



ECONOMIA APLICADA

BRAZILIAN JOURNAL OF APPLIED ECONOMICS

Vol. 21 – nº 3

Julho – Setembro 2017

ARTIGOS

**O Papel da China no Crescimento da Economia Brasileira: uma
Análise Contrafactual da Hipótese do *Export-Led Growth***
Edson Roberto Vieira, Clésio Lourenço Xavier

**Macroeconomic and Generational Impacts of Fiscal Devaluation: An
application for the Brazilian case**
Carlos Eduardo de Freitas, Nelson Leitão Paes

**Dívida Pública e Crescimento Econômico: Testes da Hipótese de
Reinhart e Rogoff**
Octavio A. F. Tourinho, Rafael Sangoi

**O Impacto da Nova Lei de Falências no Mercado de Crédito
Brasileiro**

Klênio Barbosa, André Carraro, Regis A. Ely, Felipe Garcia Ribeiro

A Eficiência do Consumo Residencial de Energia Elétrica no Brasil
Thiago Costa Soares, Luckas Sabioni Lopes, Dênis Antônio da Cunha

**Os Determinantes do Aprendizado com Dados de um Painel de
Escolas do SAEB**

Ana Maria de Paiva Franco, Naercio Aquino Menezes Filho

**Short and Intermediate-Term Price Performance of Unseasoned
Issues**

Muhammad Zubair Mumtaz, Zachary Alexander Smith

ECONOMIA FEA-RP/USP



ECONOMIA APLICADA

Vol. 21 – nº 3 Julho – Setembro 2017

PAPERS

China's role in the growth of the brazilian economy: a counterfactual analysis of the export-led growth hypothesis

Edson Roberto Vieira, Clésio Lourenço Xavier

Macroeconomic and generational impacts of fiscal devaluation: an application for the brazilian case

Carlos Eduardo de Freitas, Nelson Leitão Paes

Public debt and economic growth: tests of the Reinhart-Rogoff hypothesis

Octavio A. F. Tourinho, Rafael Sangoi

Impact of the new bankruptcy law in the brazilian credit market

Klênio Barbosa, André Carraro, Regis A. Ely, Felipe Garcia Ribeiro

The residential electricity consumption and energy efficiency in Brazil

Thiago Costa Soares, Luckas Sabioni Lopes, Dênis Antônio da Cunha

The learning determinants with data from a SAEB panel of schools

Ana Maria de Paiva Franco, Naercio Aquino Menezes Filho

Short and intermediate-term price performance of unseasoned issues

Muhammad Zubair Mumtaz, Zachary Alexander Smith

ISSN 1413-8050



9 771413 805001

APOIO:



Ministério
da Educação

Ministério da
Ciência e Tecnologia



ECONOMIA APLICADA

Vol. 21 – nº 3

Julho – Setembro 2017

Editor

Eliezer Martins Diniz

Editores Associados

Angelo Costa Gurgel

Renato Nunes de Lima Seixas

Sergio Naruhiko Sakurai

Lízia de Figueirêdo

Reynaldo Fernandes

Conselho Editorial

Affonso Celso Pastore

USP

Cássio F. Camargo Rolim

UFPR

Clélio Campolina Diniz

CEDEPLAR

Eleutério F. S. Prado

USP

Francisco Anuatti Neto

USP/RP

Geraldo Sant'ana de Camargo Barros

ESALQ/USP

José Marcelino da Costa

NAEA/PA

Marcelo Portugal

UFRGS

Márcio Gomes Pinto Garcia

PUC/ RJ

Paulo César Coutinho

UnB

Pierre Perron

Boston University

Ricardo R. Araújo Lima

UnB

Roberto Smith

UFCE

Rogério Studart

UFRJ

Sérgio Werlang

FGV/RJ

Victor Bulmer-Thomas

University of London

Antônio Barros de Castro

UFRJ

Cláudio Monteiro Considera

UFF

Denisard C. de Oliveira Alves

USP

Fernando de Holanda Barbosa

FGV-UFF

Geoffrey J. D. Hewings

University of Illinois

Gustavo Maia Gomes

IPEA

José A. Scheinkman

Princeton University

Maria José Willumsen

Florida International University

Mário Luiz Possas

UFRJ

Paulo Nogueira Batista Júnior

FGV/SP

Pedro Cesar Dutra Fonseca

UFRGS

Robert E. Evenson

Yale University

Rodolfo Hoffmann

ESALQ/USP

Russell E. Smith

Washburn University

Tomás Málaga

FGV/SP

Wilson Suzigan

Unicamp



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

Secretaria e Divulgação: Marlene Dietrich

Capa: Christof Gunkel

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

Diagramação: Arthur Della Vecchia

Endereço

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

Avenida do Bandeirantes, 3900, Ribeirão Preto, SP.

CEP 14040-905

Telefone: (0xx16) 3315-0407

E-mail: revecap@usp.br

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

Assinaturas

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

*inclui custos de postagem

FICHA CATALOGRÁFICA

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

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

Trimestral

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

ISSN 1413-8050

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

CDD 22.ed – 330.

ECONOMIA APLICADA

Vol. 21 – nº 3

Julho – Setembro 2017

ARTIGOS

- 387 **O Papel da China no Crescimento da Economia Brasileira: uma Análise Contrafactual da Hipótese do *Export-Led Growth***
Edson Roberto Vieira , Clésio Lourenço Xavier
- 417 **Macroeconomic and Generational Impacts of Fiscal Devaluation: An application for the Brazilian case**
Carlos Eduardo de Freitas , Nelson Leitão Paes
- 437 **Dívida Pública e Crescimento Econômico: Testes da Hipótese de Reinhart e Rogoff**
Octavio A. F. Tourinho , Rafael Sangoi
- 469 **O Impacto da Nova Lei de Falências no Mercado de Crédito Brasileiro**
Klênio Barbosa , André Carraro , Regis A. Ely , Felipe Garcia Ribeiro
- 503 **A Eficiência do Consumo Residencial de Energia Elétrica no Brasil**
Thiago Costa Soares , Luckas Sabioni Lopes , Dênis Antônio da Cunha
- 525 **Os Determinantes do Aprendizado com Dados de um Painel de Escolas do SAEB**
Ana Maria de Paiva Franco , Naercio Aquino Menezes Filho
- 549 **Short and Intermediate-Term Price Performance of Unseasoned Issues**
Muhammad Zubair Mumtaz , Zachary Alexander Smith

O PAPEL DA CHINA NO CRESCIMENTO DA ECONOMIA BRASILEIRA: UMA ANÁLISE CONTRAFACTUAL DA HIPÓTESE DO *EXPORT-LED GROWTH*

EDSON ROBERTO VIEIRA *
CLÉSIO LOURENÇO XAVIER †

Resumo

Este trabalho testa a hipótese do *export-led growth* para o Brasil e verifica se o resultado tem relação com o crescimento das exportações do país para a China. Foi realizada uma análise contrafactual pelo método de controle sintético para estudos comparativos e procedidas as aplicações dos testes de cointegração de Johansen e de causalidade de Granger. Os resultados encontrados sugerem que a evolução das exportações domésticas nos anos recentes está relacionada com as importações de produtos brasileiros pela China e que o crescimento econômico do Brasil já era liderado pelas exportações antes mesmo de o país asiático se tornar seu principal mercado.

Palavras-chave: *Export-led growth*; Brasil-China; Crescimento Econômico; Análise contrafactual.

Abstract

The objective of this paper is to test if the export-led growth hypothesis is valid for Brazil and if the result found is related to the growth of Brazilian exports to China. A counterfactual analysis was performed by the synthetic control methods to comparative case studies and the Johansen cointegration method and the Granger causality test were applied. The results suggest that the evolution of domestic exports in recent years is closely related to China's imports of Brazilian products and that Brazil's economic growth was already led by exports even before China became its main foreign market.

Keywords: Export-led growth; Brazil-China; Economic growth; Counterfactual analysis.

JEL classification: I15, I32, I38

DOI: <http://dx.doi.org/10.11606/1413-8050/ea112558>

* Professor Adjunto da Universidade Federal de Goiás. E-mail: er_vieira@hotmail.com.

† Professor Adjunto da Universidade Federal de Uberlândia. E-mail: clesio@ufu.br.

1 Introdução

Muito se tem discutido sobre as contribuições diretas e indiretas das exportações para o aumento do produto e a geração de emprego e renda na economia de um país. Argumenta-se que a evolução das exportações gera externalidades positivas para uma economia, podendo redundar na geração de economias de escala, no incentivo à utilização de novas tecnologias e de técnicas de produção que geram crescimento da produtividade e o desenvolvimento de novos produtos e serviços capazes de concorrer no mercado internacional, contribuindo ativamente para a geração de empregos não apenas nesses setores, mas também em outros que produzem bens e serviços intermediários. Defende-se também que a elevação das exportações contribui para reduzir as pressões sobre o balanço de pagamentos e para a constituição de reservas cambiais, cooperando para reduzir as vulnerabilidades externas do país, redundando em um ambiente mais amigável ao crescimento econômico.

Essas discussões residem no foco da chamada hipótese do *export-led growth*. Tal hipótese ganhou destaque a partir do final dos anos 1970, em substituição ao paradigma do processo de substituição de importações, que predominava em termos das recomendações de políticas de desenvolvimento, especialmente nos países da América Latina.

Os pioneiros na defesa da hipótese do *export-led growth* foram Beckerman (1997) e Kaldor (1970). A perspectiva de Beckerman (1997) é a de que o aumento das exportações impacta positivamente a economia, especialmente por conta dos ganhos de economias de escala, que geram elevação da produtividade e aumentam a competição via preços. A análise de Kaldor (1970), por sua vez, pressupõe que a mola propulsora do crescimento econômico capitalista é a demanda, sendo as exportações seu mais importante componente. A expansão das exportações causaria o aumento da competitividade, como resultado de retornos crescentes na produção industrial, dando origem a um ciclo virtuoso, que tornaria as exportações ainda mais competitivas, e assim por diante.

Dixon (1975) fizeram a formalização algébrica do modelo de Kaldor, conhecida como modelo de crescimento cumulativo, que leva em conta variáveis como a taxa de crescimento da produção regional, a taxa de crescimento das exportações regionais, a produtividade do trabalho, a taxa de crescimento do produto e o denominado coeficiente de Verdoorn – uma medida do grau em que a taxa de crescimento da produtividade é induzida pela taxa de crescimento do produto.

Mckinnon (1964) ressaltou que a expansão das exportações é uma das fontes mais importantes de geração de moeda estrangeira no país, que pode ser utilizada para aliviar a pressão sobre o balanço de pagamentos e reduzir o impacto dos choques externos sobre a economia doméstica, melhorando a capacidade do país de importar os bens intermediários indisponíveis no mercado interno, o que conduziria, por sua vez, ao crescimento econômico.

Nessa mesma linha, Thirlwall (1979) sugere que uma possível explicação para as diferenças entre as taxas de crescimento dos países reside nas restrições sobre a demanda, salientando que a taxa de crescimento de um país aproxima-se da taxa de crescimento das suas exportações, dividida pela elasticidade-renda da demanda das importações, o que o autor chama de taxa de crescimento de equilíbrio do balanço de pagamentos.

Feder (1983), por seu turno, postula que as exportações contribuem para

o crescimento econômico de várias maneiras: (i) geram maior utilização da capacidade instalada e economias de escala e (ii) propiciam a concorrência das empresas domésticas no mercado internacional, incentivando a intensificação tecnológica, promovendo uma gestão mais eficiente dos recursos produtivos, o que eleva a produtividade da economia e aumenta a oferta de empregos de maior qualificação.

Leichenko & Coulson (1999) chamam a atenção para o suporte dado à hipótese do *export-led growth* pela teoria do crescimento endógeno, fornecendo explicações para o crescimento econômico baseado na existência de externalidades associadas ao investimento em conhecimento, capital humano e desenvolvimento de novos produtos. Grossman & Helpman (1991) salientam o papel do investimento em P&D para o desenvolvimento de novos produtos; Romer (1990) destaca que o desenvolvimento de novos insumos produtivos também depende do investimento em P&D; e autores como Young (1991) e Brezis et al. (1993) enfatizam a contribuição do aprendizado adquirido (*learning-by-doing*) com as exportações para a economia do país.

Palley (2011) ressalta que os argumentos em favor da hipótese do *export-led growth* se assentam em mais duas perspectivas: a primeira baseia-se na ideia de Hecksher–Ohlin–Samuelson acerca dos ganhos do comércio oriundos da existência de diferenças das relações de capital e trabalho entre os países (Ohlin 1933, Samuelson 1948, Dornbusch et al. 1980) e a segunda refere-se aos benefícios da abertura econômica para controle do chamado *rent seeking*, problema que estaria associado ao processo de substituição de importações (Krueger 1974).

Bahmani-Oskooee et al. (2005) dão suporte tanto à defesa de que as exportações causam o crescimento econômico, quanto à perspectiva de que é o crescimento que causa as exportações. Essa relação de causalidade bilateral decorreria, de um lado, do incremento da produção doméstica, ocorrido em razão do efeito multiplicador das exportações e, de outro, do aumento das exportações que teria lugar em função da redução dos custos redundantes de economias de escala obtidas com o próprio incremento das exportações. Essa última perspectiva vai de encontro ao postulado por Vernon (1966), que focalizou o canal oposto de causalidade entre as exportações e o crescimento econômico, dando indicações de que esse crescimento aumenta a produtividade interna e, por conseguinte, as exportações.

A implementação de políticas estratégicas orientadas para as exportações por alguns países parece dar força ao argumento do *export-led growth*. De acordo com os trabalhos de Nimgaonkar (2009), Palley (2011) e Zhou (2015), esse movimento pode ser dividido em quatro fases. A primeira fase teria ocorrido entre 1945 e 1970, com o crescimento industrial da Alemanha e do Japão impulsionado pelas exportações, que teriam sido beneficiadas pela prática de taxas de câmbio desvalorizadas¹ e pela ajuda dos EUA em prol da reconstrução dos países atingidos pela Segunda Grande Guerra em resposta à Guerra Fria. A segunda fase envolveu os Tigres Asiáticos (Coreia do Sul, Hong Kong, Singapura e Taiwan) nos anos 1970 e 1980, cujas exportações teriam sido estimuladas não só pelo câmbio desvalorizado, mas também pela

¹ Boltho (2011) mostra mais detalhes de como o *deutschmark* e o *yen* foram mantidos em níveis suficientemente competitivos e capazes de gerar um ciclo virtuoso de crescimento das exportações, dos investimentos e do crescimento econômico nas economias desses dois países durante a *Golden Age* (1945-1973).

adoção de várias políticas orientadas para as exportações², tendo em conta a necessidade de aquisição de tecnologias estrangeiras no âmbito do planejamento estratégico desses países. A terceira fase seria válida tanto para os países do Sudeste da Ásia (Tailândia, Malásia e Indonésia)³, quanto para os da América Latina (especialmente para o México) nos anos 1980 e 1990. A principal mudança em relação à segunda fase é que esses países se transformaram em plataformas de exportação para multinacionais estrangeiras, em vez de desenvolverem a sua própria capacidade industrial. Essa nova estratégia foi viabilizada pelo aumento da mobilidade da tecnologia e do capital entre os países, e suas principais características referem-se à integração no bojo da economia global, à utilização de taxas de câmbio desvalorizadas e ao custo de mão de obra relativamente baixo, com o objetivo de aumentar a competitividade externa e, com isso, atrair o investimento estrangeiro direto das multinacionais, com a produção voltada para as exportações. A quarta e última fase amplia as características da terceira fase, mas com importantes e significativos ajustes: caracteriza-se por um envolvimento global assimétrico, com a China mantendo maiores tarifas sobre suas importações; por uma política cambial administrada que manteve o câmbio desvalorizado; pelo controle de capitais; por uma estratégia voltada para a construção de uma base tecnológica (nacional) via compartilhamento forçado de tecnologia; pelo estímulo à entrada de investimento estrangeiro direto; e por *joint ventures* (nas quais as empresas multinacionais podem ser acionistas minoritários). Os principais exemplos dessa nova abordagem voltada para a transferência de tecnologia são os setores bancário e automotivo da China⁴.

Essa última fase envolve diretamente o Brasil, que se tornou um grande exportador de alimentos e insumos básicos para a China, impulsionado pelo grande crescimento da demanda de importações daquele país. Um ano antes do seu ingresso na Organização Mundial do Comércio – OMC, ocorrido em 2001, a China detinha menos de 2,0% do total das exportações do Brasil; nove anos depois foi alçada ao posto de maior parceiro comercial do país; e em 2013 detinha quase 19,0% de suas exportações totais. Esse processo parece ter contribuído para aumentar as exportações brasileiras nos últimos anos. Informações do *World Development Indicators* evidenciam que essas exportações saltaram de US\$ 54,7 bilhões, em 2000, para US\$ 282 bilhões em 2013, tendo apresentado variação superior à da média mundial em onze dos quatorze anos seguintes ao de 2000 e elevado sua participação no PIB brasileiro de 9,98% para 12,55% nesse período. Ademais, um movimento adicional das exportações brasileiras é digno de registro: junto ao crescimento das exportações, assistiu-se a uma redução da participação dos produtos de maior valor agregado na sua pauta⁵.

²O histórico Coreia do Sul é emblemático para ilustrar algumas das políticas orientadas para as exportações que foram implementadas nos Tigres Asiáticos. A ideologia do “*Export First*”, adotada no país durante seu Plano de Desenvolvimento Econômico Quinquenal, relativo ao período 1962-66, envolveu vários suportes administrativos, sistemas de tarifas preferenciais e crédito subsidiado para os setores exportadores, cujos resultados foram expressivos para as exportações e para o crescimento da economia nas duas décadas seguintes (Hutchison 1987, Kang & Kennedy 2009).

³Para uma análise detalhada acerca do *export-led growth* nos países do Sudeste da Ásia, ver Nimgaonkar (2009).

⁴Mais detalhes sobre as políticas orientadas para as exportações adotadas pela China podem ser encontrados em Nimgaonkar (2009), Palley (2011), Sheng & Geng (2012) e Hong (2012).

⁵Mais detalhes sobre esses dados podem ser obtidos nos Apêndices de A até F, dispostos ao

Isso tudo suscita a busca de respostas para algumas questões fundamentais do ponto de vista do crescimento da economia doméstica, a saber: as exportações têm contribuição efetiva para o crescimento da economia brasileira, sendo a hipótese do *export-led growth* válida para o Brasil? O aumento da participação da China no total das exportações brasileiras alterou a importância dessas exportações na explicação do crescimento econômico doméstico?

Nessa perspectiva, o objetivo desse trabalho é testar se a hipótese do *export-led growth* é válida para o Brasil no período 1983-2013 e se o resultado encontrado tem relação com o crescimento das exportações do país para a China. Para tanto, procedeu-se à aplicação do método de cointegração de *Johansen* e do teste de causalidade de Granger sobre um modelo básico contendo as exportações e o PIB do Brasil. Para examinar se os resultados encontrados sofreram influência das exportações do Brasil para a China, foi utilizado o método de controle sintético para estudos comparativos, construindo-se um grupo não exposto ao aumento da participação da China no total de suas exportações para comparação com os dados nacionais.

Neste trabalho, além desta introdução e da conclusão, tem-se a Seção 2, na qual foram apresentados vários trabalhos empíricos sobre a hipótese do *export-led growth*; a Seção 3, que detalha a metodologia empírica e os dados utilizados no trabalho; e a Seção 4, cujo enfoque são os resultados empíricos encontrados.

2 O Enfoque Empírico da Hipótese do *Export-Led Growth*

Vários trabalhos empíricos têm buscado testar e comprovar a hipótese do *export-led growth*. Estudos de caso realizados dos anos 1970 até meados dos anos 1990, como os de Krueger (1978), Bhagwati (1978), Balassa (1978), Balassa (1982), Chouw (1987) e Michaely et al. (1991) encontraram evidências de que as estratégias de crescimento econômico orientadas para as exportações estariam associadas a taxas de crescimento relativamente altas no longo prazo, apresentando resultados melhores do que aquelas que se baseavam na substituição de importações.

Estudos mais recentes, realizados com novas e modernas técnicas econômicas, também têm indicado a validade da hipótese do *export-led growth*. A Tabela 1 apresenta vários trabalhos que parecem confirmar a hipótese do *export-led growth* para todos os países analisados. Os principais métodos de estimação que têm sido utilizados nesses trabalhos são as técnicas de análise de cointegração (especialmente o teste de *Johansen* e o *Autoregressive Distributed Lag -ARDL*) juntamente com os testes de causalidade (como os de *Granger* e o *Modified Wald Causality Test – MWALD*), havendo também aqueles que utilizam apenas o método *ARDL* ou modelos VAR com funções impulso-resposta e análise da decomposição da variância. Nos modelos, em geral, são utilizadas como variáveis de estudo o PIB e as exportações, mas, como ver-se-á abaixo, são consideradas também outras variáveis, tais quais a taxa de câmbio, importações, termos de comércio e grau de abertura da economia. Em alguns trabalhos, as exportações também são inseridas no bojo de funções de produção, sendo tomadas como um fator de produção, juntamente com o capital e o trabalho.

Por outro lado, com a revisão de cerca de cento e cinquenta estudos, que utilizaram diferentes metodologias (coeficientes de correlação *cross-section*, mínimos quadrados para dados *cross-section* e séries temporais), Giles & Williams (2000) concluíram que não há consenso em relação aos resultados encontrados nos trabalhos acerca da validade da hipótese do *export-led growth*, especialmente dos estudos econométricos que utilizam técnicas não casualistas para examinar a relação de causação entre as exportações e o crescimento econômico. Bhagwati (2002) também questionam a validade da hipótese do *export-led growth*, por conta dos diferentes períodos escolhidos para análise, pela utilização de amostras distintas e em razão da diversidade das *proxies* utilizadas em cada trabalho que aborda o assunto. Edwards (1993) critica estudos, como os de Balassa (1978), Balassa (1982) e de Michaely et al. (1991), por fazerem uso de bases teóricas fracas, postulando que as exportações deveriam ser consideradas como um fator de produção adicional, no bojo de uma função de produção neoclássica para uma economia aberta.

No caso específico da economia brasileira, Oliveira et al. (2006) apontaram que a hipótese do *export-led growth* foi parcialmente confirmada para o país durante o período de 1976 a 2000; por meio do uso do teste não paramétrico de Kolmogorov-Smirnov e de dados de um grupo de empresas entre 1997 e 2003, Hidalgo & Mata (2009) indicaram haver relações positivas entre as exportações e o aumento da produtividade das empresas locais exportadoras vis-à-vis as não exportadoras; Maneschiold (2008) analisou a validade da hipótese do *export-led growth* para a Argentina, Brasil e México utilizando o método de *Johansen* e o teste de causalidade de *Granger* para verificar a relação entre a taxa de crescimento e as exportações desses países. Os dados para a Argentina cobriram o período do primeiro trimestre de 1993 ao primeiro trimestre de 2006, os do Brasil do primeiro trimestre de 1991 ao primeiro trimestre de 2006 e os do México do período do primeiro trimestre de 1980 ao primeiro trimestre de 2006. O autor encontrou resultados que deram suporte à hipótese do *export-led growth* para os três países nos períodos analisados; e, a despeito de não terem alcançado resultados robustos, Silva (2010) utilizaram a técnica dos vetores autorregressivos para sugerir que o aumento das exportações brasileiras impacta de maneira positiva a produtividade, para uma taxa de câmbio constante, especialmente para a indústria de transformação, para a qual os autores afirmaram ter sido parcialmente comprovada a hipóteses do *export-led growth*.

Em suma, ainda que alguns trabalhos não tenham efetivamente comprovado a hipótese do *export-led growth*, vários outros sugerem que tal hipótese é válida, sendo esta sugestão extensiva ao caso brasileiro. Isso acaba por reforçar a importância de estudos como o proposto por este trabalho, cujos resultados, além de testar novamente a validade da hipótese do *export-led growth* para a economia brasileira, podem, sobretudo, ajudar a compreender o papel da China nesse processo. Em outras palavras, os resultados encontrados aqui acrescentam novos elementos à literatura acerca da hipótese do *export-led growth* para o Brasil, adicionando especificamente a análise das possíveis contribuições da China sobre esse processo. Na próxima seção, serão apresentados os métodos e os dados utilizados para tanto.

Tabela 1: Principais Métodos e Variáveis Utilizados para Testar a Hipótese do Export-Led Growth

Autor(es)	País	Método de Estimação	Variáveis	Período
Feasel et al. (2001)	Coreia do Sul	VAR, funções impulso-resposta e análise da decomposição da variância	Investimento, exportações e PIB	1956-1996
Awokuse (2002)	Canadá	Teste de causalidade de <i>Granger</i> , teste de <i>Johansen</i> , e o teste de causalidade Toda-Yamamoto	Exportações, capital, trabalho, termos de troca, saída de moeda estrangeira e o crescimento do produto	1961:1-2000:4
Chandra (2003)	Índia	Teste de causalidade de <i>Granger</i> e teste de <i>Johansen</i>	Exportações, PIB real e termos de comércio	1950-1996
Siliverstovs (2006)	Chile	Teste de <i>Johansen</i> e teste de causalidade Toda-Yamamoto	Exportações de produtos primários e manufaturados, estoque de capital, número de trabalhadores e importações de bens de capital	1960-2001
Herzer et al. (2006)	Chile	Testes de cointegração de Engle-Granger, de <i>Johansen</i> e de causalidade de <i>Granger</i>	Exportações de produtos primários e manufaturados, estoque de capital, número de trabalhadores e importações de bens de capital	1960-2001
Keong et al. (2005)	Malásia	Autoregressive Distributed Lag (ARDL) e teste de causalidade de <i>Granger</i>	PIB, exportações, importações, nível da força de trabalho, taxa de câmbio e uma variável dummy para os efeitos da Crise Asiática	1960-2001
Taban & Aktar (2005)	Turquia	Teste de causalidade de <i>Granger</i> , teste de <i>Johansen</i> e função de produção Cobb-Douglas	Exportações e PIB	1980 (T1)-2007(T2)
Mohan & Nandwa (2007)	Malásia	Autoregressive Distributed Lag (ARDL) e teste de causalidade de <i>Granger</i>	PIB, exportações, importações, nível da força de trabalho, taxa de câmbio e uma variável dummy para os efeitos da liberalização econômica	1960-2001
Jordaan & Eita (2007)	Namíbia	Teste de causalidade de <i>Granger</i> e teste de <i>Johansen</i>	PIB e exportações (modelo 1); PIB per capita e exportações (modelo 2); PIB, exportações e importações (modelo 3)	1970-2005
Alhajhoj (2007)	Arábia Saudita	VAR, funções de impulso-resposta e teste de causalidade de <i>Granger</i>	Exportações e PIB	1960-2002

Fonte: Elaboração própria.

Tabela 1: Principais Métodos e Variáveis Utilizados para Testar a Hipótese do Export-Led Growth (continuação)

Autor(es)	País	Método de Estimação	Variáveis	Período
Bahmani-Oskooee & Oyolola (2007)	44 países em desenvolvimento	Autoregressive Distributed Lag (ARDL)	Exportações e PIB	1960-2002
Kalirajan & Thangavelu (2009)	Chile, Índia, México, Malásia, Paquistão e Tailândia	Teste de causalidade de Granger e teste de Johansen	Exportações, investimento estrangeiro direto e PIB	1970-2005
Omisakin (2009)	Nigéria	Autoregressive Distributed Lag (ARDL) e teste de causalidade Toda-Yamamoto	PIB, exportações, importações, taxa de câmbio e estoque de capital	1970-2006
Lim & Chia (2010)	Coreia do Sul Cingapura e Hong Kong	Método de Johansen e o teste de rank de Breitung	Exportações e PIB	Coreia do Sul (período 1954-2008), Cingapura (1966-2008) e Hong Kong (1971-2008)
Elbeydi et al. (2010)	Líbia	Teste de causalidade de Granger e teste de Johansen	Exportações e PIB	1980-2007
Waithe et al. (2011)	México	Teste de causalidade de Granger, teste de Johansen e função de produção Cobb-Douglas	Exportações e PIB	1960-2003
Tang & Lai (2011)	Cingapura, Coreia do Sul, Hong Kong e Taiwan	Teste de Johansen e teste de causalidade de Toda-Yamamoto	Exportações, PIB, taxa de câmbio PIB e os termos de comércio	1966:1-2007:2, 1960:1-2007:2, 1973:1-2007:2, 1961:1-2007:2
Hye & Siddiqui (2011)	Paquistão	Autoregressive Distributed Lag (ARDL)	PIB, exportações e termos de comércio	1985:1-2008:4
Yelwa (2013)	Nigéria, Benim, Serra Leoa, Senegal, Mali, Libéria, Gana, Costa do Marfim e Burquina Faso	Dados em painel	Formação bruta de capital fixo no PIB, participação das exportações no PIB, balança comercial, participação do investimento estrangeiro direto no PIB e participação das transferências líquidas recebidas pelo Governo mais os empréstimos Oficiais no PIB	1980-2011

Fonte: Elaboração própria.

3 Metodologia Empírica e Dados

3.1 O Método de Controle Sintético

O método de controle sintético para estudos comparativos busca construir uma unidade não exposta a uma determinada intervenção para comparação com a unidade exposta à referida intervenção, verificando qual é o real efeito de tal intervenção sobre uma determinada variável em análise (região, população, etc.). Esse método foi desenvolvido fundamentalmente por Abadie & Gardeazabal (2003) e Abadie et al. (2010).

Neste trabalho, a unidade exposta à intervenção é o Brasil, sendo a intervenção o aumento de suas exportações para a China. A unidade não exposta à intervenção (*UNEI*) foi construída por meio da seleção de variáveis de um grupo de países escolhidos por mais se assemelharem ao Brasil no período anterior à intervenção. Tendo em vista que apenas em 2001 a participação da China no total das exportações brasileiras ultrapassou 2%, sem mais voltar a um percentual abaixo desse patamar, considerou-se os anos entre 2001 e 2013 como sendo o período em que o Brasil passou pelo tratamento.

As variáveis que buscam aferir as semelhanças entre o país que recebeu tratamento (o Brasil) e a unidade não exposta à intervenção (*UNEI*) são denominadas covariadas. Aqui, foram selecionadas as seguintes covariadas: Investimento Estrangeiro Direto, Termos de Comércio, Percentuais dos Investimentos em Relação ao PIB, Percentuais das Exportações em Relação ao PIB e Taxa de Câmbio Real de cada país. Ou seja, para definir os países que fizeram parte da *UNEI*, foram utilizadas as características observadas de cada país com potencial para participar desse grupo. O pressuposto é de que os resultados do grupo de comparação que não passou por tratamento não sofram nenhum impacto do tratamento pelo qual passou o país tratado, conforme proposto por Abadie & Gardeazabal (2003) e Abadie et al. (2010).

Para a unidade não exposta à intervenção, tomam-se $J + 1$ países, onde $J = 1$ indica a unidade exposta à intervenção e $J = 2, \dots, J + 1$ referem-se a todos os países não expostos à intervenção, podendo, portanto, comporem o grupo de potenciais controles. T_0 representa o número de períodos pré-intervenção, com T períodos, sendo $1 \neq T_0 < T$. Para cada país i e período t , tem-se o resultado de interesse, Y_{it} . Y_{it}^N indica as exportações de cada país i que não passou pela intervenção (N) no período t , sendo as exportações do país i que passou por intervenção (I) no período t indicadas por Y_{it}^I . O pressuposto é de que os resultados do país i que não passou por intervenção não sofram nenhum impacto da intervenção a qual foi exposto o país i . Desse modo, o impacto da intervenção pode ser dado por:

$$\beta_{it} = Y_{it}^I - Y_{it}^N \quad (1)$$

Assim, o resultado observado para o país i no período t é definido por:

$$Y_{it} = Y_{it}^N + \beta_{it} D_{it} \quad (2)$$

Sendo que D_{it} assume o valor 1 para o país que foi exposto à intervenção e 0 para o país que não foi exposto à intervenção no período t . Uma vez que somente a região 1 é exposta à intervenção depois do período T_0 (com $1 \neq T_0 < T$), tem-se que $D_{it} = 1$ se $i = 1$ e $1 \neq T_0 < T$ e 0 se ocorrer o contrário.

Tem-se ainda que:

$$\beta_{it} = Y_{it}^I - Y_{it}^N = \beta_{it} = Y_{it} - Y_{it}^N$$

Y_{it}^I refere-se às informações das exportações brasileiras (unidade que sofreu intervenção) e os dados estão disponíveis, só que para a *UNEI* (unidade que não sofreu intervenção) não se tem Y_{it}^I . Em razão disso, é preciso definir Y_{it}^N visando-se obter uma estimativa do efeito do crescimento da participação da China sobre o total das exportações brasileiras (β_{it}), ou seja $\beta_{it} = Y_{it} - Y_{it}^N$. Y_{it}^N pode ser encontrado por meio da seguinte equação:

$$Y_{it}^N = \delta_t + \theta_t Z_t + \lambda_t \mu_t + \epsilon_{it} \quad (3)$$

em que δ_t é um fator comum desconhecido; Z_t é um vetor ($r \times 1$) de covariadas observadas (não afetadas pela intervenção); θ_t é um vetor ($1 \times r$) de parâmetros desconhecidos; λ_t é um vetor ($1 \times F$) de variáveis não observadas comuns; μ_t é um vetor ($F \times 1$) de fatores não observados comuns; e ϵ_{it} é o termo do erro que representa os choques não observados transitórios não região com média igual a zero.

Deve-se encontrar o peso $W = (w_2, \dots, w_J + 1)'$, com $w_t \geq 0$, para todo $j = 1, \dots, J+1$ e $\sum_{j=2}^{J+1} w_j = 1$, de modo que a média ponderada de todos os países que compõem a unidade não exposta à intervenção se aproxime o máximo possível da unidade exposta à intervenção no que tange às suas exportações no período pré-intervenção e em outros aspectos relevantes (Z), sendo que cada valor de W representa uma potencial *UNEI* para o Brasil. Assim, encontra-se W , tal que:

$$\sum_{j=2}^{J+1} w_j^* Y_{jt} = Y_{1t} \quad (4)$$

para todo $t > T_0$ e

$$\sum_{j=2}^{J+1} w_j^* Z_j = Z_1 \quad (5)$$

$\sum_{j=2}^{J+1} w_j^* Y_{jt} = Y_{1t}$, para todo $t > T_0$, diz respeito a um estimador para todas as exportações não observadas de *UNEI*, Y_{it}^N , podendo-se obter a seguinte estimativa do efeito da intervenção:

$$\hat{B}_{it} = Y_{it}^I - \sum_{j=2}^{J+1} w_j^* Y_{jt}, \quad t \geq 0 \quad (6)$$

sendo que o par (Y_{it}, Z_i) deve pertencer à estrutura convexa de $[(Y_1, Z_1), \dots, (Y_j, Z_j)]$ e, desse modo, os pesos do controle sintético w devem ser estimados e selecionados tal que a condição (2) possua, aproximadamente, a distância entre o vetor de características pré-tratamento do país tratado e o vetor de características pré-tratamento do potencial controle sintético, que deve ser minimizada em relação a w , de acordo com uma métrica especificada. Assim, o vetor w deve ser escolhido de modo a minimizar a distância

$$\|X_1 - X_0 W\|_v = \sqrt{(X_1 - X_0 W)' V (X_1 - X_0 W)} \quad (7)$$

em que V é uma matriz ($k \times k$) simétrica e positiva; X_1 é um vetor ($k \times 1$) de características pré-intervenção do Brasil (unidade que recebeu a intervenção); e X_0 denota um vetor ($k \times J$) que contém as mesmas variáveis para a unidade que não sofreu intervenção (UNEI).

Visando destinar peso maior às variáveis pré-tratamento com maior poder de previsão sobre o resultado, deve-se definir V de maneira a minimizar o erro quadrado médio de predição da variável de resultado no período pré-tratamento. A melhor combinação convexa para montagem dos grupos de controle sintético entre todas as matrizes diagonais positivas semidefinidas V e os conjuntos de pesos w pode ser obtida implementando-se uma otimização iterativa.

3.2 Método de Estimação e Testes

Para examinar se o crescimento da participação da China sobre o total das exportações brasileiras nos últimos anos tem contribuído ou não para que as exportações tenham um papel ativo na dinâmica de crescimento doméstica (base da hipótese do *export-led growth*), foram estimados modelos utilizando o método de cointegração de *Johansen* e o teste de causalidade de *Granger*.

Para proceder às estimações dos modelos que utilizam séries de tempo, em termos dos testes de raiz unitária, foram realizados os testes *Dickey-Fuller Aumentado (ADF)*, *Phillips-Perron (PP)*, *Dickey-Fuller Modificado (DF-GLS)* e *Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS)*. O critério de informação utilizado para definição do número de defasagens foi selecionado, dentre os critérios de *Akaike*, *Schwarz* e *Bayesian Information Criterion*, como aquele que apresentou o menor número de defasagens, observando-se o princípio da parcimônia.

Foram também realizados testes de estabilidade e testes de correlação dos resíduos para verificar a consistência de todos os modelos VAR utilizados no trabalho. A condição de estabilidade do modelo VAR é observada quando o autovalor, em módulo, é estritamente menor que a unidade, ou seja, quando as raízes inversas dos parâmetros das variáveis do sistema forem menores que a unidade, sendo todos os seus valores considerados em módulo. Graficamente, essa condição pode ser observada quando todos os autovalores estiverem dentro do círculo unitário. Já o teste de correlação dos resíduos foi feito com a aplicação do teste *Breusch-Godfrey*, o qual trata-se de um teste assintoticamente justificado de correlação serial, que leva em conta tanto variáveis dependentes defasadas como outros regressores que não são estritamente exógenos. Esse teste utiliza a estatística do multiplicador de Lagrange (LM) para testar a hipótese nula de autocorrelação serial no modelo autorregressivo.

3.3 Forma Funcional e Especificação do Modelo

No tocante aos modelos utilizados nos testes de cointegração e de causalidade realizados no trabalho, tendo como referência a apresentação realizada no trabalho de *Jordaan & Eita (2007)*, foram utilizadas as seguintes equações:

$$PIB = \sum_{j=1}^p \alpha_j EXP_{t-j} + \sum_{j=1}^p \beta_j PIB_{t-j} + u_t \quad (8)$$

$$EXP = \sum_{j=1}^p \eta_j EXP_{t-j} + \sum_{j=1}^p \gamma_j PIB_{t-j} + v_t \quad (9)$$

sendo PIB o Produto Interno Bruto e EXP as exportações.

Nos estudos que visam testar a validade da hipótese do *export-led growth*, por vezes, são utilizadas variáveis como taxa de câmbio, importações, termos de comércio, grau de abertura da economia, investimento estrangeiro direto, capital, trabalho, etc., sendo que a base desses estudos é a investigação das relações entre o PIB (ou crescimento econômico) e as exportações de um país. Assim, para testar as relações entre o PIB e as exportações brasileiras no período 1983-2013, foram utilizadas nos dois modelos estimados neste trabalho apenas essas duas variáveis. As hipóteses nulas a serem testadas são as seguintes:

- $H_0 : \eta_j = 0, j = 1, \dots, p$, que significam que as exportações não causam o PIB; e
- $H_1 : \beta_j = 0, j = 1, \dots, p$, que significam que o PIB não causa as exportações.

Se nenhuma das hipóteses é rejeitada, isso significa que as exportações não causam PIB e o PIB também não causa as exportações. Isso indica que as duas variáveis são independentes uma da outra. Se a primeira hipótese é rejeitada, isso mostra que as exportações causam PIB, sendo que rejeição da segunda hipótese significa que a causalidade vai do PIB para as exportações. Se todas as hipóteses são rejeitadas, não há causalidade bidirecional entre as exportações e o PIB.

3.4 Os dados

Para seleção dos países que compuseram a unidade não exposta à intervenção (*UNEI*), em primeiro lugar, foram levantadas as exportações brasileiras por meio da base de dados *UN Comtrade Data*. Depois disso, foram levantados todos os países que exportaram para a China no ano de 2000 e selecionados apenas aqueles cuja participação do país asiático no total de suas exportações não superou 2% naquele ano e também no ano de 2013. A esse grupo de países se juntaram os países que não exportavam para a China em 2000 e em 2013, compondo um total de 60 países (Apêndice G). O ano de 2000 foi definido porque, depois dele, a participação da China no total das exportações brasileiras ultrapassou o percentual de 2,0% sem retornar ao patamar inferior, como já havia acontecido nos em 1985, 1993, 1995, 1996 e 1997.

O passo seguinte foi verificar quais desses países possuíam informações completas relativas às exportações do período 1983-2013, na Revisão 2 da *Standard International Trade Classification (S2)* da base de dados *UN Comtrade Data*. Mesmo possuindo as informações agregadas, no caso das exportações desagregadas, alguns países, ou não exportavam alguns tipos de bens, ou exportavam mas deixaram de exportar em um ou mais anos do período alvo da análise desse trabalho, sendo excluídos da análise. Dessa forma, ao fim e ao cabo, foram selecionados 11 países que possuíam essas informações para o período 1983-2013, constantes na Tabela 2.

No caso das covariadas utilizadas na definição da *UNEI*, foram selecionadas as seguintes variáveis para os anos de 2000 e 2013: Investimento Estrangeiro Direto, retirado da base de dados *UnctadStat*; Termos de Comércio, também retirados da base *UnctadStat*; Percentuais dos Investimentos em Relação

Tabela 2: Grupo de Potenciais Países que Podem ser Utilizados na da *UNEI* das Exportações Brasileiras

Ordem	País
1	Egito
2	Espanha
3	Grécia
4	Holanda
5	Irlanda
6	Islândia
7	Ilhas Maurício
8	Marrocos
9	México
10	Noruega
11	Portugal

Fonte: Elaboração própria.

ao PIB, disponíveis no *World Economic Outlook Database*; Percentuais das Exportações em Relação ao PIB, calculados com base nos dados do *World Development Indicators*; e Taxa de Câmbio Real, determinada pela relação entre o valor da moeda de cada país selecionado por dólar norte-americano (extraída do *World Development Indicators*), multiplicada pela razão entre o índice de inflação norte-americano e o índice de inflação de cada um desses países (retirados da base de dados *UnctadStat*).

