padrão temporal similar. Já os ciclos comuns apresentaram uma dinâmica temporal menos volátil do que os ciclos individuais, com destaque para o ciclo comum #1, o qual apresentou desvio padrão de 0,190. Analisando os valores extremos destaca-se a região metropolitana de São Paulo, com o segundo maior valor máximo da amostra (1,148) e o valor mínimo mais acentuado (-1,618) bem como o maior nível de volatilidade (0,504).

É possível visualizar maiores detalhes desses componentes cíclicos ao utilizar a análise de correlação cruzada de forma a avaliar a relação mútua entre as variáveis.

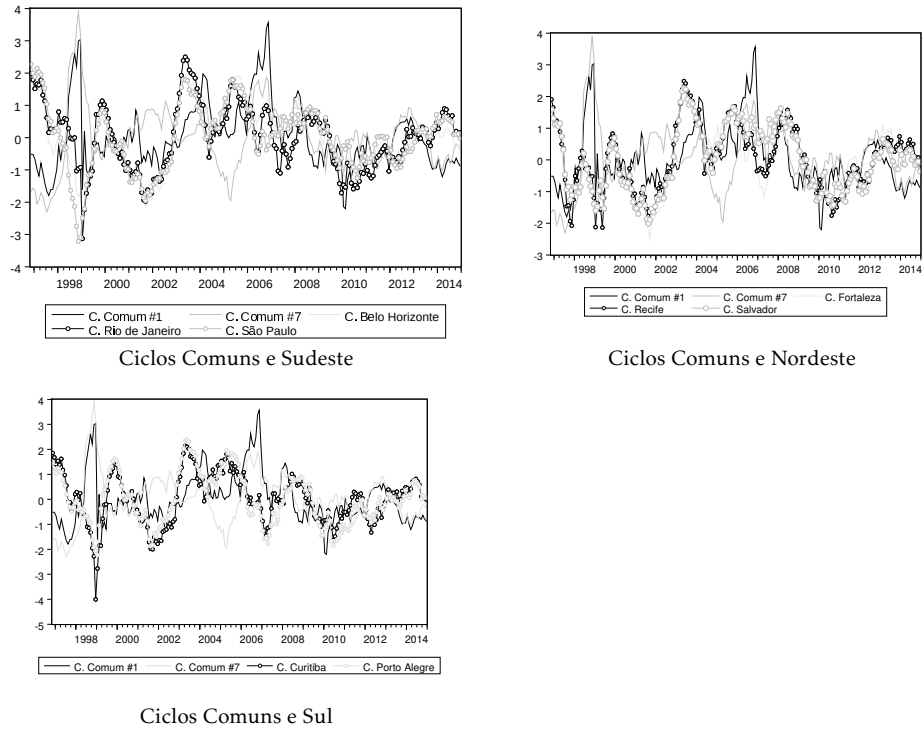
De acordo com a Tabela 9 o ciclo comum #1 se relaciona de forma negativa com os ciclos de Curitiba e São Paulo, sendo correlacionado de forma positiva com os demais ciclos individuais. Em termos de magnitude, o ciclo comum #1 apresentou níveis mais elevados de correlação com os ciclos da região Nordeste e de Belo Horizonte. Já o ciclo comum #7 apresentou correlação negativa com os ciclos individuais, indicando que os movimentos transitórios causados pelo ciclo comum #7 nos ciclos individuais ocorrem na mesma direção, diferindo apenas em intensidade (elevadamente correlacionado com os ciclos da região Sul e São Paulo). Já a correlação entre os ciclos individuais oscila entre 0,705 e 0,912.

Devido às altas correlações entre os ciclos individuais, e os níveis moderados de correlação entre os ciclos comuns e ciclos individuais, o teste de causalidade de Granger se torna uma ferramenta interessante para verificar a capacidade preditiva dos ciclos individuais entre si e a importância dos ciclos comuns #1 e #7 na previsão dos ciclos individuais.

A análise do teste de causalidade entre os ciclos individuais sugere a presença de precedência temporal do ciclo de São Paulo em direção aos ciclos de Belo Horizonte, Curitiba e Recife, havendo também uma relação de causalidade bidirecional entre o ciclo paulista e o ciclo do Rio de Janeiro. Os ciclos de Recife e Salvador não apresentaram capacidade preditiva sobre nenhum dos demais ciclos individuais. Destaca-se também que, assim como o ciclo de Fortaleza, o ciclo de Salvador não foi previsto por nenhum dos ciclos individuais.

Conforme a Tabela 11, nenhum dos ciclos individuais foi capaz de prever o ciclo comum #7, enquanto o ciclo comum #7 somente foi capaz de prever o ciclo do Rio de Janeiro. Já em relação ao ciclo comum #1, observa-se que o ciclo de São Paulo foi o único capaz de o prever.

Figura 4: Ciclos comuns e individuais



Fonte: Elaborado pelos autores.

Tabela 8: Estatísticas descritivas dos ciclos

Métrica	Comum #1	Comum #7	BH	CUR	FOR	POA	REC	RJ	SAL	SP
Média	0,358	-0,155	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Máximo	1,035	1,216	0,900	0,863	1,098	0,955	1,063	0,916	1,024	1,148
Mínimo	-0,061	-0,962	-1,394	-1,620	-1,052	-0,895	-0,914	-1,150	-0,908	-1,618
Desvio Padrão	0,190	0,352	0,460	0,404	0,422	0,401	0,428	0,367	0,453	0,504

Fonte: Elaborado pelos autores.

Tabela 9: Correlação entre os ciclos individuais e comuns

Ciclos	Comum #1	Comum #7	BH	CUR	FOR	POA	REC	RJ	SAL	SP
Comum #1	1,000									
Comum #7	0,677	1,000								
BH	0,317	-0,313	1,000							
CUR	-0,007	-0,555	0,866	1,000						
FOR	0,288	-0,149	0,866	0,825	1,000					
POA	0,045	-0,422	0,795	0,918	0,836	1,000				
REC	0,333	-0,078	0,874	0,776	0,940	0,793	1,000			
RJ	0,211	-0,344	0,892	0,863	0,830	0,870	0,857	1,000		
SAL	0,408	-0,007	0,919	0,725	0,881	0,705	0,923	0,807	1,000	
SP	-0,101	-0,623	0,911	0,912	0,782	0,815	0,772	0,844	0,787	1,000

Fonte: Elaborado pelos autores.

Tabela 10: Causalidade de Granger entre os ciclos individuais (b)

Causalidade	BH	CUR	FOR	POA	REC	RJ	SAL	SP
BH		0,957	0,344	0,014*	0,493	0,097	0,408	0,361
CUR	0,002*		0,427	0,431	0,012*	0,000*	0,457	0,871
FOR	0,109	0,196		0,818	0,034*	0,017*	0,178	0,366
POA	0,024*	0,002*	0,388		0,013*	0,000*	0,267	0,435
REC	0,938	0,602	0,752	0,097		0,124	0,195	0,229
RJ	0,117	0,096	0,108	0,000*	0,810		0,930	0,005*
SAL	0,311	0,719	0,815	0,219	0,418	0,185		0,430
SP	0,005*	0,010*	0,897	0,614	0,078*	0,000*	0,165	

Fonte: Elaborado pelos autores. Teste de causalidade com uma defasagem. (b) Tabela reporta o p-valor do teste. *Significância de 5%.

Tabela 11: Causalidade de Granger entre os ciclos individuais e comuns (b)

Causalidade	BH	CUR	FOR	POA	REC	RJ	SAL	SP
C. Comum#1 > C. Individual	0,005*	0,012*	0,163	0,003*	0,059	0,001*	0,194	0,361
C. Individual > C. Comum#1	0,258	0,070	0,300	0,199	0,790	0,222	0,257	0,029*
C. Comum#7 > C. Individual	0,174	0,190	0,961	0,509	0,164	0,009*	0,170	0,445
C. Individual > C. Comum#7	0,607	0,985	0,833	0,922	0,174	0,122	0,620	0,624

Fonte: Elaborado pelos autores. Teste de causalidade com uma defasagem. (b) Tabela reporta o p-valor do teste. *Significância de 5%.

Tal resultado se alinha a hipótese de contágio do ciclo de São Paulo em direção aos ciclos de Belo Horizonte e Curitiba, visto que o ciclo comum #7 apresentou capacidade preditiva sobre os mesmos.

4.7 Restrição Teórica e Teste de Cointegração

Conforme foi observado na Seção 4.3, as séries de inflação das regiões metropolitanas do Brasil apresentaram uma tendência estocástica comum, com a matriz de cointegração normalizada sendo representada da seguinte forma:

$$\alpha = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 \\ -0,869 & -0,947 & -0,952 & -0,718 & -0,779 & -0,850 & -1,159 \end{bmatrix}$$

Visto que todas as elasticidades de longo prazo estimadas possuem valores próximas da unidade em termos absolutos, uma representação usual do vetor de cointegração normalizado, na presença de uma única tendência estocástica comum é a imposição de restrições sobre os parâmetros do espaço de cointegração, construindo um vetor estrutural de modo que os choques permanentes exerçam impactos equivalentes em todas as regiões⁵. Este subespaço de

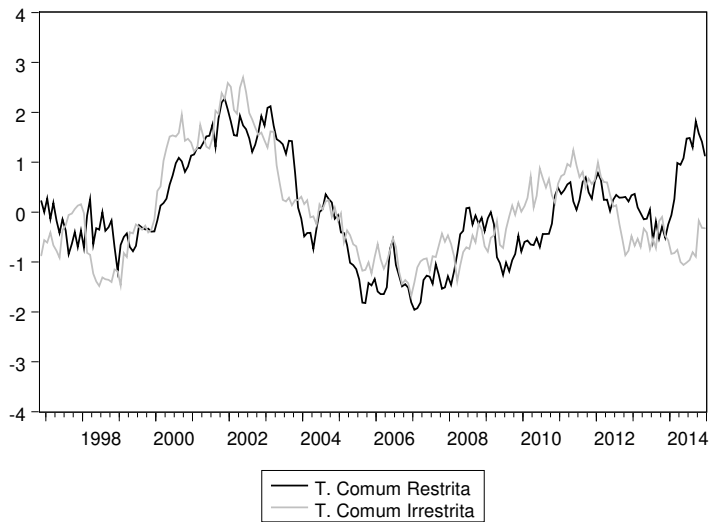
⁵Agradecemos ao parecerista pela sugestão da restrição teórica implantada no presente artigo.

cointegração é identificado teoricamente como:

$$\alpha = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 \\ -1 & -1 & -1 & -1 & -1 & -1 & -1 \end{bmatrix}$$

Para verificar a validade do vetor de cointegração restrito, empregou-se o teste de restrição de Wald usando o estimador de verossimilhança proposto em Johansen et al. (2000) robusto à presença de quebra estrutural no sistema. O resultado do teste (p-valor = 0,000) rejeitou a hipótese nula de que o vetor estrutural constitui uma base para o espaço de cointegração, indicando que as elasticidades de longo prazo são estatisticamente diferentes da unidade.

Apesar da rejeição do ponto de vista estatístico, implementou-se novamente o exercício empírico a partir do vetor de cointegração restrito.



Fonte: Elaborado pelos autores.

Figura 5: Tendência comum restrita e irrestrita

A Figura 5 demonstra que as tendências comuns estimadas possuem um comportamento temporal próximo até o último período de 2013, a partir daí a tendência comum do modelo restrito indica uma trajetória de crescimento na taxa de inflação, enquanto a tendência comum empírica indica um crescimento na taxa de inflação menos acentuado, ocorrendo somente a partir do segundo semestre de 2014. A correlação entre as tendências comuns restrito e irrestrito foi de 0,71, indicando relação linear robusta entre os componentes.

Com relação a dinâmica de curto prazo, a segunda análise empírica corrobora em grande parte as evidências reportadas anteriormente.

1. Os ciclos individuais novamente apresentaram-se fortemente correlacionados, com os valores oscilando entre 0,682 (CUR-SAL) e 0,912 (FOR-REC). No entanto, os coeficientes de correlação indicam a existência de uma maior interação entre os ciclos da região Sul e Sudeste (correlações superiores à 0,82), enquanto as unidades da região Nordeste apresentaram correlações inferiores à 0,80 com as regiões metropolitanas do Sul e Sudeste (a exceção da relação FOR-POA, na qual a correlação foi igual à 0,82).
2. Somente o ciclo comum #1 apresentou níveis relevantes de correlação com os ciclos individuais. Observou-se a presença de correlação positiva entre o ciclo comum #1 todos os ciclos individuais, com o mesmo possuindo níveis mais expressivos de correlação com os ciclos da região Sul e Sudeste (0,43 e 0,46 em média, respectivamente).
3. Os ciclos individuais de Curitiba e Belo Horizonte se mostraram ambos previsíveis pelo ciclo de São Paulo, enquanto o ciclo de São Paulo não foi previsto pelos ciclos de Curitiba e Belo Horizonte. A exceção da capacidade de previsão do ciclo de Fortaleza em direção ao ciclo de Recife, todas as demais relações de causalidade relatadas na Seção 4.6 foram confirmadas via modelo restrito. Já o ciclo comum #1 não apresentou capacidade preditiva sobre nenhum dos ciclos individuais, bem como não foi previsto pelos mesmos.

5 Considerações Finais

O objetivo deste artigo foi caracterizar os relacionamentos de curto e de longo prazo entre as taxas de inflação das capitais, incluindo as regiões metropolitanas, da Bahia, Ceará, Minas Gerais, Pernambuco, Paraná, Rio de Janeiro, Rio Grande do Sul e São Paulo no período de outubro de 1995 a dezembro de 2014; ou seja, avaliar se as principais regiões metropolitanas do Brasil compartilham de tendências e ciclos comuns em termos de dinâmica inflacionária.

A análise mostrou que, mesmo na presença de uma quebra estrutural em outubro de 2003, as séries temporais das regiões metropolitanas são cointegradas, compartilhando de uma relação de equilíbrio de longo prazo. Essa evidência corrobora a hipótese de existência de uma única tendência comum entre as inflações regionais. As elasticidades de longo prazo estimadas indicaram que as regiões respondem a choques permanentes em igual direção.

Assim, em termos de estratégia e condução de política monetária, o fato das regiões compartilharem uma única tendência comum *ns* sugere que as políticas monetárias implantadas exercem efeitos permanentes similares nas taxas de inflação de todas as regiões metropolitanas estudadas.

Em termos de dinâmica de curto prazo, viu-se que as regiões da amostra compartilham de sete ciclos comuns. A análise de correlação apontou, ainda, que existe uma associação linear positiva entre os ciclos das diferentes regiões metropolitanas do Brasil.

O teste de causalidade apurou que o ciclo de São Paulo causa, no sentido de Granger, os ciclos de Curitiba e Belo Horizonte a um nível de significância de 5%, indicando a possibilidade de contágio da dinâmica de curto prazo do ciclo paulistano em direção aos ciclos de Curitiba e Belo Horizonte. Verificou-se também que nenhum dos ciclos individuais foi capaz de prever o ciclo co-

mum #1, bem como o ciclo comum #1 não foi capaz de prever nenhum dos ciclos individuais. Já o ciclo individual de São Paulo possui uma relação de precedência temporal em relação a dinâmica do ciclo comum #7.

Dessa forma, a capacidade preditiva do ciclo de São Paulo em relação ao ciclo comum #7 corrobora a hipótese de contágio do mesmo em direção aos ciclos de Curitiba e Belo Horizonte, uma vez que o ciclo comum #7 apresenta precedência temporal em relação aos ciclos das regiões metropolitanas de Curitiba e Belo Horizonte.

O segundo exercício empírico, realizado por meio de uma restrição teórica sobre o vetor de cointegração, confirmou a existência de contágio do ciclo individual paulistano sobre os ciclos de Curitiba e Belo Horizonte. A análise indicou também forte correlação entre os ciclos individuais, evidenciando uma maior interação na dinâmica de curto prazo dos ciclos da região Sul e Sudeste.

As fortes semelhanças nos ciclos das taxas de inflação de diferentes regiões metropolitanas por um lado tendem a fortalecer o efeito de choques nacionais e regionais por meio da propagação destes entre as regiões, por outro lado essa dinâmica semelhante no curto prazo pode auxiliar o balizamento de estratégias de políticas monetárias que tragam resultados efetivos para a estabilização inflacionária em todas as regiões do país estudadas.