Para o teste de cointegração de *Johansen* e o teste de causalidade de *Granger*, os dados das exportações foram retirados da base de dados *UN Comtrade Data*, na Revisão 2 da *Standard International Trade Classification (S2)*, e os dados dos PIBs foram utilizados a preços correntes e extraídos do *International Financial Statistics*. Especialmente no caso das exportações da *UNEI*, tomou-se a soma das exportações de cada país utilizado na composição dessa variável de controle, ponderada pelo seu peso. Ou seja, uma vez que na composição da unidade não exposta à intervenção estão o Egito, a Grécia e a Espanha, com pesos de 0,606; 0,002 e 0,392, respectivamente, esses pesos foram multiplicados pelas exportações agregadas de cada um desses países e depois os resultados foram somados. Para todas as análises realizadas por meio do modelo VAR, as variáveis foram trabalhadas em primeira diferença.

4 Resultados

Na composição da *UNEI* estão Egito, Grécia e Espanha, sendo o primeiro país com peso de 60,6%, o segundo com peso de 39,2% e o terceiro com peso de 0,2%, assim definidos por formarem o melhor grupo de comparação com o Brasil. Esses resultados estão apresentados na Tabela 3.

Após a construção da *UNEI*, pode-se realizar a comparação entre a evolução das exportações do Brasil e dessa unidade de comparação no período analisado. Pode-se ver pela Figura 1 que os movimentos das exportações da unidade exposta à intervenção (o Brasil) e da unidade não exposta à intervenção (*UNEI*) inicialmente se assemelhavam, mas, especialmente depois do ano de 2000 (ano que marcou o ponto em que o percentual das exportações chi-

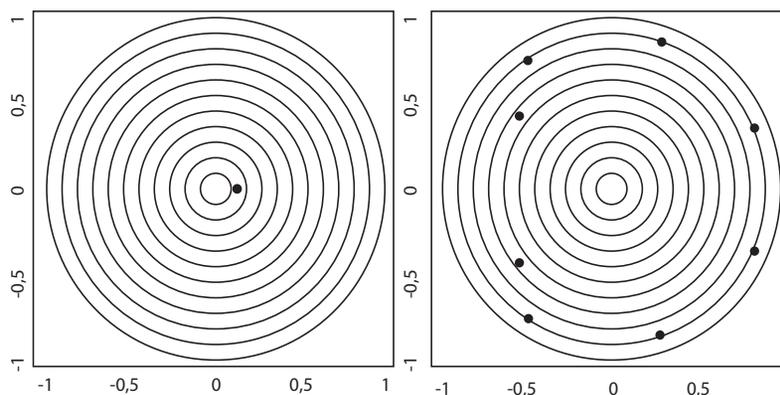
nesas no total das exportações brasileiras superou 2,0%), na medida em que a participação da China no total das exportações do Brasil foi aumentando, essas exportações foram crescendo de maneira mais intensa do que as da *UNEI*. Ou seja, há fortes indicações de que o aumento das exportações brasileiras no período analisado tem relação estreita com o aumento da participação da China no total das exportações do país.

Tabela 3: Dados do Brasil e da *UNEI*: Exportações Agregadas: 2000 e 2013

Covariadas		Exportações Agregadas		Países e Pesos na Composição da <i>UNEI</i>
		Valores das Covariadas		
		Brasil	<i>UNEI</i>	
Investimento Direto (2000&2013)	Estrangeiro	3,968173	2,849330	Egito (0,606)
Taxa de Câmbio (2000&2013)	Real	2,078193	3,047266	Grécia (0,002)
Termos de Comércio (2000&2013)	Comércio	1,115793	1,131217	Espanha (0,392)
Investimento/PIB (2000&2013)		181,815000	1,898657	
Exportações/PIB (2000&2013)		1,227322	2,750015	

Fonte: Elaboração própria.

No caso das análises de cointegração e de causalidade, como se sabe, antes de realizá-las, é importante que sejam apresentados os testes realizados para verificar a consistência e a robustez dos resultados encontrados no trabalho. Quanto aos testes de raiz unitária *ADF*, *PP*, *DF-GLS* e *KPSS*, quando pelo menos três desses testes apontaram o mesmo resultado, este foi considerado para as análises realizadas neste trabalho. Os resultados estão na Tabela 4, sugerindo que todas as séries analisadas são estacionárias em primeira diferença, ou seja, integradas de ordem 1 ($I(1)$).



Fonte: Elaboração própria.

Figura 1: Evolução das Exportações Agregadas do Brasil e da *UNEI*

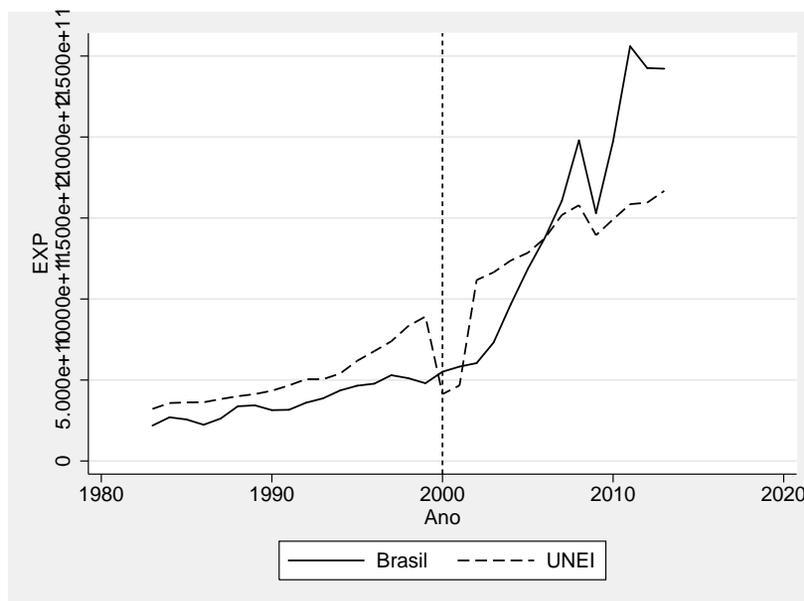
Tabela 4: Teste de Raiz Unitária Para as Variáveis em Nível em Primeira Diferença – ADF, KPSS, DF-GLS e PP

Variáveis	Defas.		ADF		PP		DF-GLS		KPSS	
			Nível	1ª Dif.	Nível	1ª Dif.	Nível	1ª Dif.	Nível	1ª Dif.
EXP (Brasil)	3	2	1,961	-3,194**	1,545	-5,565***	-0,826	-2,265	0,367***	0,0697
EXP (EUA)	3	3	1,373	-1,937	1,633	-5,948***	-1,133	-2,546	0,349***	0,0663
PIB	1	0	0,032	-4,038***	0,474	-4,038***	-1,316	-4,289***	0,027*	0,0983

Fonte: Elaboração própria.

A série foi considerada estacionária ou não estacionária quando três dos quatro testes indicaram a mesma posição.* indica a rejeição da hipótese nula ao nível de 10% de significância; ** indica a rejeição da hipótese nula ao nível de 5% de significância; e *** indica a rejeição da hipótese nula ao nível de 1% de significância.

Com relação aos testes de estabilidade dos modelos VAR em trabalho, as análises realizadas aqui mostraram que todas as raízes inversas do polinômio característico auto-regressivo são menores do que a unidade, em módulo, estando dentro do círculo unitário e, portanto, satisfazendo a condição de estabilidade desses modelos. Esses resultados estão apresentados na Figura 1, que tem do seu lado esquerdo as análises relativas ao Brasil e do seu lado direito as análises dos dados da *UNEI*.



Fonte:Elaboração própria.

Figura 2: Teste de Estabilidade dos Modelos VAR para Exame da Hipótese do *Export-Led Growth* para o Total das Exportações do Brasil e da *UNEI*: 1983-2013

No caso da análise da correlação dos erros, os resultados do teste *Breusch-Godfrey* mostraram que os modelos analisados não apresentam esse problema (Tabela 5).

Tabela 5: Teste de Correlação Serial dos Resíduos dos Modelos VAR Estimados

Modelo	Defasagem	Estatística LM	Probabilidade
PIB,EXP (Brasil)	1	29,739	0,56220
	2	39,832	0,40828
PIB,EXP (<i>UNEI</i>)	1	38,270	0,42993
	2	34,495	0,48560

Fonte: Elaboração própria.

Procedendo-se à análise de cointegração, pode-se ver pela Tabela 6 que no modelo que analisa as relações entre o PIB e as exportações do Brasil, os resultados do teste de Traço e do teste de Máximo Valor, ambos utilizados no método de cointegração de *Johansen*, apontam que existe um vetor de cointegração entre essas duas variáveis. Por seu turno, a Tabela 7 revela que, tam-

bém no caso do PIB e das exportações da *UNEI*, ocorreu o mesmo, indicando, portanto, haver uma relação de longo prazo entre as duas variáveis contidas no modelo relativo à *UNEI*.

Tabela 6: Resultados do Teste de Cointegração de *Johansen* para o PIB e as Exportações do Brasil

Número de equações de cointegração hipotetizadas	Autovalor	λ Traço	Valores Críticos (5%)	λ Máximo	Valores Críticos (5%)
Nenhuma		251,846	15,410	186,523	14,07
Até 1	0,48632	6,5323 ¹	3,760	65,323	3,76

Fonte: Elaboração própria.

Tabela 7: Resultados do Teste de Cointegração de *Johansen* para o PIB e as Exportações da *UNEI*

Número de equações de cointegração hipotetizadas	Autovalor	λ Traço	Valores Críticos (5%)	λ Máximo	Valores Críticos (5%)
Nenhuma		264,469	15,41	205,002	14,07
Até 1	0,51913	5,9467 ¹	3,76	59,467	3,76

Fonte: Elaboração própria.

Uma vez que o teste de *Johansen* apontou haver cointegração entre as variáveis dos modelos analisados, o passo seguinte é a análise da direção da causalidade. Os resultados do teste de causalidade de *Granger* apresentados nas Tabelas 8 e 9 sugerem que existe uma relação de causalidade bidirecional entre o PIB e as exportações brasileiras no período 1983-2103. No caso da *UNEI*, porém, o teste sugere que as exportações causam o PIB, mas que o contrário não tem relevância estatística, apontando haver uma relação unidirecional entre essas duas variáveis. De qualquer modo, esses resultados sugerem haver certo suporte à hipótese do export led growth tanto para o Brasil quanto para a *UNEI* no período em epígrafe.

Os resultados encontrados acima se unem aos dos vários outros trabalhos apresentados na Tabela 1, que sugerem haver validade da hipótese do *export-led growth*. Porém, do ponto de vista específico dos objetivos deste trabalho, é mister enfatizar que os resultados encontrados por meio dos testes realizados nesta seção não deixam claro se o aumento da participação da China no total das exportações causou alguma alteração no papel das exportações na alavancagem do crescimento da economia brasileira. Isso porque que os resultados dos testes de causalidade de *Granger* para o Brasil e para a *UNEI* sugerem que as exportações de ambos os países causam o PIB, não havendo, por conseguinte, distinção entre o resultado do modelo referente ao país que passou por tratamento (o Brasil) e o do que não passou por tratamento (a *UNEI*).

5 Considerações Finais

Neste trabalho, foi construída uma melhor unidade de comparação com o uso do método de controle sintético para estudos comparativos, denominada aqui de *UNEI*. Esta foi a unidade que não passou por intervenção e o movimento

Tabela 8: Teste de Causalidade Granger para o PIB e as Exportações do Brasil (1983-2013)

Hipótese Nula	Estatística F	Probabilidade
PIB não causa EXP	93,502	0,0051
EXP não causa PIB	47,925	0,0378

Fonte: Elaboração própria.

Tabela 9: Teste de Causalidade Granger para o PIB e as Exportações da *UNEI* (1983-2013)

Hipótese Nula	Estatística F	Probabilidade
PIB não causa EXP	46,708	0,0100
EXP não causa PIB	1,793	0,1768

Fonte: Elaboração própria.

de suas exportações foi comparado com o das exportações do Brasil, que se refere à unidade que passou por intervenção.

Quando se analisa o movimento das exportações brasileiras no período 1983-2013, percebe-se que elas experimentaram um crescimento significativo nesse período. Especificamente de 1983 até o ano de 2000, essas exportações parecem crescer em um ritmo parecido com o observado para a *UNEI*. Porém, a partir de 2001, o ritmo de crescimento das exportações brasileiras foi bem mais intenso do que o experimentado pela *UNEI*, o que sugere que isso está intimamente relacionado com o aumento mais expressivo das exportações do Brasil para a China em relação às suas exportações para outros países.

Este trabalho utilizou também o método de cointegração de *Johansen* e o teste de causalidade de *Granger* para examinar se, com suas importações, a China tem contribuído para que as exportações tenham um papel de destaque no crescimento da economia brasileira nos últimos anos. Os resultados encontrados se coadunam com os de vários estudos que analisaram a questão e deram indicações de que o crescimento da economia dos países que foram examinados é liderado pelas exportações.

Os resultados sugerem também que as exportações já contribuíam ativamente para o crescimento econômico brasileiro e que isso não mudou (ou só se tornou realidade) depois de se verificar o grande crescimento das exportações do país para o mercado chinês. A questão que se coloca é sobre a intensidade desse crescimento. Os principais produtos brasileiros exportados para a China são *commodities* agrícolas e minerais, e o fato de o país asiático ter se tornado o mais relevante destino das exportações domésticas parece ter colaborado efetivamente para que as exportações de produtos manufaturados e de maior valor agregado perdessem participação na pauta do país. Não se sabe ao certo quais são os efeitos desse processo para o crescimento econômico brasileiro.

De qualquer modo, os indícios de que as exportações têm liderado o crescimento da economia brasileira são sugestivos em termos dos caminhos que o país pode percorrer para atingir um crescimento sustentável no longo prazo. Tal como apontado por vários autores citados acima e pelas experiências empíricas de alguns países, sendo parte integrante de um conjunto estruturado de

políticas econômicas, as exportações podem concorrer para estimular o crescimento econômico, principalmente pelos incentivos ao aumento da produtividade e à redução dos custos de produção, que elevam o potencial competitivo do país não apenas no mercado externo, mas também no mercado interno. Ademais, esse processo contribui para inibir a ocorrência de crises cambiais e para suavizar os efeitos das importações sobre o balanço de pagamentos, especialmente daquelas necessárias para a realização de investimentos e aquisição das novas tecnologias requeridas para que ocorram inovações de produtos e processos no país. Ao tempo em que tudo isso é incentivado pelas exportações, seu resultado acaba também contribuindo para que ocorram novas exportações, gerando um ciclo virtuoso na economia doméstica.

Referências Bibliográficas

- Abadie, A., Diamond, A. & Hainmueller, J. (2010), 'Synthetic control methods for comparative case studies: estimating the effect of california's tobacco control program', *Journal of the American Statistical Association* **105**(1), 113–132.
- Abadie, A. & Gardeazabal, J. (2003), 'The economic costs of conflict: a case study of the basque country. american', *Economic Review* **93**(1), 113–132.
- Alhajhoj, H. (2007), 'Exports and economic growth in saudi arabia; a var model analysis', *Journal of Applied Sciences* **23**(7), 3649–3658.
- Awokuse, T. (2002), 'Is the export-lead growth hypothesis valid for canada?', *Canadian Journal of Economics/Revue canadienne d'économique* **36**(1), 126–136.
- Bahmani-Oskooee, M., Economidou, C. & Goswami, G. G. (2005), 'Export-led growth hypothesis revisited: a panel cointegration approach', *Scientific Journal of Administrative Development* **3**, 39–55.
- Bahmani-Oskooee, M. & Oyolola, M. (2007), 'Export growth and output growth: an application of bounds testing approach.', *Journal of Economics and Finance* **31**(1), 1–11.
- Balassa, B. (1978), 'Exports incentives and export performance in developing economies', *Review of World Economics* **114**(1), 24–61.
- Balassa, B. (1982), Development strategies and economic performance, in J. of Development Economics, ed., 'Exports, Policy Choices and Economic Growth in Developing Countries', Oxford University.
- Beckerman, W. (1997), 'Demand, exports and growth', In: Feinstein, C., (ed.) *The Economic Development Of The United Kingdom Since 1870: Volume 1.* (pp. 379-411).
- Bhagwati, J. (1978), *Anatomy and Consequences of Exchange Control Regimes: liberalization attempts and consequences*, 1 edn, Ballinger, Cambridge, MA.
- Bhagwati, J. and Srinivasan, T. N. (2002), 'Trade and poverty in poor countries', *American Economic Review* **92**(2), 180–183.

Boltho, A. (2011), 'Italy, germany, japan: from economic miracles to virtual stagnation', Bank of Italy, Economic Research and International Relations Area, 2011.

Brezis, E. S., Krugman, P. R. & Tsiddon, D. (1993), 'Leapfrogging in international competition: a theory of cycles in national technological leadership', *The American Economic Review* **83**(5), 1211–1219.

Chandra, R. (2003), 'Reinvestigation export-led growth in india using a multivariate cointegration framework', *The Journal of Developing Areas* **37**(1), 73–86.

Chow, P. C. (1987), 'Causality between exports growth and industrial development', *Journal of Development Economics* **26**(1), 55–63.

Dixon, R. T. A. (1975), 'A model of regional growth-rate differences on kaldorian lines', *Oxford Economic Papers* **27**(2), 201–214.

Dornbusch, R., Fischer, S. & Samuelson, P. A. (1980), 'Heckscher-ohlin trade theory with a continuum of goods', *Quarterly Journal of Economic* **95**(2), 203–224.

Edwards, S. (1993), 'Openness, trade liberalization, and growth in developing countries', *Journal of Economic Literature* **31**(3), 1358–1393.

Elbeydi, K. R. M., Hamuda, A. M. & Gazda, V. (2010), 'The relationship between export and economic growth in libya arab jamahiriya', *Theoretical and Applied Economics* **1**(1(542)), 69–76.

Feasel, E., Kim, Y. & Smith, S. C. (2001), 'Investment, exports, and output in south korea: A var approach to growth empirics', *Review of Development Economics* **5**(3), 421–432.

Feder, G. (1983), 'On exports and economic growth', *Journal of Development Economics* **12**(2), 59–73.

Giles, J. A. & Williams, C. L. (2000), 'Export-led growth: A survey of the empirical literature and some noncausality results', *The Journal of International Trade & Economic Development* **9**(3), 261–337.

Grossman, G. & Helpman, E. (1991), 'Long memory time series models', *The Quarterly Journal of Economics* **106**(2), 557–586.

Herzer, D., Nowak-Lehmann, F. & Siliverstovs, B. (2006), 'Export-led growth in chile: assessing the role of export composition in productivity growth', *The Developing Economies* **44**(3), 306–328.

Hidalgo, A. B. & Mata, D. (2009), 'Produtividade e desempenho exportador das firmas na indústria de transformação brasileira', *Revista de Estudos Econômicos (USP)* **39**(4), 709–735.

Hong, L. (2012), 'How elastic is china's export when facing exchange rate changes: an empirical analysis of china's export exchange rate elasticity, oslo', 158 Master of Philosophy in Environmental and Development Economics Department of Economics, Univeristy of Oslo.

Hutchison, M. (1987), 'Korea and export-led growth'. Acesso em: 19 jan. 2016.

URL: https://fraser.stlouisfed.org/scribd/?item%5C_id=517758%5C%5C&file-path=/files/docs/historical/frbsf/frbsf%5C_let/frbsf%5C_let%5C_19871204.pdf

Hye, Q. M. A. & Siddiqui, M. M. (2011), 'Export-led growth hypothesis: Multivariate rolling window analysis of pakistan', *African Journal of Business Management* 5(2), 531–536.

Jordaan, A. C. & Eita, J. H. (2007), 'Export and economic growth in namibia: a granger causality analysis', *South African Journal of Economics* 75(3), 540–547.

Kaldor, N. (1970), 'Long memory time series models', *Scottish journal of political economy* 17(3), 337–348.

Kalirajan, K., M. A. K. & Thangavelu, S. (2009), 'Foreign direct investment, exports, and economic growth in selected emerging countries: Multivariate var analysis', Disponível em: <https://mpr.ub.uni-muenchen.de/22763/1/MPRA_paper_22763.pdf>. Acesso em: 19 jan. 2016.

Kang, H. & Kennedy, P. (2009), 'Bilateral trade and economic growth: The empirical evidence between us and south korea', *Journal of Rural Development* 32(2), 59–88.

Keong, C. C., Yusop, Z. & Sen, V. L. K. (2005), 'Export-led growth hypothesis in malaysia: an investigation using bounds test', *Sunway Academic Journal* 2, 13–22.

Krueger, A. O. (1974), 'The political economy of rent-seeking society', *American Economic Review* 64(3), 291–303.

Krueger, A. O. (1978), 'Liberalization, direction of bias, and economic growth', Disponível em: <<http://www.nber.org/chapters/c3861.pdf>>. Acesso em: 15 jan. 2016.

Leichenko, R. & Coulson, E. (1999), 'Foreign industrial exports and state manufacturing performance', *Growth and Change* 30(4), 479–506.

Lim, S. Y. & Chia, R. C. (2010), 'Long-run validity of export-led growth: an empirical reinvestigation from linear and nonlinear cointegration test', *Economics Bulletin* 30(2), 1182–1190.

Maneschiold, P. (2008), 'A note on the export-led growth hypothesis: a time series approach', *Cuadernos de Economía* 45(132), 293–302.

Mckinnon, R. (1964), 'Foreign exchange constraints in economic development and efficient aid allocation', *Economic Journal* 74(294), 388–409.

Michaely, M., Papageorgiou, D. & Choksi, A. (1991), *Liberalizing foreign trade: lessons of experience in the Developing countries*, Vol. 7, Oxford: Blackwell for the World Bank.

Mohan, R. & Nandwa, B. (2007), 'Testing export-led growth hypothesis in kenya: an adrl bounds test approach', Disponível em: <<https://mpr.ub.uni-muenchen.de/5582/>>. Acesso em: 19 jan. 2016.

Nimgaonkar, G. (2009), 'Export led growth in south east asia: An overview of export policies and lessons for india', Disponível em <www.gcbe.us/9th_GCBE/data/GirijaAcesso> em: 03 jan. 2016.

Ohlin, B. (1933), *Interregional and International Trade*, Cambridge, Mass.: Harvard University Press.

Oliveira, J. H. P., Jayme Jr., F. G. & Lemos, M. B. (2006), 'Increasing returns to scale and international diffusion of technology: an empirical study for brazil (1976-2000)', *World Development* 334(1), 75–88.

Omisakin, O. A. (2009), 'Export-led growth: futher econometric experience for nigéria.pakistan', *Journal of Social Science* 6(4), 219–223.

Palley, T. I. (2011), 'The contradictions of export-led growth, public policy brief', Jerome Levy Economics Institute of Bard College, n. 119, 2011.

Romer, P. M. (1990), 'Endogenous technical change', *Journal of Political Economy* 98(5), 71–101.

Samuelson, P. A. (1948), 'International trade and equalisation of factor prices', *Economic Journal* 58(230), 163–184.

Sheng, A. & Geng, X. (2012), 'A próxima transformação da china', *Valor Econômico* A17, 1.

Silverstovs, B. and Herzer, D. (2006), 'Export-led growth hypothesis: evidence for chile', *Applied Economics Letters* 13(5), 319–324.

Silva, I. E. M.; Lima, R. C. B. J. F. (2010), 'A teoria do crescimento liderado pelas exportações é válida para indústria de transformação do brasil? evidência empírica utilizando vetores autorregressivos com correção de erro (vec)', ANPEC-Associação Nacional dos Centros de Pósgraduação em Economia [Brazilian Association of Graduate Programs in Economics], 2011.

Taban, S. & Aktar, I. (2005), 'An empirical examination of the export-led growth hypothesis in turkey', *Journal of Yasar University* 3(11), 1535–1551.

Tang, C. F. & Lai, Y. W. (2011), 'The stability of export-led growth hypothesis: evidence from asia's four little dragons', University Library of Munich, Germany. Disponível em: <<https://core.ac.uk/download/pdf/12026778.pdf>>. Acesso em: 18 nov. 2014.

Thirlwall, A. P. (1979), 'The balance of payments constraint as an explanation of international growth rates differences', *PSL Quarterly Review* 64(259), 45–53.

Vernon, R. (1966), 'International investment and international trade in the product cycle', *Quarter Journal of Economics* 80(2), 190–207.

Waithe, K., Lorde, T. & Francis, B. (2011), 'Export-led growth: a case study of mexico', *International Journal of Business, Humanities and Technology* 1(1).

Yelwa, M. and Diyoke, K. (2013), 'An empirical investigation of export-led growth amongst some selected ecowas countries: an alternative to fdi', *European Journal of Management Sciences and Economics* 1(1), 30–48.

Young, A. (1991), 'Learning by doing and the dynamic effects of international trade', *The Quarterly Journal of Economics* **106**(2), 369–405.

Zhou, Z. (2015), *The Development of Service Economy: a general trend of the changing economy in China*, 1 edn, Springer, Heidelberg.

Apêndice A**Tabela A.1:** Participação de Cada Categoria no Total das Exportações Brasileiras Para a China pela Tipologia de Pavitt: 1983, 1993, 2003 e 2013 (%)

Classificação das Exportações	1983	1993	2003	2013
Prod. Primários Agrícolas	1,28	0,80	30,72	39,36
Prod. Primários Minerais	1,52	14,56	18,49	36,13
Prod. Primários Energéticos	0,00	0,00	0,49	8,77
Ind. Agroalimentar	9,49	1,79	9,83	2,04
Ind. Intensiva em Outros Recursos Agrícolas	3,04	1,10	6,68	6,74
Ind. Intensiva em Recursos Minerais	3,73	5,01	1,48	1,46
Ind. Intensiva em Recursos Energéticos	0,00	0,00	0,04	0,00
Ind. Intensiva em Trabalho	23,39	1,87	4,20	2,00
Ind. Intensiva em Escala	56,75	69,43	21,58	1,56
Fornecedores Especializados	0,34	4,97	5,16	0,70
Indústria Intensiva em P&D	0,44	0,45	1,33	1,24
Demais Produtos	0,02	0,01	–	–
Total	100	100	100	100

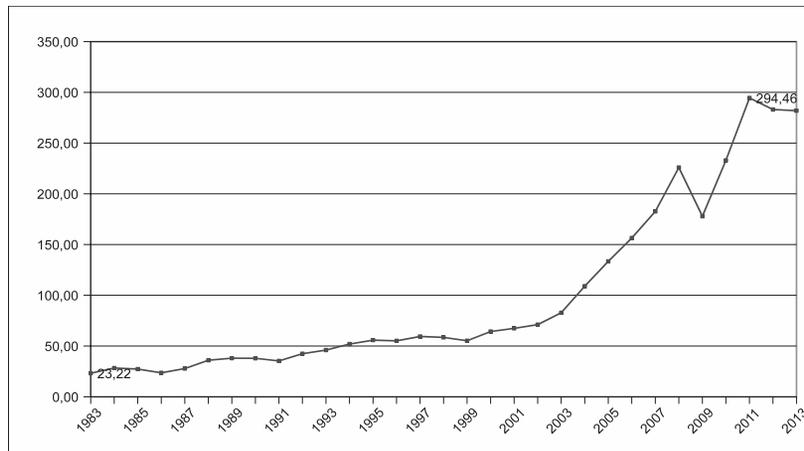
Fonte: Elaboração própria a partir de dados do *UN Comtrade Data*

Apêndice B

Tabela B.1: Principais Destinos das Exportações Brasileiras (em %) – Anos Selecionados

Países	1980	1985	1990	1995	2000	2005	2010	2013
China	0,36	3,19	1,22	2,59	1,97	5,77	15,58	18,97
EUA	17,37	27,13	24,62	18,92	24,29	19,24	9,75	10,25
Argentina	5,42	2,14	2,05	8,69	11,32	8,38	9,34	8,09
Holanda	5,71	6,08	7,94	6,27	5,07	4,46	5,18	7,14
Japão	6,12	5,45	7,48	6,67	4,49	2,94	3,61	3,28
Chile	2,24	0,93	1,54	2,60	2,26	3,06	2,14	1,85
México	2,33	0,87	1,61	1,07	3,11	3,44	1,86	1,74
Reino Unido	2,73	2,47	3,01	2,85	2,72	2,19	2,34	1,69
Itália	4,86	4,48	5,14	3,68	3,89	2,72	2,14	1,69
Bélgica	1,77	2,25	3,12	3,46	3,24	1,81	1,76	1,48
Espanha	2,59	2,08	2,24	1,89	1,83	1,84	1,97	1,47
França	4,08	3,12	2,87	2,23	3,25	2,17	1,81	1,41
Princ_Parceiros	62,23	65,29	68,53	65,57	72,03	62,25	61,56	61,78
Demais Países	37,77	34,71	31,43	27,97	37,75	38,44	38,22	
Mundo	100	100	100	100	100	100	100	100

Fonte: Elaboração própria a partir de dados do *UN Comtrade Data*.

Apêndice C

Fonte:Elaboração Própria a partir do *World Bank Data*.

Figura C.1: Evolução das Exportações Brasileiras: 1983-2013 (em bilhões US\$)

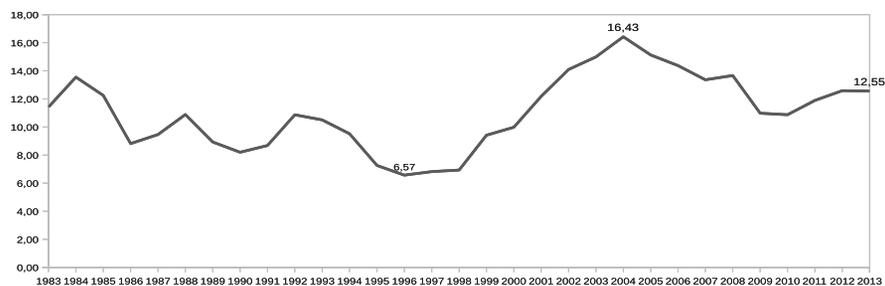
Apêndice D

Tabela D.1: Variação das Exportações Brasileiras e Mundiais: 1983-2013 (em %)

Ano	Brasil	Mundo
1983	8,33	-1,74
1984	21,95	5,61
1985	-3,57	1,72
1986	-13,42	11,84
1987	17,68	18,20
1988	29,31	14,86
1989	5,64	8,37
1990	-0,33	14,74
1991	-6,69	3,85
1992	20,10	12,67
1993	8,45	-3,23
1994	12,88	11,02
1995	7,38	18,49
1996	-1,19	4,59
1997	7,77	3,74
1998	-1,55	-1,17
1999	-5,59	3,73
2000	16,48	10,79
2001	4,83	-2,91
2002	5,40	5,09
2003	16,49	16,10
2004	31,67	21,11
2005	22,41	13,56
2006	17,23	15,26
2007	16,75	16,17
2008	23,68	14,12
2009	-21,26	-19,46
2010	30,98	19,16
2011	26,38	18,32
2012	-3,87	1,31
2013	-0,40	2,80

Fonte: Elaboração própria a partir do *WorldBank Data*.

Apêndice E



Fonte:Elaboração Própria a partir do *World Bank Data*.

Figura E.1: Participação das exportações brasileiras no total do PIB – 1983-2013 (em %)

Apêndice F

Tabela F.1: Participação de cada Categoria no Total das Exportações Brasileiras pela Tipologia de Pavitt: 1983, 1993, 2003 e 2013

Classificação das Exportações	1983	1993	2003	2013
Prod. Primários Agrícolas	21,08	12,38	16,70	23,18
Prod. Primários Minerais	8,19	6,92	6,21	15,88
Prod. Primários Energéticos	0,06	0,00	2,90	5,35
Ind. Agroalimentar	19,17	12,80	11,99	7,54
Ind. Intensiva em Outros Recursos Agrícolas	5,30	6,62	7,25	7,91
Ind. Intensiva em Recursos Minerais	4,12	6,29	4,90	4,06
Ind. Intensiva em Recursos Energéticos	5,24	1,67	2,29	2,01
Ind. Intensiva em Trabalho	10,45	14,49	9,89	4,60
Ind. Intensiva em Escala	16,18	24,45	19,56	15,75
Fornecedores Especializados	5,76	9,75	8,73	6,80
Ind. Intensiva em P&D	3,18	4,07	9,58	6,92
Demais Produtos	1,28	0,54	-	-
Total	100	100	100	100

Fonte: Elaboração própria a partir de dados do *UN Comtrade Data*.

Apêndice G

Tabela G.1: Países que Não Exportaram para China e Países cuja Participação da China no Total de Sua Exportações não Ultrapassou 2% em 2000 e em 2013

Ordem	País	2013	2000
1	Aruba	0,08	0,02
2	Azerbaijão	0,37	0,28
3	Bielorrússia	1,24	1,86
4	Botswana	0,77	0,00
5	Costa do Marfim	1,25	0,09
6	Cabo Verde	0,00	0,00
7	União dos Camores	0,00	0,00
8	Ilhas Cook	0,00	0,00
9	Croácia	0,60	0,09
10	República Tcheca	1,19	0,23
11	República Dominicana	0,00	0,00
12	Egito	1,95	0,83
13	El Salvador	0,10	0,00
14	Estônia	0,86	0,22
15	Polinésia Francesa	1,56	0,06
16	Gambia	0,64	0,08
17	Geórgia	1,16	0,28
18	Grécia	1,54	0,28
19	Guatemala	1,66	0,13
20	Guyana	0,53	0,20
21	Hungria	1,85	0,14
22	Ilha da Anguilla	0,00	0,00
23	Islândia	1,15	0,59
24	Irlanda	1,63	0,20
25	Jamaica	0,96	0,47
26	Jordânia	1,34	0,06
27	Quênia	0,88	0,26
28	Kuwait	0,91	0,39
29	Letônia	0,83	0,01
30	Líbano	0,74	0,28

Fonte: Elaboração própria a partir de dados do *UN Comtrade Data*.

Tabela G.1: Países que Não Exportaram para China e Países cuja Participação da China no Total de Sua Exportações não Ultrapassou 2% em 2000 e em 2013 (continuação)

Ordem	País	2013	2000
31	Lituânia	0,36	0,04
32	Luxemburgo	1,57	0,79
33	Malta	1,16	0,06
34	Ilhas Maurício	0,58	0,08
35	Maiote	0,00	0,00
36	México	1,70	0,19
37	Monserate	0,00	0,00
38	Marrocos	1,55	0,47
39	Holanda	1,78	0,47
40	Nicarágua	0,45	0,05
41	Nigéria	1,23	0,52
42	Noruega	1,79	0,45
43	Paraguai	0,61	0,68
44	Polônia	1,04	0,30
45	Portugal	1,39	0,20
46	República da Moldávia	0,27	0,21
47	Romênia	1,01	0,82
48	São Vicente e Granadinas	0,00	0,00
49	São Tomé e Príncipe	0,00	0,00
50	Senegal	0,82	1,84
51	Serra Leoa	0,00	0,00
52	Eslovênia	0,59	0,17
53	Espanha	1,68	0,45
54	Sri Lanka	1,22	0,09
55	Tajiquistão	0,00	0,00
56	Togo	1,62	0,13
57	Tunísia	0,24	0,01
58	Ilhas Turcas e Caicos	0,00	0,00
59	Uganda	1,58	0,07
60	Venezuela	0,29	0,11

Fonte: Elaboração própria a partir de dados do *UN Comtrade Data*.

MACROECONOMIC AND GENERATIONAL IMPACTS OF FISCAL DEVALUATION: AN APPLICATION FOR THE BRAZILIAN CASE *

CARLOS EDUARDO DE FREITAS [†]
NELSON LEITÃO PAES [‡]

Resumo

A desvalorização fiscal normalmente envolve a redução das contribuições para a seguridade social sobre a folha de pagamento com o aumento do imposto sobre o consumo. Este estudo avalia o impacto da desvalorização fiscal no Brasil sobre o consumo, capital, produção e distribuição de renda entre gerações. Para isso, usamos um modelo dinâmico de equilíbrio geral com gerações sobrepostas, expectativa de vida finita, risco de morte e seguridade social. Os resultados sugerem que a desvalorização fiscal provocou resultados positivos, mas modestos, sobre o produto, capital e consumo a longo prazo, sem grandes sacrifícios para a economia no seu caminho de transição.

Palavras-chave: Modelo dinâmico de equilíbrio geral; Gerações sobrepostas; Desvalorização fiscal.

Abstract

Tax devaluation typically involves the reduction of social security contributions on the payroll with the increase of tax on consumption. This study evaluates the impact of fiscal devaluation in Brazil on consumption, capital, output and income distribution between generations. It uses a dynamic general equilibrium model with overlapping generations, finite life spans, risk of death and social security. The results suggest that the fiscal devaluation causes positive, yet modest, impact on product, capital and long-term consumption without major sacrifices for the economy in its transition path.

Keywords: Dynamic general equilibrium model; Overlapping generations; Fiscal devaluation.

JEL classification: E62, C68, H20

DOI: <http://dx.doi.org/10.11606/1413-8050/ea113743>

* Article awarded the 2nd place in the category Effects of Fiscal and Tax Policies on Competitiveness, the CNI Economics Award 2015

[†] Universidade Federal de Mato Grosso. E-mail: cefreitas@ufmt.br

[‡] Universidade Federal de Pernambuco e Universidade Federal do Mato Grosso. E-mail: nl-paes@gmail.com

1 Introduction

Taxation is one of the concerns in both national and international discussions of economic policy. The burden or exemption of a certain activity or personal income reflects directly in the agents' decisions, and thus in national growth. On the other hand, the tax system of a country is the government's main source of collection, thereby achieving the maintenance of basic services to society.

Hence, changes in taxation have a significant effect on economic activity and the distribution of resources within society. That is why tax reforms end up surrounded by long and often inconclusive legislative debates.

In Brazil, the major reforms were put aside and the recent strategy has been dedicated to proposing specific changes to the Brazilian tax system. The current proposals for change of the ICMS and PIS/Cofins fall under this context.

However, the changes are not limited to these two taxes. More recently, several countries, especially in Europe, have been studying ways to increase the competitiveness of their economies through changes in taxes. This is the main motivation for the proposed fiscal devaluation.

A fiscal devaluation occurs by the exchange of tax on labor (particularly social security contributions) and its replacement by the tax on consumption. Consequently, the economy gains in competitiveness, mainly because exports begin to incorporate fewer taxes (by reducing the tax on labor factor). Furthermore, imports will be taxed equivalently to domestic products (by increasing the tax on consumption).

Therefore, the main objective of this paper is to simulate the impact of fiscal devaluation on the Brazilian economy, especially its long-term effects on capital formation, economic growth, competitiveness and intergenerational equity.

For this purpose, we use a dynamic general equilibrium model with overlapping generations with finite life spans, risk of death and social security. This model captures the intergenerational effects of tax changes. In addition, it provides more analytical rigor related to the real economy data.

Beyond this introduction, the next section reviews the literature of fiscal devaluation. The third section describes the theoretical model, and subsequent parts present the model solution, calibration, simulations and the main results, respectively. Finally, the last section presents the final remarks.

2 Fiscal devaluation as an economic recovery instrument

Tax depreciation is a tax instrument that can be useful as a stimulus for the national economy. As previously mentioned, tax depreciation typically involves the reduction of social security contributions on the payroll and the increase in value plus tax. This change can be neutral or not.

With the international crisis of 2008, many countries of the European Monetary Zone began studying the possibility of promoting fiscal devaluation as a way to enhance the competitiveness of companies and stimulate job creation and economic growth. The underlying hope is that lower labor costs due to the tax reduction on social security, for example, will increase the demand for labor and reduce unemployment.

The Bank of Portugal (2011) issued a report demonstrating the effects of fiscal devaluation on aggregate variables of the economy. Using a dynamic stochastic general equilibrium model (DSGE - Dynamic Stochastic General Equilibrium) called PERSON, a cut in social security conversely contributions and subsequent increase in VAT was simulated. The long-term results have provided an increase in GDP (0.6%), worked hours (0.6%) and private investment (0.49%)¹.

Fantini (2006) presented some results using the HERMES model (Belgium) from a 0.5% cut on the social contribution of employers. The results indicated an increase in GDP by 0.12% and employment by 0.02%. In comparison, the author developed the QUEST model for 15 selected EU countries and simulated a fiscal devaluation, reducing the tax on labor by 1 percentage point of GDP and increasing the tax on consumption in the same magnitude. The results showed an increase, in the long run, of 0.88% in employment and of 0.72% in GDP (benefits not indexed to consumer prices). If the benefits are indexed to consumer prices, we observe an increase of 0.43% and 0.54% on GDP and employment, respectively.

Boscá et al. (2013) presented the REMS, which is a dynamic general equilibrium model for a small open economy that was calibrated for the Spanish economy. The model is primarily intended to serve as a simulation tool where the focus is on the economic impacts of alternative fiscal policies. The tax depreciation proposed in the research was a 3.5% cut on the contribution rate for social security and a 2.0% increase in the consumption tax rate. The balance result to GDP in the long run was 0.55% and 0.58% on employment.

In Brazil, the government has promoted the elimination of employers' social security contributions on payroll and the creation of a new contribution on company revenues at rates of 1% or 2%, respectively. The measure was not applied to the whole economy and remains valid only for a set of defined sectors in several legal instruments adopted since 2011².

In the national literature, various studies on the economic impact of tax changes have already been done. This is the case of Araújo & Ferreira (1999), who conducted research on the allocative effects and the impacts on welfare that tax reforms could cause in the Brazilian economy, using a neoclassical model. The results pointed to long-term gains, of 7% for product, and above 3% for welfare.

In addition, using neoclassical models, Paes (2004) and Paes & Bugarin (2006) studied the distributive and macroeconomic impacts of two tax reforms in the short and long term. They found that these proposals increased production, consumption, working hours, and capital with gains in aggregate welfare.

Another segment of the literature addresses the issue of tax reform with overlapping generations (OLG) models. Fochezatto & Salami (2009) analyzed

¹International institutions and many central banks have developed models D (S) GE for their countries. For example, QUEST III for the EU (Ratto et al., 2009), the BEQM for the United Kingdom (Harrison et al., 2005), the SIGMA model for the USA (Erceg et al., 2006), the TOTEM for Canada (Murchison et al., 2004), AINO for Finland (Kilponen et al., 2004), performed by Smets e Wouters models (2003) for the EMU. Two models in the line of REMS for the Spanish economy are BEMOD and MEDEA, respectively developed by Andrés et al. (2006) and Burriel et al. (2010) (Boscá et al. 2013).

²Provisional Measures No. 540 (2011); 563 (2012); 582 (2012); 610 (2013) and more recently Law Project No. 863 (2015).

the long-term economic effects of different tax options using an intertemporal general equilibrium model with overlapping generations. Cavalcanti & Silva (2009) and Cavalcanti & Silva (2010) presented a dynamic general equilibrium model proposing tax exemption simulations in the productive sector. These papers innovate in the literature by taking into account the uncertainty about life span and cost of capital adjustment. In the 2009 research, the authors focused on relieving only labor factor. Whereas, in 2010, they advanced in relation to the previous research by comparing the exemption measures of labor factor with capital factor, both offered by increases on consumption. The results in both studies showed capital and product increases, but, with greater intensity on capital exemption when compared to labor exemption. Both policies generated welfare losses for the older generations existing at the time of the tax reform and welfare benefits for future generations.

Silva et al. (2014) analyzed the exemption of the payroll tax with a neoclassical model. Positive effects were found only if the change involved tax breaks. With neutral tax changes, there were no positive impacts of changing the basis of social security contribution from payroll to the company's revenues

This paper contributes to the literature by making simulations of fiscal devaluation in Brazil, which has not yet been done by national studies. Also, it innovates in the use of the OLG model to perform such simulations, which will not only allow an aggregate analysis, but also the impact of the change between generations. This last analysis is important since tax depreciation causes changes in social security contributions.

3 The theoretical model

In this section, we will present a dynamic general equilibrium model grounded in the seminal work of Auerbach & Kotlikoff (1987). For this purpose, the economy will be divided in three sectors: i) household sector, ii) production sector and iii) government sector. It is important to mention that in this model there is no inheritance left to the households. We modified the Auerbach & Kotlikoff (1987) model by incorporating some features appropriate for the Brazilian economy. One of them was inserting uncertainty about the life span of each household (Jokish & Kotlikoff 2007). Other improvements have been made based on Barreto (1997), Arrau (1990), Cavalcanti & Silva (2010) and Ellery & Bugarin (2003). Social security was modeled separately from the government, based on Fochezatto & Salami (2009).

3.1 Households

The sector called households entails 55 overlapping generations of adults. Every year, a generation dies and another one is born. It is useful to think of these "new" adults as being 21 years of age with an expected age of death of 75 years. The assumption is that individuals start working at 21 years of age (when $j = 1$, where j is the generation), retire at 65 years ($j = 45$) and die at 75 years of age ($j = 55$). As with other aspects of uncertainty encountered in the real world, the uncertainty of life span was introduced by the mortality rate of each household. This rate is the conditional probability of each generation living another year.

For each household, we assumed preferences represented by a utility function with current and future values of consumption and leisure. We can represent the intertemporal utility function as follows:

$$U_t = \frac{1}{(1 - 1/\gamma)} \sum_{j=1}^{55} (1 + \beta)^{-(t-1)} p_j u_{j,t}^{(1-1/\gamma)} \tag{1}$$

Where:

$$u_{j,t}(c_{j,t}, l_{j,t}) = (c_{j,t}^{1-1/\rho} + \alpha l_{j,t}^{1-1/\rho})^{1/(1-1/\rho)} \tag{2}$$

In Equation (1), γ is the intertemporal elasticity of substitution³, β is the discount rate or the preference for the present⁴, p_j is the probability of survival of the individual of the j household. In Equation (2), $c_{j,t}$ and $l_{j,t}$ represent consumption and leisure with age j at time t . The parameter ρ is the intratemporal elasticity of substitution between consumption and leisure, and α determines the intensity of preferences of households for leisure in relation to consumption.

Households maximize their intertemporal utility based on their income expectations throughout the life cycle, as follows:

$$MAX_{(c_{j,t}, l_{j,t})} U_t = \frac{1}{(1 - 1/\gamma)} \sum_{j=1}^{55} (1 + \beta)^{-(t-1)} p_j u_{j,t}^{(1-1/\gamma)} \tag{3}$$

Subject to:

$$\begin{aligned} & \sum_{j=1}^{45} \prod_{m=1}^t \frac{W_t e_j (1 - l_{j,t})(1 - \tau_{lt} - \tau_{st})}{[1 + r_m(1 - \tau_{kt})]} + \sum_{j=46}^{55} \prod_{m=46}^t \frac{b_t}{[1 + r_m(1 - \tau_{kt})]} + Tr_t \\ & \geq \sum_{j=1}^{55} \prod_{m=1}^t \frac{(1 + \tau_{ct})c_{j,t}}{[1 + r_m(1 - \tau_{kt})]}; l_t < 1, \forall t = 1, \dots, 45; l_t = 1, \forall t = 46, \dots, 55 \end{aligned} \tag{4}$$

In Equation (4), which represents the budget constraint, the present value of consumption throughout the life cycle is less than or equal to the present value of the individuals' income during the finite life period. Where W_t is the salary in the year t , $(1 - l_{j,t})$ is the hours worked and e_j is an exogenous adjustment factor to allow for the fact that households can earn more or less per hour due to differences in skill levels between households of different ages. Vector e_j can be considered as a proxy for the "human capital". The tax rates are the following: τ_{lt} – tax rate on labor income, τ_{kt} – rate on income from capital, τ_{ct} – tax rate on consumption and τ_{st} – rate of contributions to social security, and Tr_t is the government transfers.

For the expression, r_t would be the real interest rate and b_t represents transfers to households from social security. According to law number 9.876/1999, individuals retired by contribution time and age will have their benefit

³This parameter shows the response capacity of households to changes in incentives to save.

⁴The longer the β , the individual prefers more present consumption over future consumption.

from wages according to a simple arithmetic average of the highest contribution salaries corresponding to eighty percent (0.8) of all the contributory period, fixed monthly and multiplied by the social security factor. With this information, the social security factor can be written as:

$$f = \frac{Tcxa}{Es}x\left[1 + \frac{(Id + Tcxa)}{100}\right] \tag{5}$$

Where: f = social security factor; Es = survival expectancy at retirement; Tc = contribution time until the time of retirement; Id = age at retirement; a = adjustment factor on the contribution rate.

$$b_t = 0.8 \sum_{j=1}^{45} \left(\frac{W_{t-j}e_j(1-l_{j,t-j})}{45}\right)f \tag{6}$$

From the moment that retirement takes place ($j = 46, \dots, 55$), the worked hours no longer exist, and we are left only with $l_j = 1$.

Finally, solving $j = 1, \dots, 4$, maximizing the utility function subject to budget constraint, we obtain the temporary paths and intratemporal relation of consumption and leisure, Equations (7), (8) and (9), respectively:

$$c_{j,t} = c_{j-1,t-1} \left(\frac{(1+\beta)^{t-2}}{(1+\beta)^{t-1}}\right)^\gamma ([1+r_t(1-\tau_{kt})])^\gamma \left(\frac{p_j}{p_{j-1}}\right)^\gamma \left(\frac{1+\tau_{ct-1}}{1+\tau_{ct}}\right)^\gamma \left(\frac{1+\alpha^\rho(w_{j-1,t-1}^*)^{(1-\rho)}}{1+\alpha^\rho(w_{j,t}^*)^{(1-\rho)}}\right)^{\frac{\rho-\gamma}{\rho-1}} \tag{7}$$

$$l_{j,t} = l_{j-1,t-1} \left(\frac{(1+\beta)^{t-2}}{(1+\beta)^{t-1}}\right)^\gamma ([1+r_t(1-\tau_{kt})])^\gamma \left(\frac{p_j}{p_{j-1}}\right)^\gamma \left(\frac{1+\tau_{ct-1}}{1+\tau_{ct}}\right)^\gamma \left(\frac{1+\alpha^{1+\rho}(w_{j-1,t-1}^*)^{(1-\rho)}}{1+\alpha^{1+\rho}(w_{j,t}^*)^{(1-\rho)}}\right)^{\frac{\rho-\gamma}{\rho-1}} \left(\frac{w_{j-1,t-1}^*}{w_{j,t}^*}\right)^\rho \tag{8}$$

$$l_{j,t} = c_{j,t} \alpha^\rho w_{j,t}^{*(-\rho)} \tag{9}$$

Where,

$$w_{j,t}^* = \left(\frac{W_t e_j (1 - \tau_{lt} - \tau_{st}) + \mu_{j,t}}{(1 + \tau_{ct})}\right) \tag{10}$$

The parameter $\mu_{j,t}$ would be the shadow wage of household j in year t , which is equal to zero if the individual offers any amount of labor, and nonzero if he decides to not work in year t . $\frac{p_{j-1,t-1}}{p_{j,t}}$ is the conditional probability of a household in generation j living over a unit of time.

For retirees that correspond to $j = 46, \dots, 55$, the leisure path is unitary; so, from the maximization process of the utility function subject to budget constraint, we have the following consumption equation:

$$\begin{aligned} & \left(\frac{c_{j,t}}{c_{j-1,t-1}} \right)^{-1/\rho} \left(\frac{c_{j,t}^{(1-1/\rho)} + \alpha l_{j,t}^{(1-1/\rho)}}{c_{j-1,t-1}^{(1-1/\rho)} + \alpha l_{j-1,t-1}^{(1-1/\rho)}} \right)^{\frac{(1/\rho)-(1/\gamma)}{1-1/\rho}} \\ & = \left(\frac{(1 + \beta)^{-(t-2)}}{[1 + r_t(1 - \tau_{kt})](1 + \beta)^{-(t-1)}} \right) \left(\frac{p_{j-1,t-1}}{p_{j,t}} \right) \left(\frac{1 + \tau_{ct}}{1 + \tau_{ct-1}} \right) \end{aligned} \quad (11)$$

3.2 Production

The economy has a competitive firm representative. The production function has Cobb – Douglas technology. The labor differs according to its level of efficiency (e_j). In other words, all forms of labor are perfect substitutes, but people of different ages provide different amounts of labor.

$$Y_t = F(K_t, L_t) = A_t(K_t^\theta L_t^{1-\theta}) \quad (12)$$

Where Y_t is the aggregate output, K_t and L_t represent capital and aggregate labor, respectively. The term θ is the participation of capital income in the output. Finally, A_t is a scale factor which represents the total factor productivity.

Firms maximize profits intertemporally restricted to production costs, so that:

$$\Pi_t = Y_t - W_t L_t - (r_t + \delta)K_t \quad (13)$$

δ is the capital depreciation rate. Solving the maximization problem of firms, we have:

$$W_t = (1 - \theta)A_t \left(\frac{K_t}{L_t} \right)^\theta \quad (14)$$

$$r_t = \theta A_t \left(\frac{K_t}{L_t} \right)^{(\theta-1)} - \delta \quad (15)$$

Where W_t and r_t represent wages and the interest rate at time t .

3.3 Government

The equation that describes the behavior of the government includes a social security system that is independent of the government. This sector collects taxes on payroll and performs benefit payments. Thus, government consumption with social security and transfers can be written as the following (16):

$$G_t = T_t - S_t^B - Tr_t \quad (16)$$

G_t is the government purchases of goods and services, S_t^B represents the benefits of social security and Tr_t is the government transfers to the households. For tax collection T_t , we have:

$$T_t = \sum_{j=1}^{45} N_j \tau_{lt} W_t e_j (1 - l_{j,t}) + \sum_{j=1}^{55} N_j c_{j,t} \tau_{ct} + \tau_{kt} (r_t + \delta)K_t + S_t^A \quad (17)$$

C_t is the aggregate consumption, S_t^A is the collection of social security, N_j is the population of age j for the year 2009.

3.4 Social Security

In Brazil, social security uses the simple distribution system (PAYG), in which the benefits received from age 65 (in the model equivalent to $j = 45$) ranging up to 75 years of age (in the model $j = 55$) are measured by average of the individual's contribution time represented by the Equation (6), as described.

Therefore, the total annual expenditure on social welfare can be represented by the following equation:

$$S_t^B = \sum_{j=46}^{55} N_j b_t \quad (18)$$

The annual revenue of social security comes from employees' remuneration:

$$S_t^A = \sum_{j=1}^{45} N_j W_t e_j (1 - l_{j,t}) \tau_{st} \quad (19)$$

3.5 Welfare

To calculate the variation on the households' welfare according to changes in tax policy, we will use the consumption equivalent variation, which is the amount of leisure and consumption that should be available to consumers in order to maintain the same level of utility they had before the tax policy. This variation of gain or loss portion arises from the solution at d in the following equation:

$$(1 + d_j)^{\frac{1}{1-\gamma}} U_{j,0} = \frac{1}{1 - 1/\gamma} \sum_{j=1}^{55} (1 + \beta)^{-(t-1)} p_j \quad (20)$$

$$((c_{j,t}(1 + d_j)^{(1-1/\rho)} + \alpha l_{j,t}(1 + d_j)^{(1-1/\rho)})^{\frac{1}{1-1/\rho}})^{1-1/\gamma}$$

$U_{j,0}$ is the utility levels of steady state, $c_{j,t}$ and $l_{j,t}$ are the consumption and leisure of family j at time t under the new policy. Having the utility ($u_{j,t}$) after the tax policy, the equivalent variation as welfare measure can be calculated as:

$$d_j = \left(\frac{u_{j,t}}{u_j} \right)^{\frac{1}{1-\gamma}} - 1 \quad (21)$$

3.6 Market Equilibrium

The equilibrium conditions must be satisfied for each of the markets, namely: goods, labor and capital. For the labor market, the condition of supply (right-hand side) and demand of skilled labor (left-hand side) is satisfied by the following equation:

$$L_t = \sum_{j=1}^{45} N_j e_j (1 - l_{j,t}) \quad (22)$$

The balance in the capital markets is given by:

$$K_{t+1} = Y_t + (1 - \delta)K_t - G_t - C_t \quad (23)$$

The condition of supply and aggregate demand is represented by the following equation:

$$Y_t = C_t + I_t + G_t \quad (24)$$

Where,

$$I_t = K_{t+1} - (1 - \delta)K_t \quad (25)$$

$$C_t = \sum_{j=1}^{55} c_{j,t} N_j \quad (26)$$

4 Solution Model

For the solution of the balance path of the economy, we have used a Broyden (1965) algorithm to numerically solve the set of dynamic nonlinear equations that compose the model (Equations (4) to (26)). The solution provides the path of the economy after the change in tax policy. The calibration of the model, the tax simulations proposed and the results will be presented in the following sections⁵.

5 Calibration

The calibration of the model involves finding values for the parameters and variables consistent with data from the real economy. In this paper, we use the last available data from the National Accounts, released by IBGE (Brazilian Institute of Economics and Statistics), which is for the year 2009, and also the Paes & Bugarin (2006b) research. Therefore, the year 2009 is considered the steady-state balance in the model 2009. We considered the balance product for this year as a numeric. Thus, Table 1 shows the values of the model parameters. The intertemporal elasticity of substitution (γ) and the preference for leisure in the utility function (α) were obtained from the works by Cavalcanti & Silva (2010) and Ferreira (2004). The remaining parameters were calculated endogenously from the steady state equilibrium equations.

Table 2 illustrates data from National Accounts.

To compute the model tax rates, we used the study done annually by Brazil's RFB (Secretariat of Federal Revenue of Brazil), which is consolidated in the Tax Burden in Brazil RFB (2009). With this data and the National Accounts data (2009), we have calculated the tax rates on capital income (τ_k), tax on labor income (τ_l), tax on social security (τ_s) and the consumption tax (τ_c). Table 3 illustrates the amount of tax revenues in absolute values and in proportion to GDP.

IOF – which is a tax levied on financial operations, has mainly two tax bases – personal credit (consumption) and interest on financial investments and foreign exchange operations (capital income). Since the major part of

⁵In this paper, we used Python 2.7 and 3.4 programming language. We developed the algorithm for the numerical solution of the model using PythonXY 2.7.9 scientific platform.

Table 1: Parameters of the model

Description	Parameters	Value
Intertemporal elasticity of substitution	γ	0.700*
Intratemporal elasticity of substitution	ρ	1.134
Preference for leisure in the utility function	α	0.250**
Preference for the presente	β	0.025
Total factor productivity	A	1.058
Capital participation in the production function	θ	0.391
Capital depreciation rate	δ	0.048
$e^{a+b_j+c_j^2}$	e_j	$a = -0.944100$ $b = 0.015680$ $c = -0.000671$

Source: Authors elaboration.

* Cavalcanti & Silva (2010).

** Ferreira (2004)

Table 2: Economic Aggregates (2009)

	Brazil in 2009 as % of GDP	Model
Consumption	60.870	60.870
Government Consumption	21.120	21.120
Investment		370.110
Selic interest rate	17.990	17.990
Real interest rate	5.710**	5.710
Wages rate	60.860	60.860
Government revenue	32.470	32.470
Social Security revenues	7.060	7.060
Expenditure on Social Security	6.075	6.074

Source: IBGE (2011), IPEADATA (2009) and authors elaboration.

* Selic interest rate - average annual 2009

** This result is the difference between IPCA 2009 (4.31) and the average annual Selic rate for 2009.

revenue comes from financial instruments, IOF was considered as a tax on capital income.

To calculate the tax rate on capital income (τ_k), we used the collection of taxes for the year 2009: IRPJ (2.49% of GDP), CSLL, IPTU, ITR, ITBI, IPVA, IOF:

$$\tau_k = \frac{(IRPJ + CSLL + IPTU + ITR + ITBI + IPVA + IOF)}{\theta} \quad (27)$$

For the tax rate on labor income (τ_l), we used the values of the following tax collection: IRPF (0.45%), IRRF (3.18%), FGTS, S System, Education Wage. We named this amount $Arrec_{\tau}$.

$$\tau_l = \frac{Arrec_{\tau_l}}{(1 - \theta)} \quad (28)$$

PREV is the federal, state and municipal social security collection. The rate of social security (τ_s) is the relationship between general social security collection (PREV), civil servants (CPSS), and the remuneration of the labor ($1 - \theta$), in order to obtain the rate of this tax:

$$\tau_s = \frac{PREV + CPSS}{(1 - \theta)} \quad (29)$$

Table 3: Tax burden in Brazil (2009)

Tax	R\$ millions	% GDP	Incidence	Model
ICMS	224,027.74	7.13	Consumption	YES
Income tax	192,315.02	6.12	Capital / Labor	YES
Social Security	182,008.44	5.79	Social Security	YES
Cofins	115,995.84	3.69	Consumption	YES
FGTS	54,725.95	1.74	Labor	YES
CSLL	43,583.09	1.39	Capital	YES
IPI	27,767.44	0.88	Consumption	YES
PIS	25,816.81	0.82	Consumption	YES
ISS	22,354.48	0.71	Consumption	YES
IPVA	17,567.21	0.56	Capital	YES
IOF	19,224.74	0.61	Capital	YES
Cont. S. S. Serv. Pub. (CPSS)	18,510.84	0.59	Social Security	YES
Prev. State	17,127.42	0.54	Social Security	YES
Imp. Trade	15,895.41	0.51	Consumption	YES
IPTU	12,235.12	0.39	Capital	YES
Education Wage	9,685.19	0.31	Labor	YES
Other state taxes	1,795.29	0.06		NO
S System	8,609.23	0.27	Labor	YES
State rates	7,938.36	0.25		NO
PASEP	5,163.25	0.16	Consumption	YES
CIDE fuels	4,911.41	0.16		NO
Municipal social security	4,246.11	0.14	Social Security	YES
ITBI	3,746.58	0.12	Capital	YES
Municipal taxes	3,285.89	0.10		NO
Other social cont.	2,513.24	0.08		NO
ITCD	1,590.71	0.05		NO
Cont. military pensions	1,681.26	0.05		NO
Merchant navy quota part	1,510.71	0.05		NO
Other trib. and rates	8,091.30	0.26		NO
Cide shipments	1,148.81	0.04		NO
Union cont. quota part	314.63	0.01		NO
Other economic cont	44.15	0.00		NO
Prov. cont. of fin. transactions		0.00		NO
TOTAL	1,055,407.07	33.58		32.47

Source: RFB (2009).

Finally, the last rate used in the model is the tax rate on consumption (τ_c). This rate is found by relating the collection on consumption: IPI, ICMS, ISS, Imp. Trade, COFINS, PIS and PASEP, and the proportion of household consumption in relation to the national product ($C/Y = 60.87\%$).

$$\tau_c = \frac{IPI + ICMS + ISS + II + COFINS + PIS + PASEP}{C/Y} \quad (30)$$

Table 4 summarizes the values found in tax rates.

Table 4: Tax rates

	Description	Value
τ_k	Tax rate on capital income	14.200%
τ_l	Tax rate on labor income	0.977%
τ_s	Tax rate on social security	11.590%
τ_c	Tax rate on consumption	22.830%

Source: Authors elaboration.

6 Simulation

For the first simulation, we will reduce in 1% of GDP the revenue for social security and increase in 1% of GDP the collection of consumption. In simulations 2 and 3, we propose to reduce 2.0% and 2.5% of GDP on social security revenue and increase this proportion for revenues on consumption.

In the next section, we will present the results of simulations for the product, aggregate consumption, intratemporal income distribution, capital stock and welfare.

Table 5: Fiscal devaluation

	Devaluation (simul-1: 1.0%)	Devaluation (simul-2: 2.0%)	Devaluation (simul-3: 2.5%)
τ_s	0.0995	0.0831	0.0749
τ_c	0.2447	0.2611	0.2693

Source: Authors elaboration.

7 Results

The results for the three simulations proposed are presented by listing the main variables of aggregate consumption, capital stock, product and welfare. We considered 100 periods for the long term. The following table presents the main macroeconomic results of each of the simulations performed.

The results suggest gains for the main macroeconomic variables, especially for household consumption. For the 1.0% simulation, household consumption (% GDP) has grown to 60.91%, against 60.95% for the 2.0% simulation and 60.96% for the 2.5% simulation. This result is partly explained by the increase of wages (sim-1: 0.0158% sim-2: 0.0313% and sim-3: 0.0390% - var.% steady state).

With fiscal devaluation policy, it is expected that the labor will increase in the long run, and this was observed in all simulations. It increased by 0.161% for sim-1, 0.3162% for sim-2 and 0.3923% for sim-3. In the long run, the economy also accumulated more capital: it increased 0.0116% (sim-1), 0.0270% (sim-2) and 0.0359% (sim-3), respectively. The explanation for this capital increase is product growth. The product increased by 0.102% (sim-1), 0.202% (sim-2) and 0.252% (sim-3). But capital increase was lower than output, since firms prefer to use more labor and less capital. As a result, the ratio capital/output falls in the three simulations.

Regarding social security expenditure, it increased by 0.1388%, 0.2738% and 0.3397% for simulations 1, 2 and 3, respectively. This is due to the workers' wage increases in the past 45 years, since the benefits of the current period depend on the weighted average of the wages earned during the period in which the retirees were still working. On the other hand, with fiscal devaluation, the social security collection (var. % steady state) fell around 14.07% (sim-1), 28.18% (sim-2) and 32.25% (sim-3). Given the significant decreases, social security can only honor its social security commitments in the long run if there is an increase in transfers from the National Treasury, which is possible by the increase in consumption collection.

The government tax collection remained neutral in the long run, with the reduction in the tax on social security fully offset by the increase in consumption tax for the three simulations.

Table 6: Long-term macroeconomic effects

	Steady state	Devaluation 1.0%	Devaluation 2.0%	Devaluation 2.5%
Taxes (%GDP)				
Tax on consumption	22.83	24.47	26.11	16.93
Cont. on Social Security	11.59	9.95	8.31	7.49
Tax on Labor	9.77	9.77	9.77	9.77
Tax on Capital	14.20	14.20	14.20	14.20
Macroeconomic variables				
		var. %SS - %GDP**	var. %SS - %GDP**	var. %SS - %GDP**
Consumption	60.87	0.1667-60.910	0.3270-60.950	0.4048-60.960
Government Cons.	21.12	0.0000-21.120	0.0000-21.120	0.0000-21.120
Investments	17.99	0.0114-17,974	0.0269-17,958	0.0358-17,951
Capital	370.00*	0.0116-369,660	0.0270-369,350	0.0359-369,200
Labor	0.3928	0.3934***	0.3942***	0.3943***
Product	10.00	1.0010****	1.0020****	1.0030****
Interest rate	5.71	5.7200*****	5.7290	5.7330*****
Wages	60.86	0.0158-60.8070	0.0313-60.7560	0.0390-60.7300
Soc. Sec. Expenditure	6.07	0.1388-6.0720	0.2738-6.0740	0.3397-6.0750
Soc. Sec. Collection	7.06	(14.07)-6.0600	(28.18)-5.0600	(35.25)-4.5600
Tax Collection	32.47	0.1315-32.4790	0.2630-32.4890	0.3290-32.4950

Source: Authors elaboration.

* Lledo (2001).

** Percentage in relation to steady state and percentage in relation to GDP.

*** In unit of time.

**** Variation over steady state.

***** In percentual.

As for short-term impacts and the transition, Figure 1 summarizes the impact of these reforms along the transition path on GDP, aggregate consumption, capital, labor, allocation, aggregate wages, interest rates and fiscal variables. This figure shows the evolution of these variables in the 100 periods. The evolution of each variable is measured from the percentage change in relation to the initial steady state. Most of the impact of the reform was concentrated in the first years of transition.

Tax reforms resulted in an increase in consumption followed by an increase in the stock of physical capital, an increase in labor supply and an increase in production during the transition between steady states.

The aggregate consumption begins its transition with a slight increase in the first period after the reform, increasing rapidly from the 3rd period through the first forty-four, where it reaches its maximum. After that time, there was a sharp drop, to finally reach the new level of steady state from the period 60, which on average was approximately 0.16% (sim-1), 0.32% (sim-2) and 0.40% (sim-3).

After a fall in the first year, the capital stock gradually increases until it reaches its peak in period 32. Then, a slight decline takes place, which persists until year period 60. From that moment, the economy adjusts itself around its new steady state, greater than the initial steady state, on the average of about 0.04% (sim-1), 0.06% (sim-2) and 0.07% (sim-3).

The capital growth was followed by a continuous wage increase. Despite the decline in the first period, which resulted in part from increased labor, and the reduction in interest rates, wages continued their path of sustainable growth. In order to better understand these results, it is necessary to look at the income and substitution effects.

Since fiscal policy aimed at maintaining tax revenue, the total amount of resources that the tax system extracts from the private sector after the tax change is close to the level drawn before the reform. Therefore, the effects on income, occurring from the proposed reform, result in redistribution between overlapping groups. The policy, however, alters the incidence pattern by modifying the payment of taxes from different groups in the private sector and changing the tax burden on each generation.

For those who are retired, the marginal propensity to consume is higher, and therefore they are fully affected by the increase in consumption tax. Moreover, this generation is not benefited by the reduction in the tax on labor, so the income effect is zero for this group. Based on this argument, the final impact on retirees will be negative. The younger generations, on the other hand, have a marginal propensity to consume less than the pensioners, and also benefit from reduced contributions to social security. Over time, the generations who were young at the beginning of the reform start to increase their share in aggregate consumption. Thus, due to the positive effects on income, they will consume more than they would have consumed before the implementation of tax reform. The result is an increase in aggregate consumption.

The next figure shows the impact of the change on the social security accounts.

As we can see, by time 60, both the expenditure and the social security collection fit to reach the new steady state. While social security expenditure has grown during all the period, social security revenue has dropped sharply during the path to the new steady state. Social security deficit grows strongly with any of the simulations and should be covered by the National Treasury with funds from the increase in revenue of taxes on consumption.

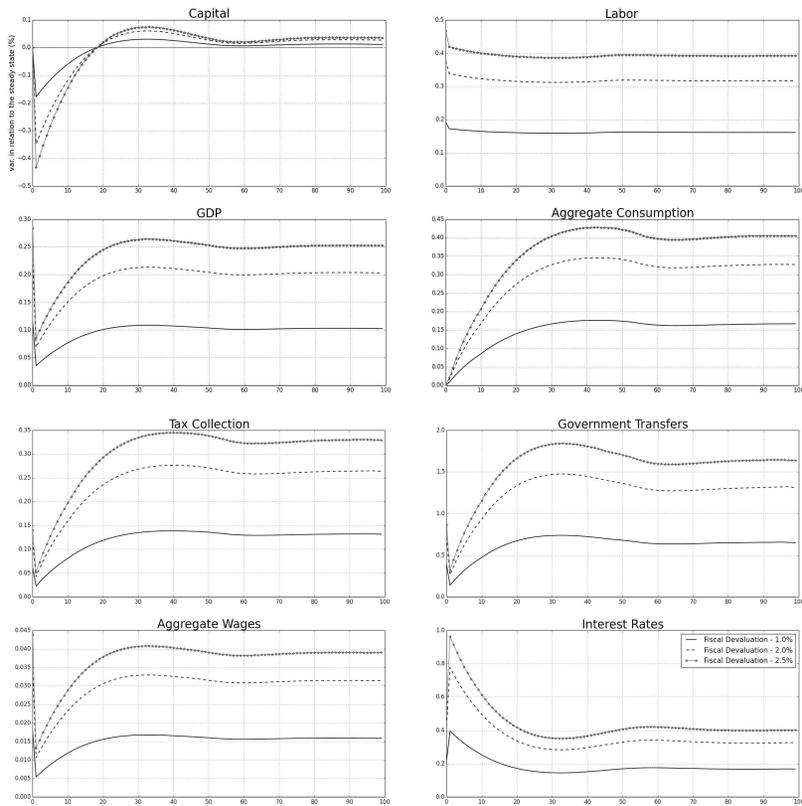
Economic welfare is obtained by the behavior of households born before and after the tax reform. This can be seen in Figure 3.

The horizontal axis shows the generations, for example, in the -54 to -45 range we have the individuals who are retired at the time of the tax reform. Between -1 and -44 , we have the households who are in the labor market after the tax change. From generation 0, we find the generations born after the tax change.

We noted, from Figure 3, that for all simulations, retirees lose welfare. The main explanation of this welfare loss is the fact that they do not benefit from the reduction in the tax rate on social security. Moreover, they pay part of the increase in consumption taxation. But, for those who are working, tax reform could be beneficial, since the rate of social security contributions is lower in the three policies. The more distant the worker is from retirement, the more gains he will have. The welfare loss decreases the closer the generation is to the moment of reform. For example: (i) for workers who were born 36 years before the reform: welfare loss of 0.24% (sim-1), 0.47% (sim-2) and 0.58% (sim-3); (ii) for workers who were born 10 years before the reform: welfare gain of 0.09%, 0.17% and 0.21% for sim-1, sim-2 and sim-3, respectively.

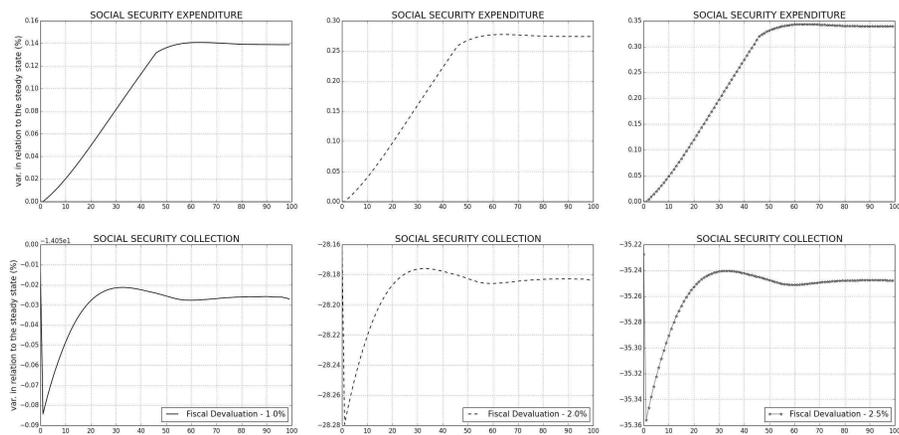
So, our results suggest that the proposed tax reforms described in this paper have modest gains for the macroeconomic variables, in particular aggre-

Figure 1: Transition path for selected variable (var. % steady state)

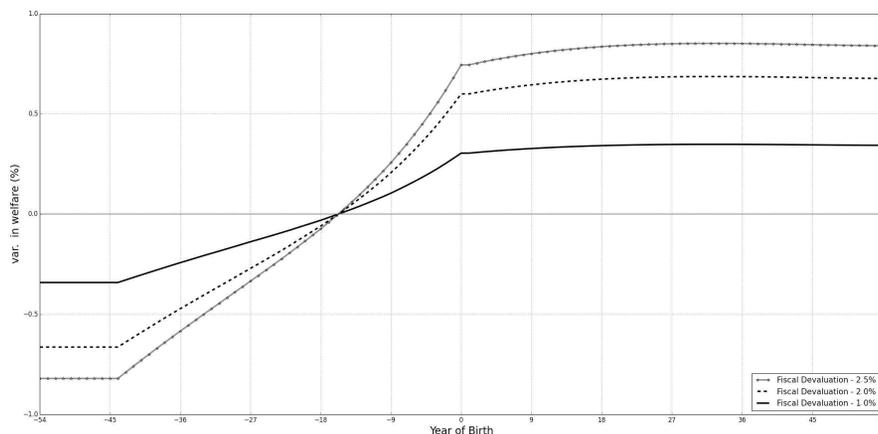


Source: Authors elaboration.

Figure 2: Relationship between social security expenditure and collection (var. % steady state)



Source: Authors elaboration.

Figure 3: Effects on welfare among generations (var% ev.)

Source: Authors elaboration.

gate consumption, capital, labor, product and wages.

Finally, Table 7 compares the results of simulation-1 with other studies that use dynamic general equilibrium models with tax reform proposals.

As shown in Table 7, the model proposed in this work – DGE, in comparison Gauthier (2008) and Klein and Simon (2010), obtained a variation in relation to the steady state on the identical GDP, in the order of 0.1%. The impact on employment in the proposed model was slightly lower than in the other simulations, but with the same sign - positive variation. The simulation of the proposed model also approached Langot et al. (2011) compared the variation around the steady state long term GDP, results near 0.1%.

Table 7: Overview of quantitative studies on the effects of fiscal devaluation. Reduction of Social Security and VAT increase (or consumption tax) of 1% of GDP.

Research	Short-term effects		Long-term effects ^a	
	GDP (%)	Employment (%)	GDP (%)	Employment (%)
Proposed Model - DGE			0.1	0.16
Besson (2007) – DGTPPE, complete pass through		0.2		0.00
Gauthier (2008) – uniform ESSC cut			0.1	0.30
Gauthier (2008) – targeted ESSC cut			0.7	1.50
Fève et al. (2009) – model without matching frictions	0.7		0.9	0.80
Fève et al. (2009) – model with matching frictions	0.1	0.2	0.3	0.30
Klein and Simon (2010)	-0.1	0.2	0.1	0.30
Bank of Portugal (2011)	0.2	0.4 ^b	0.6	0.60 ^a
Langot et al. (2011)			0.1	0.00
EC (2011) – low labour supply elasticity	0.0	0.2	0.4	0.40
EC (2011) – high labour supply elasticity	0.1	0.2	0.7	0.80
Heyer et al. (2012) – basic Case	0.1	0.2	0.3	0.30

Fonte: Koske (2013) and authors elaboration.

Notes: ^a Effect after 5 years for Heyer et al. (2007) and Klein e Simon (2010), after 10 years for Gauthier (2008) and Bank of Portugal (2011), after 30 years for EC (2011), after 40 years for Fève et al. (2009) and after 100 years for Langot et al. (2011). Effect after 150 periods for the proposed model – DGE.

^b Impact on hours worked since employment effect is not available.

8 Conclusion

This paper studied the fiscal devaluation, an instrument that can be useful in economic policies to boost economic growth through reducing labor taxes and increasing consumption taxes. To evaluate the usefulness of this instrument for Brazil, we developed a dynamic general equilibrium model with overlapping generations, uncertainty and social security imbalance. A revenue neutral simulation was conducted.

The results pointed out to positive, but modest, effects on the economy. Consumption, capital stock, product and worked hours grow, but in a residual form. Given the modest results, fiscal devaluation does not look like an appropriate instrument to introduce in the Brazilian tax system. Other reforms, such as simplifying ICMS and PIS/Cofins, are much more promising to tackle the distortions of the taxation.

Bibliography

- Araújo, C. H. V. & Ferreira, P. C. G. (1999), 'Reforma tributária no Brasil: Efeitos alocativos e impactos no bem-estar', *RBE, Rio de Janeiro*.
- Arrau, P. (1990), 'Social security reform: the capital accumulation and intergenerational distribution effect', The World Bank.
- Auerbach, A. J. & Kotlikoff, L. J. (1987), *Dynamic fiscal policy*, Cambridge University Press.
- Bank of Portugal, . (2011), 'Desvalorização fiscal – relatório', *Economics and Research Department. Lisboa*.
- Barreto, F. A. F. D. (1997), Três ensaios sobre reforma de sistemas previdenciários. 1997, PhD thesis, PhD Thesis, Escola de Pós-Graduação em Economia da Fundação Getúlio Vargas, Rio de Janeiro.
- Boscá, J. E., Doménech, R. & Ferri, J. (2013), 'Fiscal devaluations in emu', *Economic Research Department BBVA Working Paper Series (1211)*.
- Broyden, C. G. (1965), 'A class of methods for solving nonlinear simultaneous equations', *Mathematics of computation* pp. 577–593.
- Cavalcanti, M. A. F. d. H. & Silva, N. L. C. d. (2009), 'Impactos de políticas de desoneração do setor produtivo: uma avaliação a partir de um modelo de gerações superpostas', *Estudos Econômicos (São Paulo)* 40(4), 943–966.
- Cavalcanti, M. A. F. d. H. & Silva, N. L. C. d. (2010), 'Impactos de políticas de desoneração do setor produtivo: uma avaliação a partir de um modelo de gerações superpostas', *Estudos Econômicos (São Paulo)* 40(4), 943–966.
- Ellery, R. & Bugarin, M. (2003), 'Previdência social e bem estar no Brasil', *Revista Brasileira de Economia* 57(1), 27–57.
URL: <http://bibliotecadigital.fgv.br/ojs/index.php/rbe/article/view/830>
- Fantini, M. (2006), 'Macroeconomic effects of a shift from direct to indirect taxation: a simulation for 15 EU member states.', *Note presented by the European Commission services (DG TAXUD) at the 72nd meeting of the OECD Working Party No. 2 on Tax Policy Analysis and Tax Statistics, Paris*.

Ferreira, S. G. (2004), 'Social security reforms under an open economy: the brazilian case', *Revista Brasileira de Economia* 58(3), 343–380.

Fochezatto, A. & Salami, C. R. (2009), 'Avaliando os impactos de políticas tributárias sobre a economia brasileira com base em um modelo de equilíbrio geral de gerações sobrepostas', *Revista Brasileira de Economia* 63(3), 299–314.

IBGE (2011), '- instituto brasileiro de geografia e estatística. contas nacionais. sistema de contas nacionais 2005-2009 n. 34', IBGE, Rio de Janeiro.

URL: <http://www.ibge.com.br>

IPEADATA (2009), 'Instituto de pesquisa econômica aplicada', *Dados macroeconômicos*.

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

Jokish, S. & Kotlikoff, L. J. (2007), 'Simulating the dynamic macroeconomic effects of the fair tax.', *The National Tax Journal*.

Koske, I. (2013), 'Fiscal devaluation—can it help to boost competitiveness?', *OECD Economics Department Working Papers* (1089). OECD Publishing, Paris.

Lledo, V. D. (2001), 'Tax reform under fiscal stress: A cge analysis of the brazilian tax reform', *Escola de Pós-Graduação em Economia da FGV*.

URL: <http://bibliotecadigital.fgv.br/dspace/bitstream/handle/10438/12558/1070.pdf>

Paes, N. L. (2004), 'Reforma tributária: aspectos distributivos e de bem-estar', *Universidade de Brasília (PhD Thesis)*.

Paes, N. L. & Bugarin, M. N. S. (2006), 'Reforma tributária: impactos distributivos, sobre o bem-estar e a progressividade', *Revista Brasileira de Economia* 60(1), 33–56.

Paes, N. L. & Bugarin, N. S. (2006b), 'Parâmetros tributários da economia brasileira', *Estudos Econômicos (São Paulo)* 36(4), 699–720.

RFB, R. F. D. B. (2009), 'Carga tributária no brasil – 2009 (análise por tributo e bases de incidência).', *Estudos Tributários n° 21. Brasília*.

Silva, W. B. d., Paes, N. L. & Ospina, R. (2014), 'A substituição da contribuição patronal para o faturamento: Efeitos macroeconômicos, sobre a progressividade e distribuição de renda no brasil', *Revista Brasileira de Economia* 68(4), 517–545.

DÍVIDA PÚBLICA E CRESCIMENTO ECONÔMICO: TESTES DA HIPÓTESE DE REINHART E ROGOFF

OCTAVIO A. F. TOURINHO *
RAFAEL SANGOI †

Resumo

Testamos a hipótese que a taxa de crescimento do produto no longo prazo é negativamente afetada pelo aumento da razão dívida pública/PIB, estimando um painel dinâmico baseado em um modelo de crescimento neoclássico estendido para incluir o endividamento e outras variáveis que se mostraram relevantes em outros estudos. A periodicidade da amostra é anual, de 1983 até 2013, e inclui 83 países, que são todos para os quais os dados estão disponíveis. O modelo empírico é estimado com diversos métodos para controlar para as possíveis fontes de viés, e encontramos evidências robustas que confirmam o efeito principal. No entanto, não encontramos um nível de endividamento além do qual a magnitude do efeito seria significativamente maior (*threshold*).

Palavras-chave: Dívida Pública; Crescimento Econômico; Crise.

Abstract

This paper aims to test the hypothesis raised by Reinhart and Rogoff that the growth rate of income is negatively affected by the increase in public debt. We estimated a dynamic panel based on the theoretical neo-classical growth model, complemented with the debt/GDP ratio and other relevant variables. The sample covers a period long enough to capture the phenomenon of interest (1983 to 2013) and includes all the countries for which the required data are available (83 countries). The diversity of countries allows us to make more general inferences than those from other studies with fewer and less diverse countries, or with time frame which are shorter or do not include recent data. We found evidence to support the main hypothesis, but were unable to confirm the existence of a critical debt level (*threshold*) beyond which the magnitude of the effect is significantly larger.