Referências Bibliográficas

- Athanasopoulos, G., De Carvalho Guillén, O. T., Issler, J. V. & Vahid, F. (2011), 'Model selection, estimation and forecasting in VAR models with short-run and long-run restrictions', *Journal of Econometrics* **164**(1), 116–129.
URL: <http://dx.doi.org/10.1016/j.jeconom.2011.02.009>
- Banerjee, A., Lumsdaine, R. L. & Stock, J. H. (1992), 'Recursive and sequential tests of the unit-root and trend-break hypotheses: theory and international evidence', *Journal of Business and Economic Statistics* **10**(3), 271–287.
- Baxter, M. & King, R. G. (1999), 'Measuring business cycles: approximate band-pass filters for economic time series', *Review of Economics and Statistics* **81**(4), 575–593.
URL: <http://www.mitpressjournals.org/doi/10.1162/003465399558454>
- Beck, G. W., Hubrich, K., Marcellino, M. & Adam, K. (2009), 'Centre for economic policy research center for economic studies maison des sciences de l'homme', *Economic Policy* **24**(57), 141–184.
- Beveridge, S. & Nelson, C. R. (1981), 'A new approach to decomposition of economic time series into permanent and transitory components with particular attention to measurement of the 'business cycle'', *Journal of Monetary Economics* **7**(2), 151–174.
- Carlino, G. & Sill, K. (2001), 'Regional income fluctuations: common trends and common cycles', *Review of Economics and Statistics* **83**(3), 446–456.
URL: <http://www.mitpressjournals.org/doi/10.1162/00346530152480090>
- Cerro, A. M. & Pineda, J. (2002), 'Do common cycles exist in Latin American Countries?', *Latin American Research Abstracts* pp. 813–836.
- Elliott, G., Rothenberg, T. J. & Stock, J. H. (1992), Efficient Tests for an Autoregressive Unit Root.
- Gali, J. & Gertler, M. (1999), 'Inflation dynamics: a structural econometric analysis', *Journal of Monetary Economics* **44**(2), 195–222.
- Gerard, H. (2012), 'Discussion Paper Co-movement in Inflation'.
- Giles, D. E. & Godwin, R. T. (2012), 'Testing for multivariate cointegration in the presence of structural breaks: p-values and critical values', *Applied Economics Letters* **19**(16), 1561–1565.
- Gonzalo, J. & Granger, C. (1995), 'Estimation of common long-memory components in cointegrated systems', *Journal of Business and Economic Statistics* **13**(1), 27–35.
- Gutierrez, C. E. C. & Gomes, F. A. R. (2009), 'Evidence on common feature and business cycle synchronization in', *Brazilian Review of Econometrics* **29**(1), 37–58.
- Hairault, J.-O. & Portier, F. (1993), 'Money, New Keynesian macroeconomics, and the business cycle', *European Economic Review* **37**, 33–68.

Hecq, A. (2002), 'Common trends and common cycles in Latin America', *Medium Econometrische Toepassingen* **10**(3), 12.

URL: resolver.scholarsportal.info/resolve/08837252/v08i0004/341_ctacc

Hodrick, R. J. & Prescott, E. C. (1981), Post-War U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation.

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

Johansen, S. (1988), 'Statistical analysis of cointegration vectors', *Journal of Economic Dynamics and Control* **12**(2-3), 231–254.

Johansen, S., Mosconi, R. & Nielsen, B. (2000), 'Cointegration analysis in the presence of structural breaks in the deterministic trend', *Econometrics Journal* **3**(2), pp. 216–49.

Mankiw, N. G. (1989), 'Real business cycles: a New Keynesian perspective', *American Economic Association* **3**(3), 79–90.

Manopimoke, P. (2012), Hong Kong Inflation Dynamics: Trend and Cycle Relationships with the U.S. and China.

Mills, T. C. & Holmes, M. J. (1999), 'Common trends and cycles in European industrial production: exchange rate regimes and economic convergence', *Manchester School* **67**(4), 557–587.

Perron, B. Y. P. (1989), 'The great crash, the oil price shock, and the unit root hypothesis', *The Econometric Society* **57**(6), 1361–1401.

Perron, P. & Vogelsang, T. J. (1992), 'Nonstationarity and the level shift with an application to purchasing power parity', *Journal of Business and Economic Statistics* **10**(3), 301–320.

Roache, S. (2008), 'Central America's regional trends and US cycles', *Economic Progress and Reforms* pp. 34–60.

Shaoping, W. & Xiaotao, S. (2014), 'Codependent cycles of Chinese inflation', *Social Sciences in China* **35**(4), 31–45.

Vahid, F. & Engle, R. F. (1993), 'Common trends and common cycles', *Journal of Applied Econometrics* **8**(4), 341–360.

Vogelsang, T. J. & Perron, P. (1998), 'Additional tests for a unit root allowing for a break in the trend function at an unknown time', *International Economic Review* **39**(4), 1073–1100.

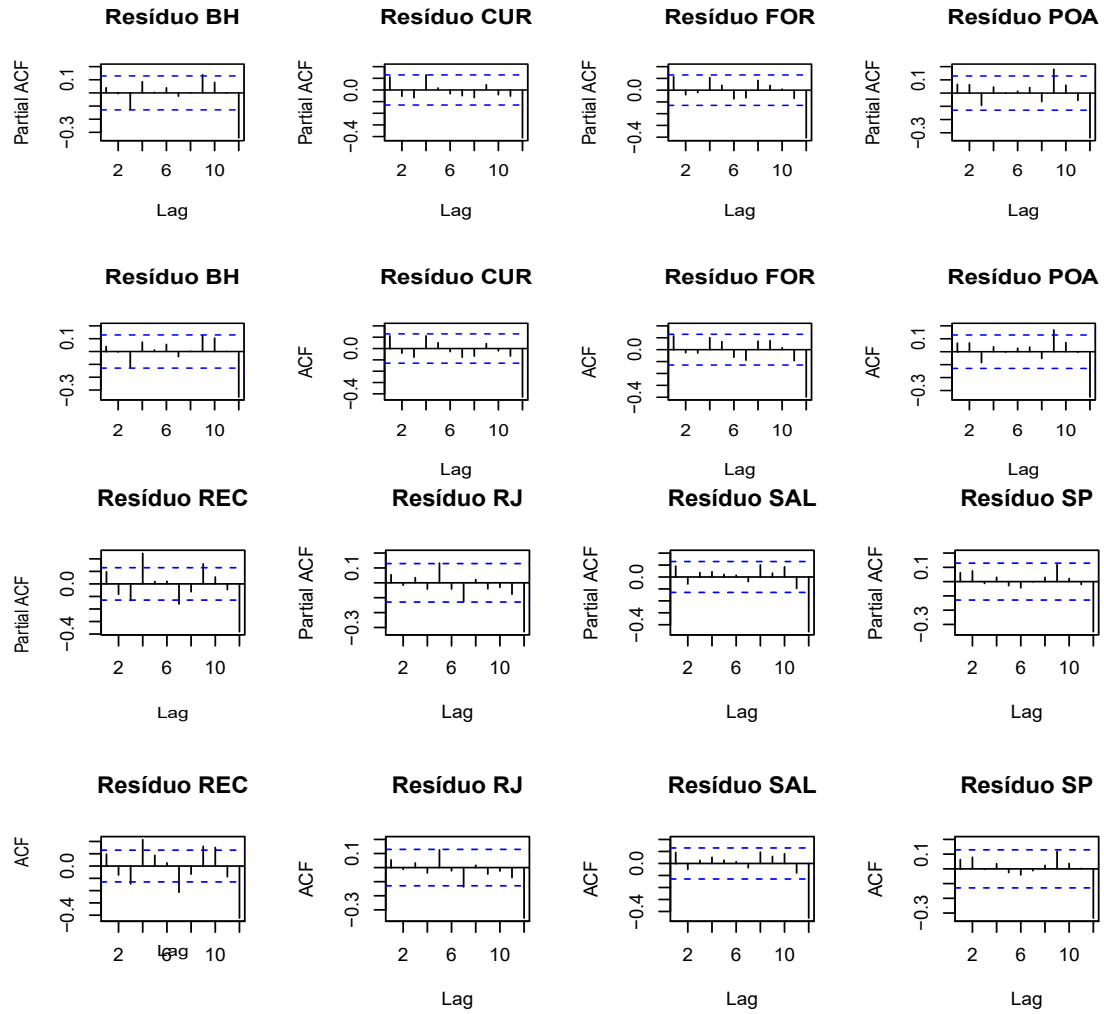
Warne, A. (2008), Estimation and Testing for Common Cycles.

Zivot, E. & Andrews, D. W. (1992), 'Further evidence on the great crash, the oil price shock, and the unit root hypothesis', *Journal of Business & Economic Statistics* **10**(3), 251–270.

URL: <http://ideas.repec.org/p/cwl/cwldpp/944.html>

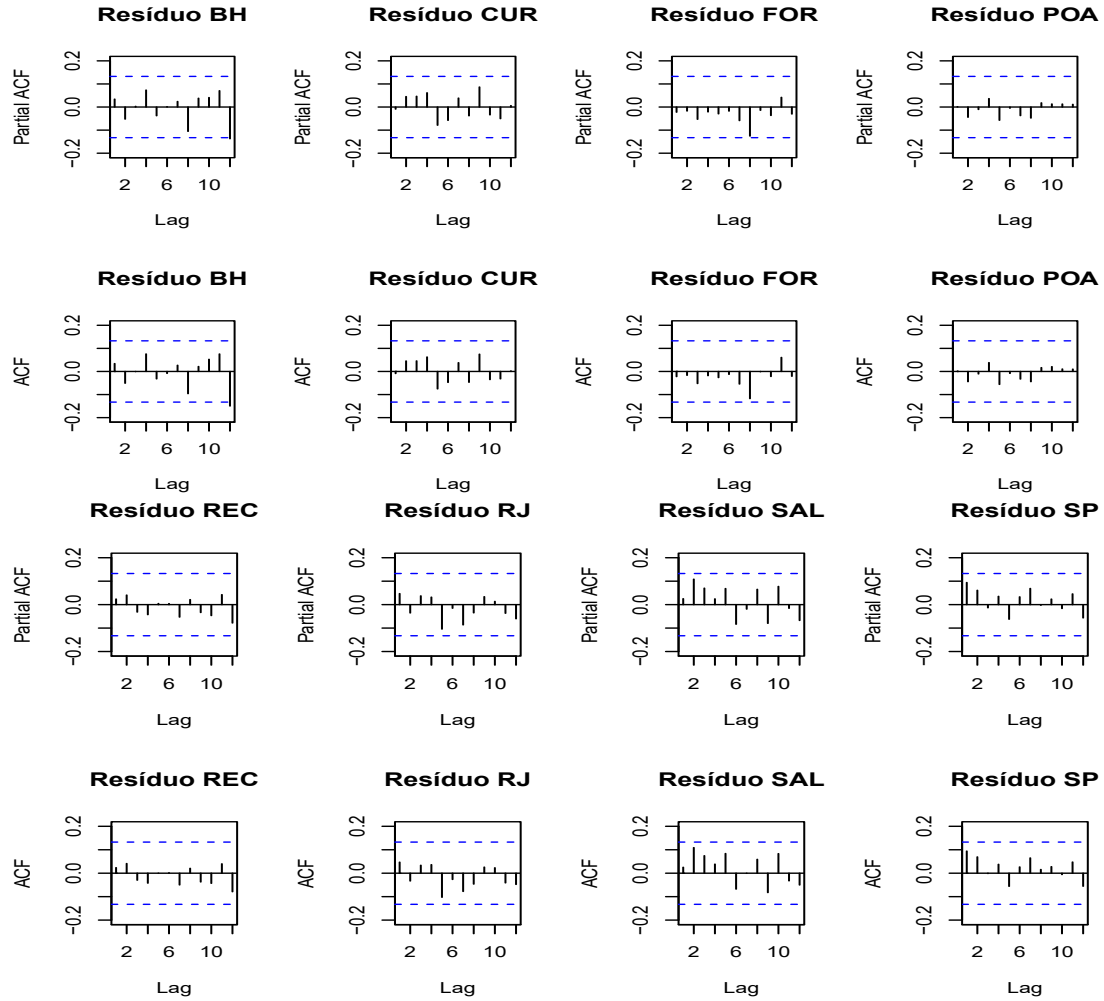
Apêndice A

Figura A.1: Função autocorrelação (FAC) e função autocorrelação parcial dos resíduos ($\rho = 1$)



Fonte: Elaborado pelos autores.

Figura A.2: Teste de correlação serial sobre os resíduos ($\rho = 1$)



Fonte: Elaborado pelos autores. *Rejeição da hipótese nula a 5%. Estatística χ^2 reportada com o respectivo p-valor entre parênteses.

Tabela A.1: Critério de seleção de defasagens

Defasagens	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	NA	3,267436	23,887020	24,009640	23,936530
1	3423,682000	6,08e-07	8,389973	9,493544*	8,835527
2	204,684600	4,00e-07	7,968088	10,052610	8,809689*
3	96,496000	4,38e-07	8,054837	11,120310	9,292485
4	107,409700	4,46e-07	8,063109	12,109540	9,696804
5	114,996900	4,28e-07	8,004344	13,031720	10,034090
6	97,255840	4,45e-07	8,018748	14,027080	10,444540
7	79,074120	5,08e-07	8,116087	15,105370	10,937920
8	88,695970	5,39e-07	8,127721	16,097960	11,345610
9	113,765400	4,75e-07	7,940772	16,891960	11,554700
10	122,658000	3,84e-07	7,647434	17,579570	11,657410
11	142,501300	2,58e-07	7,152572	18,065660	11,558600
12	107,676900*	2,20e-07*	6,867734*	18,761780	11,669810

Fonte: Elaborado pelos autores. *Indica a ordem de defasagem selecionada pelo critério de informação.

Tabela A.2: Teste de correlação serial sobre os resíduos ($\rho=1$)

	BH	CUR	FOR	POA	REC	RJ	SAL	SP
Teste de Breusch-Godfrey. (H0: Não há correlação serial)	38,91* (4,54e-03)	62,21* (1,72e-06)	58,05* (7,83e-06)	42,04* (1,74e-03)	66,19* (3,91e-07)	39,32* (4,00e-03)	57,89* (8,30e-06)	46,06* (4,86e-04)

Fonte: Elaborado pelos autores. Estatística χ^2 reportada com o respectivo p-valor entre parênteses. *Rejeição da hipótese nula a 5%.

Tabela A.3: Teste de correlação serial sobre os resíduos ($\rho=12$)

	BH	CUR	FOR	POA	REC	RJ	SAL	SP
Teste de Breusch-Godfrey								
(H0: Não há correlação serial)	12,74 (0,851)	8,81 (0,976)	7,28 (0,992)	4,77 (0,999)	7,52 (0,991)	9,56 (0,963)	16,91 (0,596)	8,29 (0,984)

Fonte: Elaborado pelos autores. Estatística χ^2 reportada com o respectivo p-valor entre parênteses. *Rejeição da hipótese nula a 5%.

Tabela A.4: Estatística descritiva dos ciclos (modelo restrito)

Métrica	Comum #1	Comum #7	BH	CUR	FOR	POA	REC	RJ	SAL	SP
Média	0,144	0,097	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Máximo	0,974	0,795	1,076	0,782	0,842	1,022	0,942	0,755	0,842	0,929
Mínimo	-0,283	-0,512	-1,292	-1,482	-0,907	-0,830	-0,877	-1,044	-0,784	-1,676
Desvio Padrão	0,219	0,188	0,455	0,364	0,378	0,386	0,407	0,334	0,371	0,470

Fonte: Elaborado pelos autores.

Tabela A.5: Correlação entre os ciclos individuais e comuns (modelo restrito)

Ciclos	Comum #1	Comum #7	BH	CUR	FOR	POA	REC	RJ	SAL	SP
Comum #1	1,000									
Comum #7	0,240	1,000								
BH	0,458	-0,189	1,000							
CUR	0,408	-0,028	0,835	1,000						
FOR	0,262	-0,203	0,842	0,784	1,000					
POA	0,452	0,006	0,836	0,892	0,832	1,000				
REC	0,247	-0,226	0,881	0,696	0,913	0,786	1,000			
RJ	0,470	0,015	0,906	0,814	0,790	0,870	0,831	1,000		
SAL	0,304	-0,265	0,879	0,683	0,858	0,711	0,901	0,763	1,000	
SP	0,446	-0,028	0,881	0,909	0,747	0,820	0,729	0,827	0,748	1,000

Fonte: Elaborado pelos autores.

Tabela A.6: Causalidade de Granger entre os ciclos individuais (modelo restrito) (b)

Causalidade	BH	CUR	FOR	POA	REC	RJ	SAL	SP
BH		0,945	0,460	0,052	0,265	0,020*	0,341	0,442
CUR	0,010*		0,578	0,569	0,026*	0,000*	0,421	0,945
FOR	0,189	0,186		0,961	0,051	0,042*	0,141	0,460
POA	0,038*	0,004*	0,554		0,021*	0,000*	0,196	0,524
REC	0,761	0,492	0,566	0,116		0,221	0,197	0,177
RJ	0,041*	0,081	0,059	0,000*	0,770		0,897	0,003*
SAL	0,426	0,714	0,889	0,289	0,300	0,237		0,313
SP	0,025*	0,004*	0,909	0,895	0,076	0,000*	0,146	

Fonte: Elaborado pelos autores. Teste de causalidade com uma defasagem. (b) Tabela reporta o p-valor do teste. *Significância de 5%.

Tabela A.7: Causalidade de Granger entre os ciclos individuais e comuns (modelo restrito) (b)

Causalidade	BH	CUR	FOR	POA	REC	RJ	SAL	SP
C. Comum #1 >C. Individual	0,422	0,398	0,877	0,417	0,371	0,128	0,289	0,206
C. Individual >C. Comum #1	0,087	0,141	0,280	0,101	0,394	0,217	0,531	0,147
C. Comum #7 >C. Individual	0,551	0,222	0,681	0,692	0,519	0,604	0,904	0,607
C. Individual >C. Comum #7	0,297	0,937	0,131	0,529	0,067	0,604	0,059	0,749

Fonte: Elaborado pelos autores. Teste de causalidade com uma defasagem. (b) Tabela reporta o p-valor do teste. *Significância de 5%.

INVESTIMENTO EM INTANGÍVEL E CRIAÇÃO DE VALOR: UMA ANÁLISE DAS COMPANHIAS ABERTAS BRASILEIRAS NO PERÍODO 2000-2014

RONAN CUNHA *
FERNANDA FINOTTI C. PEROBELLI †
EDUARDO GONÇALVES ‡

Resumo

Este artigo analisa a relação entre investimentos em ativos intangíveis e criação de valor das empresas brasileiras de capital aberto no Brasil, medida pelo Q de Tobin. No artigo, aplica-se o *system* GMM em um painel de dados formado por 208 firmas com ações negociadas na Bolsa de Valores (B3) brasileira no período 2000-2014. Os dados são provenientes da Economática e Instituto Nacional de Propriedade Industrial (INPI). O principal resultado mostra impactos positivos do fluxo de investimento em ativos intangíveis (mas não seu acúmulo) sobre o valor das empresas.

Palavras-chave: Capital Intangível; Patentes; Valor de Mercado; Empresas Brasileiras.

Abstract

This article analyses the relationship between investment in intangible assets and value creation (measured by Tobin's Q) by the publicly traded Brazilian companies. The article uses the *system* GMM method for longitudinal data in 208 firms in the Brazilian stock exchange B3 during the period from 2000-2014. We use data from Economática and Brazilian Patent Office (INPI). The main results indicate that investments' flow in intangible assets (but not its accumulation) positively affects the firm's market value.

Keywords: Intangible Capital; Patents; Market Value; Brazilian Firms.

JEL classification: L10, O31, G32.

DOI: <http://dx.doi.org/10.11606/1980-5330/ea119149>

* Doutorando em Economia na Escola de Economia de São Paulo – FGV. E-mail: cunha.ronan@gmail.com

† Professora da Faculdade de Economia – Universidade Federal de Juiz de Fora. E-mail: fernandafinotti.perobelli@ufjf.edu.br

‡ Professor da Faculdade de Economia – Universidade Federal de Juiz de Fora e Pesquisador do CNPq. E-mail: eduardo.goncalves@ufjf.edu.br

1 Introdução

Inovação é uma das principais forças promotoras do crescimento econômico, principalmente por meio do seu impacto sobre a produtividade (Schumpeter 2013, Arrow 1971, Romer 1986, 1990). O aumento da produtividade permite tanto a redução dos custos de produção e, conseqüentemente, redução dos preços dos bens, quanto o desenvolvimento de novos e melhores produtos.

Não é surpresa que investimento em pesquisa e desenvolvimento (P&D) e ativos intangíveis tenham ganhado mais importância na contabilidade das empresas nas últimas décadas. Lev & Daum (2004) assinalam a existência de um aumento nos investimentos em ativos intangíveis das firmas após 1980. Segundo Ocean (2015), o capital intangível representa atualmente cerca de 84% do valor das empresas que compõem o indicador S&P500, principalmente índice da bolsa americana NYSE, contrastando com o valor de 17% de 1975.

Investimento em intangíveis é uma forma de diferenciar as empresas frente aos concorrentes (Lev 2000). Penrose (2009), Nonaka & Takeuchi (2004) e Teece (2010) defendem que capital intangível é composto por ativos específicos das firmas, difíceis de serem copiados, que aumentam sua competitividade frente às concorrentes. Investimentos bem-sucedidos em capital intangível têm o potencial de alterar o fluxo de caixa futuro das empresas e, conseqüentemente, aumentar o seu valor de mercado (Griliches 1981).

Entretanto, ainda existe dificuldade em mensurar o capital intangível de uma empresa. Na literatura, esse conceito é muito amplo e sua origem ainda não é um consenso¹. Define-se ativo intangível como fontes não monetárias e não físicas de recursos com probabilidade positiva de futuro retorno econômico (Cañibano et al. 2000). Já Lev (2000) define ativos intangíveis de forma mais objetiva, como fontes não físicas de valor, com promessas de benefícios futuros, gerados por inovação, desenho organizacional ou práticas de recursos humanos únicos. Nos trabalhos empíricos, observa-se que capital intangível é definido como marcas, patentes, P&D, gastos com publicidade e propaganda, capital social, etc. Essas variáveis não são substitutas, mas complementares. Acredita-se que cada uma delas componha parte do capital intangível das empresas e sua soma deveria representar todo o seu ativo intangível.

Baseados nos modelos de precificação hedônicos, alguns trabalhos na literatura internacional mostram os impactos dos ativos intangíveis sobre o valor de mercado das empresas. Aboody & Lev (1998), Nagaoka (2006) e Sandner & Block (2011) mostram o efeito positivo de investimentos em P&D no valor das empresas americanas, japonesas e europeias, respectivamente; Belenzon & Pataconi (2013) encontram que o estoque de patentes de empresas europeias adquiridas no ano anterior à aquisição tem um efeito positivo sobre o valor das empresas adquirentes após a aquisição; Nagaoka (2006), Oliveira et al. (2010) e Sandner & Block (2011) afirmam que investimentos em marcas também aumentam o valor das empresas.

No Brasil, a importância dos ativos intangíveis na criação de valor das empresas é verificada por meio de ativos diferidos ou patrimônio da marca (Alencar & Dalmacio 2006, Magro et al. 2015, da Silva et al. 2017), quantidade de marcas, tempo médio de validade de patentes (Teh et al. 2008) e conta de ativos intangíveis (Magro et al. 2015, da Silva et al. 2017). Entretanto, o estoque

¹Cañibano et al. (2000) fazem uma extensa revisão sobre a definição e origem dos ativos intangíveis.

de patentes continua sem evidências de efeito significativo, dentre outros, Teh et al. (2008). Outra maneira utilizada para investigar o efeito do capital intangível no valor das firmas, avaliando um conceito mais amplo, é mensurando o nível de intangibilidade das firmas (Kayo 2002, Kayo et al. 2006, Belém & Marques 2012).

Com base no modelo de Griliches (1981), este artigo considera que a criação de valor nas firmas brasileiras, representada pelo Q de Tobin, é uma função do conjunto de seus ativos tangíveis e intangíveis. O principal objetivo é analisar o efeito do capital intangível, contemplando diferentes definições de intangível encontradas na literatura, sobre o valor de mercado das firmas. Para tal, mede-se capital intangível de quatro formas distintas e complementares neste trabalho: 1) estoque de patentes, representando a qualidade do investimento ou o sucesso da atividade de pesquisa, seguindo Hall et al. (2007); 2) estoque de marcas, representando o capital consumidor; 3) fluxo de ativos intangíveis, medindo o investimento realizado em capital intangível em um certo período, exceto gastos com patentes e marcas; e 4) grau de intangibilidade total da firma, representando o estoque de investimentos já realizados em intangíveis pela empresa ao longo de um período, um conceito mais amplo (Kayo 2002, Kayo et al. 2009, Belém & Marques 2012, Mendes Nascimento et al. 2012, Decker et al. 2013). Acredita-se que, por meio dessas quatro variáveis, a maior parte, se não todo o capital intangível da firma, esteja sendo incorporada na análise, permitindo que o efeito de cada parte do capital intangível no valor das empresas da amostra seja analisado.

Esse trabalho utiliza uma abrangente base de dados que contempla o período de 2000 a 2014 e é composta de informações trimestrais de 208 empresas listadas na Bolsa de Valores, Mercadorias e Futuros (B3), cobrindo 46 setores da economia brasileira entre os anos 2000 e 2014. As informações sobre a quantidade de marcas e patentes são provenientes do Instituto Nacional de Propriedade Industrial (INPI). As informações financeiras das empresas foram coletadas no sistema Economatica.

Busca-se corrigir os vieses causados tanto pela endogeneidade gerada pelos efeitos fixos não observados das firmas quanto pela causalidade reversa do valor da empresa nos investimentos em ativos intangíveis (empresas com Q de Tobin maiores dispõem de mais recursos no mercado financeiro e podem utilizá-los para investir em capital intangível) por meio de técnicas estatísticas diferentes. Para o primeiro tipo de endogeneidade, aplica-se o método de efeitos fixos. Para o segundo, utilizam-se duas estratégias. A primeira é defasar as variáveis explicativas, como em Griliches (1981), Aboody & Lev (1998), Alencar & Dalmacio (2006) e Belenzon & Pataconi (2013), tomando-se como premissa que o valor atual da empresa somente influencia a capacidade de investimentos presentes e futuros, não os passados. Essa estratégia tem a vantagem de ser de fácil implementação e operacionalizada utilizando o estimador de efeitos fixos. Entretanto, ela impõe restrições: perde-se o efeito contemporâneo entre as variáveis, assume-se um modelo estático, o que pode induzir autocorrelação nos resíduos, e impõe uma estrutura específica para as covariadas defasadas. Para essa última, devido às incertezas inerentes aos investimentos em intangíveis, é possível que seus efeitos ocorram em períodos diferentes.

A fim de superar essas restrições, aplica-se uma segunda estratégia metodológica, o *system* GMM (Arellano & Bover 1995, Blundell & Bond 1998). Essa estratégia consiste em estimar um modelo dinâmico com efeitos fixos

não observáveis que permite avaliar o impacto contemporâneo entre as variáveis. A possibilidade de incluir o valor da empresa defasado como variável explicativa permite controlar por estruturas mais complexas de defasagens das covariadas.

Além da estratégia econométrica, utiliza-se uma longa série histórica de marcas e patentes, a fim de tornar a causalidade reversa menos provável. Para reduzir o viés de variáveis omitidas, visto que existem outras dimensões que afetam o valor da empresa, adota-se a estratégia de considerar quatorze variáveis de finanças corporativas e aplica-se a análise fatorial, reduzindo-as a cinco fatores²: tamanho da firma, liquidez contábil, retorno do acionista, risco e retorno da firma e singularidade.

Os resultados mostram efeitos positivos, mas defasados, ou seja, sem nenhum efeito contemporâneo, do estoque de marcas sobre o valor das empresas. Por outro lado, o fluxo de intangíveis apresentou forte efeito positivo contemporâneo sobre o valor, enquanto que o seu efeito passado não foi robusto. Esses resultados, juntamente com o efeito ambíguo do estoque de patentes e do grau de intangibilidade sobre o valor das empresas brasileiras, sugerem que o mercado ainda pauta o desenvolvimento tecnológico das empresas brasileiras na imitação e difusão (Kanwar & Hall 2015), valorizando o investimento em ativos intangíveis principalmente para a manutenção do capital e da competitividade. O acúmulo de investimentos em intangíveis ainda é visto de forma ambígua pelos investidores, devido à opacidade desse tipo de ativo, que o torna de difícil avaliação ao longo do tempo, quando comparado aos ativos tangíveis.

Esse trabalho se divide em mais 4 seções, além dessa introdução. Na Seção 2 é feita uma revisão teórica e empírica dos modelos que relacionam o valor das firmas com ativos intangíveis nas suas variadas definições. A Seção 3 descreve o modelo econométrico, a estratégia de estimação, o banco de dados e a construção das variáveis. Na Seção 4, são apresentados os resultados e as análises econométricas. A última seção conclui o estudo.

2 Revisão da Literatura

De acordo com a teoria de precificação de ativos, o valor da empresa observado no mercado financeiro (preço) representa o seu fluxo de caixa futuro esperado descontado ao valor presente. Os investidores observam tanto dados contábeis das empresas quanto o mercado no qual ela está inserida para realizarem tais projeções. Nessa abordagem, as empresas são consideradas um conjunto de ativos, cada um deles valorizado pelo investidor de acordo com sua contribuição para o fluxo de caixa (Hall et al. 2007). Assim, se investidores acreditam que ativos intangíveis trazem valor para empresa, eles estariam sendo contabilizados no seu preço de mercado. Uma das hipóteses subjacentes a essa abordagem é a de que os mercados são eficientes e os investidores se comportam racionalmente (Fama 1970). Um modelo seminal de avaliação de intangíveis baseado nessa abordagem é Griliches (1981), que define o valor da empresa pela Equação (1):

$$V = \theta(T + \lambda I)^\sigma \quad (1)$$

²Para testes de robustez, também foram gerados conjuntos de três a seis fatores.

em que T é o valor do estoque de capital tangível e I é o valor de estoque do ativo intangível. Ambas as categorias de ativos são somadas para gerar o valor de uma empresa (V). O parâmetro σ mede os retornos de escala e é igual a um se a função valor é homogênea de grau um, indicando retornos constantes à escala de cada componente (Pemberton & Rau 2015). θ é o inverso da taxa de desconto (retorno do capital) e reflete o risco da firma e do mercado em que está inserida. Griliches (1981) assume que essa taxa é função exponencial dos efeitos fixos das firmas (α), efeitos fixos do tempo (δ) e um termo idiossincrático (ϵ), $\theta = e^{\alpha+\delta+\epsilon}$. O valor marginal λ reflete a contribuição para o valor da empresa quando uma unidade adicional é gasta com ativos intangíveis. Quando $\sigma = 1$, λ é o preço sombra relativo aos ativos intangíveis (Hall & Oriani 2006). Colocando a Equação (1) em termos relativos ao ativo total da firma (T), define-se $q = V/T$, que pode ser interpretado como seu Q de Tobin:

$$\frac{V}{T} = q = e^{\alpha+\delta+\epsilon} T^{\sigma-1} \left(1 + \lambda \frac{I}{T}\right)^{\sigma} \quad (2)$$

Tomando o logaritmo de ambos os lados, tem-se a equação para o Q de Tobin da empresa i no tempo t :

$$\ln(q_{it}) = \ln\left(\frac{V_{it}}{T_{it}}\right) + \alpha_{it} + \delta_t + (\sigma - 1)\ln(T_{it}) + \sigma \ln\left(1 + \lambda \frac{I_{it}}{T_{it}}\right) + \epsilon_{it} \quad (3)$$

Apesar de simples, a análise empírica desse modelo enfrenta vários desafios. A começar pela própria definição de ativo intangível (I). Das definições mais abrangentes, Cañibano et al. (2000) resumem ativo intangível como fontes não monetárias e não físicas, com probabilidade positiva de futuro retorno econômico, que foi adquirido ou gerado internamente pela firma por meio de custos identificados, com tempo de duração limitada e com valoração de mercado à parte da entidade. Já Lev (2000) define ativos intangíveis de forma mais objetiva, como fontes não físicas de valor (com promessas de benefícios futuros) gerados por inovação, desenho organizacional ou práticas de recursos humanos únicos. De forma semelhante, Lönnqvist & Mettänen (2002) definem ativos intangíveis como fonte não material de criação de valor baseado na capacidade de empregados, recursos organizacionais e na forma como a firma operacionaliza e se relaciona com os contribuintes. A definição contábil brasileira está na Lei Nº 11.638 de 28.12.2007³, “os direitos que tenham por objeto bens incorpóreos destinados à manutenção da companhia ou exercidos com essa finalidade, inclusive o fundo de comércio adquirido”. Desde a promulgação dessa lei, os ativos passíveis de serem classificados como intangíveis pela legislação mereceram condição de destaque entre os ativos das firmas.