Keywords: Public Debt; Economic Growth; Crisis.

JEL classification: O47, H63

DOI: <http://dx.doi.org/10.11606/1413-8050/ea114137>

* Universidade do Estado do Rio de Janeiro, Brasil. E-mail: otourinho at uerj.br

† Universidade do Estado do Rio de Janeiro, Brasil. E-mail: rafael_sangoi at yahoo.com.br

1 Introdução

As políticas expansionistas adotadas pelos países para anular os efeitos da crise econômica mundial iniciada pelo *default* nos empréstimos *sub-prime* nos EUA levou a um aumento generalizado do endividamento público a partir de 2007. Dúvidas têm sido aventadas sobre a sustentabilidade desse processo no longo prazo, e sobre o seu impacto na taxa de crescimento econômico. Em particular, Reinhart & Rogoff (2009, 2010a,b, 2011) propuseram a tese que a taxa de crescimento do produto apresenta forte correlação negativa com a razão dívida/PIB, especialmente em níveis elevados de endividamento.

Eles se basearam em evidência empírica referente a uma ampla gama de países e concluíram que a taxa de crescimento anual média da renda de países com uma razão dívida/PIB acima de 90% é inferior, em cerca de dois pontos percentuais (p.p.), à dos países com uma razão dívida/PIB menor que 30% (as taxas para esses dois grupos de países na amostra deles são respectivamente 1,7% a.a. e 3,7% a.a.). Além disso, eles observam que para países com níveis intermediários de endividamento (entre esses dois extremos), a taxa de crescimento não parece ser sensível à razão dívida pública/PIB. Eles concluem que a relação entre estas duas variáveis é não linear e propõe a existência de um nível de endividamento a partir do qual os seus efeitos sobre o crescimento são significativamente maiores (um *threshold*), que seria igual a 90% para os países desenvolvidos. Esse efeito, a que nos referiremos neste artigo como hipótese R-R, foi amplamente examinado em inúmeros outros artigos, recebendo tanto apoio quanto críticas, e a sua discussão se tornou controversa tanto em nível acadêmico, quanto em nível político e ideológico. Este artigo é uma contribuição para a avaliação acadêmica dessa hipótese, estendendo e aprofundando a sua investigação empírica.

Reinhart & Rogoff (2010a) chegaram a essas conclusões usando uma metodologia simples baseada no cálculo de médias em planilhas, em uma amostra com dados de 20 países entre 1946 e 2009. Herndon et al. (2013) apontaram três problemas naquele trabalho. O primeiro é um erro de codificação na planilha que serviu de base para o estudo, que afetou o cálculo das taxas médias de crescimento do PIB para países com uma dívida maior do que 90% do PIB. Na planilha disponibilizada a eles por Reinhart e Rogoff, essa média seria igual a -0,1% a.a. que, após feitas as correções devidas, passaria a ser 2,2% a.a. O segundo problema é a exclusão de observações de três países (Austrália, Canadá e Nova Zelândia) entre 1946 a 1950 (1949, no caso deste último), que seria responsável por uma redução de 0,3 pontos percentuais na média da taxa de crescimento dos países da categoria com o maior nível de endividamento. O terceiro e último problema é o critério adotado por Reinhart & Rogoff (2010a) para atribuir os pesos no cálculo da média ponderada das taxas de crescimento do PIB para os países nos quatro grupos de endividamento. Essas questões levantaram dúvidas quanto à validade da hipótese R-R, mas, como Rogoff (2013) argumentou – com sucesso, em nossa opinião – as objeções levantadas não são suficientemente fortes para rejeitá-la, pois a correlação negativa entre altos níveis da razão dívida pública/PIB e a taxa de crescimento econômico continua presente nos dados. As críticas levantadas implicariam apenas na redução da magnitude desses efeitos relativamente à que eles haviam calculado. Desde então, diversos estudos estenderam o teste empírico da hipótese em várias direções: (i) expandindo a amostra: aumentando o número de países, diversificando o tipo deles, e ampliando o intervalo

de tempo considerado; (ii) aprimorando a metodologia utilizada para testá-la, e para medir a magnitude do efeito e, (iii) explorando a direção da causalidade.

Os testes mais recentes e refinados da hipótese se baseiam na estimação de painéis dinâmicos, estendendo a metodologia empírica proposta por Mankiw et al. (1992) para testar modelos de crescimento baseados no modelo de Solow (1956). Aquele estudo propôs estimar uma equação empírica para a taxa de crescimento do produto *per capita* em um painel com efeitos fixos por país, cuja dedução é apresentada de modo sintético no Apêndice A. Nela, a variável dependente é uma função das taxas de acumulação de capital físico e humano, da taxa de crescimento populacional, da taxa de depreciação dos dois tipos de capital, e do aumento da produtividade¹. Para testar a hipótese Reinhart-Rogoff, acrescenta-se à lista de variáveis explicativas a razão dívida pública/PIB. Destacam-se entre os estudos mais recentes que empregam essa abordagem, Cecchetti et al. (2011), Panizza & Presbitero (2004), Kourtellos et al. (2013), Baum et al. (2013), Afonso & Jalles (2013), Kumar & Woo (2015). O estudo descrito neste artigo também adota essa linha de investigação e se insere nessa literatura, pois estima um modelo de crescimento em um painel dinâmico, mas não se limita a essa abordagem, pois também testa a hipótese R-R fazendo testes de cointegração entre as principais variáveis do modelo. Uma discussão mais detalhada destes estudos aqui esbarraria na limitação de espaço, mas procuramos resumir suas principais características e resultados na Tabela 1, que discutimos a seguir.

Inicialmente, apontamos que o número de graus de liberdade desses estudos se situa entre 118 e 821 (coluna 5), e notamos que esse valor é fruto da combinação do intervalo de tempo considerado e periodicidade dos dados (coluna 3), do número de países (coluna 2) e do número de variáveis no modelo. Há também bastante diversidade quanto aos tipos de países considerados: apenas dois procuram capturar todo o universo de países na amostra, e a maioria dos estudos se limita a um subconjunto deles como, por exemplo, a OECD, zona do Euro, etc. O motivo usualmente apontado para reduzir o escopo é a disponibilidade de dados e a premissa de que o ajuste empírico do modelo é melhor para grupos mais homogêneos de países.

Há também diversidade expressiva quanto à metodologia econométrica empregada para a estimação do modelo com dados em painel, que vai desde abordagens mais simples (LSDV) até métodos envolvendo variáveis instrumentais (GMM e SGMM). Os métodos mais simples são, em geral, considerados mais robustos, enquanto aqueles envolvendo variáveis instrumentais são justificados pela necessidade de considerar a possível endogeneidade das variáveis independentes, inclusive o endividamento público. A elasticidade no ponto médio da amostra da taxa de crescimento do PIB *per capita* com relação à razão dívida pública/PIB é apresentada na penúltima coluna, em que se verifica que ela varia de 0,5 a 1,5, com exceção de Panizza & Presbitero (2004)

¹ Como indicado por Barro & Sala-I-Martin (2004), capítulo 12, vários estudos na literatura estendem aquela abordagem incluindo inúmeras outras variáveis explicativas na equação, mas com pouco sucesso. No modelo básico, as variáveis de estado e de controle são: nível inicial do PIB *per capita*; nível de escolaridade; expectativa de vida; medida da abertura internacional; o consumo do governo como proporção do PIB; um indicador subjetivo da manutenção da lei e da ordem; um indicador subjetivo da democracia; o logaritmo da taxa de fertilidade; a formação bruta de capital fixo como proporção do PIB; taxa de crescimento dos termos de troca; e taxa de inflação.

e Kourtellos et al. (2013) que, quando estimando com OLS e GMM, respectivamente, não encontram o efeito.

Nosso estudo tem como principais diferenciais um número de graus de liberdade significativamente maior que o daqueles indicados acima, fruto do uso de uma amostra temporal longa (1983 – 2013), da preservação da periodicidade anual dos dados visando aproveitar o máximo de informação neles contida, e da inclusão na amostra de todos os países para os quais os dados estavam disponíveis (83). Ela também inclui o período de agravamento e recuperação da última crise mundial de endividamento, que contém informação útil para testar a hipótese R-R. Além disso, também testamos a hipótese R-R verificando a cointegração entre crescimento e endividamento.

O restante do artigo é estruturado do seguinte modo. A próxima seção descreve a especificação do modelo básico e aspectos metodológicos da estimação. A Seção 3 discute a construção da base de dados, as propriedades das séries de tempo das variáveis do modelo, e os testes de cointegração entre as principais variáveis dele. A Seção 4 apresenta a estimação do modelo básico e das suas extensões principais, correspondentes aos seguintes modelos: a) sem efeitos fixos de tempo; b) com dados quinquenais; c) com *threshold* para a relação dívida pública/PIB; d) com velocidade de convergência diferenciada por país. As principais conclusões do estudo são apresentadas na última seção.

2 O modelo básico

$$\hat{y}_{i,t} = \alpha \ln(y_{i,t-1}) + \beta_1 \ln(s_{i,t}^k) + \beta_2 \ln(s_{i,t}^h) + \beta_3 \ln(n_{i,t}) + \gamma \ln(X_{i,t}) + \nu_i + \tau_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

em que a variável dependente é taxa de crescimento da renda real *per capita* do país i em um determinado momento do tempo t , denotada $\widehat{y}_{i,t}$ e as variáveis explicativas principais são o logaritmo da taxa de investimento em capital físico ($s_{i,t}^k$), o logaritmo da taxa de investimento em capital humano ($s_{i,t}^h$), e o logaritmo da taxa de crescimento populacional². O logaritmo da renda real *per capita* defasada um período ($y_{i,t-1}$) aparece como *proxy* da distância com relação ao estado estacionário e permite capturar os efeitos da convergência condicional da renda.

O efeito fixo por país (ν) concentra todos os aspectos específicos de cada país não explicitados na equação. Todos os outros coeficientes da equação são genéricos para todos os países (incluindo a razão dívida/PIB) e representam o efeito médio da variável correspondente sobre o crescimento dos países da amostra.

O efeito fixo temporal (τ) captura os aspectos não observáveis específicos de cada ano da amostra, considerando assim particularidades no cenário

²No modelo de Mankiw et al. (1992) para um país isolado aparece o logaritmo da soma ($n + g + \delta$) em que n é a taxa de crescimento populacional, g é a taxa de aumento da produtividade da mão de obra, e δ é a taxa de depreciação (vide Equação (12) do Apêndice A). Eles admitem que g e δ são iguais para todos os países, e que seu efeito aparece no termo do intercepto da equação, para poder estimá-la por mínimos quadrados ordinários (OLS) a partir de dados empilhados em uma regressão *pooled*. Na nossa formulação esta hipótese é desnecessária porque a Equação (1) do texto é resultante da generalização do modelo deles como painel de efeitos fixos onde a variável dependente é a taxa de crescimento dos países (não o nível da renda), e onde o efeito da soma ($g + \delta$) pode diferir entre países e o seu impacto aparece no efeito fixo do país ν_i desde que seja constante ao longo do tempo, (vide Equação (12) do Apêndice A)

Tabela 1: Modelos de crescimento em painéis dinâmicos, com dívida pública

Modelo	Nº Países	Anos Amostra	Método de Estimação	G.L	R ²	Elasticidade (Dívida)	Threshold
Cecchetti et al. (2011)	18	1980-2010 Média Quinquenal	2SLS LSDV	354	0,77	-1,190	96,00%
Baum et al. (2013)	12	1990-2010 Anual	2SLS	233	-	-0,00411 Semi-Elasticidade	66,40%
Panizza & Presbitero (2004)	17	Média Quinquenal	OLS 2SLS	352	0,70	-1,800 0,000	Não testa
Kourtellos et al. (2013)	82	1980-2009 Decenal	GMM OLS	238	-	-0,029 -0,511	Não encontra
Afonso & Jalles (2013)	155	1970-2008 Média Quinquenal	OLS LSDV GLS SGMM	821 803 757 821	0,21 - 0,26 -	-1,180 -0,590 -1,180 -0,590	59,00%
Kumar & Woo (2015)	38	1970-2007 Quinquenal	BE SGMM	118	0,78	-1,580 -1,760	Não testa

Fonte: Elaboração própria.

Notas: BE = estimador "between" (comparação de médias); OLS = "Ordinary least squares"; 2SLS = "Two stage least squares"; LSDV = "Least squares dummy variables"; GMM = "Generalized Method of Moments"; SGMM = "System Generalized Method of Moments".

econômico mundial que possam afetar o crescimento econômico do conjunto de países da amostra em um dado momento como, por exemplo, a crise mundial ocorrida em 2008.

Barro & Sala-I-Martin (2004), estendem a equação básica acrescentando outras variáveis de estado e de controle que poderiam ser relevantes para explicar a taxa de crescimento econômico. Eles consideram inúmeras delas: o nível inicial do PIB *per capita*, o nível de escolaridade, a expectativa de vida, uma medida da abertura ao comércio internacional, o consumo do governo como proporção do PIB³, um indicador subjetivo da manutenção da lei e da ordem, um indicador subjetivo do grau de democracia, o logaritmo da taxa de fertilidade, a formação bruta de capital fixo como proporção do PIB, taxa de crescimento dos termos de troca e taxa de inflação. Bassanini & Scarpeta (2001) também fazem uma resenha do resultado da inclusão dessas, e outras, variáveis no modelo, e selecionam apenas algumas delas como potencialmente relevantes. Ambos os estudos concluem pela falta de significância da grande maioria das variáveis contempladas.

No nosso estudo, o modelo básico foi estendido com o grau de abertura (W) e a taxa de inflação (π), que se revelaram consistentemente relevantes nos estudos empíricos referidos acima, e aparecem na Equação (1) inclusas no vetor (X), juntamente a nossa variável de interesse, a dívida pública bruta como proporção do PIB (Z). Portanto $X \equiv (W, \pi, Z)$. Essas variáveis adicionais são também submetidas a uma transformação logarítmica, visando reduzir o peso dos valores extremos na estimação, em contraste com seu emprego nas outras variáveis, onde ela aparece por imposição da formulação teórica do modelo. Os coeficientes de cada uma dessas variáveis transformadas são, respectivamente, os componentes do vetor $\gamma \equiv (\gamma_1, \gamma_2, \gamma_3)$.

A abertura comercial (W) aparece na Equação (1) devido a seus efeitos sobre a demanda e a oferta agregadas. A ampliação da demanda tem efeito direto sobre a taxa de crescimento. Pelo lado da oferta, a exposição à competição externa e à tecnologia internacional, o acesso aos mercados de matérias-primas melhores ou mais baratas, a importação de bens de capital mais produtivos, além do investimento feito por estrangeiros, todos tendem a aumentar a taxa de crescimento.

A inflação (π) teve a sua relevância empírica estabelecida em outros estudos. Ela prejudica o crescimento por meio de vários mecanismos, dos quais os principais são: a incerteza e a dispersão dos aumentos de preços, que acompanham o aumento da inflação, trazem uma perda de bem-estar dos consumidores pois reduzem os benefícios (ou aumentam o custo de oportunidade) de utilizar moeda nas transações; e o imposto inflacionário introduz mais uma cunha fiscal na economia que reduz investimentos.

O coeficiente do endividamento, medido pelo coeficiente de $\log(Z)$, nos permite testar a hipótese central deste trabalho. Para que o efeito identificado possa ser interpretado de modo amplo e genérico, e permita fazer inferências do tipo daquela feita por Reinhart & Rogoff (2010a), o coeficiente dessa variável é o mesmo para todos os países⁴. A parte da hipótese R-R que diz respeito à existência de um efeito *threshold* é testada estimando uma versão modifi-

³Excluídos os gastos com defesa e educação.

⁴Convém apontar que, por conta da transformação logarítmica da variável Z , a correspondência do modelo com as observações originais de Reinhart e Rogoff, que se referiam ao efeito direto do endividamento no crescimento, terá que ser feita no ponto médio da amostra, como se verá adiante.

cada da Equação (1), onde $\log(Z)$ é multiplicada por uma variável *dummy* que depende do nível de endividamento, como se discute mais adiante.

Finalmente, há o erro estocástico não observável, representado por ε_{it} , que se assume ser i.i.d. no tempo, e ter uma distribuição Gaussiana $N(0, \Sigma)$, onde Σ é a matriz de variância-covariância dos erros na seção cruzada.

A estratégia de estimação da Equação (1) considerou as hipóteses de ocorrência das fontes de viés cuja presença foi sugerida por Kumar & Woo (2015). A primeira é que o modelo tenha omitido variáveis explicativas importantes, possibilidade que foi afastada incluindo na sua especificação todas as variáveis cuja presença é indicada pelo modelo teórico de crescimento, e todas as variáveis que se mostraram estatisticamente significativas na maioria das equações de decomposição de crescimento da literatura. A segunda possível fonte de viés é a endogeneidade das variáveis explicativas, que foi rejeitada pela constatação de ausência de correlação significativa entre os regressores e o termo de erro, e também pelo uso de métodos com variáveis instrumentais próprios para estimação de painéis dinâmicos sugeridos por Caselli et al. (1996)⁵. A terceira possível fonte de viés é a ocorrência de erros de medida, que foi evitada tomando cuidados especiais na construção da base de dados.

Outro problema potencial seria a existência de uma relação de causalidade reversa entre a dívida pública e o crescimento econômico. Para avaliar a presença dela, fizemos o teste de causalidade de Granger envolvendo essas duas variáveis, utilizando desde 2 até 10 defasagens. Em todos os casos, rejeitamos a hipótese de que a taxa de crescimento do PIB real *per capita* não cause (no sentido de Granger) a razão dívida pública/PIB, e rejeitamos também a hipótese de que a razão dívida pública/PIB não causa (no sentido de Granger) a taxa de crescimento do PIB real *per capita*. Isso nos leva a crer na existência de uma causalidade recíproca.

Vários trabalhos da literatura utilizam médias de 5 ou 10 anos das variáveis de fluxo que aparecem no modelo, tanto para subperíodos disjuntos quanto superpostos, visando reduzir os efeitos potenciais da ocorrência de movimentos cíclicos. Para permitir a comparação com esses estudos, também estimamos o nosso modelo com dados de periodicidade quinquenal. Como se discute adiante, os resultados obtidos foram qualitativamente similares àqueles encontrados na estimação com dados anuais. Como a agregação temporal implica uma importante perda de graus de liberdade e de detalhamento da dinâmica de relação, mantivemos a periodicidade anual para a estimação da equação de referência.

3 Os Dados

Esta seção discute a construção da base de dados, as propriedades das séries de tempo das variáveis do modelo e testa a cointegração entre as principais variáveis dele.

3.1 Construção da base de dados

Um dos objetivos deste trabalho foi fazer uma análise mais ampla do que a dos trabalhos anteriores que abordaram o mesmo tema, incluindo no estudo

⁵Os estimadores GMM e de variáveis instrumentais também foram utilizados, mas como eles confirmam, de um modo geral, os resultados do estimador GLS, e eles não são reportados aqui.

o maior número possível de países na amostra. Dessa forma, a única restrição para adicionar um país à amostra foi a disponibilidade de dados durante o período de tempo escolhido, que foi o mais amplo possível⁶. Desta forma, chegou-se a uma amostra de 83 países entre 1983 e 2013, com dados anuais. Essa amostra inclui os dados relativos à última crise mundial de endividamento, entre 2008 e 2013, que não estavam disponíveis quando a maioria dos outros estudos aqui mencionados foi elaborada.

A principal fonte de dados utilizada foi o *World Development Indicators* (Bank 2014), que completa e estende a *Penn World Table 7.1* (Heston et al. 2012). Também foram utilizadas séries do *World Economic Outlook* (IMF 2014). Infelizmente, nem todos os países da amostra possuíam os dados necessários para que as séries fossem ininterruptas, e algumas delas apresentam pequenas discontinuidades, com algumas poucas observações faltando. Com o intuito de se manter o maior número possível de países na amostra, os dados faltantes foram obtidos de outras fontes, a saber, o *The World Factbook* (CIA 2015) e os dados disponibilizados por Reinhart e Rogoff em seu sítio de internet. Os detalhes da construção de cada uma das variáveis se encontram no Apêndice B. A lista dos países da amostra, acompanhada dos valores médios no período da amostra de cada uma das variáveis do modelo, para cada país, se encontram na Tabela B.1, também do Apêndice B.

3.2 Testes de Ordem de Integração

Para examinar as propriedades das séries de tempo para as variáveis do modelo, seguimos as recomendações de Maddala & Wu (1999) e empregamos testes de raiz unitária próprios para uso em painéis. Eles apontam que os testes ADF (Augmented Dickey-Fuller) e PP (Philips-Perron) aplicados a séries individuais do painel podem não ser significativos, porque diferentes hipóteses nulas estariam sendo testadas em cada caso. Eles propõem, alternativamente, testes que combinam em uma única estatística os p-valores dos testes convencionais (ADF e PP) das séries para cada seção cruzada usando a metodologia de Fisher (1932), visando aumentar o poder estatístico do teste⁷. Eles comparam o desempenho deste teste com aquele proposto por Im et al. (2003), e concluem que ele é superior a este último em séries longas. Na Tabela 2, apresentamos o resultado de ambos os testes para a presença da raiz unitária *no conjunto* das séries do painel para cada variável. O teste de ordem de integração de Fisher é apresentado em duas versões, baseadas nos testes ADF e PP respectivamente, e o teste de Im et al. (2003) é baseado na estatística W. Apresentamos também na segunda coluna o resultado do teste proposto por Levin et al. (2002), para a presença de uma raiz unitária em um processo estocástico comum a todas as séries da seção cruzada.

Os resultados desses testes justificam a estimação do modelo especificado na Equação (1) pelo método clássico, pois todas as séries são classificadas como estacionárias pela maioria deles, exceto para a variável que mede o endividamento, para a qual não foi possível rejeitar a hipótese de presença de

⁶Dois países foram excluídos da amostra devido ao critério adotado para identificação de *outliers* na base de dados.

⁷Maddala & Wu (1999) também indicam que estes testes são superiores ao uso isolado de testes de raiz unitária das séries individuais, mesmo aqueles mais poderosos que os convencionais, como as modificações dos testes ADF e PP propostas por Elliott et al. (1996) e por Perron & Ng (1996) e Ng & Perron (2001).

Tabela 2: Classificação das series segundo testes de raiz unitária para painéis

Variável	Raiz unitária comum		Raiz unitária no conjunto das series individuais		
	Levin et al. (2002)	Fisher (1932) - ADF	Fisher (1932) - PP	Im et al. (2003) - W	
\hat{y}	I(0)	I(0)	I(0)	I(0)	I(0)
$\log(s^k)$	I(0)	I(0)	I(0)	I(0)	I(0)
$\log(s^h)$	I(0)	I(0)	I(0)	I(0)	I(0)
$\log(n)$	I(0)	I(0)	I(0)	I(0)	I(1)
$\log(\pi)$	I(0)	I(0)	I(0)	I(0)	I(0)
$\log(W)$	I(0)	I(0)	I(0)	I(0)	I(1)
$\log(Z)$	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)

uma raiz unitária em nenhum dos testes. A raiz unitária na variável de endividamento não invalida seu uso na equação de crescimento porque a hipótese de não estacionariedade foi rejeitada para a variável dependente e todas as outras variáveis independentes, afastando o risco de ocorrência de correlação espúria.

3.3 Testes de Cointegração

Apesar do indicado acima, a possibilidade de cointegração entre as principais séries do modelo (representadas por \hat{y} , Z e s^k respectivamente) foi também examinada, pois, como indicado por Pesaran & Smith (1995), os testes de cointegração têm sido utilizados para estimar as relações de longo prazo entre as variáveis em painéis heterogêneos dinâmicos. No teste da hipótese R-R, eles têm a vantagem de serem válidos mesmo que o endividamento público seja endógeno, possibilidade que foi levantada em vários estudos como, por exemplo, Checherita-Westphal & Rother (2012). Outros estudos já empregaram anteriormente essa abordagem para testar a hipótese R-R como, por exemplo, Casni et al. (2014), que o fizeram em uma amostra que inclui apenas países da Europa Oriental, e não conseguiram rejeitá-la, e Gómez-Puig & Sosvilla-Rivero (2015), que o fizeram para uma amostra com 11 países europeus, empregando uma abordagem ARDL (*Auto-Regressive Distributed Lags*). Estes últimos o fazem apesar de as séries terem sido inicialmente classificadas como I(0) e I(1), como em nosso caso. Eles também usam o procedimento de Bai (1997), Perron (1997) e Bai & Perron (1998, 2003) para cada país, visando identificar a possível ocorrência de quebras estruturais, e encontram para a maioria deles uma quebra que poderia ter ocorrido entre 2007 e 2009. Eles concluem que o efeito da dívida pública sobre o crescimento é significativo e negativo para todos os países na sua amostra.

Neste artigo, não seguimos o caminho trilhado por Gómez-Puig e Sosvilla-Rivero (2015) e ignoramos a possibilidade de quebra estrutural, seja nas séries individuais ou na relação de cointegração, por dois motivos. O primeiro é que o foco deste estudo é a estimação do painel dinâmico da Equação (1) pelos métodos clássicos, como indicado no final da seção anterior, e apresentado na próxima seção. Como ele foi derivado em um contexto em que a hipótese mantida é a sua estabilidade, a consideração da possibilidade de quebras estruturais levantaria uma série de questões cujo exame demandaria um novo estudo. O segundo motivo, ligado ao primeiro, é que na nossa amostra de 83 países não poderíamos tratar cada país individualmente, e seria indispensável utilizar testes de cointegração próprios para aplicação em painéis (como os

descritos a seguir) estendidos de modo a poderem considerar a possibilidade de quebra estrutural, mas esses testes não estavam imediatamente disponíveis no programa que utilizamos para estimação de nossos modelos.

Aplicamos todos os cinco testes de cointegração em painéis disponíveis no software estatístico que utilizamos⁸. Os seus resultados são sintetizados abaixo.

(a) o teste de Pedroni (1999), que é baseado nas propriedades dos resíduos da equação de teste e permite a heterogeneidade dos intercepto e dos coeficientes entre seções cruzadas, rejeita a hipótese nula de não cointegração;

(b) o teste de Kao usa uma abordagem similar ao teste de Pedroni e também rejeita a hipótese das variáveis não serem cointegradas;

(c) o teste de cointegração de Fisher é uma extensão para painéis do teste de Johansen irrestrito e rejeita tanto a hipótese de não cointegração como também a de existência de apenas um vetor de cointegração, indicando a existência de dois deles.

Empregamos também os procedimentos *Panel Fully Modified Least Squares* (FMOLS) e *Panel Dynamic Least Squares* (DOLS) para painéis, para testar cointegração. Eles têm algumas vantagens, sintetizadas por Chen et al. (1999), permitem levar em conta a possível correlação serial dos regressores, fornecem imediatamente os coeficientes do vetor de cointegração e são mais estáveis que os testes baseados na metodologia de Johansen. Os seus resultados são:

(d) o teste do modelo FMOLS apresenta $R^2 = 0,60$, estatística $DW = 1,97$, e as estatísticas t das variáveis indicam que ambas são altamente significativas, rejeitando a hipótese de não cointegração delas;

(e) o teste DOLS apresenta resultados similares aos acima: o coeficiente de determinação é ainda mais elevado ($R^2 = 0,79$) e as estatísticas t das variáveis permitem rejeitar a hipótese de que elas não são cointegradas.

Em suma, todos os testes de cointegração indicam uma relação estável de longo prazo entre a taxa de crescimento do PIB *per capita* e a razão dívida pública / PIB, e são consistentes com a hipótese de Reinhart-Rogoff.

4 Estimação do modelo dinâmico

O modelo da Equação (1) foi estimado pelo método dos mínimos quadrados ordinários para painéis, com dados anuais, para tirar partido da robustez, estabilidade, e eficiência desse estimador. O resultado é apresentado na Tabela 3, em que se verifica que o coeficiente de determinação da equação é relativamente baixo ($R^2 = 0,33$), ocorrência comum em painéis com muitos graus de liberdade, como no caso presente. Isso não é surpreendente, se levarmos em conta a grande diversidade dos países incluídos na amostra, e lembrarmos que o único coeficiente da Equação (1) que varia por país é o efeito fixo no intercepto e, portanto, todos os outros coeficientes precisam capturar satisfatoriamente o efeito da variável correspondente sobre a taxa de crescimento do PIB *per capita* para todos os países⁹. Considerando a diversidade de países da

⁸Para detalhes dos testes realizados vide o Manual do Usuário do software *EViews* 8

⁹Alguns estudos da literatura reduzem essa heterogeneidade restringindo a amostra a grupos mais homogêneos de países. Exemplos são aqueles que se restringem a países da OECD, ou aqueles na Zona do Euro, ou apenas a países pobres. Aqui não fazemos isto pois pretendíamos encontrar um resultado que pudesse ser generalizado para todos os países.

amostra, não surpreende que disso resulte um erro significativo para muitos países, que se reflete na estatística acima. A estatística F, igual a 9,22, indica, no entanto, que a equação é altamente significativa¹⁰.

Todas as variáveis apresentam os sinais esperados e são estatisticamente significativas a um nível de 5%, com exceção da taxa de acumulação do capital humano e da taxa de crescimento populacional, que não são significativas. A seguir, examinamos os coeficientes estimados para cada uma das variáveis que, por conta da especificação semi-log da equação, representa o impacto na taxa de crescimento do PIB *per capita*, em pontos percentuais (p.p.), de um aumento de um ponto percentual dela¹¹.

O coeficiente do logaritmo do PIB real *per capita* defasado (α) tem o sinal correto (negativo) e mostra que a taxa de crescimento decresce à medida que a renda aumenta e os países se aproximam do seu estado estacionário, suportando a hipótese de convergência condicional. Os resíduos não apresentam autocorrelação serial significativa, como indicado pela estatística de Durbin-Watson igual a 1,63, e isso permite inferir que o coeficiente da variável que mede a velocidade de convergência para o estado estacionário não é viesado. O valor desse coeficiente pode ser usado para calcular que a “meia-vida” desse processo, que indica o tempo médio necessário para os países utilizados em nossa amostra percorrerem metade da distância que os separa do estado estacionário, é cerca de 10 anos¹².

O logaritmo da taxa de acumulação do capital físico é a variável com o coeficiente (β_1) de maior valor positivo no modelo, para a qual um aumento de 1 p.p., correspondente a um aumento de 4,5% na taxa média (22%), levaria a um aumento de 0,162 p.p. na taxa anual de crescimento do PIB real *per capita*.

O coeficiente do logaritmo da taxa de acumulação de capital humano (β_2) não se revelou estatisticamente significativo, nem a um nível de significância de 10%. Lembrando que a taxa de acumulação de capital humano é medida no nosso modelo pelas variações líquidas na escolaridade média, diferentemente da maioria dos outros estudos similares da literatura, que utilizam o nível de escolaridade como *proxy* da taxa de acumulação de capital humano, esse resultado não é surpreendente. As variações desse indicador na amostra são pequenas e o seu comportamento é suave demais para que ela contribua para a explicação das variações observadas na taxa anual de crescimento do PIB *per capita*.

O coeficiente do logaritmo da taxa de crescimento populacional (β_3) não foi estatisticamente significativo, um resultado encontrado com frequência na estimação de painéis de decomposição do crescimento que incluem efeito fixo temporal, como no caso dos resultados reportados na Tabela 1. No modelo sem efeito fixo temporal, essa variável é significativa.

¹⁰Foi empregando o método de White para estimar o coeficiente de covariância.

¹¹Calculando a diferencial total da Equação (1), $d\hat{y} = \beta_x dx/x$, em que x representa cada uma das variáveis do lado direito da equação ($x = s^k, s^h, n, X$) e β_x é o coeficiente correspondente. Na nossa base de dados, tanto a variável dependente quanto as taxas que aparecem no lado direito da Equação (1) são medidas em pontos percentuais (p.p.) por ano.

¹²Segundo Barro & Sala-I-Martin (2004): $\log[y(t)] = (1 - e^{-\beta t}) \log(y^*) + e^{-\beta t} \log[2061][y(0)]$, e a meia-vida desta trajetória é o tempo t necessário para $\log[y(t)]$ percorrer metade da distância entre $\log[y(0)]$ e $\log(y^*)$. Portanto, ele é tal que $e^{-\beta t} = 1/2$ e, portanto, $t = \log[2061](2)/\beta = 0,69/\beta$. Por exemplo, $\beta = 0,065$ por ano, a meia-vida é igual a 10 anos.

Tabela 3: Resultados da Estimação da Equação (1)

Variável	Coefficiente	Erro-Padrão	Estatística-t	P-valor
Variável Dependente: Taxa de Crescimento do PIB <i>per capita</i>				
Método de Estimação: Mínimos Quadrados (Painel)				
Amostra: 1984-2013				
Seções Cruzadas: 83				
Observações: 2291				
Modelo com efeito fixo por país e tempo				
Constante	38,7620	8,4718	4,5750	0,0000
PIB <i>per capita</i> (-1)	-6,5010	0,9239	-7,0360	0,0000
Dívida/PIB	-0,7650	0,2278	-3,3590	0,0000
Tx. Inv. Capital Físico	3,6100	0,5999	6,0180	0,0000
Tx. Inv. Capital Humano	0,0042	0,2604	0,0160	0,9900
Grau de Abertura	3,1640	0,5975	5,2960	0,0000
Inflação	-0,5100	0,1237	-4,1220	0,0000
Crescimento Populacional	-0,2630	0,1638	-1,6060	0,1100
R ²	0,3339	Média Variável Dependente	1,7120	
R ² Ajustado	0,2977	D.P. Variável Dependente	4,0553	
Erro-Padrão da Regressão	3,3983	Akaike	5,3349	
S.Q.R.	25.083,8	Schwarz	5,6329	
Log Verossimilhança	-5.992,2	Quinn	5,4436	
Estatística-F	9,2292	Watson	1,6336	
P-Valor(Estatística-F)	0,0000			

Fonte: Elaboração Própria, 2014.

O coeficiente do logaritmo do índice de abertura comercial (γ_1) também é estatisticamente significativo e tem o sinal esperado (positivo). O coeficiente estimado implica que um aumento de 10 p.p. na razão (exportações + importações)/PIB, correspondente a um aumento de 13,4% sobre seu valor médio na amostra (75%), levaria a um aumento de 0,42 p.p. na taxa anual de crescimento do PIB real *per capita*.

O coeficiente do logaritmo da taxa de inflação (γ_2) tem o sinal esperado (negativo), confirmando o resultado encontrado por Eggoh & Khan (2014) e outros em modelos de crescimento que incluem essa variável. Considerando a inflação mediana na amostra de 5% a.a., um aumento de 1 p.p. dessa taxa anual representaria um aumento de 20% nessa variável e implicaria uma redução de 0,1 p.p. na taxa anual de crescimento do PIB real *per capita*.

O coeficiente estimado do logaritmo da razão dívida/PIB (γ_3) é significativo e tem o sinal esperado (negativo), confirmando a ocorrência do efeito apontado por Reinhart & Rogoff (2010b) e outros. Dado que a taxa de endividamento público no ponto médio da amostra (considerando todos os países e todos os períodos) é aproximadamente 60%, uma redução de 10 p.p. corresponde a 16,6%, e implicaria um aumento de médio de 0,126 p.p. na taxa anual de crescimento do PIB *per capita*. Esse impacto do endividamento no crescimento no ponto médio da amostra é consistente com o encontrado nos estudos da literatura (vide Tabela 1).

Diversas variações do modelo básico foram testadas: (a) modelo sem efeitos fixos temporais, (b) modelo com dados quinquenais, (c) modelo contemplando a existência de um efeito não-linear para a dívida pública (existência de um *threshold* desta variável) e (d) modelo permitindo uma velocidade de convergência para o estado estacionário distinta para cada país. Os resultados da estimação de cada uma dessas variações são apresentados no Apêndice C e são comentados abaixo, mas podemos adiantar que em todas elas a natureza dos efeitos observados no modelo básico é mantida, de modo aproximado.

Modelo sem efeitos fixos de tempo

Essa variação do modelo básico permite testar se a insignificância estatística da taxa de acumulação do capital humano e da taxa de crescimento populacional na equação básica foi consequência da interação da *dummy* que representa o efeito de tempo com as outras variáveis explicativas. Nesse modelo, é possível utilizar o método de estimação EGLS, empregando o método de White para estimação da matriz de variância-covariância. Comparando com os resultados do modelo estimado na seção anterior, verificamos que o coeficiente de determinação se reduz ligeiramente, para $R^2 = 0,30$, mas a sua significância aumenta, pois a estatística-F aumenta para 10,98. A estatística de Durbin-Watson não se altera.

O valor estimado de alguns coeficientes se altera apenas marginalmente, o que preserva as conclusões qualitativas apresentadas para o modelo básico, exceto no que se refere à taxa de acumulação do capital humano e à taxa de crescimento populacional (n), que se tornam estatisticamente significativas. O valor estimado para β_2 indica que um aumento de 0,1 p.p. em s^h , correspondente a um aumento de 58,8% no valor médio de 0,17, levaria a um aumento de 0,1 p.p. em \widehat{y} . O valor estimado para β_3 indica que um aumento de 1,0 p.p. na taxa de crescimento populacional, correspondente a um aumento de 59% na taxa de crescimento média (1,69%), diminuiria \widehat{y} em 0,21 p.p. A meia-vida

do processo de convergência também quase não se altera significativamente e passa a ser igual a 11 anos. O novo valor estimado de $\beta_1 = 3,86$ indica que um aumento de 1 p.p. em s^k resultaria em um aumento de 0,17 p.p em \hat{y} .

Nessa versão do modelo, o valor estimado do coeficiente do log da razão dívida / PIB continua sendo altamente significativo, é maior do que no modelo básico e implica que um aumento de 10 p.p. do endividamento reduz (em média) a taxa de crescimento do PIB *per capita* em 0,154 p.p., em lugar dos 0,126 p.p. no modelo básico. Esse valor continua incluso na faixa de valores encontrados para esse efeito na literatura.

Modelo estimado com dados quinquenais

A estimação do modelo básico da Equação (1) com dados quinquenais, em vez de anuais, foi feita para permitir a comparação dos resultados de nosso estudo com os de outros estudos da literatura, em que com frequência se prefere dados plurianuais (Cecchetti et al. 2011, Kourtellos et al. 2013, Afonso & Jalles 2013, Kumar & Woo 2015). Neles, de um modo geral, ela é utilizada com dois objetivos: amortecer os efeitos cíclicos e controlar a possibilidade de que o endividamento seja endógeno na equação¹³. Nesse exercício estimamos o modelo com uma base de dados em que as variáveis são substituídas pelas médias quinquenais das variáveis anuais respectivas, começando no período de 1984-1988 até o período de 2009-2013.

As principais alterações observadas no ajuste da equação foram o significativo aumento do coeficiente de determinação ($R^2 = 0,51$), a redução da significância da equação (a estatística-F cai para 4,2) e o aumento da correlação serial nos resíduos (a estatística de Durbin-Watson aumenta para 2,53). Os coeficientes de todas as variáveis são significativos e apresentaram os sinais esperados, exceto o do logaritmo da taxa de acumulação do capital humano, que não é estatisticamente significativo. No entanto, os coeficientes do modelo são menores (em módulo) do que no modelo anual, como esperado, exceto da taxa de crescimento populacional que se torna significativa.

Modelo com *threshold*

Como discutido anteriormente, um dos aspectos polêmicos do efeito descrito por Reinhart e Rogoff é a existência de um valor da razão dívida pública/ PIB a partir do qual o impacto do endividamento público no crescimento seria significativamente maior do que para valores menores daquela variável. Em outras palavras, trata-se da existência aventada por eles de uma não linearidade do efeito do endividamento no crescimento, e de um nível crítico (*threshold*) a partir do qual ela ocorreria.

Para testar a presença desse efeito, incluímos na equação uma variável indicadora, cujo valor é unitário quando aquela razão é superior ao *threshold* e nula em caso contrário, multiplicando a razão dívida/PIB. Para verificar a existência do *threshold*, é necessário testar se os coeficientes para a dívida tanto abaixo quanto acima do limite crítico são diferentes. Se forem estatisticamente iguais, a dívida pública causaria um efeito similar no crescimento

¹³Para atingir esse objetivo, esses estudos que utilizam dados quinquenais consideram como variável dependente a taxa média de crescimento do PIB *per capita* em cada período, e utilizam como uma das variáveis explicativas a variação do endividamento entre os anos inicial e final de cada quinquênio.

do PIB *per capita* independentemente do seu valor ultrapassar o limite crítico ou não. Para testar isso utilizamos dois testes: (i) o de Wald, que testa se o valor do coeficiente da variável ($Z < 80\%$) é igual ao da variável ($Z > 80\%$); e (ii) o teste F, testando as duas especificações para o modelo, a básica (restrita) e a versão com as variáveis *threshold* (irrestrita), que são significativamente diferentes. Os resultados do teste de Wald se encontram na Tabela 4 e não permitem rejeitar a hipótese nula de igualdade entre os coeficientes das variáveis responsáveis pelos efeitos da dívida. Portanto, não temos evidências para dizer que quando a mesma se encontra acima do limite crítico o seu efeito é maior do que quando está abaixo.

Tabela 4: Teste de Wald para a variável dívida com *threshold* de 80%

Estatística de Teste	Valor	G.L	Probabilidade
Estatística-T	0,440634	2.200	0,6595
Estatística-F	0,194158	(1, 2.200)	0,6595
χ^2	0,194158	1	0,6595
Hipótese Nula: Dívida/PIB (<80%) = - 0,86363529494			
Resumo da Hipótese Nula:			
Restrição Normalizada (= 0)		Valor	Erro-Padrão
0,86363529494 + Dívida/PIB (<80%)		0,057172	0,129750

Fonte: Elaboração própria, 2014

O teste F é feito comparando a soma dos resíduos quadráticos da equação restrita (RRSS) com a soma dos resíduos quadráticos da equação irrestrita (URSS). A estatística de teste é: $F = \frac{(RRSS-URSS)/k}{URSS/n_1+n_2-2k}$ e os parâmetros da distribuição F são k , que é o número total de parâmetros, n_1 , que é o número de observações contidas no primeiro grupo ($Z \leq \tau$), e n_2 , que é o número de observações contidas no segundo grupo ($Z > \tau$). Encontramos o valor 0,2137 para a estatística de teste, e valor crítico para os graus de liberdade em questão considerando-se um nível de significância de 5% é de 1,26. Portanto, não podemos rejeitar a hipótese nula que a restrição testada seja ativa, ou seja, não se pode garantir que os coeficientes da equação com *threshold* sejam estatisticamente diferentes daqueles da equação básica. Dessa forma, o modelo não fornece evidências para comprovar a hipótese R-R quanto à existência de um efeito *threshold* para a razão dívida pública/PIB no nível de 80%.