Empiricamente, o cálculo do montante que pode ser considerado intangível é feito de diferentes maneiras (Tabela 1). Os conceitos mais comuns são gastos com P&D, quantidade de patentes e marcas (Griliches 1981, Aboody & Lev 1998, Nagaoka 2006, Teh et al. 2008, Oliveira et al. 2010, Sandner & Block 2011, Belenzon & Pataconi 2013). Trabalhos como Chen & Chang (2010) também medem ativos intangíveis ponderando-os pela sua qualidade ou abrangência, por meio de indicadores como a quantidade de citações das

³da Silva Junior & Pereira (2015) fazem uma descrição detalhada e analítica sobre as mudanças contábeis após a Lei 11.638/07.

patentes e concentração em áreas de conhecimento. Outros autores utilizam a definição contábil aceita em alguns países, como o Brasil (Kayo et al. 2009) e os Estados Unidos (Magro et al. 2015).

Dos diferentes tipos de ativos intangíveis testados na literatura, é interessante verificar que a quantidade de marcas utilizada (Teh et al. 2008, Oliveira et al. 2010, Sandner & Block 2011) e os gastos com P&D (Griliches 1981, Aboody & Lev 1998, Nagaoka 2006, Sandner & Block 2011) possuem efeitos positivos e significativos sobre valor das firmas, enquanto que a quantidade de patentes não é significativa na maioria desses trabalhos (Tabela 1). As únicas exceções são os trabalhos de Griliches (1981) e Belenzon & Pataconi (2013).

A utilização de variáveis defasadas (Griliches 1981, Aboody & Lev 1998, Alencar & Dalmacio 2006, Belenzon & Pataconi 2013) pode ser uma estratégia para lidar com a endogeneidade no modelo causada pelo efeito reverso (feedback) entre o valor da empresa e os investimentos em P&D, estoques de patentes, marcas e ativos intangíveis totais. Empresas com maiores Q de Tobin têm mais facilidade de adquirir recursos no mercado financeiro e podem utilizá-los para financiar seus investimentos em capital intangível.

Dois trabalhos utilizaram o investimento em P&D e estoque de patentes defasadas, Griliches (1981) e Aboody & Lev (1998). O primeiro autor utiliza as variáveis de gastos com P&D defasados e inclui seis defasagens, enquanto que o estoque de patentes é uma variável contemporânea em seu modelo. Ele encontra que duas das defasagens de P&D são positivas e significativas (a primeira e a sexta) e a quinta é negativa e significativa. O estoque de patentes contemporâneo também é positivo e significativo. Esse autor também analisa o efeito de gasto com P&D e estoque de patentes previstos e não previstos. Seus resultados mostram que ambos gastos com P&D e ambas quantidades de patentes têm um efeito positivo e significativo.

Aboody & Lev (1998) analisam as empresas de software e o estoque de patentes em seu modelo é o valor patrimonial dos ativos de software, argumentando que essa é uma medida muito melhor para o estoque de patentes do que a simples quantidade. Os autores utilizaram duas especificações, uma contemporânea, em que regrediram o preço das ações contra o valor patrimonial dos softwares, e outra em que regrediram o retorno das ações contra os gastos com desenvolvimento de softwares defasados em até três períodos, utilizando dados anuais de 1987 a 1995 para empresas americanas. Os resultados mostram que tanto o valor patrimonial dos softwares quanto os gastos com desenvolvimento de softwares do ano anterior são positivamente relacionados com o preço e retorno, respectivamente, das empresas.

Tem-se conhecimento somente do trabalho de Kanwar & Hall (2015) que aplica o *system* GMM para empresas indianas de 2000 a 2010. Entretanto, esse autor não consegue validar suas estimações ao utilizar tal método. Suas estimações não passaram nos testes de sobreidentificação de Hansen (1982). Ele também utiliza o estimador de variáveis instrumentais, no qual os instrumentos eram as variáveis defasadas, mas o próprio autor argumenta que o passado das variáveis das firmas não são bons instrumentos e baseia suas análises nas estimativas com mínimos quadrados ordinários defasados.

No Brasil, alguns trabalhos encontram uma relação positiva entre ativos intangíveis e o valor de mercado das empresas. Pode-se dividir os trabalhos analisados entre aqueles que utilizam análises comparativas de grupos e aqueles que adotam métodos de regressão linear.

Tabela 1: Trabalhos empíricos sobre o valor da firma e ativos intangíveis

Autor	Período	Observações	Geografia	Método	Medida de Valor	Variáveis de interesse	Resultados	
Griliches (1981)	1968-1974	157 firmas	USA	EF	Q de Tobin	P&D defasado até 6 períodos	+	
						Surpresa em P&D	+	
						P&D previsto	+	
						Quantidade de patentes	+	
						Patentes previstas	+	
Surpresa em patentes	+							
Aboody & Lev (1998)	1987-1995	186 firmas	USA	MQO	Variação no preço	Valor capitalizado para software	NS	
						Gastos com software	+	
						Gastos com software de investidores	+	
						Variação investimento + gastos em software	+	
						Variação de gastos com software	NS	
Preço da ação	Variação investimento em software	NS						
Valor acumulado líquido dos softwares	+							
Nagaoka (2006)	1991-2000	726 firmas	Japão	EF	Q de Tobin	Gasto com P&D	+	
						Gasto com propaganda	+	
						Estoque de patentes	NS	
Teh et al. (2008)	2003	216 firmas	Brasil	MQO	Q de Tobin	Quantidade de patentes	NS	
						Quantidade de marcas	+	
						Tempo médio de validade das patentes	NS	
						Valor de mercado/valor contábil	Quantidade de patentes	NS
						Quantidade de marcas	+	
Tempo médio de validade das patentes	-							
Kayo et al. (2006)	1996-2007	164 anúncios de aquisição	Brasil	MQO	Retorno anormal	Nível de intangibilidade	NS	
						Nível de intangibilidade × endividamento	-	

Nota: MQO significa mínimos quadrados ordinários, EF significa efeito fixo, PD significa primeira diferença e MQNL significa mínimos quadrados não lineares.

* Contratos de fusão e aquisição.

Fonte: Os autores.

Tabela 1: Trabalhos empíricos sobre o valor da firma e ativos intangíveis (continuação)

Autor	Período	Observações	Geografia	Método	Medida de Valor	Variáveis de interesse	Resultados
Oliveira et al. (2010)	1998-2008	354 firmas	Portugal	EF	Preço da ação	Ativos intangíveis no BP	+
						Outros ativos intangíveis	+
						Patrimônio da marca	+
						Estoque de patentes	NS
Chen & Chang (2010)	1997-2006	37 firmas farmacêuticas	USA	EF	Valor de mercado	Posição relativa de patente	+
						Vantagem tecnológica revelada	NS
						Índice Herfindahl de patentes	-
						Citações de patentes	+
Sandner & Block (2011)	1996-2002	1216 firmas	Europa	MQNL	Q de Tobin	Estoque de P&D	+
						Estoque de patentes	NS
						Estoque de citações	+
						Estoque de marcas	+
Belenzon & Pataconi (2013)	1985-2007	33.000 F&A*	USA e Europa	MQO	Valor da firma após aquisição	Patentes das firmas americanas antes da aquisição	NS
						Patentes das firmas europeias antes da aquisição	+
Bontempi & Mairesse (2015)	1982-1999	14.254 firmas	Itália	PD	Valor agregado / trabalhador	Capital intengível	+
						Capital intelectual	+
						Capital consumidor	+
Kanwar & Hall (2015)	2001-2010	380 firmas	Índia	EF e MQNL	Q de Tobin	Fluxo de P&D	+
						Ativo intangível	+
						Qualidade do capital intangível	+

Nota: MQO significa mínimos quadrados ordinários, EF significa efeito fixo, PD significa primeira diferença e MQNL significa mínimos quadrados não lineares.

* Contratos de fusão e aquisição.

Fonte: Os autores.

Entre os estudos do primeiro grupo, apesar da semelhança em termos de metodologia e medida de intangibilidade, a saber, valor de mercado das empresas dividido pelo patrimônio líquido contábil, Kayo (2002) e Belém & Marques (2012) encontram resultados diferentes de Mendes Nascimento et al. (2012) e Decker et al. (2013). Utilizando uma amostra de 366 empresas de 1998 a 2001, Kayo (2002) afirma que empresas intensivas em intangíveis têm menores níveis de endividamento e que essas empresas, quando maduras, apresentam maiores níveis de rentabilidade, fluxos de caixa e, como esperado, maiores riscos. Perez & Famá (2006), utilizando 699 empresas americanas de 1997 e 2002, e Belém & Marques (2012), analisando 180 empresas brasileiras de 2000 a 2010, também concluem que a rentabilidade, medida pelo retorno sobre o patrimônio líquido e o retorno sobre o ativo, é maior para empresas intensivas em capital intangível. Por outro lado, Mendes Nascimento et al. (2012) utilizam uma base menor, com 28 empresas dos setores de Telecomunicações e Tecnologia da Informação para o ano de 2008, afirmando que o grau de intangibilidade não está correlacionado com a rentabilidade (ROA e ROE) dessas empresas.

Os estudos que aplicam métodos de regressão linear são metodologicamente mais abrangentes. Alencar & Dalmacio (2006) mostram que existe uma relação positiva e significativa entre o ativo diferido das empresas e os preços das ações no próximo período. Os autores aplicam o método de MQO, controlando apenas pelo patrimônio líquido e lucro líquido, em uma amostra que cobre os anos de 2000 a 2004 de 324 empresas brasileiras listadas na B3.

Teh et al. (2008), também aplicando o método de MQO em 216 empresas para o ano de 2003, estabelecem que maiores quantidades de marcas aumentam o valor da empresa. Os autores utilizam duas medidas de valor: a primeira é o valor de mercado das ações dividido pelo seu valor patrimonial; a segunda é o Q de Tobin, que os autores calculam como a soma do valor de mercado da empresa, das debentures, financiamentos, disponibilidades e investimentos de curto e longo prazo e adiantamentos de contratos de câmbio dividido pelo valor do ativo total. O tempo médio de validade de patentes é positivo e significativo apenas para a razão valor de mercado-valor contábil. Assim como na literatura internacional, a quantidade de patentes também não mostrou efeito significativo e a quantidade de marcas apresentou impacto positivo e significativo sobre o valor da empresa para ambas as variáveis dependentes.

Utilizando Q de Tobin para medir o nível de intangibilidade, em vez do valor da empresa, Kayo et al. (2009) não encontram um efeito significativo sobre o retorno acumulado de 164 empresas adquiridas no período de 1996-2007. Já a interação do Q de Tobin com o endividamento é negativa e significativa, isto é, financiar investimentos em intangível via endividamento é visto como uma decisão ruim pelo mercado. Por outro lado, Belém & Marques (2012), ao aplicarem o método de efeitos fixos, descobrem que o nível de intangibilidade, medido pelo valor de mercado das empresas dividido pelo patrimônio líquido contábil, tem um efeito significativo e positivo sobre a rentabilidade do capital e do ativo das empresas. Os autores controlam pelo tamanho do ativo da empresa e endividamento.

Magro et al. (2015) e da Silva et al. (2017) testam o efeito da conta ativos intangíveis e ativos diferidos (patrimônio da marca), após a Lei 11.638/07. Para tal, também utilizam os mesmos controles, como patrimônio e lucro líquido ajustados pelos ativos intangíveis, e o método de efeitos fixos. A diferença

recai nas empresas analisadas. Magro et al. (2015) selecionam 114 empresas de baixa e cinco de alta tecnologia e encontram que ambas as variáveis de interesse têm um efeito positivo e significativo no preço futuro das ações das empresas. Já da Silva et al. (2017) não fazem essa distinção entre o nível tecnológico das empresas. Eles coletam dados para 164 empresas listadas na B3 e chegam às mesmas conclusões que Magro et al. (2015).

Concluída a revisão, argumenta-se que este trabalho contribua para a literatura brasileira ao analisar o impacto de ativos intangíveis sobre o valor da empresa, sendo esses ativos medidos de acordo com quatro diferentes conceitos encontrados na literatura e tendo por base o modelo de Griliches (1981). Esses quatro conceitos são: estoque de marcas e de patentes, fluxo de investimento em ativos intangíveis e grau de intangibilidade das firmas. Dessa maneira, acredita-se que grande parte, se não todo o capital intangível das empresas, esteja sendo incorporado ao modelo. A base de dados foi cuidadosamente preparada para que, juntamente com a estratégia econométrica, houvesse redução do viés causado por variáveis omitidas ou endogeneidade.

3 Metodologia

3.1 Modelo econométrico

Seguindo o modelo de Griliches (1981), o modelo a ser estimado (Equação (5)) é baseado na Equação (3). A fim de ser abrangente na definição de ativo intangível, foram utilizadas quatro variáveis com base nos diferentes conceitos de capital intangível e que, juntas, substituirão o termo I/T da Equação (3). O capital intangível das firmas é formado pelo conjunto de variáveis na Equação (4), aplicando a aproximação $\ln(1+x) \approx x$:

$$\ln\left(1 + \lambda \frac{I_{it}}{T_{it}}\right) = \theta_1 Q_{marcas_{it}} + \theta_2 Q_{pat_{it}} + \theta_3 F_{intg_{it}} + \theta_4 GI_{it} \quad (4)$$

na qual $F_{intg_{it}}$ representa o fluxo de investimento em ativos intangíveis, exceto patentes e marcas, entre o período t e $t-1$; $Q_{marcas_{it}}$ são, respectivamente, o estoque de patentes e marcas da firma i no período t . GI_{it} é a definição contábil brasileira para o estoque de ativos intangíveis divulgado nos balanços das empresas, sendo medido pelo logaritmo do estoque de ativos intangíveis dividido pelo ativo total da empresa. Essa última variável é interpretada como o grau de intangibilidade da empresa. Acredita-se que a Equação (4) inclua grande parte de todo o capital intangível das empresas. Algumas medidas estão mais desagregadas, como estoque de patentes e estoque de marcas, enquanto outras estariam mais agregadas, como fluxos de intangíveis e grau de intangibilidade. A omissão de parte desse capital poderia enviesar os resultados. A construção detalhada dessas variáveis está na Subseção 3.1.

Enquanto os termos de Equação (4) darão conta de sensibilizar o valor da firma pelo componente intangível, há diversas outras variáveis que geram valor pela utilização do componente tangível. A literatura empírica e teórica na área de finanças sugere um grande conjunto dessas variáveis. Para evitar o viés de variáveis omitidas e, ao mesmo tempo, não incluir muitas variáveis de controle, que poderiam estar muito correlacionadas entre si, optou-se por fazer como Lima & Carmona (2011), que incluem fatores calculados pelo método de Análise Fatorial. Esse método, além de sintetizar as variáveis de controle,

ainda garante a ortogonalidade entre as variáveis. Nesse trabalho, utilizaram-se 14 variáveis que foram sintetizadas em cinco fatores⁴: tamanho da firma, liquidez contábil, rentabilidade dos sócios, risco e retorno da firma e singularidade. Esses fatores são descritos com mais detalhes no Apêndice.

Um problema presente em estimações econométricas com variáveis contáveis é a causalidade reversa. Nesse caso, ele ocorre entre o valor da empresa e investimento em ativos intangíveis. Empresas mais valiosas têm acesso a mais recursos nos mercados e podem utilizá-los para financiar outros ativos intangíveis e tangíveis. Aplicam-se duas estratégias nesse trabalho para lidar com a endogeneidade. A primeira é defasar as variáveis explicativas, seguindo os trabalhos de Griliches (1981), Aboody & Lev (1998), Alencar & Dalmacio (2006), Kanwar & Hall (2015), Magro et al. (2015) e da Silva et al. (2017). Assim, a especificação a ser estimada é:

$$\ln(q_{it}) = \beta_0 + \beta_1 Q_{marcas_{it-1}} + \beta_2 Q_{pat_{it-1}} + \beta_3 F_{intg_{it-1}} + \beta_4 GI_{it-1} + \sum_{k=1}^K \gamma_k f_{it-1k} + \gamma T_{it-1} + \sum_{k=1}^J \pi_k m_{it-1k} + \alpha_i + \delta_t + \epsilon_{it} \quad (5)$$

na qual f_{it-1k} são os K fatores que controlam as características observadas das firmas e, T_{it-1} é o grau de tangibilidade das firmas, medido como o valor do ativo tangível dividido pelo ativo total das firmas, m_{it-1k} são J as variáveis macroeconômicas, α_i é o efeito fixo da empresa i invariante no tempo, δ_t é o efeito do tempo t comum a todas as firmas e que não foi capturada pelas variáveis macroeconômicas, como por exemplo, ambiente institucional, e ϵ_{it} é o termo de erro assumido ser independente e identicamente distribuído como uma normal com média zero e variância constante. A estimação dessa equação é feita pelo método de efeitos fixos.

As consequências dessa estratégia são a perda da relação contemporânea entre o valor de mercado, suposição de um modelo estático e a imposição de uma estrutura para as variáveis defasadas. A segunda pode induzir a autocorrelação nos resíduos, que enviesam o erro-padrão. A fim de corrigir a correlação serial e, ao mesmo tempo, permitir estruturas mais complexas de defasagens das covariadas, deve-se incluir o Q de Tobin defasado. Griliches (1981) também inclui esse parâmetro autorregressivo em sua análise empírica. Entretanto, o estimador de efeitos fixos é enviesado em modelos dinâmicos (Arellano & Bond 1991).

Esses problemas nos direcionam à segunda estratégia utilizada nesse estudo, que é aplicar o método dos momentos generalizados em painel dinâmico (Arellano & Bover 1995, Blundell & Bond 1998), conhecido como *system GMM* e também utilizado por Kanwar & Hall (2015). Esse método permite a estimação de relações contemporâneas entre as variáveis, incluir o Q de Tobin defasado, controlar pelos efeitos fixos não observados e também comportar mais de uma variável endógena (Roodman 2006). Esse método é um sistema de duas equações, a Equação (6), em nível e a Equação (7), em primeira diferença.

⁴Para testes de robustez, também foram gerados conjuntos com três a seis fatores.

$$\ln(q_{it}) = \theta_0 + \theta_1 Q_{marcas_{it}} + \theta_2 Q_{pat_{it}} + \theta_3 F_{intg_{it}} + \theta_4 GI_{it} + \quad (6)$$

$$+ \sum_{k=1}^K \delta_k f_{itk} + \delta T_{it} + \sum_{k=1}^J \phi_k m_{itk} + \alpha_i + \delta_t + \epsilon_{it}$$

$$\Delta \ln(q_{it}) = \Delta \theta_1 Q_{marcas_{it}} + \Delta \theta_2 Q_{pat_{it}} + \Delta \theta_3 F_{intg_{it}} + \Delta \theta_4 GI_{it} + \quad (7)$$

$$+ \sum_{k=1}^K \delta_k \Delta f_{itk} + \delta \Delta T_{it} + \sum_{k=1}^J \phi_k \Delta m_{itk} + \Delta \delta_t + \Delta \epsilon_{it}$$

O *system* GMM é baseado em dois conjuntos de momentos $E(X_{it-j} \Delta \epsilon_{it}) = 0$ e $E(\Delta X_{it-j} \epsilon_{it}) = 0$, em que $j \geq 2$. O primeiro momento implica que é possível utilizar as variáveis em nível como instrumentos para as variáveis endógenas na Equação (7). O segundo conjunto de momentos permite que o passado das variáveis diferenciadas seja utilizado como instrumentos para as variáveis endógenas da Equação (6). Os fatores macroeconômicos e as variáveis *dummies* são variáveis exógenas nesse modelo. A consistência do estimador se dá sob a hipótese de instrumentos válidos e ausência de autocorrelação nos resíduos da equação em nível. Essas hipóteses podem ser testadas utilizando o teste de sobreidentificação de Hansen (1982) e o teste de autocorrelação de Arellano & Bond (1991), respectivamente.

3.2 Base de dados

Para a formação da amostra, foram consideradas 208 empresas registradas como sociedades por ações de capital aberto, com ações negociadas na B3 entre o primeiro trimestre de 2000 e o quarto trimestre de 2014, pertencentes a 46 setores⁵ da economia brasileira.

As informações sobre quantidade de patentes e marcas foram obtidas na página eletrônica institucional do Instituto Nacional e Propriedade Industrial (INPI) e foram coletadas no *site* dessa instituição desde 1900, com base no nome e/ou no Cadastro Nacional de Pessoas Jurídicas (CNPJ). A longa série histórica de patentes e marcas ameniza questões de causalidade reversa, discutida anteriormente. As informações financeiras das empresas foram obtidas junto ao sistema Economática e as variáveis macroeconômicas foram coletadas no Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA).

Para alguns períodos, não foi possível recuperar a informação para todas as variáveis de algumas empresas. Para evitar perder toda a informação dessas firmas e também eliminar o viés de sobrevivência, optou-se por trabalhar com um painel desbalanceado. O teste de robustez de Verbeek & Nijman (1992) sugere que a amostra utilizada não sofre do viés de seleção.

3.3 Operacionalização das variáveis

Q de Tobin

A variável dependente do modelo é o logaritmo natural do Q de Tobin, operacionalizado pela relação entre o valor de mercado percebido das firmas e o

⁵Os setores de administração de empresas e empreendimentos, bancos e assemelhados, fundos, trustes e outros investimentos, seguradoras e corretoras não foram incluídos devido ao plano de contas contábil ser diferente para esses setores.

valor contábil reconhecido da firma. A escolha do Q de Tobin se baseou nos trabalhos de Griliches (1981), Megna & Klock (1993), Nagaoka (2006), Sandner & Block (2011) e Teh et al. (2008).

Ativos Intangíveis

Visando utilizar uma definição de capital intangível abrangente, esse trabalho considera quatro conceitos, que juntos contabilizam grande parcela ou todo o capital intangível das firmas: quantidade de patentes depositada; estoque de marcas; fluxo de investimento em capital intangível, exceto patentes e marcas; e o nível de intangibilidade (*GI*) da firma utilizando a definição de ativo intangível de acordo com regras contábeis brasileiras.

A variável de fluxo de investimento em intangível, $Fintg_{it}$, foi definida como a diferença entre o investimento atual em intangível, $Intg_{it}$, e uma proporção do acúmulo de gastos com intangível do período imediatamente anterior, $Intg_{it-1}^{Estoque}$. Essa variável é calculada pela soma do ativo intangível e diferido das empresas. O histórico dos gastos com intangível e diferido de cada empresa foi usado para calcular o capital intangível a partir do ano de 2000 e foi utilizada uma taxa de depreciação de 15% ao ano.

$$Fintg_{it} = Intg_{it} - (1 - 0,15)Intg_{it-1}^{Estoque} \quad (8)$$

A variável quantidade de patentes, $Qpat_{it}$, foi calculada por um procedimento semelhante ao fluxo de intangíveis. Na ausência de uma estimativa da taxa de depreciação (π) para as inovações patenteadas brasileiras, foram utilizadas duas taxas estimadas para a economia americana: 15%, como em Hall et al. (2005), e 30%, como Cockburn & Griliches (1987). Foram contabilizados todos os depósitos de patentes constantes no INPI para cada empresa a partir do ano de 1900:

$$Qpat_{it} = Pat_{it} - (1 - \pi)Pat_{it-1}^{Estoque} \quad (9)$$

em que $Pat_{it-1}^{Estoque}$ representa o estoque antecedente de depósitos de patentes, depreciado em π , e Pat_{it} , a quantidade de depósito de patentes anual.

Para o estoque de marcas, $Qmarcas_{it}$, não é comum utilizar nenhuma taxa de depreciação, pelo contrário, a marca tende a se apreciar com o tempo. Por isso, utilizou-se o estoque de marcas da empresa i no período t . A série histórica dessa variável começa em 1909. A vantagem da utilização de longas séries históricas para o estoque de patentes e marcas é que isso torna a endogeneidade do modelo menos provável. As variáveis descritas nessa seção foram submetidas à transformação logarítmica para uso na regressão. No caso de empresas com nenhuma patente, procedeu-se ao artifício de usar $\ln[1+\text{quantidade de patentes ou marcas}]$, a fim de evitar perda de informações.

Variáveis de Controle

Variáveis de controle incluem os fatores ou características latentes das empresas que também impactam o valor da firma por meio de componentes tangíveis. Foram gerados cinco conjuntos de fatores das firmas com três, quatro, cinco e seis elementos para testes de robustez.

Para controlar pelo ambiente macroeconômico, foram gerados fatores a partir das variáveis: variação do câmbio, taxa de inflação, taxa de desemprego, crescimento do PIB e da taxa básica de juros (Selic). Foram gerados cinco conjuntos de fatores das firmas com três, quatro, cinco e seis elementos para testes de robustez. Detalhes sobre as variáveis primitivas e a operacionalização dos fatores das firmas e macroeconômicos estão no Apêndice.

4 Resultados

4.1 Análise descritiva

A Tabela 3 apresenta as estatísticas descritivas para o Q de Tobin e para os diferentes conceitos de capital intangível das empresas⁶. O valor médio do Q de Tobin é de 0,736, ou seja, em média, o valor de mercado das empresas não excede o valor contábil das empresas da amostra. A título de comparação, Kanwar & Hall (2015) encontra o valor de 4,4 para firmas indianas entre 2001 e 2010.

A quantidade média do estoque de marcas e patentes é, respectivamente, 1,22 e 1,18, porque muitas firmas não apresentam patentes (43,8% do total) ou marcas (32,2% do total). O número máximo de patentes e marcas da amostra é, respectivamente, 269 e 348. A média do fluxo de investimentos em intangíveis é 1,00, mostrando que ainda são poucas as empresas que investem em ativos intangíveis no Brasil em cada ano. O grau de intangibilidade médio das empresas também é muito próximo de zero.

Tabela 2: Variáveis descritivas

Variável	Média	Desvio, Padrão	Mínimo	Máximo
Q de Tobin (q)	0,736	1,030	0,000	17,118
Estoque de marcas (Qmarcas)	1,219	2,307	0,000	348,000
Estoque de patentes (Qpat)	1,177	2,131	0,000	269,413
Fluxo de intangíveis (Fintg)*	0,999	1,047	0,041	1,172
Grau de intangibilidade (GI)	0,000	0,006	0,000	0,313
Grau de tangibilidade (T)	0,310	0,246	0,000	0,972

Nota: 5587 observações, 205 firmas e 46 setores de Janeiro 2000 a Dezembro 2014.

* Valores em milhões de reais.

Fonte: Os autores utilizando o software Stata 14.

Analisando cinco dos setores com maiores e menores Q de Tobin, em média, pode-se observar que há correlação positiva entre o estoque de marcas e o valor da empresa (Tabela 4). Entre os maiores Q de Tobin, a média de marcas por empresa está acima da média total, enquanto que a quantidade de patentes apresenta grande heterogeneidade entre os setores. Essa relação não é tão clara para os setores com menores Q de Tobin. Observa-se também uma relação positiva entre o estoque de marcas e patentes, assim como sugerido pela teoria.

Um problema que poderia surgir é a alta correlação entre as variáveis independentes relativas ao intangível, o que inflaria o erro-padrão, enviesando

⁶Como teste de robustez, foram utilizadas duas taxas de depreciação do estoque de patentes, 15% como em Hall et al. (2005) e 30% como em Cockburn & Griliches (1987). Como os resultados são muito semelhantes, só serão apresentados aqueles utilizando a taxa de 15%. Os resultados utilizando 30% estão disponíveis sob pedido.

Tabela 3: Características dos setores

Setores econômicos	Obs	% de empresas	Nº de empresas	Q de Tobin	Estoque de marcas	Estoque de patentes
Maiores Q de Tobin, em média						
Comércio atacadista de bens não duráveis	44	0,395	2	4,516	6,717	6,515
Indústria de bebidas e fumo	64	0,574	2	2,551	9,186	10,951
Serviços ambulatoriais de saúde	32	0,287	2	2,035	5,170	0,088
Editoras de software, jornais, livros e base de dados	53	0,476	2	1,733	5,530	0,210
Mineração (exceto petróleo e gás)	52	0,467	2	1,397	6,150	25,452
Menores Q de Tobin, em média						
Indústria de produtos de minerais não metálicos	114	1,023	4	0,377	1,422	0,969
Indústria de artigos de madeira	45	0,404	1	0,241	5,393	4,297
Indústria de fios e tecidos	227	2,037	7	0,181	0,961	0,035
Loja de veículos motorizados e peças	92	0,825	3	0,148	0,070	0,137
Indústria de produtos de plástico e borracha	25	0,224	1	0,065	2,761	2,401

Fonte: Os autores utilizando o software Stata 14.

a inferência estatística dos resultados. A fim de explorar a possível relação entre os conceitos de capital intangível aplicados nesse trabalho, calcula-se a matriz de correlação (Tabela 5). Com exceção da correlação de 0,41 entre o estoque de patentes e o estoque de marcas, nenhum coeficiente de correlação é maior do que 0,2. Essa correlação mais elevada entre patentes e marcas é um indício de que, em geral, algumas empresas criam novas marcas para comercializar suas novas tecnologias patenteadas. Devido à baixa correlação entre as variáveis, não se espera que existam problemas de multicolinearidade nas estimações econométricas e acredita-se que a inclusão dessas variáveis represente o capital intangível das firmas, agregando valor ao presente trabalho.

Tabela 4: Matriz de correlação

	Q de Tobin	Qmarcas	Qpat	Fintg	GI	T
Q de Tobin	1,000					
Qmarcas	0,155	1,000				
Qpat	0,132	0,411	1,000			
Fintg	0,012	0,012	-0,006	1,000		
GI	-0,027	-0,026	-0,023	0,095	1,000	
T	-0,190	-0,073	-0,034	-0,022	0,044	1,000

Fonte: Os autores utilizando o software Stata 17.

4.2 Resultados econométricos

Apresenta-se nessa seção os resultados econométricos para as duas estratégias discutidas na metodologia para lidar com o problema da endogeneidade. Inicialmente, aplicam-se os métodos mínimos quadrados agrupados (MQA) e efeitos fixos (EF) para estimar a Equação (5), cujos resultados são apresentados nas Tabelas 6 e 7, respectivamente. Após, utiliza-se o *system* GMM para estimar as Equações (6) e (7), mostrados na Tabela A.1⁷.

A estimativa por MQA na Tabela 6 mostra que os efeitos do estoque de marcas nos diferentes modelos são positivos e significativos, colunas 1, 5, 6 e 10. Seu valor é estável entre as estimações, sendo ligeiramente menor quando controlado pelas *dummies* de ano. O estoque de patentes apresenta elasticidade muito próxima de zero e não é significativa. O fluxo de intangíveis é significativo a 10% em todas as estimações. Para o grau de intangibilidade, o sinal negativo é mantido com a inclusão das *dummies*, mas a magnitude fica menor e o coeficiente passa a ser significativo. A parte final da tabela, entretanto, mostra que esse modelo sofre de heterocedasticidade. Corroborando a expectativa criada pela Tabela 5 que a multicolinearidade não seria um problema, todas as estatísticas de VIF's estão abaixo de 4.

Na existência de efeitos fixos das empresas, as estimativas por MQA estariam viesadas. Para eliminar esse viés, emprega-se os métodos de efeitos aleatórios ou efeitos fixos. O teste de Hausman, ao final da Tabela 7, rejeita a hipótese nula de que os efeitos fixos das firmas não são correlacionados com as variáveis explicativas, indicando que a melhor maneira de estimar os parâmetros de interesse é por meio do método de efeitos fixos. Como os resíduos

⁷Devido à semelhança dos resultados entre as estimações com MQA, EF e *system* GMM, só são mostradas as estimativas com cinco fatores específicos das firmas e um fator macroeconômico. Os resultados para os outros conjuntos de fatores macroeconômicos e específicos das firmas estão disponíveis sob pedido.