Os testes foram repetidos para outros valores críticos (50%, 60%, 70%, 90% e 100%), mas os resultados são similares aos obtidos anteriormente. Também testamos a possibilidade de presença de um efeito *threshold* no modelo com os efeitos temporais, mas os resultados encontrados também não fornecem evidências estatísticas da sua presença. Portanto, em nenhum caso foi possível rejeitar a hipótese de que o coeficiente da variável dívida pública/PIB fosse igual para valores superiores e inferiores ao *threshold* considerado. Isso nos permitiu concluir que não existe evidência empírica quanto à ocorrência daquele efeito em nossa amostra.

Modelo com velocidade de convergência diferenciada por país

Essa variação do modelo básico permite que o coeficiente que mede a velocidade de convergência para o estado estacionário dependa do país, isto é, a

Equação (1) foi alterada substituindo α por α_i . A vantagem dessa flexibilização é um melhor ajuste da equação aos dados, mas na interpretação dos resultados é importante levar em conta que as estimativas dos outros coeficientes deixam de ser feitas sob a hipótese de que a velocidade de convergência seja igual para todos os países da amostra, ou seja, que diferentes países da amostra estariam à mesma distância relativa do respectivo estado estacionário.

Como poderia ser esperado, em consequência do aumento do número de variáveis explicativas, o coeficiente de determinação do modelo aumenta ($R^2 = 0,39$), e a estatística de significância da equação aumenta ($F=7,92$). Não há indicação de autocorrelação serial dos resíduos ($DW= 1,78$). Todas as variáveis apresentaram os sinais esperados e apenas a taxa de crescimento populacional não é estatisticamente significativa. Quanto aos valores estimados para os parâmetros que indicam o efeito das variáveis sobre a taxa de crescimento do PIB *per capita*, há um aumento (em módulo) do coeficiente de todas as outras variáveis explicativas e, em particular, da variável dívida pública/PIB, que passa de $-0,765$ para $-1,21$. O novo valor implica uma redução da taxa de crescimento do PIB *per capita* de 0,20 pontos percentuais, em resposta a um aumento de 10 pontos percentuais na variável de endividamento, no ponto médio da amostra.

5 Conclusões

Neste artigo, examinamos a existência de uma relação negativa entre a dívida pública e o crescimento econômico, estimando uma equação para a taxa de crescimento do PIB *per capita* em um painel de 83 países com dados de 1983 a 2013. O modelo estimado contém as seguintes variáveis explicativas: PIB *per capita* real; taxa de acumulação do capital humano; taxa de acumulação do capital físico; taxa de crescimento populacional; efeitos fixos específicos por país e por período; e outras variáveis econômicas que explicam o crescimento econômico, representadas nesse modelo pela abertura comercial, pela taxa de inflação e pela razão dívida pública/PIB. As estatísticas da equação indicam que ela é significativa e que não há sinais da presença de heterocedasticidade ou autocorrelação dos resíduos. Todas as outras variáveis do modelo apresentaram os sinais esperados e são estatisticamente significantes.

Os resultados obtidos suportam a hipótese de Reinhart e Rogoff: a taxa de crescimento do PIB *per capita* tem uma relação negativa com a razão dívida pública/PIB. O valor estimado para o coeficiente respectivo implica que no ponto médio da amostra uma redução de 10 p.p. aumentaria a taxa anual de crescimento do PIB *per capita* em 0,126 pontos percentuais (p.p.). Esse valor é similar ao encontrado em outros estudos do mesmo tipo, como indicado na Tabela 3. Por outro lado, não encontramos evidências de variação no coeficiente correspondente no modelo, ou seja, não há um valor limite (*threshold*) para a razão dívida pública/PIB a partir do qual seus efeitos teriam uma magnitude ampliada. Isso também é consistente com a evidência ambígua com relação à presença desse efeito, como indicado na Tabela 1.

É importante notar que, por conta do modo como a variável endividamento público entra na especificação da Equação (1), o seu efeito sobre o crescimento é implicitamente não linear. Isso se pode depreender da Tabela 5, que mostra os efeitos sobre a taxa de crescimento do PIB *per capita* causa-

Tabela 5: Efeitos do aumento de 10 p.p na dívida na taxa de crescimento

Grupo	Endividamento Médio (% PIB)	Varição igual a 10 p.p.	Taxa de Crescimento (Variação em p.p.)
Dívida (> 90%)	123,49	8,09%	-0,06
Dívida (> 60% ≠ 90%)	68,89	14,52%	-0,11
Dívida (> 30% ≠ 60%)	45,20	22,13%	-0,16
Dívida(≠ 30%)	18,70	53,49%	-0,40

Fonte: Elaboração própria, 2015

dos por um aumento de 10 p.p. sobre os valores médios da razão dívida/PIB dos países agrupados por nível de endividamento, empregando a mesma estratificação utilizada por Reinhart & Rogoff (2010a). Nela fica evidente que um aumento de 10 p.p. na razão dívida pública/PIB teria um efeito muito maior sobre a taxa de crescimento de um país com baixo endividamento do que sobre a de um país já altamente endividado, simplesmente porque aquela variação representa uma variação relativa maior, como pode ser visto comparando a primeira e a última linhas da Tabela 5. Nessa formulação do modelo obtém-se, portanto, um efeito do aumento do endividamento *inverso* àquele proposto por aqueles autores. Conclui-se que para permitir um teste da hipótese de Reinhart e Rogoff tal como formulada por eles e testar a existência de um *threshold* naquele contexto, é necessário que a variável seja incluída no modelo sem a transformação logarítmica. Essa tarefa é deixada para desenvolvimentos futuros do modelo.

Para testar a relação de longo prazo, fizemos testes de cointegração entre suas variáveis principais: taxa de crescimento do PIB *per capita*, taxa de investimento em capital físico e relação dívida pública/PIB. Vários testes foram feitos e confirmaram fortemente a existência de, pelo menos, uma relação de cointegração entre elas com um efeito negativo significativo do endividamento público sobre o crescimento.

Em síntese, constatamos que na média dos países, nos últimos 30 anos, um endividamento público maior está associado a uma taxa de crescimento econômico menor, e esta conclusão parece ser bastante robusta.

6 Agradecimentos

Agradecemos os comentários de um parecerista anônimo desta revista que levou a várias melhoras no texto, aos participantes do congresso de 2016 da *Association for Public Economic Theory*, no Rio de Janeiro, Brasil (PET16) e do 2016 *Latin American Meeting of the Econometric Society*, em Medellín, Colômbia (LAMES 2016) onde versões preliminares deste trabalho foram apresentadas. Rafael Sangoi agradece a bolsa de doutorado da CAPES, e Octavio Tourinho agradece o apoio financeiro do Edital Universal do CNPq e da bolsa PROCIÊNCIA outorgada pela FAPERJ/UERJ para estudos que incluem esta pesquisa.

Referências Bibliográficas

Abbas, S. M. A., Belhocine, N., Elganainy, A. & Horton, M. (2011), 'Historical patterns of public debt - evidence from a new database.', *IMF Economic Review* 59(4), 717-742.

- Afonso, A. & Jalles, J. (2013), 'Growth and productivity the role of government debt', *International Review of Economics and Finance* **25**, 384–407.
- Bai, J. (1997), 'Estimating multiple breaks one at a time', *Econometric Theory* **13**(3), 315–352.
- Bai, J. & Perron, P. (1998), 'Estimating and testing linear models with multiple structural changes', *Econometrica* **66**(1), 47–78.
- Bai, J. & Perron, P. (2003), 'Computation and analysis of multiple structural change models', *Journal of Applied Econometrics* **6**(1), 72–78.
- Bank, W. (2014), *World Development Indicators 2014*, Relaciones Internacionales, Washington, D.C.
- Barro, R. J. & Lee, J.-W. (2010), 'International data on educational attainment in the world: 1950–2010', *Journal of Development Economics* (104), 184–198.
- Barro, R. J. & Sala-I-Martin, X. (2004), *Economic Growth*, 2nd. edn, MIT Press, Cambridge, Massachusetts.
- Bassanini, A. & Scarpeta, S. (2001), 'The driving forces of economic growth: Panel data evidence for the oecd countries', *OECD Economic Studies* **33**(1), 9–56.
- Baum, A., Checherita-Westphal, C. & Rother, P. (2013), 'Debt and growth: New evidence for the euro area', *Journal of International Money and Finance* **32**, 809–821.
- Caselli, F., Esquivel, G. & Lefort, F. (1996), 'A new look at cross-country growth empirics', *Journal of Economic Growth* **1**(3), 363–389.
- Casni, A. C., A., B. A. & Sertic, M. B. (2014), 'Public debt and growth: evidence from central, eastern and southeastern european countries', *Proceedings of Rijeka Faculty of Economics* **32**(1), 35–51.
- Cecchetti, S. G., Mohanty, M. S. & Zampolli, F. (2011), 'The real effects of debt', BIS Working Papers no. 352.
- Checherita-Westphal, C. & Rother, P. (2012), 'The impact of high government debt on economic growth and its channels: An empirical investigation for the euro area', *European Economic Review* **56**, 1392–1405.
- Chen, B., McCoskey, S. & Kao, C. (1999), 'Estimation and inference of a cointegrated regression in panel data: A monte carlo study', *American Journal of Mathematical and Management Sciences* **19**, 75–114.
- CIA (2015), *The World Factbook 2013-2014*, Central Intelligence Agency, Washington, D.C.
- Eggoh, J. C. & Khan, M. (2014), 'On the nonlinear relationship between inflation and economic growth', *Research in Economics* **68**(2), 133–143.
- Elliott, G., Rothemberg, T. & Stock, J. (1996), 'Efficient tests for an autoregressive unit root', *Econometrica* **64**(4), 813–836.

Fisher, R. A. (1932), *Statistical Methods for Research Workers*, 4th. edn, Oliver and Boyd, Edinburgh, U.K.

Gómez-Puig, M. & Sosvilla-Rivero, S. (2015), 'The causal relationship between debt and growth in emu countries', *Journal of Policy Modeling* 37(6), 974–989.

Herndon, T., Ash, M. & Pollin, R. (2013), 'Does high public debt consistently stifle economic growth? A critique of Reinhart and Rogoff', *Cambridge Journal of Economics* 38(2), 257–279.

Heston, A., Summers, R. & Aten, B. (2012), Penn world table - version 7.1, Technical report, Working Paper of the Center for International Comparisons of Production, Income and Prices, University of Pennsylvania.

Im, K. S., Pesaran, M. H. & Shin, Y. (2003), 'Testing for unit roots in heterogeneous panels', *Journal of Econometrics* 115(1), 53–74.

IMF (2014), *World Economic Outlook*, International Monetary Fund, Washington, D.C.

Kourtellos, A., Stengos, T. & Tan, C. M. (2013), 'The effect of public debt on growth in multiple regimes', *Journal of Macroeconomics* 36(1), 35–43.

Kumar, M. S. & Woo, J. (2015), 'Public debt and growth', *Economica* 82(328), 705–739.

Levin, A., Lin, C. F. & Chu, C. S. J. (2002), 'Unit root tests in panel data: Asymptotic and finite-sample properties', *Journal of Econometrics* 108(1), 1–24.

Maddala, G. S. & Wu, S. (1999), 'A comparative study of unity root tests with panel data and a new simple test', *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 61(0), 631–652.

Mankiw, G. N., Romer, D. & Weil, D. N. (1992), 'A contribution to the empirics of economic growth', *Quarterly Journal of Economics* 107(2), 407–437.

Ng, S. & Perron, P. (2001), 'Lag length selection and the construction of unit root tests with good size and power', *Econometrica* 69(6), 1519–1554.

Panizza, U. & Presbitero, A. F. (2004), 'Public debt and economic growth: Is there a causal effect?', *Journal of Macroeconomics* 41(1), 21–41.

Pedroni, P. (1999), 'Critical values for cointegration tests in heterogeneous panels with multiple regressors', *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 61(1), 653–670.

Perron, P. (1997), 'Further evidence on breaking trend functions in macroeconomic variables', *Journal of Econometrics* 80(2), 355–385.

Perron, P. & Ng, S. (1996), 'Useful modifications to some unit root tests with dependent errors and their local asymptotic properties', *Review of Economic Studies* 63(3), 435–465.

Pesaran, M. H. & Smith, R. (1995), 'Estimating long-run relationships from dynamic heterogeneous panels', *Journal of Econometrics* 68(1), 79–113.

Reinhart, C. M. & Rogoff, K. S. (2009), *This Time is Different: Eight Centuries of Financial Folly*, Princeton University Press, New Jersey, United States.

Reinhart, C. M. & Rogoff, K. S. (2010a), Debt and growth revisited, Technical report, MPRA Paper 24376, University of Munich, Germany. b.

Reinhart, C. M. & Rogoff, K. S. (2010b), 'Growth in a time of debt', *American Economic Review* **100**(2), 573–578. a.

Reinhart, C. M. & Rogoff, K. S. (2011), 'From financial crash to debt crisis', *American Economic Review* **101**(5), 1676–1706.

Rogoff, K. S. (2013), Faq on herndon, ash and pollin's critique of growth in a time of debt, Technical report, Scholars at Harvard Working Paper, Harvard University, Cambridge, Massachusetts.

Solow, R. M. (1956), 'A contribution to the theory of economic growth', *The Quarterly Journal of Economics* **70**(1), 65–94.

Apêndice A O Modelo Teórico

Este apêndice mostra a derivação da equação adotada para o modelo básico no texto, a partir da abordagem do modelo de crescimento neoclássico proposta por Mankiw et al. (1992). Eles usam, por simplicidade, uma função de produção do tipo Cobb-Douglas com 3 fatores (trabalho, capital físico e humano) e retornos constantes de escala.

$$Y(t) = K(t)^\alpha H(t)^\beta [A(t)L(t)]^{1-\alpha-\beta} \quad (2)$$

em que Y é o produto, K o capital físico, H é o estoque de capital humano, L é o fator trabalho, e A é o nível da produtividade da mão de obra. Supõe-se que L e A crescem às taxas exógenas n e g respectivamente.

Considerando a fração da renda investida no capital físico, e s_h a fração da renda investida no capital humano, a evolução da economia é determinada por:

$$\dot{k}(t) = s_k y(t) - (n + g + \delta)k(t) \quad (3)$$

$$\dot{h}(t) = s_h y(t) - (n + g + \delta)h(t) \quad (4)$$

em que $k = K/AL$ é o nível de capital físico por unidade efetiva de trabalho, $y = Y/AL$ é o nível de produto por unidade efetiva de trabalho, $h = H/AL$ é o nível de capital humano por unidade efetiva de trabalho, e δ é taxa de depreciação de capital físico e humano, que aqueles autores supõe por simplicidade serem iguais, em primeira aproximação. Assume-se que $\alpha + \beta < 1$ e, portanto, que há retornos decrescentes para todos os tipos de capital. As Equações (3) e (4) implicam que a economia converge para o estado estacionário definido por:

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

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

Usando as Equações (5) e (6) em (2) e tomando os logaritmos, encontramos que a renda *per capita* no estado estacionário é igual a:

$$\begin{aligned} \ln\left[\frac{Y(t)}{L(t)}\right] &= \ln A(0) + gt - \frac{\alpha + \beta}{1 - \alpha - \beta} \ln(n + g + \delta) \\ &+ \frac{\alpha}{1 - \alpha - \beta} \ln(s_k) + \frac{\beta}{1 - \alpha - \beta} \ln(s_h) \end{aligned} \quad (7)$$

Resolvendo para s_h como uma função do nível do estado estacionário do capital humano na Equação (6), e substituindo na Equação (7), ela pode ser escrita como uma função da taxa de investimento em capital físico, taxa de crescimento populacional e nível do capital humano no estado estacionário:

$$\ln\left[\frac{Y(t)}{L(t)}\right] = \ln A(0) + gt - \frac{\alpha}{1 - \alpha} \ln(n + g + \delta) + \frac{\alpha}{1 - \alpha} \ln(s_k) + \frac{\beta}{1 - \alpha} \ln(h^*) \quad (8)$$

A escolha entre as Equações (7) e (8) para estimação deve ser feita baseada na disponibilidade dos dados em relação ao capital humano. No desenvolvimento a seguir, nós preferimos a Equação (7).

Previsões quantitativas em relação à velocidade de convergência para o estado estacionário também podem ser extraídas do modelo. Denotando y^* como a renda *per capita* no estado estacionário dada pela Equação (7), e $y(t)$ o nível corrente no tempo t , a taxa de crescimento em torno do estado estacionário pode ser aproximada por:

$$\frac{d \ln(y(t))}{dt} = \lambda [\ln(y^*) - \ln(y(t))] \quad (9)$$

em que $\lambda = (n + g + \delta)(1 - \alpha - \beta)$. A equação acima implica:

$$\ln(y(t)) = (1 - e^{-\lambda t}) \ln(y^*) + e^{-\lambda t} \ln(y(0)) \quad (10)$$

em que $y(0)$ é a renda *per capita* em alguma data inicial. Subtraindo $\ln(y(0))$ de ambos os lados da Equação (10) temos:

$$\ln(y(t)) - \ln(y(0)) = (1 - e^{-\lambda t}) \ln(y^*) - (1 - e^{-\lambda t}) \ln(y(0)) \quad (11)$$

Finalmente, substituindo y^* na Equação (11) temos:

$$\begin{aligned} \ln(y(t)) - \ln(y(0)) &= (1 - e^{-\lambda t}) \frac{\alpha}{1 - \alpha - \beta} \ln(s_k) + (1 - e^{-\lambda t}) \frac{\beta}{1 - \alpha - \beta} \\ &\ln(s_h) - (1 - e^{-\lambda t}) \frac{\alpha + \beta}{1 - \alpha - \beta} \ln(n + g + \delta) - (1 - e^{-\lambda t}) \ln(y(0)) \end{aligned} \quad (12)$$

Subtraindo a Equação (12) dela mesma defasada em um período e incluindo o produto defasado para caracterizar a convergência (correspondente à transformação do último termo da Equação (12)), e incluindo um vetor X de outras variáveis explicativas relevantes para o crescimento, temos:

$$\begin{aligned} \ln(y_{i,t}) - \ln(y_{i,t-1}) &= \alpha \ln(y_{i,t-1}) + \beta_1 \ln(s_{i,t}^h) + \\ &\beta_2 \ln(s_{i,t}^k) + \beta_3 \ln(n_{i,t}) + \gamma \ln(X_{i,t}) + \nu_i + \tau_t + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (13)$$

Apêndice B Construção da Base de Dados

De um modo geral, utilizamos as séries do banco de dados do Bank (2014). Muitas delas possuíam uma série correspondente na Heston et al. (2012) (daqui em diante referida como PWT 7.1), mas nesses casos preferimos as primeiras porque eram mais atualizadas. Discutimos a seguir como foi obtida cada uma das variáveis do modelo.

1. PIB real *per capita*

Utilizamos a série “rgdpch” da PWT 7.1. Ela é calculada como o PIB *per capita* das contas nacionais de cada país, convertido para dólar americano (US\$) a preço constante de 2005 usando o critério da paridade do poder de compra¹⁴.

¹⁴Detalhes da metodologia empregada na criação das séries disponibilizadas na *Penn World Table 7.1* encontram-se disponíveis em https://pwt.sas.upenn.edu/php_site/pwt_index.php

Como aquela série começa em 1980 e termina em 2010, foi necessário buscar os dados para os anos de 2011, 2012 e 2013 em outra fonte. Nenhuma das fontes alternativas que avaliamos apresentou um resultado satisfatório, o que nos levou a optar pelo encadeamento a partir de 2010, utilizando como referencial o dado de crescimento do PIB real *per capita* produzido pelo Banco Mundial¹⁵. A variável dependente do modelo é a primeira diferença do logaritmo do PIB real *per capita*, multiplicado por 100.

2. Endividamento

Utilizamos a série da dívida total do governo central como proporção do PIB do IMF (2014). Infelizmente, dados não estavam disponíveis para todos os países até o ano de 2013: havia descontinuidades para alguns países, e para outros países as séries começavam depois de 1983. Para contornar esses problemas, foi utilizado o *Historical Public Debt Database* (HPDD), confeccionado a partir de Abbas et al. (2011), que é disponibilizado pelo Fundo Monetário Internacional¹⁶. Ainda assim, alguns (poucos) valores para alguns países não foram encontrados¹⁷, e para eles foram utilizados dados disponibilizados por Reinhart e Rogoff em seu site de internet¹⁸. Como todos os dados utilizados usam o mesmo conceito de dívida pública, e compartilham da mesma fonte primária, consideramos essa metodologia satisfatória.

3. Grau de abertura

Utilizamos a série *openk* da PWT 7.1. Ela é calculada somando as importações e as exportações, e expressando o resultado como proporção do PIB. Como essa série só ia até 2010, utilizamos a série *trade (% of GDP)* disponibilizada pelo Banco Mundial para completá-la¹⁹. Para alguns países (Irã, Guiana e Síria) que apresentaram descontinuidades ou observações faltantes na série o índice de abertura foi calculado manualmente, a partir dos valores correntes em dólares das importações e das exportações do *World Integrated Trade Solution*²⁰, e os valores correntes do PIB da série *GDP (current US\$)* do Banco Mundial.

4. Taxa de investimento em capital humano

Essa variável foi medida neste estudo de uma maneira inovadora, relativamente ao tratamento usualmente encontrado da literatura. Tomamos como referência o estoque de capital humano, medido pelo grau de escolaridade dado, como proposto por Barro & Lee (2010), pela média dos anos de estudo no ensino médio da população de 15 anos de idade ou mais. A amostra construída

¹⁵Disponível em <http://data.worldbank.org/indicator/NY.GDP.PCAP.KD.ZG> e realizar o download.

¹⁶Disponível em <http://www.imf.org/external/ns/cs.aspx?id=262>

¹⁷As observações faltando foram: Argentina(1989); Brunei (1984); Costa Rica (1999); Dominica (1990); Guatemala (1999); Hungria (1993,1994); Índia (1983,1984); Jamaica (1995); Luxemburgo (1990); Paquistão (1991-1993); Filipinas (1990-1993); Síria (2011-2013); Uganda (1987-1991); Venezuela (1992-1997).

¹⁸Disponível em <http://www.reinhartandrogoff.com/data/browse-by-topic/topics/9/>

¹⁹Disponível em <http://data.worldbank.org/indicator/NE.TRD.GNFS.ZS> e realizar o download.

²⁰Detalhes em <http://wits.worldbank.org/Default.aspx>

por aqueles autores vai de 1975 até 2010, com periodicidade quinquenal. Para compatibilizar a frequência dela com a das outras variáveis do modelo foi feita uma interpolação linear em cada período quinquenal. Não consideramos que esse procedimento possa ter produzido distorção significativa porque essa variável tem uma inércia elevada. Para obter dados para 2011, 2012 e 2013, foi adotado o mesmo procedimento que os outros trabalhos que utilizam os dados fornecidos por Barro & Lee (2010), repetindo as observações para 2010. Para construir uma *proxy da taxa de investimento líquido em capital humano* (que é a variável que aparece no modelo teórico do Apêndice 1), tomamos a série descrita acima para o estoque de capital humano e subtraímos dela a série defasada multiplicada por 0,95, supondo que a taxa de depreciação do capital humano seja 5% ao ano.

5. Taxa de investimento em capital físico

Essa variável foi medida pelo valor da formação bruta de capital fixo como porcentagem do PIB, da série *Gross capital formation (% of GDP)* disponibilizada pelo Banco Mundial²¹ Para os países que não possuíam dados para os anos de 2013 e 2012, utilizamos a série do *World Factbook, CIA* (2015)²².

6. Inflação

Utilizamos a série *PCPIEPCH* para a taxa de variação percentual do índice de preços ao consumidor relativo ao final do período, do IMF (2014). Para os pontos faltantes, utilizamos como *proxy* os valores da série *PCPIEPCH*, que é a inflação média, em vez da de final de período.

7. Crescimento populacional

Utilizamos a série *Populational growth (annual %)* do Banco Mundial²³. A análise dos histogramas das variáveis indicou a presença de *outliers* que poderiam viesar os resultados obtidos pelo modelo. Para excluí-los da amostra de modo sistemático, adotamos um critério para classificar uma observação como sendo extrema a ponto de sugerir a presença de choques estruturais que não são capturados pelo modelo teórico. Visando minimizar a perda de informação, adotamos um critério conservador para considerar uma observação como *outlier*: estar fora do intervalo definido pela média ± 4 desvios-padrão²⁴. Dessa forma, foram removidos da amostra as observações com razão dívida pública/PIB superior a 300%; taxa de investimento em capital físico superior a 50%; e taxa de crescimento do PIB real *per capita* superior a 30% e inferior a -20%. Em consequência desses ajustes, foram excluídas: (i) taxa de investimento da República do Congo nos anos de 1994 e 2013; (ii) taxa de

²¹Disponível em <http://data.worldbank.org/indicator/NE.GDI.TOTL.ZS>

²²As observações faltando foram: Argélia (2013); Bahrein (2013); Barbados (2013); Belize (2012-2013); Benin (2012-2013); Burundi (2013); Camarões (2013); República Centro Africana (2013); República Democrática do Congo (2010-2013); República do Congo (2012-2013); Dominicana (2013); Gambia (2013); Guiana (2013); Haiti (2013); Hungria (2012-2013); Irã (2008-2013); Irlanda (2013); Israel (2013); Jamaica (2013); Japão (2013); Quênia (2013); Lesotho (2013); Marrocos (2013); Níger (2013); Senegal (2013); Síria (2008-2013); Emirados Árabes Unidos (2013); Estados Unidos (2013); Uruguai (2013); Venezuela (2013).

²³Disponível em <http://data.worldbank.org/indicator/SP.POP.GROW>

²⁴O critério mais comum para caracterização de uma observação como extrema é seu valor não estar contido no intervalo média ± 2 desvios-padrão.

crescimento do PIB real *per capita* do Bahrein em 1985, da República Centro Africana em 2013, da República Democrática do Congo em 1990, do Gabão em 1987, do Níger em 1984, e da Ruanda em 1994 e 1995. Além disso, foram retirados da amostra dois países. Guiana foi excluída porque apresentou razão dívida/PIB maior que 300% por 14 anos consecutivos (1984 até 1997), e Lesotho foi excluído porque apresentou taxa de investimento maior que 50% por 10 anos, sendo 9 consecutivos (1989 até 1997 e, depois, em 1999).

Tabela B.1: Resumo dos dados

País	Taxa Crescimento PIB Real <i>per capita</i> (Média)	Taxa Investimento Capital Humano (Média)	Taxa Investimento Capital Físico (Média)	Dívida Pública (% PIB Média)	Inflação (Média)	Abertura (% PIB Média)	Taxa Crescimento Populacional (Média)
Alemanha	1,68	0,45	20,43	57,32	1,03	63,90	0,08
Argélia	0,79	0,20	32,12	52,86	3.551,10	55,89	2,05
Argentina	1,94	0,15	17,01	61,54	906,06	27,07	1,16
Austrália	2,13	0,25	26,59	21,15	2,58	37,50	1,36
Áustria	1,80	0,29	23,49	62,09	1,01	85,91	0,35
Bahrein	0,03	0,22	24,05	21,22	2,04	154,55	4,04
Bangladesh	2,98	0,13	20,91	43,11	3,40	32,59	1,91
Barbados	0,74	0,20	14,88	53,53	2,93	96,87	0,40
Bélgica	1,74	0,24	20,80	111,54	1,40	142,27	0,39
Belize	2,16	0,12	22,32	67,45	0,12	117,69	2,53
Benin	0,67	0,10	17,43	57,01	9,91	55,97	3,12
Bolívia	1,40	0,17	16,05	81,99	1.502,60	57,34	2,06
Botswana	3,58	0,22	29,90	18,17	2,65	98,14	2,06
Brasil	1,26	0,12	18,74	63,73	645,45	20,87	1,46
Burundi	-0,85	0,03	14,95	90,82	9,14	24,72	2,73
Camarões	-0,82	0,10	18,19	50,86	7,70	43,61	2,74
Canadá	1,65	0,26	21,60	80,49	1,40	64,96	1,06
Rep. Centro Africana	-2,32	0,06	11,35	68,67	9,23	40,74	2,10
Chile	4,17	0,22	22,52	45,40	8,52	62,32	1,36
Colômbia	1,73	0,17	20,18	33,24	9,44	30,00	1,73
Rep. Dem. do Congo	-2,69	0,05	12,69	131,10	2.039,40	83,98	2,86
Rep. do Congo	-0,47	0,13	26,75	153,35	7,99	115,86	2,73
Costa Rica	2,04	0,15	19,72	50,73	6,21	81,16	2,17
Chipre	1,59	0,22	22,12	52,79	1,93	102,33	1,62
Costa do Marfim	-0,52	0,07	11,03	92,11	5,80	77,10	2,63
Dinamarca	1,38	0,16	19,80	53,69	1,34	82,30	0,29
Dominica	2,67	0,13	25,37	67,55	1,90	93,16	-0,15
Equador	1,39	0,15	23,17	58,13	24,89	57,76	2,05
Egito	3,33	0,17	21,42	94,17	7,33	51,47	1,81
El Salvador	1,74	0,09	15,39	51,12	8,97	60,83	0,88
Finlândia	1,60	0,18	21,56	37,84	2,00	67,21	0,37
França	1,21	0,31	19,39	55,19	1,79	48,64	0,54
Gabão	-0,25	0,18	28,20	56,31	7,97	85,71	2,53
Gâmbia	-0,25	0,08	15,11	108,55	10,21	75,87	3,35
Ghana	3,02	0,16	19,70	53,77	25,31	49,07	2,63
Grécia	0,94	0,22	22,54	95,64	7,35	52,68	0,40
Guatemala	0,71	0,06	15,78	32,10	10,58	60,91	2,38
Guiana	2,20	0,20	27,96	343,24	24,94	108,66	0,11
Haiti	0,04	0,11	22,99	65,03	10,94	53,57	1,76
Honduras	0,55	0,11	25,90	65,01	8,37	106,09	2,38
Hungria	1,19	0,19	23,18	85,33	8,79	112,30	-0,25
Islândia	0,71	0,22	20,23	49,79	14,96	77,72	1,04
Índia	4,23	0,09	27,38	64,87	3,14	28,65	1,74
Indonésia	3,44	0,08	27,96	43,43	12,91	50,55	1,59

Tabela B.1: Resumo dos dados (continuação)

País	Taxa Crescimento PIB Real <i>per capita</i> (Média)	Taxa Investimento Capital Humano (Média)	Taxa Investimento Capital Físico (Média)	Dívida Pública (% PIB Média)	Inflação (Média)	Abertura (% PIB Média)	Taxa Crescimento Populacional (Média)
Irã	0,85	0,22	31,26	26,50	9,39	39,30	1,97
Irlanda	2,99	0,21	19,35	68,66	2,61	142,17	0,89
Israel	1,80	0,20	20,94	115,73	88,93	71,89	2,22
Itália	1,06	0,26	20,82	105,53	3,12	47,13	0,18
Jamaica	0,66	0,23	24,63	113,09	14,77	95,62	0,69
Japão	1,58	0,24	25,80	131,85	1,28	23,18	0,24
Quênia	0,77	0,07	19,56	52,54	11,50	53,28	2,98
Coréia do Sul	5,06	0,28	31,26	19,67	2,11	73,32	0,78
Lesotho	2,92	0,06	43,25	69,48	4,28	162,44	1,30
Luxemburgo	3,14	0,23	21,43	8,56	1,69	243,49	1,24
Malásia	3,46	0,26	28,27	57,58	1,46	166,11	2,30
Mauritius	4,05	0,16	25,58	51,66	3,24	121,23	0,88
México	0,98	0,18	21,48	47,28	35,91	48,03	1,64
Marrocos	2,28	0,11	26,74	77,75	3,04	62,66	1,48
Nepal	2,47	0,08	25,09	50,92	4,72	45,61	2,00
Holanda	1,64	0,25	20,72	64,99	1,10	123,89	0,52
Níger	-1,00	0,02	17,30	62,67	8,21	48,41	3,41
Noruega	2,08	0,29	23,38	42,18	2,07	71,76	0,65
Paquistão	2,23	0,13	17,89	66,70	4,13	30,53	2,44
Panamá	3,20	0,19	20,99	67,43	1,96	147,59	1,98
Paraguai	0,96	0,16	20,38	30,68	10,68	94,75	2,23
Peru	2,10	0,18	20,76	39,02	1.458,20	37,53	1,64
Filipinas	1,21	0,13	20,84	58,00	8,86	72,94	2,18
Portugal	1,73	0,14	24,13	63,71	7,19	65,16	0,20
Ruanda	1,13	0,03	16,39	55,57	13,28	31,64	2,46
Senegal	0,55	0,06	18,37	61,58	7,42	60,46	2,81
Singapura	4,01	0,18	31,94	86,30	1,79	357,90	2,31
África do Sul	0,92	0,14	18,46	36,66	4,75	51,68	1,89
Espanha	1,75	0,24	24,14	52,62	2,61	49,18	0,70
Suécia	1,72	0,27	18,86	59,61	2,46	77,65	0,44
Suíça	1,05	0,20	23,85	50,40	1,60	80,43	0,75
Síria	0,76	0,06	23,04	116,92	16,01	58,78	2,79
Tanzânia	2,84	0,03	24,26	76,73	12,30	44,19	2,92
Tailândia	3,95	0,10	30,41	37,56	2,01	102,73	0,99
Tunísia	1,57	0,15	25,75	52,76	2,09	84,72	1,55
Turquia	2,51	0,14	21,00	42,65	30,26	39,79	1,58
Uganda	2,31	0,04	17,20	62,66	65,20	35,44	3,34
Emirados Árabes	-0,15	0,22	25,04	9,17	2,90	121,19	6,74
Reino Unido	2,21	0,16	17,54	53,39	1,96	55,64	0,41
Estados Unidos	1,73	0,28	21,56	67,50	1,16	23,69	1,01
Uruguai	3,05	0,14	16,10	62,76	33,52	45,26	0,46
Venezuela	0,52	0,08	21,89	43,71	21,04	50,38	2,07

Apêndice C Estimativas das variações do modelo básico

Tabela C.1: Resultados Do Modelo Sem Efeito Fixo Temporal

Variável	Coefficiente	Erro-Padrão	Estatística-t	P-valor
Variável Dependente: Taxa de Crescimento do PIB <i>per capita</i>				
Método de Estimação: Paineis Mínimos Quadrados Generalizados (Ponderação com Seções Cruzadas)				
Amostra: 1984-2013				
Seções Cruzadas: 83				
Observações: 2291				
Modelo com efeito fixo por país e tempo				
Constante	31,8220	6,0050	5,2980	0,0000
PIB <i>per capita</i> (-1)	-5,8740	0,7940	-7,3920	0,0000
Dívida/PIB	-0,9200	0,1390	-6,6210	0,0000
Tx. Inv. Capital Físico	3,8600	0,5130	7,5150	0,0000
Tx. Inv. Capital Humano	0,3840	0,1580	2,4240	0,0150
Grau de Abertura	3,6070	0,5120	7,0410	0,0000
Inflação	-0,3770	0,1110	-3,3860	0,0007
Crescimento Populacional	-0,3647	0,1388	-2,6269	0,0087
Estatísticas Ponderadas				
R ²	0,3075	Média Variável Dependente		2,3244
R ² Ajustado	0,2795	D.P. Variável Dependente		4,2415
Erro-Padrão da Regressão	3,5004	Soma do quadrado dos resíduos		26.969,6
Estatística-F	10,9819	Durbin-Watson		1,6309
P-Valor(Estatística-F)	0,0000			
Estatísticas Não Ponderadas				
R ²	0,2796	Média variável dependente		1,7120
Soma do quadrado dos resíduos	27.130,5	Durbin-Watson		1,6487

Fonte: Elaboração própria, 2015.

Tabela C.2: Resultados do modelo com dados quinquenais

Variável	Coefficiente	Erro-Padrão	Estatística-t	P-valor
Variável Dependente: Taxa de Crescimento do PIB <i>per capita</i>				
Método de Estimação: Painel Mínimos Quadrados Generalizados (Ponderação com Seções Cruzadas)				
Amostra: 1988-2013				
Seções Cruzadas: 83				
Observações: 448				
Constante	40,3751	7,2498	5,5690	0,0000
PIB <i>per capita</i> (-1)	-5,5145	0,6885	-8,0088	0,0000
Dívida/PIB	-0,8575	0,1059	-8,0943	0,0000
Tx. Inv. Capital Físico	2,7117	0,7439	3,6449	0,0003
Tx. Inv. Capital Humano	0,1953	0,3698	0,5281	0,5977
Grau de Abertura	1,3905	0,6807	2,0427	0,0418
Inflação	-0,4463	0,1157	-3,8568	0,0001
Crescimento Populacional	-0,7661	0,1805	-4,2430	0,0000
Estatísticas Ponderadas				
R ²	0,5118	Média Variável Dependente	2,7170	
R ² Ajustado	0,3904	D.P. Variável Dependente	5,0010	
Erro-Padrão da Regressão	3,7821	Soma do quadrado dos resíduos	5.121,1	
Estatística-F	4,2172	Durbin-Watson	2,5337	
P-Valor(Estatística-F)	0,0000			
Estatísticas Não Ponderadas				
R ²	0,3892	Média variável dependente	1,4331	
Soma do quadrado dos resíduos	5.282,6	Durbin-Watson	2,3932	

Fonte: Elaboração própria, 2015.

Tabela C.3: Modelo com *threshold* de 80% para a dívida pública / PIB

Variável	Coefficiente	Erro-Padrão	Estatística-t	P-valor
Variável Dependente: Taxa de Crescimento do PIB <i>per capita</i>				
Método de Estimação: Panel Mínimos Quadrados Generalizados (Ponderação com Seções Cruzadas)				
Amostra: 1984-2013				
Seções Cruzadas: 83				
Observações: 2.291				
Constante	31,2846	5,9088	5,2945	0,0000
PIB <i>per capita</i> (-1)	-5,8642	0,7954	-7,3722	0,0000
Dívida/PIB (< 80%)	-0,8064	0,1297	-6,2155	0,0000
Dívida/PIB (> 80%)	-0,8636	0,1279	-6,7495	0,0000
Tx. Inv. Capital Físico	3,8457	0,5122	7,5073	0,0000
Tx. Inv. Capital Humano	0,3620	0,1592	2,2728	0,0231
Grau de Abertura	3,6200	0,5183	6,9836	0,0000
Inflação	-0,3709	0,1134	-3,2704	0,0011
Crescimento Populacional	-0,3702	0,1397	-2,6492	0,0081
Estatísticas Ponderadas				
R ²	0,3079	Média Variável Dependente	2,3251	
R ² Ajustado	0,2795	D.P. Variável Dependente	4,2424	
Erro-Padrão da Regressão	3,5007	Soma do quadrado dos resíduos	26.961,4	
Estatística-F	10,8748	Durbin-Watson	1,6320	
P-Valor(Estatística-F)	0,0000			
Estatísticas Não Ponderadas				
R ²	0,2795	Média variável dependente	1,7120	
Soma do quadrado dos resíduos	27.131,9	Durbin-Watson	1,6491	

Fonte: Elaboração própria, 2015.

Tabela C.4: Modelo com velocidade de convergência diferente por país

Variável	Coefficiente	Erro-Padrão	Estatística-t	P-valor
Variável Dependente: Taxa de Crescimento do PIB <i>per capita</i>				
Método de Estimação: Panel Mínimos Quadrados Generalizados (Ponderação com Seções Cruzadas)				
Amostra: 1984-2013				
Seções Cruzadas: 83				
Observações: 2.290				
Constante	67,3855	12,4817	5,3987	0,0000
Dívida/PIB	-1,2121	0,1936	-6,2611	0,0000
Tx. Inv. Capital Físico	4,0487	0,5648	7,1682	0,0000
Tx. Inv. Capital Humano	0,5637	0,1989	2,8340	0,0046
Grau de Abertura	4,4285	0,7582	5,8402	0,0000
Inflação	-0,4642	0,1115	-4,1612	0,0000
Crescimento Populacional	-0,2362	0,1473	-1,6038	0,1089
Estatísticas Ponderadas				
R ²	0,3901	Média Variável Dependente		2,2113
R ² Ajustado	0,3408	D.P. Variável Dependente		3,9910
Erro-Padrão da Regressão	3,2401	Soma do quadrado dos resíduos		22.236,2
Estatística-F	7,9230	Durbin-Watson		1,7322
P-Valor(Estatística-F)	0,0000			
Estatísticas Não Ponderadas				
R ²	0,3333	Média variável dependente		1,7552
Soma do quadrado dos resíduos	22.466,5	Durbin-Watson		1,7869

Fonte: Elaboração própria, 2015.

O IMPACTO DA NOVA LEI DE FALÊNCIAS NO MERCADO DE CRÉDITO BRASILEIRO

KLÊNIO BARBOSA *
ANDRÉ CARRARO †
REGIS A. ELY ‡
FELIPE GARCIA RIBEIRO §

Resumo

Este artigo avalia as mudanças no mercado de crédito brasileiro em decorrência da Nova Lei de Falências, identificando seus impactos sobre inadimplência, *spread* bancário, volume de crédito e número de falências. Para isso, utilizaram-se séries disponíveis pelo Banco Central durante o período de 2000 a 2012, avaliando o impacto da lei por meio de regressões lineares e de um método de quebras endógenas. Além de uma diminuição significativa do número de falências, identificou-se um aumento nas concessões de crédito para pessoa jurídica, embora o volume total não tenha sido afetado. Os resultados também indicam que a Nova Lei de Falências não foi eficaz no sentido de diminuir as taxas de inadimplência das pessoas jurídicas e o *spread* bancário.