Tabela 5: Determinantes do Q de Tobin de companhias abertas com métodos de mínimos quadrados agrupados

Variáveis explicativas	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
Estoque de marcas	0,044*** [3,6287]				0,043*** [3,442]	0,042*** [3,628]				0,041*** [3,351]
Estoque de patentes		0,0121 [0,933]			-0,001 [-0,111]		0,014 [1,171]			0,001 [0,122]
Fluxo de intangíveis			0,456* [1,6488]		0,471* [1,699]			0,459* [1,710]		0,498* [1,852]
Ln(Ativo intangível)				-5,543* [-1,7517]	-5,779* [-1,821]				-8,662*** [-2,818]	-8,908*** [-2,891]
Ln(Ativo tangível)	-0,711*** [-12,558]	-0,725*** [-12,800]	-0,727*** [-12,890]	-0,725*** [-12,836]	-0,704*** [-12,406]	-0,679*** [-12,253]	-0,690*** [-12,500]	-0,697*** [-12,605]	-0,691*** [-12,507]	-0,669*** [-12,035]
Fator 1: Tamanho da firma	0,220*** [15,060]	0,234*** [15,402]	0,241*** [17,914]	0,241*** [17,872]	0,222*** [14,127]	0,202*** [14,156]	0,215*** [14,447]	0,223*** [16,929]	0,223*** [16,883]	0,203*** [13,222]
Fator 2: Liquidez	0,079*** [5,771]	0,088*** [6,460]	0,089*** [6,554]	0,088*** [6,480]	0,079*** [5,768]	0,071*** [5,344]	0,079*** [5,987]	0,080*** [6,092]	0,079*** [5,990]	0,071*** [5,322]
Fator 3: Retorno do acionista	0,041*** [2,986]	0,042*** [2,986]	0,0421*** [2,997]	0,0421*** [2,995]	0,041*** [2,980]	0,039*** [2,876]	0,039*** [2,880]	0,039*** [2,895]	0,039*** [2,890]	0,038*** [2,860]
Fator 4: Risco	0,098*** [7,333]	0,099*** [7,367]	0,099*** [7,404]	0,099*** [7,373]	0,098*** [7,355]	0,092*** [7,067]	0,093*** [7,095]	0,093*** [7,134]	0,093*** [7,093]	0,092*** [7,075]
Fator 5: Singularidades	0,063*** [3,544]	0,067*** [3,729]	0,068*** [3,800]	0,068*** [3,793]	0,063*** [3,552]	0,059*** [3,384]	0,062*** [3,552]	0,063*** [3,636]	0,063*** [3,627]	0,058*** [3,381]
Constante	0,983*** [39,919]	1,013*** [40,779]	1,023*** [46,469]	1,023*** [46,469]	0,985*** [37,680]	0,616*** [8,021]	0,652*** [8,494]	0,665*** [8,784]	0,664*** [8,777]	0,612*** [7,918]
Dummy de ano	Não	Não	Não	Não	Não	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
R ²	0,153	0,151	0,151	0,151	0,154	0,207	0,205	0,205	0,206	0,209
Teste de Heterocedasticidade	832,240***	821,150***	818,450***	820,250***	833,480***	1516,300***	1511,600***	1502,800***	1507,200***	1519,100***
VIF	1,093	1,108	1,034	1,035	1,133	3,191	3,194	3,167	3,167	2,958
Teste de significância conjunta	118,150***	116,340***	116,610***	116,660***	86,496***	62,044***	61,370***	61,459***	61,746***	55,123***

Notas: Estatísticas *t* em colchetes. **p* < 0,1, ***p* < 0,05, ****p* < 0,01. Todas as variáveis estão defasadas em um período. *N* = 5253 e Número de firmas = 203.

Todas as estimativas incluem um fator macroeconômico.

Fonte: Os autores utilizando o software Stata 14.

das estimativas de efeitos fixos são heterocedásticos, sendo que as variâncias variam entre as firmas, mas são constantes no tempo, segundo o teste de Wald, e autocorrelacionados, segundo o teste de Wooldridge (2010), calculam-se os erros-padrões robustos a heterocedasticidade e autocorrelação.

Os resultados para o estoque de marcas são semelhantes aos encontrados anteriormente. Essa conta do ativo intangível continua mostrando efeitos positivos e significativos (colunas 11, 15, 16 e 20 da Tabela 7), corroborando os trabalhos de Teh et al. (2008), Oliveira et al. (2010) e Sandner & Block (2011). Com base na coluna 20 (Tabela 7), pode-se afirmar que um aumento de 1% no estoque de marcas aumenta o Q de Tobin em 0,036%.

O estoque de patentes, fluxo de intangíveis e grau de intangibilidade não mostraram resultados conclusivos. O estoque de patentes mantém o sinal negativo em todas as estimações (colunas 12, 15, 17 e 20) e os coeficientes dos modelos com a inclusão das *dummies* de ano são significativos. O oposto acontece com o fluxo de intangíveis. Ele tem o efeito estimado positivo em todas as especificações, mas com a inclusão das variáveis binárias, ele perde a sua significância. Já o grau de intangibilidade, apesar de manter a significância em todas as estimações, inverte o sinal entre os modelos sem e com as variáveis *dummies*.

Como discutido na metodologia, a estratégia de defasar as covariadas implica em um modelo estático e se perde o efeito contemporâneo entre as variáveis. O *system* GMM consegue lidar com essas duas limitações. Além de permitir a estimação do efeito contemporâneo do ativo intangível no Q de Tobin, a inclusão da parte autorregressiva também permite estruturas mais complexas de defasagens das covariadas.

Os resultados da estimação por *system* GMM estão na Tabela A.1. Encontra-se que, entre as quatro medidas de intangíveis utilizadas, somente o fluxo de intangíveis é significativo (colunas 23, 25, 28 e 30). Observa-se a diminuição de significância entre as estimações com e sem *dummies* de tempo. Na ausência das variáveis binárias, o fluxo de intangíveis é significativo a 1%, mas a inclusão dessas variáveis faz com que ele seja significativo a 10% na especificação da coluna 28 e 5% na coluna 30. Sua magnitude também se manteve estável em torno de 0,20. Argumenta-se que esse resultado pode ser um indicativo de que o mercado valoriza, ainda que com certa apreensão, o investimento em intangíveis. Diz-se apreensão, pois o grau de intangibilidade, de forma oposta às estimações prévias, não apresentou nenhum coeficiente significativo (colunas 24, 25, 29 e 30), assim como encontrado por Kayo et al. (2009). Interpretando conjuntamente o resultado para essas duas variáveis, sugere-se que investidores julgam com receio a estocagem de ativos intangíveis, talvez em função do aumento do risco associado a tal prática ou da opacidade desses gastos como 'ativos'. Entretanto, o mercado deve valorizar os investimentos em intangíveis para, por exemplo, a manutenção da competitividade, reposição do capital ou outros objetivos considerados de baixo risco.

O estoque de marcas não foi significativo por esse método em nenhuma das estimações (colunas 21, 25, 26 e 30). Comparando esse resultado com o anterior, sugere-se que esse ativo tenha um efeito defasado sobre o valor da empresa. Uma possível explicação é que investidores avessos ao risco podem evitar investir em novas marcas até que eles tenham mais segurança de que ela irá se estabelecer no mercado com sucesso. Assim, a defasagem do efeito do estoque de marcas no valor da empresa é uma consequência da própria incerteza inerente nesse tipo de ativo.

Tabela 6: Determinantes do Q de Tobin de companhias abertas com métodos de efeitos fixos robustos

Variáveis explicativas	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)	(16)	(17)	(18)	(19)	(20)
Estoque de marcas	0,043** [2,137]				0,043** [2,088]	0,037** [2,098]				0,036** [2,037]
Estoque de patentes		-0,076 [-1,017]			-0,074 [-0,977]		-0,132* [-1,901]			-0,131* [-1,870]
Fluxo de intangíveis			0,076*** [5,183]		0,061*** [6,306]			0,021 [1,078]		0,026* [1,863]
Ln(Ativo intangível)				2,347*** [2,719]	2,274*** [2,620]				-2,141*** [-2,667]	-2,103*** [-2,635]
Ln(Ativo tangível)	-0,590** [-2,271]	-0,586** [-2,266]	-0,589** [-2,291]	-0,590** [-2,293]	-0,588** [-2,249]	-0,365 [-1,525]	-0,348 [-1,457]	-0,370 [-1,546]	-0,369 [-1,541]	-0,343 [-1,432]
Fator 1: Tamanho da firma	0,239** [2,057]	0,258** [2,175]	0,250** [2,147]	0,251** [2,155]	0,249** [2,095]	0,130 [1,098]	0,148 [1,228]	0,144 [1,207]	0,142 [1,194]	0,134 [1,111]
Fator 2: Liquidez	0,078 [1,343]	0,073 [1,230]	0,075 [1,273]	0,075 [1,268]	0,076 [1,297]	0,075 [1,122]	0,070 [1,029]	0,070 [1,039]	0,070 [1,039]	0,074 [1,109]
Fator 3: Retorno do acionista	0,007 [0,800]	0,008 [0,944]	0,008 [0,951]	0,008 [0,954]	0,007 [0,800]	0,005 [0,618]	0,006 [0,707]	0,007 [0,753]	0,007 [0,751]	0,005 [0,578]
Fator 4: Risco	0,025** [2,044]	0,026** [2,079]	0,026** [2,097]	0,026** [2,098]	0,025** [2,036]	0,018 [1,603]	0,018 [1,606]	0,018* [1,660]	0,019 [1,651]	0,018 [1,546]
Fator 5: Singularidades	0,029** [2,437]	0,031*** [2,631]	0,030*** [2,601]	0,030*** [2,608]	0,030** [2,475]	0,022** [2,476]	0,024** [2,560]	0,023*** [2,644]	0,023*** [2,634]	0,023** [2,405]
Fator macroeconômico único	-0,156*** [-8,727]	-0,158*** [-8,660]	-0,155*** [-8,674]	-0,155*** [-8,670]	-0,159*** [-8,712]	-0,034 [-1,597]	-0,034 [-1,566]	-0,035 [-1,612]	-0,035 [-1,620]	-0,033 [-1,548]
Constante	0,934*** [10,870]	1,028*** [9,596]	0,968*** [11,782]	0,968*** [11,774]	0,992*** [8,904]	0,572*** [5,235]	0,691*** [5,799]	0,608*** [5,718]	0,608*** [5,716]	0,654*** [5,341]
Dummy de ano	Não	Não	Não	Não	Não	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
R ² overall	0,143	0,134	0,142	0,141	0,138	0,195	0,148	0,193	0,194	0,157
R ² between	0,176	0,171	0,179	0,177	0,171	0,245	0,181	0,249	0,251	0,193
R ² within	0,075	0,074	0,073	0,073	0,076	0,171	0,172	0,170	0,170	0,174
Teste de Hausman	23,039***	25,286***	24,477***	24,387***	27,744***	48,443***	57,197***	52,243***	49,011***	58,827***
Teste de Nijman e Verbeek	1,405	1,383	1,359	1,359	1,437	0,327	0,338	0,317	0,308	0,333
Teste de autocorrelação	65,940***	65,980***	65,940***	65,910***	65,950***	71,000***	71,050***	71,000***	70,970***	71,030***
Teste de heteroscedasticidade ¹	4×10 ⁵ ***	4×10 ⁵ ***	4×10 ⁵ ***	4×10 ⁵ ***	3×10 ⁵ ***	8×10 ⁶ ***	9×10 ⁵ ***	8×10 ⁶ ***	7×10 ⁶ ***	6×10 ⁵ ***

Notas: Estatísticas *t* em colchetes, **p* < 0,1, ***p* < 0,05, ****p* < 0,01. Todas as variáveis estão defasadas em um período. N=5253 e Número de firmas=203.

Todas as estimativas incluem um fator macroeconômico.

Foi utilizado o teste de Wald modificado para heteroscedasticidade em grupo.

Fonte: Os autores utilizando o software Stata 14.

Para o estoque de patente, o efeito não foi significativo (colunas 22, 25, 27 e 30). Esse resultado corrobora os de Nagaoka (2006), Teh et al. (2008), Oliveira et al. (2010), Sandner & Block (2011) e Belenzon & Pataconi (2013)⁸. Esse resultado é diferente apenas de Griliches (1981) que utiliza as variáveis de patentes previstas e imprevistas. Apesar de ser um resultado comum na literatura tanto para países desenvolvidos quanto em desenvolvimento, sugere-se que a falta de evidência para esse segundo grupo pode ser consequência do processo de inovação das firmas desses países se pautar na imitação e difusão, tendo menor intensidade em desenvolvimento de novas tecnologias (Kanwar & Hall 2015).

Não se rejeita a hipótese de que existam retornos de escala constante na função valor das firmas. Chega-se a essa conclusão observando o coeficiente não significativo para o grau de tangibilidade. O que se estima na realidade é $\sigma - 1$, em que *sigma* é o parâmetro de retornos de escala.

Apesar de Kanwar & Hall (2015) argumentar que o passado das firmas não é um bom instrumento para as empresas indianas, o teste de Hansen sugere o oposto para as firmas brasileiras, como pode ser visto na última parte da Tabela A.1. Não se rejeita a hipótese nula de que os instrumentos sejam válidos para nenhuma das estimações. Utiliza-se como instrumentos a segunda e terceira defasagens⁹. Rejeita-se também a hipótese nula de que os resíduos sejam autocorrelacionados. Dessa forma, validam-se as principais hipóteses para a utilização do *system* GMM.

Portanto, conclui-se que o mercado avalia de maneira diferente as distintas definições de capital intangível das empresas. Investimento em marcas e fluxo de intangíveis têm impactos positivos no valor das firmas. Entretanto, o efeito é ambíguo para o estoque de patentes e grau de intangibilidade. O resultado para essa última variável indica que, seja pela falta de conhecimento sobre a capacidade de realização desse ativo ou pelo seu risco de deterioração em cenários recessivos, ela tem um efeito negativo no valor. O efeito ambíguo da quantidade de patentes parece refletir a ideia de que firmas em países em desenvolvimento têm maior potencial de obter crescimento por meio da imitação e difusão do que via desenvolvimento de novas tecnologias.

5 Conclusão

Esse trabalho aplica o modelo de Griliches (1981) para as empresas brasileiras de capital aberto. A criação de valor é medida pelo Q de Tobin, e esta é uma função dos ativos intangíveis e tangíveis da empresa. Define-se o capital intangível das empresas da forma mais abrangente possível, dada a limitação de informação. Ele é medido de acordo com os estoques de patentes e marcas, fluxo de investimento em intangíveis e grau de intangibilidade da empresa.

Compila-se um painel de 208 firmas representando 46 setores da economia brasileira de 2000 a 2014 listadas na Bolsa de Valores de São Paulo. Os

⁸Para empresas americanas somente, pois para empresas europeias, ele encontra um efeito significativo do estoque de patentes de anos anteriores ao da aquisição.

⁹Para testes de robustez, foram utilizados cinco conjuntos de instrumentos: 1) a segunda e terceira defasagens; 2) da segunda a quarta defasagens; 3) da segunda a décima defasagens; 4) da segunda a vigésima defasagem; 5) todas as defasagens. São apresentados somente os resultados para o primeiro conjunto devido à semelhança entre os três primeiros. Os dois últimos conjuntos não apresentaram resultados confiáveis devido ao teste de Hansen não ser robusto a grandes quantidades de momentos. Todas as estimações estão disponíveis para verificação sob pedido.

Tabela 7: Determinantes do Q de Tobin de companhias abertas com métodos de *system GMM*

Variáveis explicativas	(21)	(22)	(23)	(24)	(25)	(26)	(27)	(28)	(28)	(30)
Q de Tobin _{t-1}	0,677*** [10,211]	0,683*** [10,527]	0,685*** [10,360]	0,678*** [10,136]	0,647*** [9,7580]	0,626*** [11,630]	0,625*** [11,639]	0,630*** [11,834]	0,615*** [11,673]	0,598*** [10,668]
Estoque de marcas _t	0,0214 [1,1319]				0,018 [0,997]	0,026 [1,407]				0,020 [1,106]
Estoque de patentes _t		-0,035 [-0,3768]			-0,046 [-0,613]		0,008 [0,085]			-0,005 [-0,072]
Fluxo de intangíveis _t			0,197*** [2,860]		0,242*** [3,128]			0,140* [1,904]		0,207** [2,014]
Ln(ativo intangível _t)				-0,763 [-0,313]	0,497 [0,123]				-3,210 [-1,338]	-3,594 [-0,707]
Ln(ativo tangível _t)	-0,056 [-0,153]	-0,058 [-0,152]	-0,042 [-0,109]	-0,191 [-0,494]	-0,309 [-1,109]	0,065 [0,1920]	0,040 [0,1180]	0,082 [0,2272]	-0,036 [-0,097]	-0,229 [-0,706]
Fator 1: Tamanho da firma _t	0,282** [2,029]	0,265** [2,018]	0,268** [2,105]	0,238* [1,945]	0,112 [0,940]	0,238* [1,679]	0,210 [1,539]	0,225* [1,743]	0,200 [1,546]	0,051 [0,429]
Fator 2: Liquidez _t	0,070 [0,587]	0,120 [1,020]	0,102 [0,774]	0,130 [0,963]	0,088 [0,679]	0,119 [0,958]	0,172 [1,357]	0,154 [1,117]	0,169 [1,209]	0,125 [0,846]
Fator 3: Retorno do acionista _t	-0,029 [-0,468]	-0,014 [-0,254]	-0,014 [-0,240]	-0,001 [-0,012]	-0,008 [-0,167]	0,001 [0,020]	0,027 [0,491]	0,021 [0,366]	0,036 [0,628]	0,044 [1,107]
Fator 4: Risco _t	0,049 [0,763]	0,059 [0,953]	0,053 [0,801]	0,056 [0,855]	-0,019 [-0,252]	0,046 [0,645]	0,062 [0,851]	0,051 [0,693]	0,055 [0,731]	-0,012 [-0,160]
Fator 5: Singularidades _t	0,024 [0,357]	0,017 [0,345]	0,018 [0,312]	0,019 [0,363]	0,030 [0,316]	0,033 [0,446]	0,024 [0,455]	0,024 [0,391]	0,029 [0,491]	0,044 [0,422]
Constante	0,230** [2,254]	0,276** [2,053]	0,243** [2,253]	0,283** [2,596]	0,347*** [3,054]	0,071 [0,626]	0,091 [0,675]	0,085 [0,740]	0,125 [1,058]	0,172 [1,188]
Dummy de ano	Não	Não	Não	Não	Não	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Número de instrumentos	26,000	26,000	26,000	26,000	38,000	25,000	25,000	25,000	25,000	37,000
Teste de sobreidentificação, de Hansen	17,961	17,224	17,826	19,343	41,884	16,042	14,908	15,665	17,133	35,481
Teste de Arellano-Bond – AR(1)	-2,668***	-2,681***	-2,701***	-2,663***	-2,445**	-2,624***	-2,646***	-2,654***	-2,602***	-2,460**
Teste de Arellano-Bond – AR(2)	-1,316	-1,339	-1,331	-1,347	-1,266	-1,415	-1,454	-1,439	-1,459	-1,367

Notas: Estatísticas *t* em colchetes. * $p < 0,1$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$. Todas as variáveis estão defasadas em um período. N=5253 e Número de firmas=203.