Palavras-chave: Lei de Falência; Mercado de Crédito Brasileiro; Quebras Estruturais.

Abstract

The aim of this paper is to evaluate the changes in Brazilian credit market due to the new bankruptcy law, pointing out their impact on default rates, bank spreads, credit volume, and number of bankruptcies. For that purpose, we used credit market time series available by the Brazilian Central Bank during the period of 2000 to 2012, and we evaluated the impact using linear regressions and a method of endogenous breaks. The results indicate that besides the reduction in bankruptcy, the new law had a significant impact on credit concessions to corporations, although the total volume of credit has not been affected. The results also show that the law was not effective in reducing default and interest rates.

Keywords: Bankruptcy Law; Brazilian Credit Market; Structural Breaks.

JEL classification: E51, G33, G38

DOI: <http://dx.doi.org/10.11606/1413-8050/ea114693>

* Insper Instituto de Ensino e Pesquisa. E-mail: kleniosb@insper.edu.br

† Universidade Federal de Pelotas. E-mail: andre.carraro@gmail.com

‡ Universidade Federal de Pelotas. E-mail: regisaely@gmail.com

§ Universidade Federal de Pelotas. E-mail: felipe.garcia.rs@gmail.com

1 Introdução

É crescente o número de trabalhos na literatura que exploram a importância da legislação falimentar em explicar o desenvolvimento do mercado de crédito (Djankov et al. 2008). A principal função atribuída à legislação falimentar é garantir aos credores o cumprimento dos contratos de financiamento. Uma legislação eficiente reduz o risco do setor bancário em ofertar recursos para projetos cujo sucesso é incerto. Em decorrência, há um aumento do volume de crédito disponível para a realização de novos investimentos empresariais.

É o mercado de crédito, formado de bancos e investidores, que viabiliza tanto projetos empresariais de ampliação da capacidade produtiva como o pagamento de dívidas por parte das empresas. No entanto, podem surgir ocasiões em que as empresas não consigam cumprir com os compromissos contratados com seus credores, passando para uma situação de insolvência financeira. A partir desse momento é a legislação falimentar, ou Lei de falências, que estabelecerá as normas e procedimentos que marcam a resolução de conflitos de interesses entre as partes envolvidas.

Muitos autores contribuíram para a formalização teórica do papel do mercado de crédito para o setor privado (Townsend 1979, Gale & Hellwig 1985, Diamond 1984, 1989, 1991, Holmstrom & Tirole 1997). Em geral, esses estudos elucidam que em mercados incompletos a existência de uma regulamentação falimentar adequada aumenta a qualidade institucional, o que reduz o risco do emprestador, e, por conseguinte, reduz também o custo do empréstimo. Se a legislação for adequada, credores antecipam que a lei de falências eleva o seu ganho esperado em caso de insolvência, o que permite o financiamento das empresas com uma taxa de juros menor. Agindo dessa forma, o setor de crédito viabiliza um número maior de projetos e aumenta o volume de créditos concedidos (Bebchuk 2002). Sobre certo aspecto, a Nova Lei de Falências no Brasil pode ser interpretada como um evento exógeno que alterou a qualidade institucional do mercado de crédito, ao prever novas normas que, potencialmente, tanto reduzem o custo de transação e de recuperação dos ativos, quanto aumentam a sobrevivência de firmas em situação de insolvência.

No Brasil, a aprovação da chamada Nova Lei de Falências e Recuperação de Empresas constitui um marco no aperfeiçoamento institucional que trata dos casos de empresas em situação de insolvência. Criada pela Lei nº 11.101 de fevereiro de 2005, essa lei tem por objetivo central viabilizar a existência das empresas permitindo que mesmo aquelas com problemas financeiros temporários possam continuar operando e gerando empregos, sem que a situação de insolvência prejudique ainda mais a sua recuperação econômica (Lisboa et al. 2005).

Alguns trabalhos já exploraram o efeito dessa lei sobre diferentes dimensões econômico-financeiras de empresas e do mercado de crédito. Funchal (2008) avaliou o impacto sobre a estrutura de capital das empresas listadas na Bovespa, usando uma amostra de dados para o período de 2002 a 2007. O resultado observado foi um aumento no coeficiente de endividamento das empresas justificado pela maior confiança que a mudança na lei gerou para os credores. Araújo & Funchal (2009), usando uma amostra de dados de 1995 a 2006, encontraram um impacto imediato da lei tanto de redução do número de pedidos de falências quanto de expansão no volume de crédito para as empresas, embora não tenham identificado efeito sobre a taxa de juros média

cobrada das empresas. Utilizando microdados de uma amostra de firmas para o período de 1999 a 2009, Araújo et al. (2012) encontraram evidências de uma ampliação no crédito de longo prazo para as empresas. Também encontraram um efeito significativo na redução do custo da dívida das empresas após a implementação da lei. Nenhum efeito foi encontrado para a ampliação do crédito de curto prazo e para a mudança na estrutura de capital. Já Barossi Filho (2011) faz uma análise do funcionamento da lei de falências utilizando a teoria econômica e questiona a eficiência da mesma devido a lei não prever penalidades para comportamentos adversos.

A proposta do presente estudo é contribuir para essa literatura de avaliação das mudanças ocorridas no mercado de crédito em decorrência da Nova Lei de Falências. Especificamente, o artigo procura identificar quais foram os impactos da lei sobre a inadimplência, o *spread* bancário, as concessões e volume de crédito para pessoa jurídica, e o número de falências. Para isso, utilizaram-se regressões lineares com variáveis *dummy* e testes para identificar possíveis quebras estruturais endógenas que poderiam ser reflexo da implementação da lei.

O artigo se diferencia da literatura na área por focar no impacto da nova lei de falências no mercado de crédito. Embora a literatura já tenha avaliado o impacto da lei na estrutura de capital e no custo da dívida para alguns grupos de empresas em que há disponibilidade de dados, não há estudos que identifiquem se a lei afetou variáveis agregadas como o *spread* bancário, as concessões de crédito e a inadimplência na economia. Também o estudo contribui ao utilizar uma metodologia que identifica quebras estruturais endógenas nessas variáveis, além de decompor as variáveis de volume e *spread* entre linhas de crédito distintas. Com dados atualizados e com a metodologia proposta, pode-se melhorar a estimativa do impacto da lei de falência no mercado de crédito brasileiro.

Acredita-se que a variável *spread* bancário pode ser mais adequada para capturar o efeito da mudança da lei de falências sobre a captação e empréstimo de recursos do que a taxa média de juros que, de certa forma, pode estar refletindo não apenas o efeito da lei, mas também alguma alteração na condução da política econômica. Da mesma forma, a investigação do efeito da lei sobre a concessão de crédito captura o efeito dos novos contratos de empréstimo, enquanto que a variável volume de crédito pode estar sendo influenciada pelo estoque de contratos realizados antes da lei.

A metodologia mais utilizada para se medir o efeito da implementação de um programa (ou uma lei) por meio de séries temporais é a comparação das observações pré e pós-intervenção por meio de regressões lineares. Conforme Piehl et al. (2003), essa metodologia pode ser falha nos casos em que há alguma incerteza sobre a data do evento ou quando há quebras que são dependentes dos dados. Para contornar esse problema, os autores sugerem técnicas de identificação de quebras endógenas, especialmente para a análise de dados macroeconômicos. Assim, aplicou-se o procedimento de Bai & Perron (2003) para detectar múltiplas quebras endógenas. Acredita-se que esse procedimento tende a melhorar a estimativa do efeito da Nova Lei de Falência sobre as variáveis agregadas de crédito devido aos seguintes fatos: i) ajustes no nível de crédito e na taxa de juros tendem a ser feitos durante um período maior de tempo, bem como podem ter ocorrido após o anúncio da lei, e não na implementação, caracterizando incerteza sobre a data correta da realização do efeito; e ii) ao utilizar uma amostra de dados para o período de 2000

a 2012, este artigo busca encontrar evidências de um efeito de longo prazo na mudança da lei de falência sobre o mercado de crédito, porém, esse período compreende crises econômicas e outras flutuações que podem não estar completamente captadas nas variáveis de controle macroeconômicas para o caso do Brasil.

Em geral, os resultados indicam que além de uma diminuição significativa do número de falências, houve um aumento nas concessões de crédito para pessoa jurídica, embora o volume total não tenha sido afetado. A Nova Lei de Falências também não foi eficaz no sentido de diminuir as taxas de inadimplência das pessoas jurídicas e o *spread* bancário. Assim, o efeito da lei no mercado de crédito foi limitado, embora tenha tido efeitos positivos sobre a sobrevivência das empresas, já que as evidências obtidas neste estudo apontam para uma diminuição significativa tanto das falências requeridas quanto das decretadas a partir de junho de 2005, o que está em acordo com as evidências existentes na literatura (Araújo & Funchal 2009).

O artigo conta com mais seis seções além desta introdução. Na seção seguinte, apresenta-se a legislação falimentar no Brasil e os resultados encontrados na literatura sobre os primeiros impactos da Nova Lei de Falências, bem como os resultados de estudos que investigaram os efeitos de legislações falimentares em outros países de desenvolvimento similar ao do Brasil. Na Seção 2, discutem-se as possíveis implicações econômicas da lei, enquanto na Seção 4 apresenta-se um modelo econômico que permite derivar as implicações da Nova Lei de Falências sobre o mercado de crédito. Nas Seções 5 e 6, descrevem-se os dados utilizados no estudo e apresentam-se os resultados dos modelos estimados, respectivamente. Por fim, na Seção 7, discutem-se os resultados encontrados e realizam-se as considerações finais. No apêndice, apresentam-se as demonstrações matemáticas das proposições do modelo, as figuras e tabelas da análise empírica.

2 A Legislação Falimentar no Brasil e os seus primeiros resultados

Até o ano de 2005, os procedimentos para liquidação de uma empresa eram regidos pelo Decreto lei n. 7.661 de 1945. Se essa norma foi um marco regulador para a sua época (Lisboa et al. 2005), já não atendia mais às necessidades contemporâneas da economia brasileira. Para Araújo & Funchal (2006), apesar de a norma ter sido criada para prevenir concordatas e falências, na prática, ela demonstrou ser falha em conseguir recuperar empresas insolventes. Em acordo com a visão patrimonialista da época, a legislação de 1945 dava preferência às demandas trabalhistas e fiscais em detrimento dos credores do mercado financeiro. O sistema de liquidação era rígido e demorado, de tal modo que ao final do processo os ativos da empresa perdiam a maior parte do seu valor¹.

O processo de atualização da legislação falimentar resultou na assinatura da Lei n. 11.101 (Lei de Recuperação e Falências de Empresas) em 09 de fevereiro de 2005 que previa a entrada em vigor da Nova Lei de Falências 120 dias

¹Como exemplo de sua rigidez, em seu artigo oitavo, a Lei de Falência de 1945 previa que o atraso em trinta dias já seria suficiente para o juiz decretar falência da empresa. Até mesmo uma simples reunião entre devedor e credores para solicitação de uma ampliação do prazo de pagamento já justificaria a situação de estado falimentar. Ver Decreto-Lei 7.661 de 21 de junho de 1945, artigo segundo, inciso 3.

após a sua publicação. A principal característica da nova legislação foi substituir a normatização da falência vista como uma penalidade para a empresa que não cumpria com seu dever de boa pagadora, por uma normatização cujo objetivo central era a viabilização da continuidade dos negócios das empresas, preservando-as como unidades produtivas capazes de gerar emprego e renda, por meio da superação de suas crises econômico-financeiras. Para isso, o espírito da lei é de incentivar a cooperação entre credores e devedores na construção de um plano de recuperação por meio do instrumento criado de recuperação extrajudicial.

Os primeiros 75 artigos da Lei n. 11.101 são dedicados apenas à normatização da possibilidade de recuperação da situação de solvência financeira pela empresa. A possibilidade de recuperação extrajudicial autoriza a realização de negociações privadas e informais entre devedor e credores, reduzindo o custo de transação envolvido na busca de uma solução para a situação de insolvência. É criada uma assembleia de credores com poderes para aprovar, rejeitar ou modificar o plano de recuperação de negócio apresentado pelo administrador da empresa. Em caso de rejeição, a falência é decretada.

Estabelecido um plano de reorganização dos negócios, o empresário mantém-se no exercício da administração da empresa, porém suas ações passam a ser fiscalizadas pelo conjunto de credores. Caso o empresário desvie das ações planejadas, a falência da empresa será decretada. Mas se percebe que individualmente tanto credores quanto devedor possuem incentivos para buscar a recuperação da empresa. Sob o ponto de vista do devedor, essa é a melhor alternativa para evitar a falência, viabilizar o negócio e preservar o seu patrimônio. Para os credores, a superação da crise financeira por parte da empresa aumenta o retorno esperado do financiamento concedido no estágio anterior, viabilizando novos empréstimos.

Caso os credores entendam que não é possível a reabilitação da empresa, a lei cria condições para que haja uma liquidação eficiente dos ativos, a partir de um rito expresso, que busca a maximização dos valores com o leilão dos ativos, minimização das perdas e redução dos efeitos da falência sobre a estabilidade econômica. Essas mudanças favoreceram a proteção aos credores.

Barossi Filho (2011) discute a lei de falências sob a ótica da teoria econômica. O autor questiona a eficiência da lei devido à heterogeneidade e à não exclusão das preferências dos credores, uma vez que estes estão habilitados a decidirem quanto à concessão do benefício da recuperação econômica à empresa. Também conforme o autor, o fato de a lei não prever penalidades para comportamentos adversos gera incentivos para reorganizações privadas poupar ativos mais eficientes levando à recuperação apenas os mais desvalorizados, com o intuito de poupar ativos.

Já Funchal (2008) encontrou como resultado, avaliando uma amostra de 524 firmas ao longo dos anos de 1998, 2000, 2002, 2004 e 2006, uma redução de 22% no custo da dívida das empresas e um aumento significativo de 39% a 79% no nível agregado de crédito de longo prazo. Sobre o nível de crédito de curto prazo não foram encontradas evidências de efeito.

Araújo & Funchal (2009) testaram o efeito da lei sobre falências, volume de crédito e taxa de juros. Para falência foram usadas duas amostras. A primeira considerando dados para o Brasil de janeiro de 2004 a junho de 2006, e a segunda considerando a cidade de São Paulo de janeiro de 1995 a novembro de 2006. Encontraram efeito significativo na redução nos pedidos de falência. Já usando séries do Banco Central para volume de crédito pessoa jurídica/PIB

por setor econômico, encontraram efeito significativo a 5% de ampliação do crédito para os setores rural, comércio e serviços, porém sem efeito para empresas do setor industrial. Também não foi encontrado efeito sobre a taxa média de juros cobrada de pessoas jurídicas.

Araújo et al. (2012) usam a abordagem em diferenças para avaliar o efeito direto da mudança da lei sobre volume de crédito de curto e longo prazo, usando dados de empresas da Argentina, México e Chile como controles para o grupo de empresas brasileiras. De forma geral, encontraram um efeito de aumento no crédito de longo prazo que varia de 23% a 74%, conforme a especificação do modelo.

Quanto à literatura internacional, há diversos estudos que discutem o papel e os desafios dos sistemas de legislação falimentar e documentam os resultados observados nas diversas experiências recentes (Claessens & Klapper 2005, Davydenko & Franks 2008, Cirmizi et al. 2012). No caso específico de estudos sobre os efeitos de mudanças de legislação falimentar para outros países com níveis de desenvolvimento econômico e social similares ao do Brasil, por exemplo, tem-se Bergoing et al. (2002), que estudaram os elementos preponderantes para a determinação da produtividade total dos fatores de Chile e México após a década de 1980 (com o intuito de entender o motivo de o Chile ter apresentado ao longo das últimas décadas performance econômica superior à do México). Os autores apontam que a reforma na legislação falimentar do Chile, realizada no final da década de 1970 e início de 1980, que tornou mais ágil e eficiente, por meio da desburocratização, o processo de decretação de falência, bem como tornou claro os direitos dos credores, desempenhou importante papel para o desempenho econômico de longo prazo da economia chilena. Segundo os autores, isso ocorreu porque a reforma ocorrida na lei de falências chilena deu ao mercado os incentivos corretos ao processo de acumulação e alocação do capital.

Já Giné & Love (2010), com dados de quase duas mil firmas colombianas para o período compreendido entre 1996 e 2003, discutiram a importância do regime falimentar para a separação de empresas economicamente viáveis das ineficientes. Segundo os autores, o antigo regime falimentar, anterior ao que foi posto em prática após 1999, era demasiadamente custoso e lento do ponto de vista jurídico para a solução do conflito entre credores e empresas. Como o julgamento dos processos chegava a levar alguns anos, muitos dos ativos das empresas acabavam perdendo valor, e os custos diretos e despesas relacionados ao processo eram elevados. Além disso, a antiga legislação não dava alternativas para planos de reorganização das empresas. Similar à Nova Lei de Falência brasileira, a legislação de falências colombiana que passou a vigorar a partir de 1999 também permitiu que empresas pudessem, junto aos credores, em um regime de cooperação, discutir novas estratégias para a continuidade dos negócios. Esse mecanismo permitiu que empresas viáveis do ponto de vista econômico pudessem se reorganizar e seguir operando. Os autores encontraram evidências de que o regime falimentar anterior era realmente custoso e que o novo regime permitiu uma melhor separação das empresas viáveis das inviáveis.

3 A Racionalidade Econômica da Lei de Falência

Esta seção traz as questões relacionadas à racionalidade econômica de um sistema de lei de falências, o que fundamenta a sua existência. Discute-se com base na literatura o que se espera de uma lei de falências eficiente, no sentido de criar as adequadas condições para o funcionamento do mercado de crédito e para as atividades das empresas.

Em um sistema econômico baseado no mercado, espera-se que a venda de produtos e serviços de uma empresa seja suficiente para pagar credores e fornecedores, além de remunerar o capital investido. É natural também esperar que credores estejam dispostos a financiar uma empresa somente se as suas expectativas sejam de que a empresa é capaz de quitar com suas obrigações no vencimento dos contratos de financiamento.

Se esse cenário fosse observado em todas as situações, o devedor sempre conseguiria cumprir com seus deveres, os credores receberiam pelo valor financiado e não haveria a necessidade de criação de uma legislação falimentar. No entanto, não é isso que ocorre na prática, nem é o que a teoria econômica prevê.

A necessidade de uma legislação falimentar fica mais evidente quando é apresentado o problema de coordenação que envolve empresa e credores. Na ausência de uma legislação, o problema de coordenação pode gerar um exemplo de profecia autorrealizável (Jackson 2001, White 2005). Os credores podem identificar os problemas financeiros que atingem a empresa, antecipar a possibilidade futura de insolvência e, agindo de forma individual, cada credor pode escolher a estratégia de retirar parte dos ativos da empresa como forma de se proteger de um prejuízo maior com a decretação da falência da empresa. Agindo de forma racional, os credores geram uma corrida para a retirada dos ativos, provocando uma prematura liquidação do negócio.

A existência de uma legislação falimentar tem por objetivo corrigir o problema de coordenação. Do ponto de vista econômico, a legislação falimentar cria as condições para que situações de insolvência financeira tenham soluções previsíveis, céleres e transparentes, de modo que os ativos tangíveis e intangíveis sejam preservados e o negócio não seja interrompido, de tal forma que a insolvência gere problemas menores para a economia como um todo (Hotchkiss et al. 2008, von Thadden et al. 2010).

Em um sentido de eficiência *ex-ante*, uma legislação falimentar deve criar os incentivos adequados para que tanto credores quanto devedores tenham um comportamento ótimo antes da insolvência. Para Marinc & Vlahu (2011), uma legislação falimentar primordialmente precisa dar à empresa um incentivo para exercer um esforço ótimo na gestão do negócio e não tomar riscos além do ótimo. Ainda segundo esses autores, precisa permitir que credores possam fiscalizar as ações da empresa devedora. Por fim, é necessário estimar um tempo ótimo para o pedido de insolvência.

Além de resolver problemas de coordenação, a legislação falimentar adequada pode afetar o custo da obtenção de crédito por parte das empresas (Berkowitz & White 2004, Longhofer 1997) e a própria situação de inadimplência. Fornecendo os incentivos corretos, os administradores das empresas podem perceber que, em caso de mau gerenciamento, existe uma ameaça crível de perda dos ativos da empresa, o que os força a dedicar maior esforço na busca de uma gestão eficiente (Povel 1999) e a não tomar decisões que envolvam excesso de risco (Bebchuk 2002). Se a legislação for favorável aos credores, estes

antecipam que a lei de falências eleva o seu ganho esperado em caso de insolvência, o que os permite o financiamento de empresas com uma taxa de juros menor. Agindo dessa forma, o setor de crédito viabiliza um número maior de projetos e aumenta o volume de créditos concedidos (Bebchuk 2002).

Por outro lado, se a legislação for favorável ao devedor, tem-se a possibilidade de adiamento do pedido de falência (Povel 1999), mantendo em funcionamento empresas inviáveis, e favorecendo excessivamente as empresas devedoras. Nesse cenário, a dificuldade em executar garantias reduz o ganho esperado pelos credores em caso de insolvência da empresa, elevando a taxa de financiamento e reduzindo o volume de crédito no mercado (Djankov et al. 2008).

Dessa forma, uma lei de falência deve balancear os direitos de credores e devedores alocando de maneira eficiente os riscos que envolvem o negócio da empresa e a concessão de financiamento (Lisboa et al. 2005). A rigor, empresas em situação de insolvência financeira, que possuam valor presente positivo do fluxo de caixa, demonstram capacidade de pagamento de suas dívidas e condições de recuperação econômica. Já empresas com situação de insolvência financeira e valor presente negativo do fluxo de caixa devem mudar o seu modelo de gestão e/ou o seu plano de negócios a fim de demonstrar para seus credores que uma renegociação das dívidas fornece um ganho esperado maior do que a liquidação de seus ativos. Caso contrário, essas empresas não têm justificativa econômica para continuarem operando.

4 Modelo

Nesta seção, apresenta-se um modelo microeconômico de relacionamento bancário cujas hipóteses teóricas geradas fundamentarão as hipóteses estatísticas a serem testadas no presente trabalho. Em resumo, por meio do modelo que será apresentado, é possível entender como uma mudança na qualidade da legislação falimentar altera, no equilíbrio da economia, o volume de crédito, a taxa de juros e o *spread* bancário, além de possíveis desmembramentos sobre taxa de inadimplência e falências.

O modelo apresentado nesta seção foi inspirado nos modelos de relacionamento bancário (*relationship banking*) propostos por Sharpe (1990) e Rajan (1992), os quais são sumarizados em Freixas & Rochet (2008) (Capítulo 3). Em tal classe de modelos, as firmas possuem relacionamento de longo prazo com único banco, denominado Banco-Favorito, o qual possui melhor capacidade de monitorar as suas firmas-clientes em relação aos demais credores da economia. A presença de tal vantagem do Banco-Favorito no modelo, conhecida como monopólio informacional *ex-post*, não é um elemento essencial para captar os efeitos da Nova Lei de Falências sobre o mercado de crédito. Entretanto, ela é importante para que no modelo, os bancos enfrentem uma demanda por crédito negativamente inclinada e, portanto, tenham algum poder de mercado no sistema bancário, um fato identificado empiricamente em artigos científicos que estimam o grau de competição no mercado bancário brasileiro (Belaisch 2003, Lucinda 2010, Nakane & Rocha 2010, Araújo et al. 2006, Barbosa et al. 2015).

4.1 O Ambiente

Sequência de Eventos e Estrutura Informacional

Considere uma economia com taxa de juros livre de risco igual a zero, composta por N Bancos e um contínuo de firmas no intervalo entre $[0, 1]$. Firms procuram crédito para financiar os seus projetos, cujos possíveis retornos sobre o investimento são somente dois: retorno positivo (sucesso) ou retorno zero (fracasso). Quando se leva em conta que fatores externos à firma afetam o funcionamento da mesma, a probabilidade de sucesso do projeto de uma firma t torna-se igual pt , em que $p \in (0, 1)$. Tal parâmetro p capta a qualidade institucional da economia no que diz respeito a fatores que afetam o bom desempenho da firma. A Nova Lei de Falências, por exemplo, pode ser entendida como um aumento de p , uma vez que potencialmente aumenta a sobrevivência e/ou reduz a inadimplência das firmas. Nota-se que a probabilidade de sucesso da firma é crescente com o tipo da firma, t , e com o parâmetro p . Por hipótese, as firmas, e somente elas, conhecem a sua própria probabilidade de sucesso quando demandam crédito. Tal hipótese introduz assimetria de informação ao modelo (o que gera seleção adversa), uma vez que as firmas possuem informação privada sobre a chance de sucesso do projeto, ao passo que os bancos apenas possuem crenças sobre a probabilidade de sucesso de uma firma que lhe demanda crédito. Ainda, assume-se que o parâmetro p é de conhecimento comum.

Os N Bancos possuem recursos ilimitados para emprestar e têm o mesmo custo de fundos, que é igual a zero. Apesar de todos os bancos parecerem iguais, as firmas não os percebem igualmente. Para um mesmo contrato de crédito, representado por uma taxa de juros e um volume de crédito, firmas preferem tomar crédito do seu banco preferido. Intuitivamente, firmas estabelecem relações com bancos e, após um longo período de interação repetida, acabam fazendo transações mais frequentes e mais intensas com certo banco que é o seu banco preferido. Chama-se o banco preferido de uma certa firma de Banco-Favorito. Assume-se que cada firma possui um (e somente um) Banco-Favorito. A formação da relação entre uma firma e o seu Banco-Favorito pode ser modelada em um primeiro estágio do jogo no qual a relação de longo prazo entre um banco e uma firma é construída, tal como em Freixas & Rochet (2008) (Seção 3.6). Por simplicidade, optou-se por não modelar tal estágio do jogo².

Se um certo banco não é o Banco-Favorito de uma firma, então ele não construiu uma relação de longo prazo com tal empresa. Chama-se tais bancos de Bancos-Entrantes. Tal tipo de banco, para interromper a relação estabelecida ao longo do tempo entre uma firma e o seu respectivo Banco-Favorito, deverá fazer algum tipo de investimento para iniciar uma relação com a firma. No modelo, tal investimento será modelado da seguinte forma: para fazer a primeira concessão de crédito para uma firma, um Banco-Entrante deverá incorrer em um custo de monitoramento $c > 0$ por unidade crédito concedido. Tal forma de modelar a desvantagem de Bancos-Entrantes em relação ao Banco-Favorito na concessão de crédito é semelhante à desenvolvida por Freixas & Rochet (2008) (Seção 3.6). Além de não incorrer em um custo de monitora-

²Uma versão mais geral desse modelo, na qual o Credor-Favorito possui vantagem informacional sobre a probabilidade de sucesso de suas firmas-clientes vis-à-vis os demais credores, é desenvolvida por Barbosa et al. (2017).

mento c por unidade crédito concedido, assume-se que a relação estabelecida entre firmas e o Banco-Favorito concede ao Banco-Favorito a vantagem de oferecer crédito a suas firmas preferidas antes dos demais bancos.

Formalmente, modelou-se as relações entre firmas e Bancos-Favoritos por um conjunto $\{T^n\}_{n=1}^N$, no qual T^n é o conjunto de firmas cujo o Banco-Favorito é n . Como assumiu-se que cada firma possui um único Banco-Favorito, então tem-se que $T^l \cap T^m = \emptyset$ para todo $l \neq m$ e $\cup_{n=1}^N T^n = C$. Para garantir que todos os bancos são *ex-ante* simétricos, assumiu-se também que, para qualquer n , os tipos em T^n pertencem ao intervalo $[0,1]$ com distribuição acumulada $F(t)$. Assume-se que a distribuição $F(t)$, sua densidade $f(t)$, e a identidade do Banco-Favorito de cada firma, representado pela partição de firmas $\{T^n\}_{n=1}^N$ são de conhecimento comum.

A sequência de eventos do modelo é dada a seguir: firmas demandam crédito na data 0. Na data 1, um Banco-Favorito oferece um contrato de crédito para as suas firmas favoritas fazendo uma oferta do tipo *take-it-or-leave-it*. Na data 2, os clientes do Banco-Favorito que não aceitarem a sua oferta irão negociar com os Bancos-Entrantes, e assim, potencialmente, os Bancos-Entrantes podem acabar oferecendo crédito para firmas com as quais não têm relação de longo prazo, sendo o resultado dessa interação entre firmas e bancos, Favoritos e Entrantes, caracterizado no equilíbrio do jogo. Por fim, na data 3, após a aquisição de crédito e o investimento no projeto, as firmas realizam a produção e pagam os credores quando puderem, restando o lucro remanescente, se o mesmo existir.

Tal como em Townsend (1979) e Gale & Hellwig (1985), assume-se que o fluxo de caixa das firmas não é observável sem o pagamento de custo de verificação. Bancos, portanto, baseiam-se em contratos de crédito do tipo padrão para financiar os projetos da firmas.

A sequência de eventos e a estrutura informacional apresentadas acima descrevem o modelo como um jogo dinâmico com informação incompleta. Nesse ambiente, o conceito de equilíbrio adequado para a caracterização do jogo é o equilíbrio Bayesiano Perfeito (EBP). Tal equilíbrio é caracterizado pelas escolhas ótimas dos três diferentes agentes da economia (Firmas, Bancos-Entrantes, Bancos-Favoritos), dadas as crenças de equilíbrio, derivadas a partir dos seus respectivos problemas de maximização. Ainda, as crenças são compatíveis com as escolhas ótimas dos agentes. Nas subseções seguintes serão descritos os problemas de otimização de cada um dos diferentes agentes e a formação de suas respectivas crenças.

Tecnologia da firma e demanda por crédito

No modelo, existem apenas 2 possíveis tipos de retornos para o projeto: sucesso ou fracasso. No caso de sucesso, o retorno de um investimento I é $Q(I)$. A função de produção $Q(I)$ é crescente e estritamente côncava no investimento, satisfazendo $Q(0) = 0$ e as condições de Inada³.

Por outro lado, em caso de fracasso o projeto não apresenta retorno do investimento, restando a firma apenas os ativos investidos I no projeto. Assume-se que os bancos podem apenas recuperar uma parcela $\delta \in (0,1)$ de parte dos recursos emprestados I em caso de falência. Um banco que concedeu um volume de crédito igual I para uma firma que teve fracasso vai recuperar δI

³As condições de Inada são $\lim_{I \rightarrow 0} Q'(I) = \infty$ e $\lim_{I \rightarrow \infty} Q'(I) = 0$

(líquido dos custos de verificação) do crédito concedido. Nota-se que quanto maior o valor de δ , maior será a capacidade de recuperação de crédito de um banco. Fatores externos à firma podem afetar δ . Um deles é o grau de proteção ao credor. A Nova Lei de Falências, por exemplo, pode ser interpretada como um aumento de δ , uma vez que tal legislação provavelmente tenha aumentado a taxa de recuperação do credor da economia brasileira.

Apesar de o processo produtivo ser lucrativo, firmas não têm recursos próprios para fazer o investimento na data 3. Assim, se uma firma desejar investir I no projeto, ela precisa de igual montante de crédito para fazê-lo. Por simplicidade, restringe-se atenção a contratos lineares de crédito tal que a firma pagará I mais os juros rI em caso de sucesso. Em caso de fracasso, os ativos recuperáveis da firma δI são transferidos para o credor. Desse modo, a firma de tipo t toma a decisão ótima de investimento e demanda por crédito com base na solução da seguinte função objetivo:

$$\max_I pt(Q(I) - (1+r)I) \quad (1)$$

A Equação (1) descreve o problema de otimização da firma. A função objetivo do problema (1) é o lucro esperado da firma do tipo t , líquido dos custos de crédito. Com probabilidade pt , o processo produtivo tem sucesso e a firma obtém a diferença entre $Q(I)$ e o valor que ela se comprometeu a pagar para o banco no estágio 3: $(1+r)I$. Por outro lado, quando o processo produtivo falha, a firma não ganha nada, ficando os seus ativos a disposição do banco que lhe concedeu crédito. A condição necessária e suficiente que caracteriza o nível ótimo de investimento da firma, que é igual a demanda ótima por crédito da firma t , I^* , é

$$Q'(I^*) = (1+r) \quad (2)$$

A partir da condição de primeira ordem (2), pode-se verificar que o nível ótimo de investimento/demanda por crédito, I^* , decresce com a taxa de juros, r . Além disso, a condição de primeira ordem acima implica que o nível ótimo de investimento/demanda por crédito não depende do tipo da firma. Tal característica do modelo faz com que os bancos não sejam capazes de desenhar um *menu* de contratos de crédito que seja tipo- específico para aumentar os seus lucros (Laffont & Martimort 2001).

4.2 Equilíbrio sem Banco-Favorito

No caso em que não existe Banco-Favorito, todos os bancos têm que pagar um custo de monitoramento c por unidade de crédito concedido. Caracterizar esse equilíbrio é importante, pois ele descreverá, em certa medida, qual será a taxa de juros de equilíbrio que os Bancos-Entrantes oferecerão para as firmas na data 2.

Nesse contexto, todos os bancos usam a distribuição de tipos $F(t)$ para formar a sua crença sobre a probabilidade de sucesso de uma firma que demanda crédito: $pE[t] = p \int_0^1 t dF(t)$. Dada essa crença, o lucro esperado de qualquer banco que concede crédito à taxa de juros \bar{r} é

$$(pE[t](1+\bar{r}) + (1-pE[t])\delta - (1+c))I^*(\bar{r}). \quad (3)$$

Na Equação (3), o termo $(1 + c)I^*(\bar{r})$ representa o custo de oportunidade e o custo de monitoramento incorrido pelo banco na concessão de crédito, na qual $I^*(\bar{r})$ é a demanda por crédito a taxa de juros \bar{r} (dada pela condição de primeira ordem em (2)), e c o custo de monitoramento por unidade de crédito concedido. O custo de oportunidade é igual a $I^*(\bar{r})$, uma vez que a taxa de juros livre de risco da economia é igual a zero. A receita esperada da firma que concede um volume de crédito igual a $I^*(\bar{r})$ depende do sucesso ou fracasso do projeto da firma. Com probabilidade $pE[t]$, a receita do banco corresponde ao pagamento realizado pela firma ao banco que é igual a $(1 + \bar{r})I^*(\bar{r})$. No caso de fracasso, evento que acontece com probabilidade $(1 - pE[t])$, o banco credor recupera parcialmente o crédito concedido à firma, tendo receita igual a $\delta I^*(\bar{r})$. O lucro esperado do banco, representado na Equação (3), é obtido deduzindo a receita esperada da firma do custo de concessão de crédito.

Bancos têm incentivos em cobrar uma taxa de juros abaixo da taxa cobrada pelos demais bancos sempre que for lucrativo. No equilíbrio em que todos os bancos são iguais (nenhum banco é favorito), bancos têm incentivo em cobrar uma taxa de juros que produza um lucro esperado, descrito em (3), igual a zero. Tal taxa de juros é caracterizada por

$$\bar{r} = \frac{(1 + c) - (1 - pE[t])\delta}{pE[t]} - 1 \quad (4)$$

Como pode-se antecipar, a taxa de juros que os Bancos-Entrantes cobrarão em um modelo em que existem Bancos-Entrantes e um Banco-Favorito, será a taxa de juros \bar{r} descrita na Equação (4). Contudo, como será apresentado na próxima seção, as vantagens do Banco-Favorito (oferecer crédito as firmas antes dos demais bancos e ter menor custo de concessão) farão com que em equilíbrio o Banco-Favorito seja o único fornecedor de crédito das firmas.

4.3 Equilíbrio do jogo

O conceito de equilíbrio usado neste artigo é o EBP (Equilíbrio Bayesiano Perfeito). Nesse modelo, um EBP é composto dos seguintes elementos: (i) contratos de crédito ofertados pelo Banco-Favorito e pelos Bancos-Entrantes, (ii) a decisão ótima da firma no que tange à escolha da demanda por crédito, e do banco com o qual irá assinar o contrato de crédito e (iii) crenças sobre o tipo de firmas que tomarão crédito do Banco-Favorito e dos Bancos-Entrantes. Ainda, as crenças dos bancos (Favorito e Entrantes) acerca do tipo de firmas que irão lhes demandar crédito devem ser atualizadas conforme a regra de Bayes, e, portanto, devem ser compatíveis com o equilíbrio do modelo.

Em particular, nesta seção será caracterizado o equilíbrio em que o Banco-Favorito será o único fornecedor de crédito de suas firmas-clientes, emprestando um volume de crédito igual a I^B e cobrando uma taxa de juros igual a r^B . Os Bancos-Entrantes, por outro lado, serão apenas credores latentes (*fringe competitors*) que oferecem em equilíbrio um contrato de crédito cujo volume é igual a $I^*(\bar{r})$ e a taxa de juros igual a \bar{r} . As firmas em equilíbrio demandarão um volume de crédito igual $I^*(r^B)$ do Banco-Favorito, tal como descrito em (2).

De acordo com o equilíbrio descrito anteriormente, primeiramente caracteriza-se a oferta ótima de crédito do Banco-Favorito, tomando como dadas as estratégias de equilíbrio das firmas e dos Bancos-Entrantes. Em seguida, caracteriza-se o equilíbrio. Para concluir, desenvolvem-se algumas estáticas

comparativas que serão as previsões testáveis do modelo. Tal conjunto de implicações empíricas constituirá o alicerce teórico das seções empíricas do artigo.

Banco-Favorito

O objetivo do Banco-Favorito é desenhar um contrato de crédito, formado por um volume de crédito I^B e uma taxa de juros r^B , para as suas firmas favoritas que resolve o seguinte problema

$$\begin{aligned} \max_{r^B, I^B} [pE[t](1+r^B) + (1-pE[t])\delta - 1]I^B \\ \text{sujeito a } \underline{r} \leq r^B \leq \bar{r}, \\ I^B = I^*(r^B). \end{aligned} \quad (5)$$

As Equações (5), (6) e (7) descrevem o problema do Banco-Favorito. A função objetivo (5) é o lucro esperado do Banco-Favorito que concede crédito as suas firmas favoritas ao oferecer um volume de crédito igual a I^B a uma taxa de juros igual a r^B . Com probabilidade $pE[t]$, uma firma favorita de tal banco vai pagar o principal e o juros: $(1+r^B)I^B$. Mas, com probabilidade $(1-pE[t]) \in (0,1)$, a firma tem problemas operacionais que destroem o retorno do projeto, deixando apenas os ativos investidos e que são recuperáveis à disposição do Banco-Favorito (líquido dos custos de verificação): δI^B . Em qualquer dos casos, o Banco-Favorito ao emprestar vai incorrer no custo de oportunidade I^B , uma vez que assume-se que a taxa de juros livre de risco da economia é igual a zero⁴. Note que, diferentemente da função objetivo do Banco-Entrante, a função objetivo do Banco-Favorito não é afetada pelo custo de monitoramento. Isso ocorre porque essa não é a primeira concessão de tal banco para sua firma-cliente.

A restrição (5) resume duas restrições enfrentadas pelo Banco-Favorito. Primeiro, a taxa de juros r^B deve ser maior ou igual que a taxa de juros que faz com que o lucro do Banco-Favorito seja igual a zero. Tal taxa de juros será denominada taxa de juros *break-even* e é caracterizada pela Equação (6):

$$\underline{r} = \frac{1 - (1 - pE[t])\delta}{pE[t]} - 1 \quad (6)$$

A segunda restrição enfrentada pelo Banco-Favorito é que ele não pode cobrar uma taxa de juros maior que a taxa de juros cobrada pelos Bancos-Entrantes. Assim, a taxa de juros do Banco-Favorito r^B deve ser menor que \bar{r} , descrita na Equação (4). Inspecionando a Equação (4), pode-se notar que quanto menor o custo de monitoramento c dos Bancos-Entrantes, menor é taxa de juros \bar{r} que o Banco-Favorito pode cobrar dos seus clientes. Intuitivamente, um menor c reduz a habilidade do Banco-Favorito extrair o excedente de suas firmas-clientes. Assim, um mercado bancário com menor c pode ser considerado como um mercado com maior facilidade para entrada

⁴Por meio da função objetivo (5), pode-se perceber que o Banco-Favorito atua como monopolista de suas firmas preferidas. Tal hipótese pode ser relaxada supondo que o Banco-Favorito atue em um mercado sob concorrência monopolística, tal que a demanda de crédito percebida pelo Banco-Favorito seja igual a $\lambda I^*(r^B)$, na qual $\lambda \in (0,1]$ pode ser interpretado como o parâmetro de conduta de Bresnahan (1982).

dos Bancos-Entrantes e, portanto, um mercado de crédito bancário mais competitivo. Dessa forma, o parâmetro c mede o grau de competição do setor bancário no modelo.

Tendo descrito o problema do Banco-Favorito, percebe-se que a solução para o problema (5) pode não existir se \underline{r} for maior que \bar{r} . Se esse for o caso, então o conjunto de possíveis soluções para o problema é vazio, o que significa que fornecedor não oferecerá crédito em equilíbrio. Contudo, após algumas manipulações algébricas, pode-se mostrar que \underline{r} é menor que \bar{r} , pois $c > 0$. Portanto, o problema do Banco-Favorito tem solução. Para concluir, a restrição (5) leva em consideração que o volume de crédito ofertado pelo Banco-Favorito I^B coincide com a demanda por crédito da firma $I^*(r^B)$, que é determinada pela taxa de juros do empréstimo bancário r^B .

O dilema entre margem de lucro e volume de crédito determina a taxa de juros ótima do Banco-Favorito. Por um lado, um aumento da taxa de juros aumenta o lucro financeiro por unidade de crédito concedido. Por outro, reduz a demanda por crédito. Para eliminar casos não interessantes nos quais sempre será ótimo aumentar o quanto for possível a taxa de juros, define-se a elasticidade-juros da demanda por crédito, $\epsilon(r) = -\frac{(1+r)\frac{dI^*(r)}{dr}}{I^*(r)}$, e assume-se que:

Hipótese 1: A elasticidade-juros da demanda por crédito, $\epsilon(r) = -\frac{(1+r)\frac{dI^*(r)}{dr}}{I^*(r)}$, é não-decrescente em r .

Dada a Hipótese 1, a Proposição 1 caracteriza a solução do problema 5⁵.

Proposição 1: O contrato de crédito ótimo oferecido pelo Banco-Favorito às suas firmas favoritas envolve um volume de empréstimos igual a $I^*(r^B)$, e uma taxa de juros igual a r^B , na qual r^B é dada por:

- $r^B = \underline{r}$, se $\epsilon(\underline{r}) \geq \widehat{\epsilon}(\underline{r}, p, E[t], \delta)$;
- $r^B = \bar{r}$, se $\epsilon(\bar{r}) \leq \widehat{\epsilon}(\bar{r}, p, E[t], \delta)$;
- $r^B \in (\underline{r}, \bar{r})$, se $\epsilon(\underline{r}) < \widehat{\epsilon}(\underline{r}, p, E[t], \delta)$ e $\epsilon(\bar{r}) > \widehat{\epsilon}(\bar{r}, p, E[t], \delta)$, com r^B sendo unicamente definido implicitamente por $\epsilon(r^B) = \widehat{\epsilon}(r^B, p, E[t], \delta)$, na qual $\widehat{\epsilon}(r, p, E[t], \delta) \equiv \frac{pE[t](1+r)}{pE[t](1+r) + (1-pE[t])\delta - 1}$.

A Proposição 1 mostra que é ótimo para o Banco-Favorito aumentar a taxa de juros até o limite superior \bar{r} , se a elasticidade-juros da demanda por crédito for suficientemente baixa. Por outro lado, se uma redução da taxa de juros provocar uma aumento considerável da demanda por crédito, será ótimo para o Banco-Favorito reduzir a taxa de juros até o limite inferior \underline{r} , o que acontece se a demanda for relativamente elástica. Nos casos em que a demanda não é suficiente inelástica, e tampouco muito elástica, a taxa de juros ótima do Banco-Favorito será uma taxa de juros $r^B \in (\underline{r}, \bar{r})$, que é decrescente na probabilidade de sucesso $pE[t]$ de uma firma que demanda crédito.

Tal resultado descrito na Proposição 1 mostra que se a elasticidade-juros da demanda por crédito for suficientemente baixa, então uma elevação da taxa de juros não provocará uma redução significativa do volume demandado de crédito. Portanto, o Banco-Favorito escolherá otimamente a maior taxa de

⁵A Hipótese 1 é satisfeita, por exemplo, se $Q(I) = I^\alpha$ com $\alpha \in (0, 1)$. As demonstrações matemáticas das proposições desse artigo mostrarão que a Hipótese 1 também garante que a condição de primeira ordem do problema 5 é uma condição necessária e suficiente de tal problema.

juros possível, que é \bar{r} . Por outro lado, se a elasticidade-juros da demanda por crédito for suficientemente alta, então uma elevação da taxa de juros pelo Banco-Favorito provocará uma diminuição significativa da demanda por crédito, o que acarretará em uma redução do lucro esperado daquele banco. Assim, o Banco-Favorito escolherá otimamente a menor taxa de juros possível, r , para garantir uma elevada demanda por crédito e, conseqüentemente, o maior lucro.

Caracterização do Equilíbrio

Tendo definida a oferta ótima de crédito do Banco-Favorito, tomando como dado as estratégias de equilíbrio das firmas e dos demais bancos, determina-se o equilíbrio do jogo. Tal equilíbrio é caracterizado na Proposição 2.

Proposição 2: *As seguintes estratégias e crenças compõem um Equilíbrio Bayesiano Perfeito:*

- *Bancos-Entrantes: ofertam para qualquer firma que lhes demanda crédito um contrato com volume de crédito igual a $I^*(\bar{r})$ e taxa de juros igual a \bar{r} , na qual $I^*(.)$ é caracterizado em (2), e \bar{r} na Equação (4).*
- *Banco-Favorito: oferta um volume de empréstimos igual a $I^*(r^B)$ a uma taxa de juros igual a r^B para todas as suas firmas favoritas que demandam crédito. A taxa de juros r^B é caracterizada na Proposição 1.*
- *Firmas: demandam volume de crédito igual a $I^*(r^B)$, e tomam crédito do Banco-Favorito.*
- *Crenças: a probabilidade de uma firma qualquer no intervalo $[0,1]$ pegar crédito do Banco-Favorito é igual a 1. Se qualquer uma dessas firmas desviarem e demandarem crédito de Bancos-Entrantes, então tais bancos, após atualizarem as suas crenças, irão inferir que tal firma possui probabilidade de sucesso igual $pE[t]$.*

Estática comparativa

Nesta parte do artigo apresenta-se como a taxa de juros e o volume de crédito ofertados em equilíbrio pelo Banco-Favorito se alteram quando os parâmetros exógenos do modelo, c , p , $E[t]$ e δ mudam. Vale notar que os objetos do equilíbrio, taxa de juros e volume de crédito, são afetados por tais parâmetros. Por isso, escreve-se como função dos parâmetros do modelo. Assim, a taxa de juros e o volume de crédito de equilíbrio serão denotados, respectivamente, por $r^B(c, p, E[t], \delta)$ e $I^*(r^B(c, p, E[t], \delta))$.

Em particular, mostra-se como o equilíbrio no mercado crédito se altera quando há uma redução no grau de competição do mercado de crédito (interpretado como um aumento em c) e quando fatores externos às firmas aumentam a chance de uma firma ter sucesso (capturado por um aumento em p), ou quando há um aumento da taxa de recuperação do crédito dos bancos dessa economia (capturado por um aumento em δ). Como já antecipado, aumentos em p e δ podem ser interpretados como efeitos provocados pela Nova Lei de Falências, uma vez que tal lei potencialmente aumentou, *ceteris paribus*, as chances de uma firma sobreviver (i.e., ter sucesso) e aumentou as chances de um credor obter os ativos de uma empresa devedora que entrou em falência.

A Proposição 3 descreve como o equilíbrio se comporta quando os parâmetros c , p , e δ são alterados.

Proposição 3: *Quando os parâmetros c , p , e δ são alterados, o contrato de crédito de equilíbrio, $r^B(c, p, E[t], \delta)$ e $I^*(r^B(c, p, E[t], \delta))$, caracterizado na Proposição 1, comporta-se da seguinte forma:*

- (i) $\frac{dr^B(c, p, E[t], \delta)}{dc} \geq 0$, e $\frac{dI^*(r^B(c, p, E[t], \delta))}{dc} \leq 0$;
- (ii) $\frac{dr^B(c, p, E[t], \delta)}{dp} < 0$, e $\frac{dI^*(r^B(c, p, E[t], \delta))}{dp} > 0$;
- (iii) $\frac{dr^B(c, p, E[t], \delta)}{d\delta} < 0$, e $\frac{dI^*(r^B(c, p, E[t], \delta))}{d\delta} > 0$.

O item (i) da Proposição 3 mostra que quando o grau de competição do setor bancário se reduz (i.e., c aumenta), a taxa de juros de equilíbrio aumenta fracamente e o volume de crédito se reduz (também fracamente). Os itens (ii) e (iii) concluem que quando fatores externos aumentam as chances de uma firma ter sucesso (aumento de p), ou aumentam a taxa de recuperação dos credores (aumento de δ), então a taxa de juros de equilíbrio se reduz, e o volume de crédito aumenta.

Tendo em vista os argumentos apresentados na Seção 2 deste artigo, pode-se entender que a Nova Lei de Falências promoveu um aumento dos parâmetros p e δ da economia brasileira. Assim, o modelo proposto prevê que a Nova Lei de Falências deverá reduzir as taxas de juros e aumentar o volume de crédito da economia.

Para concluir, como assumiu-se que a taxa de juros livre de risco é igual a zero, então a taxa de juros de equilíbrio no modelo proposto coincide com o *spread* bancário (taxa de juros dos contratos de crédito menos a taxa de juros de menor risco da economia). Assim, o modelo proposto também sugere que a Nova Lei de Falências deverá reduzir os *spreads* bancários. Por fim, a menor taxa de juros pode induzir uma redução na taxa de inadimplência, bem como melhorar as condições de negociação das firmas inadimplentes, reduzindo o número de falências.

5 Dados amostrais

Para analisar o impacto da lei de falências no mercado de crédito, utilizaram-se séries temporais de concessão e volume de crédito, inadimplência, taxa de juros e *spread* bancário, obtidas do Sistema de Séries Temporais do Banco Central do Brasil (Bacen), além de séries de falências requeridas e decretadas de empresas, obtidas junto ao Serasa. Para verificar a robustez dos resultados em relação à concessão de crédito, além da concessão de crédito pessoa jurídica, utilizou-se a concessão para pessoa física que, em tese, não deveria ser influenciada pela Nova Lei de Falências. Além das séries de volume e concessão de crédito totais, também utilizaram-se séries de volume de crédito e *spread* bancário por linhas de crédito distintas, e o volume total de crédito por setor produtivo em relação ao PIB valorizado pelo IGP- DI⁶. As medidas de inadimplência são compostas pelo percentual das operações de crédito com recursos

⁶Utilizaram-se apenas as séries de volume total de crédito por setor produtivo e por linhas de crédito, em vez das concessões, pois o Sistema de Séries Temporais do Bacen não possui essas séries em tais níveis de desagregação.

livres de pessoa jurídica em atraso de 15 a 90 dias e acima de 90 dias. Para a taxa de juros, utilizou-se o *spread* médio mensal das operações de crédito com recursos livres para pessoa jurídica, considerando contratos pré-fixados, pós-fixados e flutuantes, além da taxa média de juros aplicada nesses contratos. Todas essas séries foram obtidas junto ao Bacen, e somente as séries de volume total de crédito por setor produtivo estão em razão do PIB, sendo a medida do PIB também calculada pelo Bacen.

Todas as séries estão em frequência mensal e datam de junho de 2000 até dezembro de 2012⁷. As variáveis que apresentaram sazonalidade foram dessazonalizadas por meio do método X12-ARIMA⁸. A Tabela 1 apresenta algumas estatísticas descritivas de cada uma das séries.

Tabela 1: Estatísticas descritivas

Estatística	Inad. 15 a 90	Inad. mais 90	Spread	Conc. de crédito	Falências requer.	Falências decret.
Média	1,9285	2,9184	14,9480	47,0900	660,02	194,62
Média antes	1,9645	2,8133	13,4335	39,9596	1312,47	342,42
Média após	1,9048	2,9877	15,9423	51,8976	239,54	98,36
Mínimo	1,1600	2,6400	10,7600	33,6810	108,00	33,00
Máximo	3,8000	5,8000	19,6200	61,9557	2668,00	509,00
Desvio-padrão	0,3643	0,9709	2,3480	6,6734	604,24	134,01
Ljung-Box(15)	301,500***	812,500***	1202,50***	1439,90***	1494,10***	1578,30***
ADF	-3,6600*** [0,0046]	-2,9600** [0,0387]	-2,3200 [0,1639]	-1,8200 [0,3725]	-0,90 [0,7883]	-1,08 [0,7270]
Phillips-Perron	-6,2500*** [<0,010]	-3,1800* [0,0929]	-1,9900 [0,5817]	-4,8400*** [<0,010]	-3,20* [0,0904]	-6,04*** [<0,010]

Os símbolos *,** e *** correspondem aos níveis de significância de 10%, 5% e 1%, respectivamente. Os números em colchetes são *p*-valores. A variável de concessão de crédito está em bilhões de reais, *spread* e inadimplência correspondem a taxas percentuais mensais (anualizada no caso do *spread*) e as falências requeridas e decretadas são números brutos.

Na Tabela 1, observa-se que as séries de inadimplência têm comportamento estacionário, enquanto que as séries do *spread*, da concessão de crédito e das falências requeridas e decretadas apresentam raiz unitária de acordo com o teste ADF. Uma vez que a presença de raiz unitária pode significar a existência de uma quebra estrutural, e testes de Dickey-Fuller têm baixo poder para rejeitar a hipótese nula de raiz unitária na presença de quebra estrutural (Perron 1989), realizou-se o teste de raiz unitária de Phillips-Perron. As séries das concessões de crédito e das falências requeridas e decretadas geraram resultados contraditórios nos dois testes, indicando uma possível existência de quebra estrutural. Por conta disso, optou-se por trabalhar com essas séries em nível, embora, como será discutido, os resultados obtidos tenham se mantido utilizando as séries diferenciadas.

⁷Devido à revisão metodológica das séries de concessão de crédito, não foram incluídos os valores posteriores ao ano 2012. Mais informações podem ser obtidas no Sistema de Séries Temporais do Banco Central do Brasil.

⁸Esse método de ajuste sazonal foi implementado pelo Censo norte-americano. Uma explicação da implementação desse método pode ser encontrada em Kowarik et al. (2014)

6 Análise empírica

Para testar a hipótese de que a lei de falências ocasionou uma mudança significativa nas séries estudadas, estimou-se regressões com uma variável *dummy* que assume valor um após a implementação da lei, em junho de 2005, e valor zero nos períodos anteriores. Para cada variável de interesse estimou-se uma regressão com a inclusão de uma constante, uma tendência, a *dummy* referente à implementação da lei e variáveis de controle macroeconômicas. A inclusão da tendência se dá pelo fato de as séries agregadas apresentarem um componente de crescimento ao longo do tempo que não é eliminado apenas com a inclusão da defasagem da variável dependente, conforme indicado pelos testes de raiz unitária realizados na seção anterior. Entre as variáveis de controle, utilizou-se a diferença do logaritmo do PIB real mensal dessazonalizado, a taxa SELIC, a inflação medida pelo IGPM, a diferença do logaritmo da taxa de câmbio real/dólar no final de cada mês, o índice de Herfindahl-Hirschman (HHI) para a concorrência do setor bancário, e variáveis defasadas. A variação do PIB permite controlar a variabilidade gerada pelos ciclos econômicos, como por exemplo a expansão do crédito que ocorreu após 2005. Já a variação do câmbio e a inflação estão entre os controles porque podem impactar nas receitas e custos das empresas. Por sua vez, a taxa Selic é uma das principais variáveis responsáveis por mudanças no mercado creditício. Por fim, a concentração bancária tem o potencial de alterar a estrutura de precificação dos bancos, afetando variáveis como taxa de juros e volume de crédito, conforme descrito na Seção 4. Assim, o modelo a ser estimado corresponde a seguinte equação:

$$y_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \beta_0 D_{Lt} + \beta_1 y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \theta_i X_{it} + \sum_{i=1}^k \phi_i X_{it-1} + \varepsilon_t, \quad (7)$$

na qual α_0 é uma constante, α_1 é o coeficiente da variável tendência t , D_{Lt} é uma variável *dummy* para a implementação da Nova Lei de Falências em junho de 2005, e X_i são controles utilizados na regressão, que podem incluir valores defasados das variáveis, com o intuito de controlar tendências estocásticas associadas a dinâmica do comportamento das variáveis. O coeficiente β_0 mede o impacto da lei de falências na variável dependente de interesse y_t .

Na Tabela 2, observa-se os resultados da estimação da Equação (7) para as variáveis de concessão de crédito pessoa jurídica e física, e para o volume de crédito por setor em relação ao PIB. Observou-se um impacto positivo e significativo na concessão de crédito para pessoa jurídica, sendo que o mesmo efeito não está presente na série para pessoa física. Assim, a implementação da lei de falências, por meio da redução do risco de financiamento, possibilitou um aumento nas concessões de crédito para pessoa jurídica de cerca de 2,6 bilhões de reais, ou cerca de 5% da média das concessões de crédito durante o período da amostra. Porém, esse efeito não está presente quando utilizam-se as variáveis de volume de crédito por setor, uma vez que esses dados não se referem a novas concessões, e sim ao saldo total de crédito.

Na Tabela 3, estão presentes as estimativas da Equação (7) para as variáveis de inadimplência, *spread*, falências e taxa média de juros. Observou-se que o efeito da lei de falências foi significativo principalmente para o número de falências requeridas e decretadas. Houve uma diminuição média de 383 requisições e 62 decretações de falência. Esse resultado é próximo ao encontrado

por Araújo & Funchal (2009) e reflete a política de diminuição do número de falências e possibilidade de renegociação de dívidas implícitas na lei. Para as outras variáveis, os coeficientes da inadimplência não foram estatisticamente significantes, enquanto que o coeficiente do *spread* foi significativo ao nível de 10%.

Outros testes de robustez foram realizados por meio da estimação da Equação (7) com diferentes conjuntos de variáveis de controle e outras variáveis dependentes. Por exemplo, os efeitos da política de incentivo à diminuição do *spread* no governo Dilma foram controlados utilizando uma variável *dummy* com valores um a partir de abril de 2012. Também utilizou-se os dados agregados para as variáveis de crédito separadas por prazo, sendo que os resultados não apontaram nenhuma mudança significativa do volume de crédito para prazos distintos. Por fim, foram utilizadas as séries em suas primeiras diferenças e com outras especificações de tendências. Os resultados encontrados nas tabelas anteriores se confirmaram em todos esses testes, com pequenas variações nos valores dos coeficientes⁹.

Para avaliar se algumas linhas de crédito específicas foram afetadas pela lei, utilizaram-se as variáveis de volume de crédito e *spread* separadas pelas seguintes linhas: duplicatas, aquisição de bens e *leasing*. Ao fazer isso, espera-se identificar algum possível efeito de decomposição, uma vez que o impacto da lei seria mais pronunciado nas linhas de aquisição de bens e *leasing*, pois os bancos têm maiores garantias nesse tipo de empréstimo com bens tangíveis, sendo que a implementação da lei de falência facilitou a possibilidade de recuperação por meio dos leilões. Esses resultados estão listados na Tabela 4, sendo que as variáveis de crédito para aquisição de bens e duplicatas estão em milhões de reais, enquanto que o crédito para *leasing* está em bilhões de reais. Os dados de *spread* bancário para operações de *leasing* não foram incluídos por não estarem disponíveis por meio do sistema de séries temporais do Banco Central.

Pode-se observar que mesmo ao decompor o volume de crédito e o *spread* de acordo com as diferentes linhas, não foi observado efeito significativo da lei de falências sobre o mercado creditício. Em agosto de 2004, foi anunciada uma reforma do setor creditício no Brasil que gerou repercussões importantes no mercado, facilitando a recuperação de bens em caso de falência do credor. Essa lei foi objeto de estudo de alguns autores, como Assunção et al. (2014). Realizaram-se algumas regressões deslocando a variável *dummy* para agosto de 2004, e foi encontrado um aumento significativo nas operações de crédito para *leasing* de cerca de 600 milhões de reais, o que equivale a cerca de 8% em relação ao volume de crédito anterior a reforma. Dessa forma, o aumento posterior observado nas operações de crédito com bens tangíveis pode ser em boa parte explicado pela reforma de 2004 e não pela implementação da lei de falência.

Uma hipótese inerente à análise de intervenção em séries temporais é a de que houve uma quebra estrutural no processo após a data da intervenção. Poder-se-ia avaliar se existe uma quebra estrutural em junho de 2005 para as séries estudadas, entretanto, caso houvesse múltiplas quebras nas séries, isso poderia induzir a resultados incorretos, conforme apontado por Piehl et al. (2003). Ainda conforme tais autores, os resultados obtidos anteriormente po-

⁹Esses resultados podem ser solicitados junto aos autores.

Tabela 2: Impacto da lei de falências nas concessões e no volume de crédito por setor

Coefficiente	Concessão de crédito - PJ	Concessão de crédito - PF	Volume de cré. industrial/PIB	Volume de cré. rural/PIB	Volume de cré. comercial/PIB	Volume de cré. serviços/PIB
Dummy lei	2,5872** (1,1549)	0,3362 (0,4707)	0,0219 (0,0315)	-0,0150 (0,0191)	-0,0161 (0,0153)	0,0184 (0,0305)
Constante	29,6120*** (4,7087)	6,4884*** (1,7496)	0,4449*** (0,1147)	0,0361 (0,0812)	0,2451*** (0,0486)	0,1768** (0,0860)
Tendência	0,1068*** (0,0242)	0,0542*** (0,0124)	0,0009 (0,0007)	0,0009** (0,0004)	0,0009** (0,0004)	0,0008 (0,0007)
Y_{t-1}	0,3464*** (0,0752)	0,6015*** (0,0812)	0,9949*** (0,0122)	0,9772*** (0,0212)	0,9613*** (0,0134)	0,9940*** (0,0171)
ΔPIB	45,5050*** (9,6217)	26,3240*** (3,4534)	-0,1818 (0,3205)	0,1946 (0,1488)	0,2163* (0,1255)	0,1492 (0,2323)
ΔPIB_{t-1}	4,6951 (7,3075)	-9,2861*** (2,8807)	0,2064 (0,2811)	-0,0428 (0,1033)	0,3109*** (0,1012)	0,1822 (0,2182)
$\Delta Cambio$	23,4570*** (7,6077)	2,2118 (3,5877)	1,5961*** (0,3137)	0,0430 (0,0972)	0,3298*** (0,0923)	0,9441*** (0,2376)
$\Delta Cambio_{t-1}$	-7,1897 (7,7529)	-3,8462 (2,8676)	0,0791 (0,3207)	-0,1165 (0,1034)	-0,1125 (0,0838)	-0,0968 (0,1535)
IGPM	0,1939 (0,4086)	-0,0361 (0,1369)	-0,0200 (0,0247)	0,0071 (0,0059)	0,0007 (0,0066)	-0,0009 (0,0156)
Taxa Selic	0,5656 (1,2113)	0,2903 (0,5188)	-0,1103** (0,0484)	0,0308 (0,0270)	-0,0736*** (0,0172)	-0,0427 (0,0377)
HHI	-100,8300*** (34,462)	-8,0561 (12,8630)	-3,3768*** (1,1818)	-0,6730* (0,3474)	-0,8450 (0,5277)	-1,4730 (1,1021)

Os símbolos *, ** e *** correspondem aos níveis de significância de 10%, 5% e 1%, respectivamente. Os números em parênteses são os erros-padrão dos coeficientes, estimados de acordo com White (1980). As variáveis de concessão de crédito pessoa física e jurídica estão em bilhões de reais.

Tabela 3: Impacto da lei de falências na inadimplência, taxas de juros e número de falências

Coefficiente	Inadimplência 15 a 90 dias	Inadimplência mais de 90 dias	Spread	Falências requeridas	Falências decretadas	Taxa Média
Dummy lei	0,0330 (0,0510)	0,0889 (0,0693)	0,3523* (0,1990)	-383,3800*** (113,05)	-62,6370*** (19,751)	0,0570 (0,3273)
Constante	-0,0395 (0,1340)	-0,3000** (0,1289)	-0,1218 (0,5442)	-151,4460 (200,10)	129,5060*** (43,649)	0,3017 (1,0554)
Tendência	-0,0015 (0,0014)	-0,0013 (0,0014)	-0,0016 (0,0041)	0,4319 (1,0115)	-0,7145** (0,3360)	0,0001 (0,0060)
Y_{t-1}	0,8045*** (0,0439)	0,9365*** (0,0326)	0,8440*** (0,0620)	0,4370*** (0,1152)	0,4233*** (0,0864)	0,8707*** (0,0535)
ΔPIB	-1,4261*** (0,4396)	0,2648 (0,6197)	-1,3208 (1,4161)	427,6500 (461,92)	480,3500*** (120,99)	-0,4247 (2,3307)
ΔPIB_{t-1}	-0,8547** (0,3454)	-0,2914 (0,3391)	-2,8432** (1,2822)	-27,1150 (553,4332)	19,1725 (120,1527)	-3,3588 (2,1094)
$\Delta Cambio$	-0,6719 (0,3260)**	-0,7164 (0,3325)**	0,7110 (1,9373)	1227,7000 (815,88)	298,1800 (138,95)**	-5,4395 (4,0614)
$\Delta Cambio_{t-1}$	0,4595 (0,3579)	-0,0733 (0,4925)	3,5973*** (1,2262)	-657,3200 (542,2398)	-93,7260 (112,07)	0,2892 (2,6027)
IGPM	-0,0106 (0,0173)	-0,0225 (0,0282)	0,0600 (0,0965)	79,3230 (40,288)	-0,9302 (6,1711)	0,3224 (0,1973)
Taxa Selic	0,0720 (0,0776)	0,0527 (0,0619)	0,5003* (0,2635)	477,3600*** (119,07)	52,1140** (22,904)	1,7606** (0,8246)
HHI	4,7592*** (1,7344)	4,9818*** (1,6416)	18,6230** (8,8646)	1144,5000 (1206,1)	111,3100 (333,15)	12,0130 (10,557)

Os símbolos *, ** e *** correspondem aos níveis de significância de 10%, 5% e 1%, respectivamente. Os números em parênteses são os erros-padrão dos coeficientes, estimados de acordo com White (1980).

deriam estar viesados caso houvesse alguma quebra estrutural não controlada pelas variáveis e procedimentos utilizados.

Uma forma de identificar múltiplas quebras estruturais nos dados é o procedimento de Bai & Perron (2003), em que considera-se que o modelo tenha $m + 1$ segmentos distintos, sendo m o número de quebras na regressão. O cálculo dos m pontos de quebra, T_1, T_2, \dots, T_m , é dado pela resolução do seguinte problema de maximização

$$(\widehat{T}_1, \widehat{T}_2, \dots, \widehat{T}_m) = \operatorname{argmin}_{T_1, T_2, \dots, T_m} RSS_T(T_1, T_2, \dots, T_m), \quad (8)$$

na qual $RSS_T(T_1, T_2, \dots, T_m)$ é a soma do quadrado dos resíduos resultantes da estimação do modelo utilizando m quebras estruturais. Dado um número máximo possível de quebras, o algoritmo define endogenamente as datas em que ocorrem as quebras estruturais na série, por meio dos resultados obtidos em (8).

A Tabela 5 apresenta o número de quebras estruturais e a data correspondente às quebras identificadas pelo procedimento de Bai e Perron. O número máximo de quebras permitido em cada uma das séries foi identificado pelo critério de Schwarz (1978). Para o caso das falências requeridas, observou-se uma quebra nas requisições exatamente no mês da implementação da lei, sugerindo que a média do processo se alterou após essa data. Para as decretações de falência, foi identificada uma quebra em setembro de 2005, três meses após a intervenção, possivelmente explicada pela defasagem de tempo entre a requisição e a decretação da falência. Outras quebras no número de falências foram observadas durante 2002 e 2003, e no segundo semestre de 2007.

Por fim, a série de concessão de crédito para pessoa jurídica apresentou três quebras estruturais. Duas delas referentes às crises de 2003 e 2008, en-

Tabela 4: Impacto da lei de falências no crédito e *spread* por linhas de crédito

Coeficiente	Volume de Crédito	Volume de Crédito	Volume de Crédito	<i>Spread</i>	<i>Spread</i>
	Duplicatas	Aquisição de Bens	Leasing	Duplicatas	Aquisição de bens
Dummy lei	-129,690 (176,72)	28,542 (125,33)	0,2434 (0,2376)	0,3208 (0,5642)	0,0709 (0,5273)
Constante	1799,700*** (525,28)	878,140** (357,57)	30,7600*** (0,5072)	2,2828 (1,4821)	1,8032 (1,2753)
Tendência	34,151*** (5,8364)	79,058*** (2,8025)	0,0069* (0,0040)	-0,0115 (0,0107)	-0,0061 (0,0099)
Y_{t-1}	0,536*** (0,0738)	0,871*** (0,0433)	10,283*** (0,0062)	0,8759*** (0,0454)	0,7535*** (0,0570)
ΔPIB	9059,600*** (1162,7)	4577,800*** (773,53)	-0,1220 (1,3079)	-7,5444** (3,5143)	-3,9974 (3,2939)
ΔPIB_{t-1}	-13,867 (1200,6)	-864,680 (764,71)	0,7895 (1,3191)	-9,7164*** (3,5242)	-2,4784 (3,3140)
$\Delta Cmbio$	2399,600** (1116,7)	477,690 (770,01)	0,8177 (1,3260)	-0,5502 (3,5307)	0,4380 (3,3354)
$\Delta Cmbio_{t-1}$	-1978,650* (1188,4)	-2254,400*** (803,98)	-0,4921 (1,3872)	3,9582 (3,6929)	1,4040 (3,4808)
IGPM	-12,206 (62,949)	34,655 (42,585)	-0,0040 (0,0738)	0,1859 (0,1952)	0,1205 (0,1840)
Taxa Selic	339,030* (202,41)	-4,571 (137,89)	0,3972 (0,2548)	0,3208 (0,5642)	0,0709 (0,5273)
HHI	-15364,600*** (4950,3)	-12389,900*** (3908,6)	-49,3898*** (6,2434)	2,2828 (1,4821)	1,8032 (1,2753)

Os símbolos *, ** e *** correspondem aos níveis de significância de 10%, 5% e 1%, respectivamente. Os números em parênteses são os erros-padrão dos coeficientes, estimados de acordo com White (1980). As variáveis de crédito para duplicatas e aquisição de bens estão em milhões de reais enquanto que a variável de crédito para *leasing* está em bilhões de reais.

Tabela 5: Procedimento de Bai e Perron para múltiplas quebras estruturais

Série	Número de quebras	Data da quebra
Inadimplência 15 a 90 dias	0	-
Inadimplência mais de 90 dias	0	-
Spread	0	-
Concessões de crédito - PJ	3	2003/05, 2005/03, 2008/07
Concessões de crédito - PF	1	2009/11
Falências requeridas	2	2002/04, 2005/06
Falências decretadas	3	2003/11, 2005/09, 2007/07

quanto outra quebra foi identificada em março de 2005, que corresponde ao mês imediatamente posterior à aprovação da lei de falências, que ocorreu em 9 de fevereiro de 2005. Para verificar a robustez do resultado obtido, utilizou-se a série de concessões de crédito para pessoa física, que não apresentou a mesma quebra estrutural em março em 2005, apenas uma após a crise de 2008. O sentido das quebras, bem como o gráfico das séries utilizadas podem ser vistos na Figura 1.

Uma vez identificadas as quebras estruturais para as concessões de crédito pessoa jurídica e para as falências requeridas e decretadas, estimaram-se novas regressões incluindo *dummies* para cada período de quebra, com o intuito de melhorar a estimativa do efeito da Nova Lei de Falências nessas variáveis, e mitigando assim os eventuais problemas de estimação apontados por Piehl et al. (2003). Os resultados se encontram na Tabela 6.

Pode-se observar, em relação aos primeiros modelos estimados, uma redução do efeito da lei nas concessões de crédito pessoa jurídica e nas falências

requeridas, embora a diferença estatística entre os coeficientes não seja significativa. Ainda assim, a Tabela 6 apresenta uma medida mais adequada do efeito da lei no mercado de crédito e no número de falências. De acordo com esses resultados, atualizou-se a estimativa do aumento nas concessões de crédito para pessoa jurídica de 2,6 bilhões para cerca de 1,9 bilhões de reais, ou de 5% para 4% na média das concessões de crédito durante o período da amostra. Também atualizou-se a estimativa de diminuição das requisições e decretações de falências de 383 e 62 para 333 e 72, respectivamente.

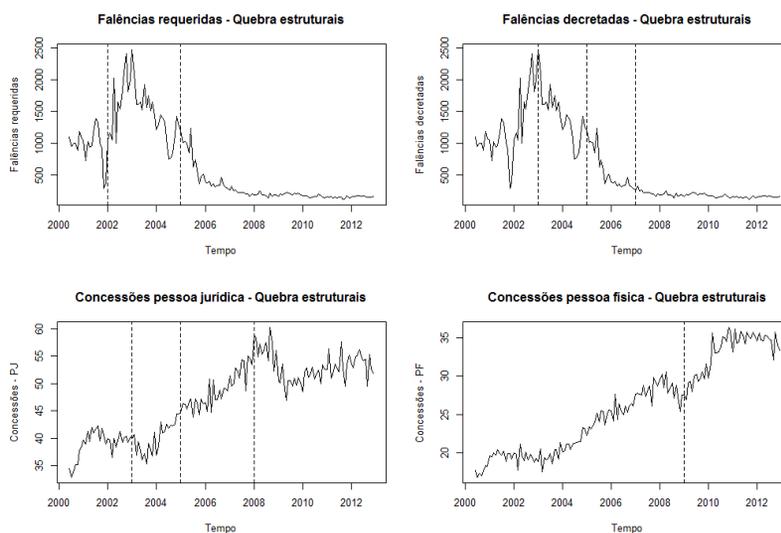


Figura 1: Pontos de quebra estrutural no número de falências e na concessão de crédito de acordo com o procedimento de Bai e Perron

Assim, observou-se que a lei de falências reduziu drasticamente o número de falências das empresas, entretanto, não conduziu a menores *spreads* bancários ou uma redução da inadimplência. O impacto no mercado de crédito se resumiu ao aumento na concessão de crédito para pessoa jurídica, que ocorreu após a aprovação e a implementação da lei. Logo, houve um ajuste dos agentes econômicos na quantidade de crédito disponível na economia, o que não resultou em menores taxas de juros.

7 Conclusão e discussão

O artigo procurou identificar os impactos da Nova Lei de Falências no mercado de crédito brasileiro. Para isso, foram utilizados dados agregados das concessões de crédito, taxa de juros bancária, inadimplência, número de falências, e dados de decomposição do *spread* e do volume de crédito para os diferentes setores da economia e diferentes linhas de crédito. Por meio de regressões lineares procurou-se identificar os efeitos da lei nessas variáveis. Visto que a regressão linear impõe exogenamente o momento de mudança na série temporal, procurou-se verificar a existência de quebras estruturais endógenas, e então avaliar se ocorreu alguma mudança clara na média das séries durante outros períodos de tempo. De forma complementar, estimaram-se regressões incluindo *dummies* para cada período de quebra endógena, com o

Tabela 6: Impacto da lei de falências com quebras estruturais endógenas

Coefficiente	Concessão de crédito (PJ)	Falências requeridas	Falências decretadas
Dummy lei	1,989** (0,836)	-333,210*** (42,879)	-72,129*** (11,829)
Dummy 2003	0,349 (0,805)	139,840*** (37,745)	-27,918*** (9,592)
Dummy 2008	1,289 (1,203)	-	-34,476*** (1,203)
Constante	28,397*** (4,207)	187,780** (83,027)	212,219*** (31,318)
Tendência	0,071*** (0,018)	-1,146 (0,729)	-0,637*** (0,225)
Y_{t-1}	0,465*** (0,071)	0,570*** (0,038)	0,323*** (0,057)
ΔPIB	11,742** (4,716)	-87,833 (212,264)	75,544 (63,692)
ΔPIB_{t-1}	-10,937** (4,712)	45,524 (215,377)	28,213 (64,612)
$\Delta Cambio$	6,300 (4,839)	488,353** (215,413)	140,711** (65,930)
$\Delta Cambio_{t-1}$	-5,301 (5,054)	-423,057* (227,243)	-84,214 (68,105)
IGPM	0,393 (0,286)	21,424 (13,099)	4,566 (3,765)
Taxa Selic	-0,902 (0,883)	129,626*** (47,574)	11,126 (12,973)
HHI	-101,800*** (30,435)	838,350 (892,31)	276,030 (271,73)

Os símbolos *, ** e *** correspondem aos níveis de significância de 10%, 5% e 1%, respectivamente. Os números em parênteses são os erros-padrão dos coeficientes, estimados de acordo com White (1980). A variável de concessão de crédito está em bilhões de reais.

intuito de mitigar os problemas de estimação do efeito de implementação da Nova Lei de Falência quando existem diversas quebras nas séries de dados analisados.

Os resultados indicam que apesar de a lei ter contribuído para diminuir significativamente o número de empresas com falências requeridas e decretadas, os seus efeitos não se estenderam completamente para o mercado de crédito. Particularmente, não houve uma redução significativa do *spread* bancário e das taxas de inadimplência. Já as concessões de crédito para pessoa jurídica apresentaram um aumento significativo após a implementação da lei, porém o mesmo resultado não foi verificado para o volume de crédito, mesmo decomposto por setores e por diferentes linhas. Também identificou-se, por meio de testes de quebra estrutural, que o aumento para as concessões teve início a partir do mês do anúncio da lei, em fevereiro de 2005. Nesse sentido, houve um impacto na concessão de crédito para pessoa jurídica anterior a implementação da lei de falências. Possivelmente os agentes anteciparam as decisões referentes à quantidade de crédito disponível no mercado.

A redução no número de falências é um resultado já documentado na literatura. Conforme Araújo & Funchal (2009), a regulamentação dos acordos extrajudiciais permite que firmas se reestruturem, evitando a falência. Além disso, o espírito da nova lei de salvar empresas economicamente viáveis foi rapidamente captado pelos juízes, e o aumento do custo da falência para os devedores implicou em uma maior disposição para acordo com os credores. Assim, a possibilidade de renegociação acabou por reduzir drasticamente o número de requisições e decretações de falência.

De acordo com os modelos econômicos, as consequências da lei de falên-

cias no mercado de crédito poderiam ser sentidas por meio da diminuição do risco do financiamento bancário devido à possibilidade de renegociação, permitindo uma redução nas taxas de juros, o que afetaria a inadimplência das empresas em um segundo momento. A concessão de crédito igualmente seria afetada, pois a redução do custo do financiamento iria induzir a um aumento da quantidade ofertada de contratos.

Embora se tenha observado um aumento na concessão de crédito após a aprovação da lei, nenhuma outra variável do mercado de crédito foi afetada. Esse resultado pode ser reflexo da presença de assimetrias de informação entre as empresas e os credores, fazendo com que um número de projetos de recuperação superior ao ótimo seja aceito e muitas empresas ineficientes continuem em operação. Nesse sentido, os credores não identificariam uma redução no custo do financiamento, não repassando para as taxas de juros, e, por conseguinte, também não afetando a inadimplência das empresas. Por outro lado, como muitas decretações de falência foram substituídas por novos contratos de financiamento, um impacto na concessão de crédito seria observado.

Um maior impacto da lei poderia ser sentido caso houvesse a possibilidade de o setor financeiro ter acesso a informações mais transparentes das empresas. Berkovitch & Israel (1999) ressalta a importância de um capítulo na lei possibilitando que o plano de renegociação seja proposto pelo credor em economias em que a qualidade informacional é baixa.

Alguns resultados ainda podem ser investigados, como a análise da sobrevivência das empresas após a implementação da lei. Embora o número de falências tenha reduzido, não se sabe os possíveis impactos da lei na continuidade dos negócios das mesmas. Essa análise requer uma base de dados a nível de empresas. Por fim, o desenvolvimento de um modelo econômico que una o problema de informação assimétrica enfrentado pelos credores com as suas consequências no mercado de crédito pode ajudar a explicar os mecanismos pelas quais estes resultados ocorrem.

Agradecimentos

Este trabalho foi realizado no âmbito de convênio com a FEBRABAN (Federação Brasileira de Bancos). Agradecemos o apoio e as sugestões recebidas durante o processo de produção do artigo.

Referências Bibliográficas

- Araújo, A. & Funchal, B. (2006), 'A nova lei de falências brasileira e seu papel no desenvolvimento do mercado de crédito', *Pesquisa e Planejamento Econômico* 36(2), 209–254.
- Araújo, A. & Funchal, B. (2009), 'A nova lei de falências brasileira: primeiros impactos', *Revista de Economia Política* 29(3), 191–212.
- Araújo, A. P., Ferreira, R. V. X. & Funchal, B. (2012), 'The brazilian bankruptcy law experience', *Journal of Corporate Finance* 18(4), 994–1004.
- Araújo, L. A. D. d., Neto, P. d. M. J. & Ponce, D. A. S. (2006), 'Competição e concentração entre os bancos brasileiros', *Revista Economia* 7(3), 561–586.

Assunção, J. J., Benmelech, E. & Silva, F. S. S. (2014), 'Repossession and the democratization of credit', *The Review of Financial Studies* 27(9), 2661–2689.

Bai, J. & Perron, P. (2003), 'Computation and analysis of multiple structural change models', *Journal of Applied Econometrics* 18(1), 1–22.

Barbosa, K., de Paula Rocha, B. & Salazar, F. (2015), 'Assessing competition in the banking industry: A multi-product approach', *Journal of Banking & Finance* 50, 340–362.

Barbosa, K., Moreira, H. & Novaes, W. (2017), 'Interest rates in trade credit markets', *Journal of Money, Credit and Banking* 49(1), 75–113.

Barossi Filho, M. (2011), 'Lei de recuperação de empresas: Uma análise econômica baseada em eficiência econômica, preferências e estratégias falimentares', *Economic Analysis of Law Review* 2(1), 30–40.

Bebchuk, L. A. (2002), 'Ex ante costs of violating absolute priority in bankruptcy', *The Journal of Finance* 57(1), 445–460.

Belaisch, A. (2003), Do brazilian banks compete?, IMF Working Paper ID WP/03/113, International Monetary Fund.

Bergoeing, R., Kehoe, P. J., Kehoe, T. J. & Soto, R. (2002), 'A decade lost and found: Mexico and chile in the 1980s', *Review of Economic Dynamics* 5(1), 166 – 205.

Berkovitch, E. & Israel, R. (1999), 'Optimal bankruptcy laws across different economic systems', *The Review of Financial Studies* 12(2), 347–377.

Berkowitz, J. & White, M. J. (2004), 'Bankruptcy and small firms' access to credit', *The RAND Journal of Economics* 35(1), 64–84.

Bresnahan, T. F. (1982), 'The oligopoly solution concept is identified', *Economics Letters* 10(1), 87–92.

Cirmizi, E., Klapper, L. & Uttamchandani, M. (2012), 'The challenges of bankruptcy reform', *The World Bank Research Observer* 27(2), 185–203.

Claessens, S. & Klapper, L. F. (2005), 'Bankruptcy around the world: Explanations of its relative use', *American Law and Economics Review* 7(1), 253–283.

Davydenko, S. A. & Franks, J. R. (2008), 'Do bankruptcy codes matter? a study of defaults in france, germany, and the u.k.', *The Journal of Finance* 63(2), 565–608.

Diamond, D. W. (1984), 'Financial intermediation and delegated monitoring', *The Review of Economic Studies* (3), 393–414.

Diamond, D. W. (1989), 'Reputation acquisition in debt markets', *Journal of Political Economy* 97(4), 828–862.

Diamond, D. W. (1991), 'Monitoring and reputation: The choice between bank loans and directly placed debt', *Journal of Political Economy* 99(4), 689–721.