Todas as estimativas incluem um fator macroeconômico. Os instrumentos são a segunda e terceira defasagens.

Fonte: Os autores utilizando o software Stata 14.

dados financeiros foram coletados do software Economática e a quantidade de patentes e marcas desde 1900 foram coletadas do *site* do INPI com base no nome e/ou no CNPJ. A razão para coletar séries longas para o cálculo do estoque de patentes e de marcas é reduzir o viés da causalidade reversa que existe nesse modelo. Empresas com valor de mercado maior podem ter mais acesso a crédito para financiar seus investimentos em ativos intangíveis.

Outras duas estratégias também foram utilizadas para reduzir esse viés. A primeira foi utilizar a característica pré-determinada do passado das variáveis e estimar um modelo estático em que as covariadas são defasadas. As limitações dessa estratégia são a perda da relação contemporânea e a hipótese de uma estrutura de defasagem para as covariadas.

Para superar essas restrições, utiliza-se um modelo em painel dinâmico. A segunda estratégia então é aplicar o método de sistema de momentos generalizados em painel, conhecido como *system* GMM (Arellano & Bover 1995, Blundell & Bond 1998). Essa estratégia permite lidar com mais de uma variável endógena e, ao mesmo tempo, estimar o efeito contemporâneo do capital intangível sobre o valor da empresa. A inclusão da parte autorregressiva captura estruturas complexas de defasagens das covariadas.

Para evitar o viés de variável omitida, visto que a literatura de finanças sugere que muitas outras variáveis são passíveis de impactar o valor das ações, foram sintetizadas 14 variáveis específicas das firmas em quatro conjuntos com três, quatro, cinco e seis fatores por meio da Análise Fatorial. Os resultados mostram que somente o fluxo de intangíveis tem efeito positivo e contemporâneo no valor da empresa. O grau de intangibilidade apresentou conclusões ambíguas. Dessa forma, sugere-se que há a valorização do investimento em intangíveis para a manutenção do capital e da competitividade. A sua acumulação ainda deve ser vista com certa apreensão pelos investidores, devido a esse ativo ser mais opaco e de difícil avaliação quando estocado.

O estoque de marcas apresentou um efeito positivo e significativo nos modelos estáticos e defasados. Isso sugere que o efeito de novas marcas no valor da empresa apresenta um efeito defasado no valor das empresas. Sugere-se que essa defasagem possa ser explicada pelas incertezas que investidores têm sobre o estabelecimento de novas marcas no mercado, isto é, investidores avessos ao risco preferem marcas já reconhecidas.

Assim como é comum na literatura, investimentos que visam o desenvolvimento de novas tecnologias, como estoque de patentes, não apresentou efeito significativo. Esse resultado pode ser reflexo de as firmas em países emergentes pautarem o desenvolvimento tecnológico na imitação e difusão.

Uma possível extensão desse trabalho pode ser feita na direção de se estimar modelos não lineares. No processo de linearização, perde-se informação do nível do capital intangível no cálculo da elasticidade. Por exemplo, computa-se o efeito marginal utilizando a Equação (5) como sendo simplesmente o coeficiente da variável de interesse, β_3 , para o fluxo de intangíveis. Utilizando as Equações (3) e (4), computa-se a mesma elasticidade como

$$\frac{\partial \ln\left(\frac{V_{it}}{T_{it}}\right)}{\partial FIntg_{it}} = \frac{\sigma\theta_3}{1 + \theta_1 Q_{marcas_{it}} + \theta_2 Q_{pat_{it}} + \theta_3 Fintg_{it} + \theta_4 GI_{it}}. \text{ Outra extensão é explorar a heterogeneidade entre os setores da economia.}$$

6 Agradecimentos

Os autores agradecem suporte do CNPq e Fapemig.

Referências Bibliográficas

- Aboody, D. & Lev, B. (1998), 'The value relevance of intangibles: the case of software capitalization', *Journal of Accounting Research* **36**, 161–191.
- Alencar, R. d. & Dalmacio, F. Z. (2006), 'A relevância da informação contábil no processo de avaliação de empresas brasileiras – uma análise dos investimentos em ativos intangíveis e seus efeitos sobre value-relevance do lucro e patrimônio líquido', *Encontro da ANPAD* **30**.
- Arellano, M. & Bond, S. (1991), 'Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations', *The Review of Economic Studies* **58**(2), 277–297.
- Arellano, M. & Bover, O. (1995), 'Another look at the instrumental variable estimation of error-components models', *Journal of Econometrics* **68**(1), 29–51.
- Arrow, K. J. (1971), The economic implications of learning by doing, in 'Readings in the Theory of Growth', Springer, pp. 131–149.
- Belém, V. C. & Marques, M. d. M. (2012), A influência dos ativos intangíveis na rentabilidade do patrimônio líquido das empresas brasileiras, in 'Congresso USP de Controladoria e Contabilidade', Vol. 12.
- Belenzon, S. & Pataconi, A. (2013), 'Innovation and firm value: an investigation of the changing role of patents, 1985-2007', *Research Policy* **42**(8), 1496–1510.
- Blundell, R. & Bond, S. (1998), 'Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models', *Journal of Econometrics* **87**(1), 115–143.
- Bontempi, M. E. & Mairesse, J. (2015), 'Intangible capital and productivity at the firm level: a panel data assessment', *Economics of Innovation and New Technology* **24**(1-2), 22–51.
- Cañibano, L., Garcia-Ayuso, M. & Sanchez, P. (2000), 'Accounting for intangibles: a literature review', *Journal of Accounting Literature* **19**, 102.
- Chauvin, K. W. & Hirschey, M. (1993), 'Advertising, R&D expenditures and the market value of the firm', *Financial Management* pp. 128–140.
- Chen, Y.-S. & Chang, K.-C. (2010), 'The relationship between a firm's patent quality and its market value - the case of US pharmaceutical industry', *Technological Forecasting and Social Change* **77**(1), 20–33.
- Cockburn, I. M. & Griliches, Z. (1987), 'Industry effects and appropriability measures in the stock markets valuation of R&D and patents'.
- da Silva, A., de Souza, T. R. & Klann, R. C. (2017), 'A influência dos ativos intangíveis na relevância da informação contábil', *Revista Contemporânea de Contabilidade* **14**(31), 26–45.

da Silva Junior, O. G. & Pereira, F. F. (2015), 'Ativos intangíveis: pode-se avaliar goodwill e capital intelectual?', *Revista de Ciências Gerenciais* 14(20).

Decker, F., Ensslin, S. R., Reina, D. R. M. & Reina, D. (2013), 'A relação entre os ativos intangíveis e a rentabilidade das ações: um estudo com empresas listadas no índice BOVESPA', *Reuna* 18(4), 75–92.

Fama, E. F. (1970), 'Efficient capital markets: a review of theory and empirical work', *The Journal of Finance* 25(2), 383–417.

Griliches, Z. (1981), 'Market value, R&D, and patents', *Economics Letters* 7(2), 183–187.

Hair, J. F., Black, W. C., Babin, B. J., Anderson, R. E., Tatham, R. L. et al. (1998), *Multivariate Data Analysis*, Vol. 5, Prentice Hall Upper Saddle River, NJ.

Hall, B. H., Jaffe, A. & Trajtenberg, M. (2005), 'Market value and patent citations', *RAND Journal of Economics* pp. 16–38.

Hall, B. H. & Oriani, R. (2006), 'Does the market value R&D investment by European firms? Evidence from a panel of manufacturing firms in France, Germany, and Italy', *International Journal of Industrial Organization* 24(5), 971–993.

Hall, B. H., Thoma, G. & Torrisi, S. (2007), The market value of patents and R&D: evidence from European firms, in 'Academy of Management Proceedings', Vol. 2007, Academy of Management, pp. 1–6.

Hansen, L. P. (1982), 'Large sample properties of generalized method of moments estimators', *Econometrica: Journal of the Econometric Society* pp. 1029–1054.

Jaffe, A. B. (1986), 'Technological opportunity and spillovers of R&D: evidence from firms' patents, profits and market value'.

Johnson, R. A., Wichern, D. W. et al. (2014), *Applied Multivariate Statistical Analysis*, Vol. 4, Prentice-Hall New Jersey.

Kanwar, S. & Hall, B. H. (2015), The market value of R&D in weak innovation regimes: evidence from India, Technical report, National Bureau of Economic Research.

Kayo, E. K. (2002), A estrutura de capital e o risco das empresas tangível e intangível-intensivas: uma contribuição ao estudo da valoração de empresas, PhD thesis, Universidade de São Paulo.

Kayo, E. K., Kimura, H., Martin, D. M. L. & Nakamura, W. T. (2006), 'Ativos intangíveis, ciclo de vida e criação de valor', *Revista de Administração Contemporânea* 10(3), 73–90.

Kayo, E. K., Réa Patrocínio, M. & Leiva Martin, D. M. (2009), 'Intangibilidade e criação de valor em aquisições: o papel moderador do endividamento', *Revista de Administração-RAUSP* 44(1).

- Lev, B. (2000), *Intangibles: Management, Measurement, and Reporting*, Brookings Institution Press.
- Lev, B. & Daum, J. H. (2004), 'The dominance of intangible assets: consequences for enterprise management and corporate reporting', *Measuring Business Excellence* 8(1), 6–17.
- Lima, A. C. & Carmona, C. U. (2011), 'Determinantes da formação do capital intelectual nas empresas produtoras de tecnologia da informação e comunicação', *Revista de Administração Mackenzie* 12(1), 112.
- Lönnqvist, A. & Mettänen, P. (2002), Criteria of sound intellectual capital measures, in 'Proceedings of the 2nd International Workshop on Performance Measurement, Hanover, June', pp. 6–7.
- Magro, C. B. D., da Silva, A., Padilha, D. F. & Klann, R. C. (2015), Relevância dos ativos intangíveis em empresas de tecnologia, in '9º Congresso Iberoamericano de Contabilidade e Gestión', Florianópolis.
- Megna, P. & Klock, M. (1993), 'The impact of intangible capital on Tobin's Q in the semiconductor industry', *The American Economic Review* 83(2), 265–269.
- Mendes Nascimento, E., Cerqueira de Oliveira, M., Marques, V. A. & Venoso Alves da Cunha, J. (2012), 'Ativos intangíveis: análise do impacto do grau de intangibilidade nos indicadores de desempenho empresarial', *Enfoque: Reflexão Contábil* 31(1).
- Nagaoka, S. (2006), 'R&D and market value of Japanese firms in the 1990s', *Journal of the Japanese and International Economies* 20(2), 155–176.
- Nonaka, I. & Takeuchi, H. (2004), *Criação de Conhecimento na Empresa*, Elsevier Brasil.
- Ocean, T. (2015), 'Annual study of intangible asset market value', Disponível em: <<http://www.oceantomo.com/2015/03/04/2015-intangible-asset-market-value-study/>>. Acesso em: 10/09/2015.
- Oliveira, L., Rodrigues, L. L. & Craig, R. (2010), 'Intangible assets and value relevance: evidence from the Portuguese stock exchange', *The British Accounting Review* 42(4), 241–252.
- Pemberton, M. & Rau, N. (2015), *Mathematics for Economists: An Introductory Textbook*, Oxford University Press.
- Penrose, E. T. (2009), *The Theory of the Growth of the Firm*, Oxford University Press.
- Perez, M. M. & Famá, R. (2006), 'Ativos intangíveis e o desempenho empresarial', *Revista Contabilidade & Finanças* 17(40), 7–24.
- Romer, P. M. (1986), 'Increasing returns and long-run growth', *Journal of Political Economy* 94(5), 1002–1037.
- Romer, P. M. (1990), 'Endogenous technological change', *Journal of political Economy* 98(5, Part 2), S71–S102.

Roodman, D. (2006), 'How to do Xtabond2: an introduction to difference and system GMM in Stata'.

Sandner, P. G. & Block, J. (2011), 'The market value of R&D, patents, and trademarks', *Research Policy* **40**(7), 969–985.

Schumpeter, J. A. (2013), *Capitalism, Socialism and Democracy*, Routledge.

Teece, D. J. (2010), 'Technological innovation and the theory of the firm: the role of enterprise-level knowledge, complementarities, and (dynamic) capabilities', *Handbook of the Economics of Innovation* **1**, 679–730.

Teh, C. C., Kayo, E. K. & Kimura, H. (2008), 'Marcas, patentes e criação de valor', *Revista de Administração Mackenzie (Mackenzie Management Review)* **9**(1).

Titman, S. & Wessels, R. (1988), 'The determinants of capital structure choice', *The Journal of Finance* **43**(1), 1–19.

Verbeek, M. & Nijman, T. (1992), 'Testing for selectivity bias in panel data models', *International Economic Review* pp. 681–703.

Wooldridge, J. M. (2010), *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, MIT Press.

Apêndice A Variáveis primitivas das firmas e análise fatorial

Foram operacionalizadas, para cada uma das empresas e para cada um dos anos analisados, 14 variáveis. Essas variáveis são as de maior representatividade nos estudos sobre desempenho das empresas, como pode ser visto em Teh et al. (2008), Perez & Famá (2006), Kayo (2002), Chauvin & Hirschey (1993), Titman & Wessels (1988) e Jaffe (1986). As variáveis e suas respectivas descrições podem ser visualizadas de forma resumida na Tabela 4.

A análise fatorial (AF) foi aplicada sobre as variáveis originais com o objetivo de reduzi-las a um número menor de fatores que pudesse facilitar a interpretação das variáveis latentes e reduzir o problema de multicolinearidade (Johnson et al. 2014). Dessa forma, utilizando o método de componentes principais para extração e o método de rotação Varimax com normalização Kaiser, foi possível descrever e analisar quatro conjuntos de fatores, utilizando o software SPSS 17.0.

A medida de adequabilidade da amostra, obtida pelo teste Kaiser-Meyer-Olkin (KMO), é de 0,573. Esse teste pode ser interpretado como a proporção da variância comum entre todas as variáveis. Não há uma regra consensual sobre o valor mínimo que indicaria a inadequação da análise fatorial. Hair et al. (1998) sugerem que valores acima de 0,50 indicam que a análise fatorial é adequada para o conjunto de variáveis.

O teste de esfericidade de Bartlett que testa a hipótese nula de que as variáveis não são correlacionadas apresentou uma estatística de teste de 28052 (p-valor = 0,000). Desse modo, não há empecilhos para o uso da análise fatorial.

As variáveis foram agrupadas em quatro conjuntos com três, quatro, cinco e seis fatores. As Tabelas A.2 a A.5 apresentam as cargas fatoriais para cada

Tabela A.1: Operacionalização e estatísticas descritivas das variáveis de controle e composição dos fatores

Conj. de fatores				Interpretação	Nome da variável	Operacionalização	Média	Desvio Padrão
3	4	5	6					
1	1	1	1	Tamanho	Ativo total	$\ln(\text{Ativo total})$	13,684	1,859
2					Receita líquida	$\ln(\text{Receita líquida})$	11,344	2,282
1					Patrimônio líquido	$\ln(\text{Patrimônio líquido})$	12,775	2,082
2	2	2	2	Liquidez	Parcela de mercado	Receita líquida da empresa/Receita líquida do setor	0,250	0,308
1	1				Giro	Receita líquida/Ativo total	0,183	0,155
					Liquidez	$(\text{Clientes} + \text{Estoques} - \text{Fornecedores})/\text{Ativo total}$	0,152	0,144
3	3	3	3	Retorno do acionista	Retorno do patrimônio líquido	Lucro líquido/PL	-0,029	1,196
					Multiplicador de alavancagem financeira (MAF)	Ativo total/Patrimônio líquido	5,571	36,823
2	4	4	4	Riscos relacionados ao ativo	Crescimento do ativo permanente	$\ln(\text{Ativo permanente em } t - \text{Ativo permanente em } t - 1) * 100$	0,033	0,185
					Crescimento da receita líquida	$\ln(\text{Receita líquida em } t - \text{Receita líquida em } t - 1) * 100$	0,027	0,488
					Retorno do ativo	Lucro líquido/Ativo total	0,013	0,043
3			5	Riscos relacionados ao passivo	Custo líquido do financiamento	Resultado financeiro/(Empréstimos de CP + LP + Debêntures de CP + LP)	0,128	14,416
2	2	5	6	Singularidades	Singularidade	Despesas com vendas/Receita líquida	0,176	2,416
					Margem líquida	Lucro líquido/Receita líquida	92,906	5694,162

Fonte: Elaboração própria com base nos dados das empresas para o período de 2000 a 2014 utilizando SPSS 17.

conjunto juntamente com a porcentagem da variância explicada pelos fatores. A proporção da variância explicada está entre 44,84% e 63,83%. Observa-se que os componentes de cada fator não apresentam grande variação entre os conjuntos, sendo a maior diferença no menor conjunto.

Propõe-se uma interpretação para os fatores com base nos dois maiores conjuntos e observando que com a redução do número de elementos, de forma geral, há uma agregação de dois ou mais fatores:

Fator 1 – Tamanho da firma. Os coeficientes do logaritmo do ativo total, da receita total e do patrimônio líquido são os componentes com maiores cargas positivas e com valores muito próximos. A parcela de mercado da firma, que reflete seu tamanho frente aos concorrentes, também pertence a esse componente com carga considerável.

Fator 2 – Liquidez. Esse fator congrega a liquidez da empresa em termos do ativo circulante e giro do ativo total.

Fator 3 – Rentabilidade dos sócios. Para tal componente, tem-se que as variáveis de retorno do patrimônio líquido e o multiplicador de alavancagem financeira apresentam as maiores cargas. O segundo componente apresentou sinal negativo.

Fator 4 – Riscos relacionados ao ativo. Esse fator sintetiza a capacidade da firma em fazer crescer suas receitas e patrimônio líquido e, conseqüentemente, aumentar seu retorno.

Fator 5 – Riscos relacionados ao passivo. Esse fator incorpora o risco por meio do custo do financiamento que, apesar de apresentar carga alta, é positiva. A união dos fatores 4 e 5 forma um fator de risco para as empresas quando observamos o conjunto com cinco fatores (Tabela A.4). Nesse conjunto, sua carga é relativamente baixa, mas se mantém positiva.

Fator 6 – Singularidade. Em geral, o esforço de vendas (maiores despesas com vendas) é usado como proxy para singularidade. A análise fatorial revelou que essa variável é positivamente relacionada à margem líquida obtida pela firma também.

Para o terceiro conjunto, a principal diferença comparada com os conjuntos maiores está na composição dos dois primeiros fatores. O logaritmo do ativo total, receita total e patrimônio líquido entram no primeiro fator com carga positiva enquanto que o índice de liquidez tem carga negativa e ligeiramente superior, em valor absoluto, do que a carga que tem no segundo fator, cujo sinal é positivo. A parcela de mercado e Giro forma o segundo fator. Os outros são semelhantes ao conjunto de cinco fatores.

Apêndice B Variáveis primitivas macroeconômicas e análise fatorial

As variáveis relacionadas ao ambiente macroeconômico e suas estatísticas descritivas estão apresentadas na Tabela B.1. Todas as variáveis estão em variações decimais. Elas foram agrupadas em três conjuntos com um, dois e três fatores. O valor do teste Kaiser-Meyer-Olkin (KMO) é 0,514, mostrando que a análise fatorial é adequada na redução da dimensionalidade e, o teste de esfericidade Bartlett mostra uma estatística de 64,36 (p-valor = 0,000) rejeitando a hipótese nula de que essas variáveis não são correlacionadas.

A Tabela B.2 mostra o primeiro conjunto com um único fator. A taxa de juros e desemprego apresentam as maiores cargas fatoriais com sinal positivo. O

Tabela A.2: Matriz fatorial rotacionadas pelo método VARI-MAX para o conjunto de três fatores

Variáveis	Componentes		
	1	2	3
ln(Ativo total)	0,950	0,180	0,083
ln(Patrimônio líquido)	0,901	0,158	0,251
Liquidez	-0,648	0,414	0,161
ln(Receita líquida)	0,580	0,684	0,140
Giro	-0,551	0,671	0,145
Market share	0,115	0,612	0,048
Crescimento da receita líquida	-0,004	0,266	0,127
Singularidade	-0,023	-0,209	0,067
Margem líquida	0,012	-0,118	0,029
Retorno do patrimônio líquido	0,015	-0,154	0,842
MAF	-0,058	0,182	-0,765
Retorno do ativo	0,035	0,208	0,504
Crescimento do ativo permanente	0,022	0,058	0,150
Custo líquido do financiamento	0,000	-0,004	0,040
Variância explicada acumulada (%)	19,950	32,467	44,849

Fonte: Os autores utilizando o software SPSS 17.

Tabela A.3: Matriz fatorial rotacionadas pelo método VARIMAX para o conjunto de quatro fatores

Variáveis	Componentes			
	1	2	3	4
ln(Ativo total)	0,965	0,089	0,034	0,029
ln(Patrimônio líquido)	0,921	0,088	0,205	0,055
ln(Receita líquida)	0,650	0,634	0,056	0,079
Liquidez	-0,596	0,502	0,153	0,029
Giro	-0,476	0,735	0,096	0,094
Market share	0,178	0,624	0,014	-0,031
Singularidade	-0,044	-0,239	0,037	0,154
Margem líquida	0,002	-0,114	0,042	-0,014
Retorno do patrimônio líquido	0,035	-0,070	0,856	0,106
MAF	-0,075	0,071	-0,830	0,066
Crescimento do ativo permanente	0,021	-0,093	-0,061	0,690
Crescimento da receita líquida	0,016	0,138	-0,073	0,609
Retorno do ativo	0,066	0,132	0,331	0,583
Custo líquido do financiamento	-0,001	-0,027	0,006	0,117
Variância explicada acumulada (%)	20,223	32,541	44,127	53,125

Fonte: Os autores utilizando o software SPSS 17.

Tabela A.4: Matriz fatorial rotacionadas pelo método VARIMAX para o conjunto de cinco fatores

Variáveis	Componentes				
	1	2	3	4	5
ln(Ativo total)	0,878	-0,413	0,038	0,034	0,028
ln(Receita líquida)	0,875	0,192	-0,001	0,065	-0,164
ln(Patrimônio líquido)	0,849	-0,369	0,207	0,058	0,038
Market share	0,491	0,458	-0,077	-0,053	0,048
Giro	-0,018	0,888	-0,013	0,062	-0,052
Liquidez	-0,239	0,759	0,071	0,004	-0,022
Retorno do patrimônio líquido	0,031	0,023	0,863	0,104	0,014
MAF	-0,055	0,017	-0,844	0,067	0,043
Crescimento do ativo permanente	-0,022	-0,067	-0,050	0,693	0,041
Crescimento da receita líquida	0,032	0,041	-0,036	0,612	-0,446
Retorno do ativo	0,174	0,177	0,288	0,572	0,211
Custo líquido do financiamento	-0,001	-0,001	-0,001	0,116	0,096
Singularidade	-0,063	-0,036	-0,022	0,147	0,753
Margem líquida	0,006	-0,006	-0,001	-0,020	0,483
Variância explicada acumulada (%)	18,544	32,527	43,956	52,871	60,658

Fonte: Os autores utilizando o software SPSS 17.

Tabela A.5: Matriz fatorial rotacionadas pelo método VARIMAX para o conjunto de seis fatores

Variáveis	Componentes					
	1	2	3	4	5	6
ln(Ativo total)	0,879	-0,411	0,038	0,031	0,017	0,029
ln(Receita líquida)	0,875	0,194	-0,001	0,070	0,018	-0,161
ln(Patrimônio líquido)	0,850	-0,367	0,206	0,053	0,028	0,040
Market share	0,491	0,460	-0,076	-0,042	-0,107	0,052
Giro	-0,020	0,888	-0,013	0,063	0,013	-0,049
Liquidez	-0,240	0,758	0,071	0,001	0,026	-0,023
Retorno do patrimônio líquido	0,031	0,024	0,863	0,100	0,019	0,019
MAF	-0,056	0,017	-0,845	0,063	0,039	0,044
Crescimento do ativo permanente	-0,021	-0,066	-0,045	0,710	-0,116	0,084
Crescimento da receita líquida	0,032	0,042	-0,035	0,628	0,066	-0,418
Retorno do ativo	0,174	0,177	0,288	0,545	0,165	0,231
Custo líquido do financiamento	-0,005	-0,005	-0,019	-0,008	0,960	0,045
Singularidade	-0,063	-0,036	-0,019	0,129	-0,117	0,767
Margem líquida	0,005	-0,006	-0,003	-0,056	0,116	0,475
Variância explicada acumulada (%)	18,562	32,533	43,961	52,848	60,057	67,830

Fonte: Os autores utilizando o software SPSS 17.

crescimento do PIB também apresenta carga positiva, mas substancialmente menor. A taxa de inflação e variação do câmbio têm cargas negativas e próximas de zero. A variância explicada pelo fator é de 39,1%.

No conjunto dois, exposto na Tabela B.3, o primeiro fator ainda é composto pela taxa de juros e desemprego e as outras variáveis compõem o segundo fator. Somente a carga fatorial da variação do câmbio é negativa e próxima de zero. Esses dois fatores conseguem explicar 61,29% da variância.

O terceiro conjunto (Tabela B.4) é semelhante ao segundo e a única diferente está na separação da variação cambial em um terceiro fator. A variância explicada por esses três fatores é de 80,75%.

Tabela B.1: Estatísticas descritivas das variáveis macroeconômicas

Variáveis	Média	Desvio padrão
Taxa de desemprego	0,101	0,015
Variação do câmbio	0,007	0,091
Taxa de inflação (IPCA)	0,016	0,010
Taxa básica de juros (Selic)	0,033	0,010
Crescimento do PIB	0,033	0,024

Fonte: Os autores utilizando o software SPSS 17.

Tabela B.2: Matriz fatorial rotacionadas pelo método VARIMAX para o conjunto de um fator

Variáveis	Componente
Taxa de juros	0,924
Taxa de desemprego	0,895
Crescimento do PIB	0,510
Taxa de inflação	-0,181
Variação do câmbio	-0,084
Variância explicada acumulada (%)	39,091

Fonte: Os autores utilizando o software SPSS 17.

Tabela B.3: Matriz fatorial rotacionadas pelo método VARIMAX para o conjunto de dois fatores

Variáveis	Componentes	
	1	2
Taxa de juros	0,930	0,079
Taxa de desemprego	0,907	0,051
Crescimento do PIB	-0,266	0,772
Taxa de inflação	0,379	0,621
Variação do câmbio	-0,092	-0,404
Variância explicada acumulada (%)	39,091	61,291

Fonte: Os autores utilizando o software SPSS 17.

Tabela B.4: Matriz fatorial rotacionadas pelo método VARIMAX para o conjunto de três fatores

Variáveis	Componentes		
	1	2	3
Taxa de juros	0,940	0,026	0,013
Taxa de desemprego	0,906	-0,032	-0,057
Crescimento do PIB	-0,179	0,871	0,050
Taxa de inflação	0,429	0,585	-0,142
Variação do câmbio	-0,029	-0,025	0,993
Variância explicada acumulada (%)	38,454	60,491	80,749

Fonte: Os autores utilizando o software SPSS 17.

Informações aos autores

Objetivo e Escopo

A ECONOMIA APLICADA é uma publicação trimestral do Departamento de Economia da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto da Universidade de São Paulo, com uma linha editorial voltada exclusivamente para artigos científicos em economia aplicada. Tem por foco a publicação de trabalhos de análise econômica aplicada a problemas específicos, tanto de interesse do setor público como privado, e que contenham, particularmente, estudos quantitativos, cujos resultados possam aproximar a teoria da realidade. A interação entre trabalho empírico e teoria, análise e política econômica é, portanto, um importante diferencial da revista. A revista ECONOMIA APLICADA coloca-se como um espaço aberto para toda a comunidade acadêmica, nacional e internacional.

Política Editorial

Os artigos submetidos são avaliados inicialmente pelos Editores quanto a sua adequação à linha editorial da Revista. Uma vez aceita a submissão, o artigo é encaminhado para avaliação por pareceristas designados pelos Editores, no sistema double-blind.

Apresentação de Artigos

Os artigos submetidos para avaliação devem obedecer às seguintes normas:

1. Apresentar ineditismos no país e no exterior
2. Na primeira página devem constar o título do artigo, nome dos autores com endereço para contato e afiliação institucional, resumo com até 100 palavras em português e inglês, palavras chave, em português e inglês e classificação JEL.
3. Na versão para “avaliação”, basta um arquivo no formato pdf com todas as equações, tabelas e figuras no corpo do texto, e referências no final.
4. Caso o artigo venha a ser aceito para publicação, a equipe da revista contatará os editores para as atividades de editoração. Nessa ocasião serão requeridos os seguintes arquivos:
 - Arquivo fonte no formato \LaTeX .
 - Arquivo de referências bibliográficas no padrão \BibTeX .
 - Arquivo com as figuras em formato TIFF ou EPS.
 - Planilha eletrônica com todas as tabelas.

Responsabilidade e Direitos Autorais

Os autores que submeterem ou tiverem o artigo aceito para publicação na Revista ECONOMIA APLICADA declaram:

- Ter participado da concepção do artigo para tornarem públicas suas responsabilidades pelos seus conteúdos, que não omitiram quaisquer ligações ou acordos de financiamento entre autores e companhias que possam ter interesse na publicação deste artigo.
- Que o manuscrito é inédito e que o artigo, em parte ou na íntegra, ou qualquer outro artigo com conteúdo substancialmente similar, de sua autoria, não foi enviado à outra revista e não o será enquanto sua publicação estiver sendo considerada pela revista ECONOMIA APLICADA, que seja no formato impresso ou no eletrônico, exceto o descrito em anexo.
- Que a revista ECONOMIA APLICADA passa a ter os direitos autorais para a veiculação dos artigos, tanto em formato impresso como eletrônico a eles referentes, os quais se tornarão propriedade exclusiva da ECONOMIA APLICADA. É permitida a reprodução total ou parcial dos artigos desta revista, desde que seja explicitamente citada a fonte completa.

ISSN 1980-5330

Editor

Eliezer Martins Diniz

Associate Editors

Angelo Costa Gurgel Lízia de Figueirêdo
Renato Nunes de Lima Seixas Reynaldo Fernandes
Sergio Naruhiko Sakurai

Editorial Board

Affonso Celso Pastore USP	Antônio Barros de Castro UFRJ
Cássio F. Camargo Rolim UFPR	Cláudio Monteiro Considera UFF
Clélio Campolina Diniz CEDEPLAR	Denisard C. de Oliveira Alves USP
Eleutério F. S. Prado USP	Fernando de Holanda Barbosa FGV-UFF
Francisco Anuatti Neto USP/RP	Geoffrey J. D. Hewings University of Illinois
Geraldo Sant'ana de Camargo Barros ESALQ/USP	Gustavo Maia Gomes IPEA
José Marcelino da Costa NAEA/PA	José A. Scheinkman Princeton University
Marcelo Portugal UFRGS	Maria José Willumsen Florida International University
Márcio Gomes Pinto Garcia PUC/RJ	Mário Luiz Possas UFRJ
Paulo César Coutinho UnB	Paulo Nogueira Batista Júnior FGV/SP
Pierre Perron Boston University	Pedro Cesar Dutra Fonseca UFRGS
Ricardo R. Araújo Lima UnB	Robert E. Evenson Yale University
Roberto Smith UFCE	Rodolfo Hoffmann ESALQ/USP
Rogério Studart UFRJ	Russell E. Smith Washburn University
Sérgio Werlang FGV/RJ	Tomás Málaga FGV/SP
Victor Bulmer-Thomas University of London	Wilson Suzigan Unicamp