- Djankov, S., Hart, O., McLiesh, C. & Shleifer, A. (2008), 'Debt enforcement around the world', *Journal of Political Economy* **116**(6), 1105–1149.
- Freixas, X. & Rochet, J.-C. (2008), *Microeconomics of Banking*, MIT Press.
- Funchal, B. (2008), 'The effects of the 2005 bankruptcy reform in brazil', *Economics Letters* (1), 84–86.
- Gale, D. & Hellwig, M. (1985), 'Incentive-compatible debt contracts: The one-period problem', *The Review of Economic Studies* **52**(4), 647–663.
- Giné, X. & Love, I. (2010), 'Do reorganization costs matter for efficiency? evidence from a bankruptcy reform in colombia', *The Journal of Law & Economics* **53**(4), 833–864.
- Holmstrom, B. & Tirole, J. (1997), 'Financial intermediation, loanable funds, and the real sector', *The Quarterly Journal of Economics* **112**(3), 663–691.
- Hotchkiss, E. S., John, K., Thorburn, K. S. & Mooradian, R. M. (2008), Bankruptcy and the resolution of financial distress, SSRN Scholarly Paper ID 1086942, Social Science Research Network, Rochester, NY.
- Jackson, T. H. (2001), *The logic and limits of bankruptcy law*, Beard Books.
- Kowarik, A., Meraner, A., Templ, M. & Schopfhauser, D. (2014), 'Seasonal adjustment with the r packages x12 and x12gui', *Journal of Statistical Software, Articles* **62**(2), 1–21.
- Laffont, J.-J. & Martimort, D. (2001), *The Theory of Incentives: The Principal-Agent Model*, Princeton University Press.
- Lisboa, M. d. B., Damaso, O., Carazza, B. & Costa, A. C. (2005), A racionalidade econômica da nova lei de falências e de recuperação de empresas, in L. F. V. de Paiva, ed., 'Direito falimentar e a Nova Lei de Falências e Recuperação de Empresas', Editora Quartier Latin do Brasil, São Paulo.
- Longhofer, S. D. (1997), 'Absolute priority rule violations, credit rationing, and efficiency', *Journal of Financial Intermediation* **6**(3), 249–267.
- Lucinda, C. R. (2010), 'Competition in the brazilian loan market: an empirical analysis', *Estudos Econômicos (São Paulo)* **40**(4), 831–858.
- Marinc, M. & Vlahu, R. (2011), The economic perspective of bank bankruptcy law, SSRN Scholarly Paper ID 1951880, Social Science Research Network, Rochester, NY.
- Nakane, M. I. & Rocha, B. (2010), 'Concentração, concorrência e rentabilidade no setor bancário brasileiro: uma visão atualizada', *Tendências Consultoria Integrada, BACEN*.
- Perron, P. (1989), 'The great crash, the oil price shock, and the unit root hypothesis', *Econometrica* **57**(6), 1361–1401.
- Piehl, A. M., Cooper, S. J., Braga, A. A. & Kennedy, D. M. (2003), 'Testing for structural breaks in the evaluation of programs', *The Review of Economics and Statistics* **85**(3), 550–558.

Povel, P. (1999), 'Optimal 'soft' or 'tough' bankruptcy procedures', *The Journal of Law, Economics, and Organization* 15(3), 659–684.

Rajan, R. G. (1992), 'Insiders and outsiders: The choice between informed and arm's-length debt', *The Journal of Finance* 47(4), 1367–1400.

Schwarz, G. (1978), 'Estimating the dimension of a model', *The Annals of Statistics* 6(2), 461–464.

Sharpe, S. A. (1990), 'Asymmetric information, bank lending, and implicit contracts: A stylized model of customer relationships', *The Journal of Finance* 45(4), 1069–1087.

Townsend, R. M. (1979), 'Optimal contracts and competitive markets with costly state verification', *Journal of Economic Theory* 21(2), 265–293.

von Thadden, E.-L., Berglöf, E. & Roland, G. (2010), 'The design of corporate debt structure and bankruptcy', *The Review of Financial Studies* 23(7), 2648–2679.

White, H. (1980), 'A heteroskedasticity-consistent covariance matrix estimator and a direct test for heteroskedasticity', *Econometrica* 48(4), 817–838.

White, M. J. (2005), Economic analysis of corporate and personal bankruptcy law, NBER Working Paper ID 11536, National Bureau of Economic Research, Inc, Cambridge, MA.

Apêndice A Provas

Prova da Proposição 1. Como $\underline{r} < \bar{r}$, então existe solução para o problema do Banco-Favorito uma vez que a função objetivo (5) é contínua e a restrição (5) forma um conjunto compacto. A solução para tal problema pode ser interior – $r^B \in (\underline{r}, \bar{r})$ – ou em um dos extremos do intervalo: $r^B = \underline{r}$, ou $r^B = \bar{r}$. Para caracterizar as condições necessárias e suficientes para cada uma das possíveis soluções, substitua $I^B = I^*(r^B)$ na função lucro esperado do Banco-Favorito e diferencie tal expressão com relação a r^B para obter

$$\Psi(r^B) = pE[t]I^*(r^B) + [pE[t](1+r^B) + (1-pE[t])\delta - 1] \frac{dI^*(r^B)}{dr^B}$$

Usando a definição de elasticidade-juros para a demanda por crédito, $\epsilon(r) = -\frac{(1+r)\frac{dI^*(r)}{dr}}{I^*(r)}$, pode-se escrever $\Psi(r^B)$ da seguinte forma:

$$\Psi(r^B) = pE[t]I^*(r^B) - \frac{\epsilon(r^B)}{(1+r^B)} [pE[t](1+r^B) + (1-pE[t])\delta - 1] I^*(r^B). \quad (9)$$

Caso 1: $r^B = \underline{r}$. A condição de primeira ordem para $r^B = \underline{r}$ ser ótimo é $\Psi(\underline{r}) \leq 0$, ou equivalentemente

$$pE[t] - \frac{\epsilon(\underline{r})}{(1+\underline{r})} [pE[t](1+\underline{r}) + (1-pE[t])\delta - 1] < 0$$

Como $[pE[t](1+r^B) + (1-pE[t])\delta - 1] \geq 0$, então tal condição de primeira ordem pode ser escrita como

$$\epsilon(\underline{r}) \geq \frac{pE[t](1+\underline{r})}{pE[t](1+\underline{r}) + (1-pE[t])\delta - 1}.$$

Defina $\widehat{\epsilon}(r, p, E[t], \delta)$ conforme abaixo

$$\widehat{\epsilon}(r, p, E[t], \delta) \equiv \frac{pE[t](1+r)}{pE[t](1+r) + (1-pE[t])\delta - 1} \quad (10)$$

Note que $\widehat{\epsilon}(r, p, E[t], \delta) > 1, \forall r$, pois

$$\frac{pE[t](1+\underline{r})}{pE[t](1+\underline{r}) + (1-pE[t])\delta - 1} - 1 = \frac{pE[t]\delta}{pE[t](1+\underline{r}) + (1-pE[t])\delta - 1} > 0, \quad (11)$$

uma vez que $p, E[t]$, e δ estão no intervalo $(0, 1)$ e o denominador é positivo para todo $r \in (\underline{r}, \bar{r})$.

Assim, a condição de primeira ordem para $r^B = \underline{r}$ ser ótimo pode ser escrita como

$$\epsilon(\underline{r}) \geq \widehat{\epsilon}(\underline{r}, p, E[t], \delta) > 1 \quad (12)$$

Para demonstrar que a condição (10) é também uma condição suficiente, pode-se utilizar uma prova por contradição. Assim, suponha que não seja, isto é, $\epsilon(\underline{r}) \geq \widehat{\epsilon}(\underline{r}, p, E[t], \delta)$, mas existe $r^B > \underline{r}$ que resolve o problema do Banco-Favorito. Então r^B deve satisfazer a condição de primeira ordem que, nesse

caso, é $\Psi(r^B) \geq 0$. Note também que, para r^B ser ótimo, ele deve implicar lucro positivo para o Banco-Favorito, o que significa que

$$[pE[t](1+r^B) + (1-pE[t])\delta - 1] \geq 0 \quad (13)$$

Isso implica que $\Psi(r^B) \geq 0$ se

$$\epsilon(r^B) \leq \frac{pE[t](1+r^B)}{pE[t](1+r^B) + (1-pE[t])\delta - 1} = \widehat{\epsilon}(r^B, p, E[t], \delta),$$

com $\Psi(r^B) = 0$ se e somente se $\epsilon(r^B) = \widehat{\epsilon}(r^B, p, E[t], \delta)$.

Note que $\frac{d\widehat{\epsilon}(r^B, p, E[t], \delta)}{dr^B} < 0$. Pela hipótese que $\frac{d\epsilon(r^B)}{dr^B} \geq 0$, e pela condição de primeira ordem para $r^B = \underline{r}$ e $r^B > \underline{r}$, isto é, $\epsilon(\underline{r}) \geq \widehat{\epsilon}(\underline{r}, p, E[t], \delta)$ e $\epsilon(r^B) \leq \widehat{\epsilon}(r^B, p, E[t], \delta)$, isso implica que

$$\epsilon(\underline{r}) \leq \epsilon(r^B) \leq \widehat{\epsilon}(r^B, p, E[t], \delta) \leq \widehat{\epsilon}(\underline{r}, p, E[t], \delta) \leq \epsilon(\underline{r}),$$

que é uma contradição. Tal resultado portanto prova que a condição necessária para $r^B = r$ é também uma condição suficiente.

Caso 2: $r^B = \bar{r}$. Quando a solução do problema do Banco-Favorito r^B é igual ao limite superior da restrição \bar{r} , a condição de primeira ordem será $\Psi(\bar{r}) \geq 0$, o que implica que

$$\epsilon(\bar{r}) \leq \frac{pE[t](1+\bar{r})}{pE[t](1+\bar{r}) + (1-pE[t])\delta - 1} = \widehat{\epsilon}(\bar{r}, p, E[t], \delta)$$

Para demonstrar que esta condição também é uma condição suficiente, pode-se utilizar uma prova por contradição. Assim, suponha que exista algum $r^B < \bar{r}$ que também resolve o problema de maximização do Banco-Favorito. Tal candidato a ótimo deve gerar lucro estritamente positivo para o Banco-Favorito e não pode ser \underline{r} , pois no Caso 1 foi demonstrado a condição necessária e suficiente para que $r^B = \underline{r}$. Isso implica que tal solução, se existir, deve ser solução interior. Portanto, a condição de primeira ordem é $\Psi(r^B) = 0$, que pode ser escrita da seguinte forma:

$$\epsilon(r^B) = \frac{pE[t](1+r^B)}{pE[t](1+r^B) + (1-pE[t])\delta - 1} = \widehat{\epsilon}(r^B, p, E[t], \delta) \quad (14)$$

O lado direito da equação acima decresce com r^B , enquanto, pela Hipótese 1, a elasticidade-juros da demanda por crédito é não-decrescente em r^B . Estas duas condições implicam que

$$\epsilon(\bar{r}) \geq \epsilon(r^B) = \widehat{\epsilon}(r^B, p, E[t], \delta) > \widehat{\epsilon}(\bar{r}, p, E[t], \delta)$$

Contudo, $\epsilon(\bar{r}) > \widehat{\epsilon}(\bar{r}, p, E[t], \delta)$ não pode ser válida, pois, se r é ótimo, então $\epsilon(\bar{r}) \leq \widehat{\epsilon}(\bar{r}, p, E[t], \delta)$. Portanto, tem-se uma contradição.

Caso 3: $r^B \in (\underline{r}, \bar{r})$. Se r^B é uma solução interior, então a condição de primeira ordem é $\Psi(r^B) = 0$. Tal condição pode ser escrita pela Equação (14) acima.

Para mostrar que esta condição necessária é também uma condição suficiente, note primeiramente que \underline{r} não pode ser ótimo porque, do Caso 1, nenhuma outra taxa de juros satisfaz a condição de primeira ordem quando $r^B = \underline{r}$, que também resolve o problema de maximização do Banco-Favorito.

De forma semelhante, \bar{r} não vai satisfazer a condição de primeira ordem para ser ótimo ($\epsilon(\bar{r}) \leq \widehat{\epsilon}(\bar{r}, p, E[t], \delta)$), porque pela Hipótese 1 e pelo fato de $\widehat{\epsilon}(r, p, E[t], \delta)$ ser decrescente em r , o que implica que $\epsilon(\bar{r}) > \widehat{\epsilon}(\bar{r}, p, E[t], \delta)$ sempre que $\epsilon(r^B) = \widehat{\epsilon}(r^B, p, E[t], \delta)$, $\forall r^B < \bar{r}$.

Como $\epsilon(r^B) = \widehat{\epsilon}(r^B, p, E[t], \delta)$, $\forall r^B < \bar{r}$ elimina \underline{r} e \bar{r} como soluções para o problema do Banco-Favorito, pode-se mostrar a suficiência da condição de primeira ordem mostrando que não existe $\bar{r}^B \neq r^B$ tal que satisfaz $\epsilon(\bar{r}^B) = \widehat{\epsilon}(\bar{r}^B, p, E[t], \delta)$.

Para mostrar isso, note que $\epsilon(r)$ ser não-decrescente em r , $\widehat{\epsilon}(r, p, E[t], \delta)$ ser decrescente em r , e $\epsilon(r) = \widehat{\epsilon}(r, p, E[t], \delta)$, implica que, para todo $\bar{r}^B > r^B$,

$$\epsilon(\bar{r}^B) \geq \epsilon(r^B) = \widehat{\epsilon}(r^B, p, E[t], \delta) > \widehat{\epsilon}(\bar{r}^B, p, E[t], \delta),$$

provando que $\epsilon(\bar{r}^B) > \widehat{\epsilon}(\bar{r}^B, p, E[t], \delta)$, o que mostra que \bar{r}^B não pode satisfazer $\epsilon(\bar{r}^B) = \widehat{\epsilon}(\bar{r}^B, p, E[t], \delta)$.

De forma similar, para todo $\bar{r}^B < r^B$, tem-se que

$$\epsilon(\bar{r}^B) \leq \epsilon(r^B) = \widehat{\epsilon}(r^B, p, E[t], \delta) < \widehat{\epsilon}(\bar{r}^B, p, E[t], \delta),$$

gerando $\epsilon(\bar{r}^B) < \widehat{\epsilon}(\bar{r}^B, p, E[t], \delta)$, o que demonstra também que \bar{r}^B não pode satisfazer $\epsilon(\bar{r}^B) = \widehat{\epsilon}(\bar{r}^B, p, E[t], \delta)$.

Portanto, a condição de primeira ordem, $\epsilon(r^B) = \widehat{\epsilon}(r^B, p, E[t], \delta)$ é uma condição necessária e suficiente para $r^B \in (\underline{r}, \bar{r})$ ser ótimo.

Prova da Proposição 2. O equilíbrio descrito na Proposição 2 é caracterizado ao longo do artigo.

Prova da Proposição 3. A demonstração matemática de cada item da Proposição 3 será apresentada em separado, começando com a prova do item (i), passando para a prova do item (ii), e concluindo com a do item (iii).

Prova do item (i): $\frac{dr^B(c, p, E[t], \delta)}{dc} \geq 0$, e $\frac{dI^*(r^B(c, p, E[t], \delta))}{dc} \leq 0$. Para demonstrar os resultados da Proposição 3, deve-se primeiramente mostrar que $\frac{dr^B(c, p, E[t], \delta)}{dc} \geq 0$ e, em seguida, mostrar que $\frac{dI^*(r^B(c, p, E[t], \delta))}{dc} \leq 0$.

Conforme Proposição 1, a taxa de juros ótima do Banco-Favorito r^B pode estar no interior do intervalo (\underline{r}, \bar{r}) ou em um dos extremos do intervalo: $r^B = \underline{r}$, ou $r^B = \bar{r}$. Os valores ótimos de r^B para diferentes valores da elasticidade-juros da demanda $\epsilon(r)$ são descritos na Proposição 1.

Caso 1: $r^B = \underline{r}$. A Equação (6) define \underline{r} . Assim, tem-se que $r^B = \frac{1-(1-pE[t])\delta}{pE[t]}$ -

1. Note que, nesse caso, r^B não depende de c . Assim, $\frac{dr^B(c, p, E[t], \delta)}{dc} = 0$.

Caso 2: $r^B = \bar{r}$. A Equação (4) define \bar{r} . Portanto, a taxa de juros r^B é igual a $\frac{(1+c)-(1-pE[t])\delta}{pE[t]} - 1$. Derivando tal expressão com relação a c , obtém-se que $\frac{dr^B(c, p, E[t], \delta)}{dc} = \frac{1}{pE[t]}$. Tal derivada é estritamente positiva, uma vez que p e $E[t]$ estão no intervalo $(0, 1)$.

Caso 3: $r^B \in (\underline{r}, \bar{r})$. Nesse caso, r^B é definido implicitamente por meio da Equação (14). Note que, nesse caso, r^B também não depende de c . Assim, $\frac{dr^B(c, p, E[t], \delta)}{dc} = 0$.

Portanto tem-se que $\frac{dr^B(c, p, E[t], \delta)}{dc} \geq 0$.

Diante do resultado acima, resta demonstrar que $\frac{dI^*(r^B(c, p, E[t], \delta))}{dc} \leq 0$. Pela regra da cadeia, tem-se que

$$\frac{dI^*(r^B(c, p, E[t], \delta))}{dc} = \frac{dI^*(r^B)}{dr^B} \times \frac{dr^B(c, p, E[t], \delta)}{dc}. \quad (15)$$

Uma vez que já foi demonstrado que $\frac{dr^B(c, p, E[t], \delta)}{dc} \geq 0$, resta computar $\frac{dI^*(r^B)}{dr^B}$. A Equação (2) descreve a demanda por crédito da firma. Tal expressão também define implicitamente a demanda de crédito I^* como função da taxa de juros bancária r^B . Por meio do Teorema da Função Implícita, tem-se que $\frac{dI^*(r^B)}{dr^B} \leq 0$. Diante desse resultado, pela Equação (15) obtém-se que $\frac{dI^*(r^B(c, p, E[t], \delta))}{dc} \leq 0$.

Prova do item (ii): $\frac{dr^B(c, p, E[t], \delta)}{dp} \leq 0$, e $\frac{dI^*(r^B(c, p, E[t], \delta))}{dp} \geq 0$. Tal como acima, primeiramente deve-se mostrar que $\frac{dr^B(c, p, E[t], \delta)}{dp} \leq 0$ e, em seguida, deve-se mostrar que $\frac{dI^*(r^B(c, p, E[t], \delta))}{dp} \geq 0$.

Lembre-se que, conforme Proposição 1, a taxa de juros ótima do Banco Favorito r^B pode estar no interior do intervalo (\underline{r}, \bar{r}) ou em um dos extremos do intervalo: $r^B = \underline{r}$, ou $r^B = \bar{r}$.

Caso 1: $r^B = \underline{r}$. A Equação (6) define \underline{r} . Assim, tem-se que $r^B = \frac{1-(1-pE[t])\delta}{pE[t]}$. 1. Derivando tal expressão com relação a p , obtém-se que $\frac{dr^B(c, p, E[t], \delta)}{dp} = -\frac{(1-\delta)}{p^2E[t]}$. Tal derivada é estritamente negativa, uma vez que p , $E[t]$ e δ estão no intervalo $(0, 1)$.

Caso 2: $r^B = \bar{r}$. A Equação (4) define \bar{r} . Portanto, a taxa de juros r^B é igual a $\frac{(1+c)-(1-pE[t])\delta}{pE[t]} - 1$. Derivando tal expressão com relação a p , tem-se que $\frac{dr^B(c, p, E[t], \delta)}{dp} = -\frac{(1+c-\delta)}{p^2E[t]}$. Tal expressão é estritamente negativa, uma vez que p , $E[t]$ e δ estão no intervalo $(0, 1)$.

Caso 3: $r^B \in (\underline{r}, \bar{r})$. Nesse caso, r^B é definido implicitamente por meio da Equação (14). Note que tal equação define r^B implicitamente em função dos parâmetros do modelo: c , p , $E[t]$, e δ , isto é, $r^B(c, p, E[t], \delta)$.

Diferenciando a Equação (14) com relação ao parâmetro p , obtém-se a seguinte expressão para $\frac{dr^B(c, p, E[t], \delta)}{dp}$

$$\frac{dr^B(c, p, E[t], \delta)}{dp} = \frac{(1+r^B) - \epsilon(r^B)(1+r^B-\delta)}{\frac{d\epsilon(r^B)}{dr^B} [pE[t](1+r^B) + (1-pE[t])\delta - 1] + pE[t][\epsilon(r^B) - 1]}. \quad (16)$$

Pela Hipótese 1, tem-se $\frac{d\epsilon(r^B)}{dr^B} \geq 0$. Pela Equação (11), $[\epsilon(r^B) - 1] > 0$, e pela Equação (13), tem-se que $[pE[t](1+r^B) + (1-pE[t])\delta - 1] > 0$. Assim, pode-se concluir que o denominador do lado direito da Equação (16) é positivo. Assim, o sinal de $\frac{dr^B(c, p, E[t], \delta)}{dp}$ será determinado pelo em umerador do lado direito da Equação (16).

Pela condição de primeira ordem em (14), tem-se que $\epsilon(r^B) = \frac{pE[t](1+r^B)}{pE[t](1+r^B) + (1-pE[t])\delta - 1}$. Substituindo tal expressão no em umerador do lado direito da Equação (16), tem-se que tal em umerador é igual a $(1+r^B)(1-\delta)$. Tal expressão é estritamente negativa uma vez que $r^B > 0$ e δ está no intervalo $(0, 1)$. Assim, para o Caso 3, tem-se que $\frac{dr^B(c, p, E[t], \delta)}{dp} < 0$.

Portanto, após analisar os casos de 1 a 3, tem-se que $\frac{dr^B(c, p, E[t], \delta)}{dp} < 0$.

Diante do resultado acima, resta demonstrar que $\frac{dI^*(r^B(c,p,E[t],\delta))}{dp} > 0$. Como tem-se que $\frac{dI^*(r^B)}{dr^B} \leq 0$, pela regra da cadeia, obtem-se que $\frac{dI^*(r^B(c,p,E[t],\delta))}{dp} > 0$.

Prova do item (iii): $\frac{dr^B(c,p,E[t],\delta)}{d\delta} \leq 0$, e $\frac{dI^{star}(r^B(c,p,E[t],\delta))}{d\delta} \geq 0$. Mostrar-se-á tal resultado para cada um dos possíveis valores ótimos da taxa de juros do Banco-Favorito, r^B . Conforme Proposição refp1, a taxa de juros ótima do Banco-Favorito r^B pode estar no interior do intervalo (*underliner, overliner*) ou em um dos extremos do intervalo: $r^B = \underline{r}$, ou $r^B = \overline{r}$.

Caso 1: $r^B = \underline{r}$. A Equação (6) define \underline{r} . Assim, tem-se que $r^B = \frac{1-(1-pE[t])\delta}{pE[t]}$ - 1. Derivando tal expressão com relação a δ , obtem-se que $\frac{dr^B(c,p,E[t],\delta)}{d\delta} = -\frac{(1-pE[t])}{pE[t]}$. Tal derivada é estritamente negativa, uma vez que p e $E[t]$ estão no intervalo $(0, 1)$.

Caso 2: $r^B = \overline{r}$. A Equação (4) define \overline{r} . Portanto, a taxa de juros r^B é igual a $\frac{(1+c)-(1-pE[t])\delta}{pE[t]} - 1$. Derivando tal expressão com relação a δ , tem-se que $\frac{dr^B(c,p,E[t],\delta)}{d\delta} = -\frac{(1-pE[t])}{pE[t]}$. Tal expressão é estritamente negativa, como visto acima.

Caso 3: $r^B \in (\underline{r}, \overline{r})$. Nesse caso, r^B é definido implicitamente por meio da Equação (14). Como já dito acima, tal equação define r^B implicitamente em função dos parâmetros do modelo: $c, p, E[t]$, e δ , isto é, $r^B(c, p, E[t], \delta)$.

Diferenciando a Equação (14) com relação ao parâmetro δ , obtém-se a seguinte expressão para $\frac{dr^B(c,p,E[t],\delta)}{d\delta}$

$$\frac{dr^B(c, p, E[t], \delta)}{d\delta} = -\frac{\epsilon(r^B)(1 - pE[t])}{\frac{d\epsilon(r^B)}{dr^B}[pE[t](1 + r^B) + (1 - pE[t])\delta - 1] + pE[t][\epsilon(r^B) - 1]} \quad (17)$$

Note que o denominador da expressão acima é igual ao denominador da Equação (16), que é positivo. Assim, o sinal de $\frac{dr^B(c,p,E[t],\delta)}{d\delta}$ será determinado pelo em umerador do lado direito da Equação (17). Como $\epsilon(r^B) \geq 0$ e $pE[t] \in (0, 1)$, então $\epsilon(r^B)(1 - pE[t])$ é positivo. Portanto, pela Equação (17), tem-se $\frac{dr^B(c,p,E[t],\delta)}{d\delta} < 0$.

Portanto, após analisar os casos de 1 a 3, tem-se que $\frac{dr^B(c,p,E[t],\delta)}{d\delta} < 0$.

Diante do resultado acima, resta demonstrar que $\frac{dI^*(r^B(c,p,E[t],\delta))}{d\delta} > 0$. Como tem-se que $\frac{dI^*(r^B)}{dr^B} \leq 0$, pela regra da cadeia, obtem-se que $\frac{dI^*(r^B(c,p,E[t],\delta))}{d\delta} < 0$.

A EFICIÊNCIA DO CONSUMO RESIDENCIAL DE ENERGIA ELÉTRICA NO BRASIL

THIAGO COSTA SOARES *
LUCKAS SABIONI LOPES †
DÊNIS ANTÔNIO DA CUNHA ‡

Resumo

Este estudo analisou a eficiência do consumo residencial de energia elétrica nos estados brasileiros entre 1991 e 2014. A estratégia empírica consistiu em estimar, no primeiro estágio, a função de demanda, controlando a endogeneidade da tarifa e da renda. No segundo estágio, foram obtidas as estimativas da eficiência energética por um modelo de fronteira estocástica. Os principais resultados revelaram que o consumo residencial de energia elétrica é inelástico à tarifa, porém, bastante sensível à renda. Em adição, encontraram-se evidências de melhorias na eficiência do consumo de energia, possivelmente associadas com a substituição de produtos intensivos por outros mais econômicos.

Palavras-chave: Demanda; Energia; Eficiência energética; Dados em painel; Estados brasileiros.

Abstract

This paper analyzed residential demand for electricity in 26 Brazilian states from 1991 to 2014. Our approach was based on a two-step procedure. First, a demand function controlling price- and income-endogeneity was estimated. Next, we employed a stochastic frontier model to obtain estimates of the energy efficiency indicators. Our main results showed that demand is price-inelastic and income-elastic. Moreover, we found that Brazilian states have been wasting a non-negligible amount of energy. Thus, we concluded that policies intended to reduce energy waste should focus preferentially on increasing the level of consumption efficiency, leaving prices as an ancillary tool.

Keywords: Electricity demand; Residential sector; Panel data; GMM; Stochastic frontier; Brazilian states.

JEL classification: C33, D11, Q4

DOI: <http://dx.doi.org/10.11606/1413-8050/ea117421>

* Professor do Departamento de Economia da Universidade Federal de Juiz de Fora, campus de Governador Valadares. Av. Dr. Raimundo Monteiro de Rezende, 330, Centro, Governador Valadares - MG, 35010-177. E-mail: thiago.costa@ufjf.edu.br

† Professor do Departamento de Economia da Universidade Federal de Juiz de Fora, campus de Governador Valadares. Av. Dr. Raimundo Monteiro de Rezende, 330, Centro, Governador Valadares - MG, 35010-177. E-mail: luckas.lobes@ufjf.edu.br

‡ Professor do Departamento de Economia Rural da Universidade Federal de Viçosa. Av. P.H. Rolfs, s/n, Centro, Viçosa - MG, 36570-000. E-mail: denis.cunha@ufv.br

1 Introdução

O consumo de energia constitui um importante indicador de desenvolvimento econômico, pois, além de associar-se ao potencial produtivo, representa o poder aquisitivo da sociedade. Por isso, pode-se afirmar que seu adequado planejamento é condição necessária não somente para o crescimento, mas também para a elevação do bem-estar de uma nação (Balitskiy et al. 2016). A expansão desse mercado, por outro lado, tem sido associada aos principais problemas ambientais da atualidade, como as emissões de gases de efeito estufa (GEE) e a degradação dos recursos naturais (Henriksson et al. 2012, IPCC 2013). Essas questões são assunto estratégico para governantes e objeto de profundo debate acadêmico. De fato, consumir energia de forma sustentável é um desafio atual, especialmente para as economias em desenvolvimento (Jannuzzi & Schipper 1991).

A relevância da temática pode ser observada pela elevação recente do consumo mundial de eletricidade, uma das principais fontes de energia à disposição. Dados do BANK (2015) mostram que o percentual de pessoas com acesso à energia elétrica cresceu de 75% para mais de 84% entre 1990 e 2012, principalmente em razão da expansão do mercado consumidor de emergentes, como China, Índia e Brasil. No caso brasileiro em específico, uma questão que vem despertando atenção são os frequentes riscos de racionamento que, somados ao uso de termelétricas, elevam os custos de produção e as emissões de GEE (Almeida et al. 2001).

Nesse contexto, a linha de pesquisa que estuda a dinâmica do consumo residencial de energia elétrica no país se consolidou nos últimos anos, a qual tornou bastante popular a estimação e análise de funções de demanda (veja-se, por exemplo, Modiano (1984), Andrade & Lobão (1997), Almeida et al. (2001), Schmidt & Lima (2004), de Mattos & de Lima (2009), Siqueira et al. (2006), Irffi et al. (2009), Hollanda et al. (2012), Silva et al. (2012).

Não obstante, ao estimar funções de demanda tradicional, assume-se que quaisquer desvios não capturados pelos modelos de regressão sejam choques aleatórios. Essa suposição pode ser bastante restritiva, uma vez que o consumo é influenciado por fatores como alterações nos hábitos da população, melhorias na eficiência energética dos eletrodomésticos e/ou diferenças na legislação que afetam a quantidade desperdiçada de energia. Os estudos aplicados ao caso brasileiro e citados anteriormente, ao desconsiderarem a variável desperdício, deixam de fora um fator chave para planejar o consumo de forma sustentável, sobretudo em momentos de crise¹ (Geller et al. 2004).

A obtenção dos parâmetros da função de demanda por energia elétrica em conjunto ao indicador de desperdício de energia tem sido realizada com modelos de fronteira estocástica (Filippini & Hunt 2011, 2012, Filippini et al. 2014, Orea et al. 2015, Kavousian et al. 2015). Porém, sua aplicabilidade esbarra em importantes entraves metodológicos. Por exemplo, o problema da possível endogeneidade do preço e da renda que ainda não foi examinado adequadamente nesse contexto, o que pode produzir estimativas viesadas e inconsistentes dos parâmetros (Greene 2002).

Portanto, o principal objetivo da presente pesquisa é analisar o consumo residencial de energia elétrica nos estados brasileiros, com foco no desperdício

¹Entre 2001 e 2002, por exemplo, o Brasil passou por uma importante crise de racionamento de energia elétrica. O período ficou conhecido como "crise do apagão". Em 2014, o país voltou a sofrer risco de racionamento por questões hídricas que afetaram a oferta de eletricidade.

energético ocorrido entre 1991 e 2014, período em que importantes eventos atingiram o segmento no país, tais como crises hídricas, privatizações e racionamento. Este estudo avança em relação à literatura existente ao gerar uma estimativa do desperdício energético ocorrido no período por meio da combinação de modelos de demanda e fronteira estocástica, em que a possível endogeneidade das variáveis preço e renda é controlada.

Além da introdução, o artigo está organizado em outras quatro seções. A Seção 2 traz uma discussão sobre os modelos de demanda energética, nacionais e internacionais. Apresentam-se, na Seção 3, a estratégia empírica adotada e a base de dados. Os resultados são discutidos na Seção 4. Por fim, na Seção 5 são tecidas as conclusões.

2 Revisão da literatura

A pesquisa de Modiano (1984) é pioneira no estudo da demanda de energia elétrica dos setores residencial, industrial e comercial no Brasil. Seus dados compreenderam os anos de 1966 a 1981. Seguindo a abordagem metodológica padrão da época, o autor estimou funções de demanda com o Método de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO). Suas elasticidades para o setor residencial foram na ordem de $-0,46$ (preço) e $1,12$ (renda). Ao estimar um modelo de ajuste parcial, que incluiu a variável consumo defasada como variável explicativa, a elasticidade preço de curto prazo foi estimada em $-0,12$ (não significativa) e a elasticidade renda de curto prazo foi calculada em $0,33$. Contudo, o MQO conduz a estimativas inconsistentes na presença de regressores endógenos, o que lança dúvidas sobre os valores obtidos por Modiano (1984), principalmente quando se inclui defasagens do consumo no lado direito da equação.

Andrade & Lobão (1997) revisitaram o problema, ampliando a base de dados para o período de 1963 a 1995 e utilizando as técnicas de MQO, variáveis instrumentais (VI) e modelo de correção do erro (VEC). Suas estimativas da elasticidade preço nos dois primeiros casos foram $-0,06$ (MQO) e $-0,04$ (VI). Para o caso da renda, os valores obtidos foram $0,24$ (MQO) e $0,28$ (VI). Os autores visaram, também, associar as mudanças no consumo às variações do índice de preços dos eletrodomésticos, como forma de modelar o efeito do estoque disponível desses bens sobre o consumo das famílias. Porém, a tentativa de controlar esse fator pode ter introduzido outros problemas. Como a variação da qualidade dos aparelhos eletrodomésticos é desconsiderada na análise, o preço desses bens tende a se correlacionar com o termo de erro, gerando inconsistências que não foram tratadas pelos autores.

Uma ramificação dessa linha de pesquisa tem enfatizado a utilização de modelos de cointegração como forma de contornar a possível endogeneidade das variáveis explicativas. Schmidt & Lima (2004), por exemplo, estimaram a demanda por energia elétrica no país com modelos autorregressivos com correção de erros (VAR/VEC), utilizando dados anuais entre 1969 e 1999. Seus resultados indicaram elasticidades preço e renda de longo prazo de $-0,09$ e $0,54$, respectivamente. Aplicando o mesmo método, as elasticidades encontradas por Andrade & Lobão (1997) para o período 1963 a 1995 foram de $-0,06$ (preço) e $0,21$ (renda).

de Mattos & de Lima (2009), Siqueira et al. (2006) e Irffi et al. (2009), utilizando metodologia similar, estimaram funções demanda para regiões espe-

cíficas do Brasil. No primeiro artigo, os autores avaliaram o caso de Minas Gerais, estimando um modelo VEC para o período de 1970 a 2002. As elasticidades obtidas foram de $-0,26$ (preço) e $0,53$ (renda). Siqueira et al. (2006) e Irffi et al. (2009) avaliaram a demanda de energia no Nordeste brasileiro entre 1970 e 2003. Em Siqueira et al. (2006), consideraram-se os efeitos do racionamento de energia do início da década de 2000 (o "apagão"). Os resultados indicaram elasticidades preço e renda iguais a $-0,41$ e $1,4$, respectivamente. Irffi et al. (2009) estimaram a relação de longo prazo do modelo VEC com a técnica *Dynamical Ordinary Least Squares* – DOLS (Stock & Watson 1993), que inclui *leads* e *lags* da primeira diferença das variáveis analisadas como regressores. As elasticidades obtidas pelos autores foram $-0,69$ (preço) e $0,68$ (renda).

Hollanda et al. (2012) e Silva et al. (2012) procuram estimar funções de demanda por energia elétrica no setor residencial com dados das pesquisas de orçamento familiar (POF). A principal vantagem de utilizar esse tipo de base de dados é a possibilidade de controlar diretamente o estoque de eletrodomésticos das famílias. Entretanto, problemas como a endogeneidade da tarifa elétrica e da renda familiar não foram tratados por esses autores, o que pode ter gerado estimativas de MQO e de máxima verossimilhança enviesadas e inconsistentes. Especificamente, Hollanda et al. (2012) analisaram o período 2002-2003, encontrando os valores de $-0,34$ para a elasticidade preço e elasticidade renda negativa e próxima a zero (ambas não significativas a 10%). Silva et al. (2012) consideraram a POF dos anos 2008-2009, utilizando o método de regressão quantílica. Para a mediana, seus resultados indicam elasticidade preço próxima de zero e elasticidade renda de aproximadamente $0,35$.

Percebe-se, portanto, que a elasticidade preço da demanda por energia no país tende a ser inelástica. Porém a faixa de valores obtidos pela literatura é ampla, variando de zero (Silva et al. 2012) a, aproximadamente, $-0,7$ (Irffi et al. 2009). Com respeito à elasticidade renda da demanda por energia, os resultados disponíveis são ainda menos conclusivos, com estimativas que variam de zero (Hollanda et al. 2012) a $1,1$ ou $1,4$ (Modiano 1984, Siqueira et al. 2006).

A pesquisa internacional tem experimentado os mesmos desafios metodológicos mencionados para o caso brasileiro. Nesse sentido, uma vasta gama de abordagens diferentes tem sido proposta com o objetivo de estimar corretamente os parâmetros da função de demanda por energia elétrica residencial. Filippini (1995), por exemplo, estudou o caso das cidades suíças entre 1987 e 1990 com o método de MQO, encontrando elasticidades preço e renda de $-0,71$ e zero, respectivamente. Ainda com o MQO, Filippini & Pachauri (2004) estimaram elasticidades de $-0,42$ (preço) e $0,64$ (renda) na Índia em 1993-1994; e Zhou & Teng (2013) obtiveram as estimativas pontuais de $-0,35$ (preço) e $0,14$ (renda) na China em 2007-2009.

O presente estudo parece ser o primeiro a abordar a estimação da demanda residencial de energia elétrica no Brasil com dados regionais em formato de painel. Entretanto, essa técnica tem sido largamente utilizada em estudos internacionais. Concretamente, Narayan et al. (2007) avaliaram o caso dos países do G7 entre os anos de 1961 e 2005. Suas estimativas para as elasticidades preço e renda foram $-1,45$ e $0,32$, respectivamente. Alberini & Filippini (2011) e Filippini & Hunt (2012) estudaram o caso dos estados norte-americanos entre 1995 e 2007. O primeiro artigo utilizou a técnica de dados em painel com efeitos fixos, em que se obtiveram os valores de $-0,22$ para

a elasticidade preço e 0,28 para a elasticidade renda. O segundo artigo procurou modelar a dinâmica da eficiência energética no tempo com o método de fronteira estocástica. Nesse caso, as estimativas das elasticidades foram $-0,11$ (preço) e $0,17$ (renda). Blazquez et al. (2013) estimaram a demanda por energia elétrica do setor residencial em 47 províncias espanholas entre 2000 e 2008. Os autores procuraram corrigir o problema de endogeneidade da variável tarifa ao implementar o método de momentos generalizados, de Arellano & Bond (1991). As estimativas das elasticidades obtidas foram $-0,08$ (preço) e $0,18$ (renda).

Por fim, Nasir et al. (2008) e Sa'ad (2009) consideraram técnicas de séries de tempo em suas pesquisas. No primeiro artigo, os autores utilizaram o modelo autorregressivo de defasagens distribuídas (*Autoregressive-Distributed Lag model* – ARDL) para estimar a demanda residencial no Paquistão, com dados anuais variando de 1979 a 2006. A elasticidade preço encontrada foi de $-0,77$ e a elasticidade renda foi igual a $1,29$. Por seu turno, Sa'ad (2009) analisou os dados da Coréia do Sul entre os anos de 1973 e 2007, por meio da técnica de decomposição estrutural de séries de tempo. Os resultados obtidos indicaram que a demanda é preço-inelástica ($-0,27$) e que a elasticidade renda é de aproximadamente $1,33$.

Diante do que foi apresentado na presente revisão da literatura, a principal contribuição desta pesquisa é fornecer estimativas desses parâmetros que são consistentes na presença de uma série de problemas econométricos, como a provável endogeneidade da tarifa e da renda, e a consideração da variável *proxy* para a variação da eficiência energética no tempo. É importante ressaltar que os estudos nacionais consultados não trataram adequadamente de, pelo menos, uma dessas questões.

3 Metodologia e base de dados

3.1 Modelo empírico

No presente estudo, assume-se que o consumo residencial de energia elétrica é função de diferentes fatores que condicionam a demanda, podendo ser representado da seguinte forma:

$$CE_{i,t} = f(TAR_{i,t}, REN_{i,t}, DES_{i,t}, DDOM_{i,t}, TEMP_{i,t}), \quad (1)$$

em que CE denota o consumo de energia elétrica; TAR refere-se ao preço da energia elétrica; REN representa a renda domiciliar *per capita*; DES indica a desigualdade de renda (medida pelo índice de Theil); $DDOM$ é o número de domicílios *per capita*; $TEMP$ é a temperatura média; i refere-se a cada um dos estados brasileiros mais o Distrito Federal²; e t representa cada ano do período de 1991 a 2014.

Espera-se que preço (TAR) e renda (REN) tenham, respectivamente, relação inversa e direta com a demanda. Essas hipóteses decorrem naturalmente da teoria econômica e têm amplo suporte empírico. A relação entre desigualdade (DES) e consumo energético, por sua vez, não é trivial. Segundo Jacobson et al. (2005), a desigualdade de renda pode afetar o grau de consumo energético da população indiretamente, por meio da redução da capacidade

²O estado de Rondônia foi excluído da análise pela indisponibilidade de dados para o período.

social de adquirir bens e serviços que necessitam de energia. Por essa razão, estados mais desiguais tendem a consumir menos energia. Já o número de domicílios *per capita* (DDOM) permite captar o efeito positivo da expansão residencial em relação à taxa de crescimento populacional. Por fim, espera-se associação positiva entre a temperatura (TEMP) e o consumo. Conforme argumentam Pilli-Sihvola et al. (2010), a elevação da temperatura pode aumentar o consumo de energia elétrica em função do uso mais intenso de eletrodomésticos para o condicionamento dos ambientes, sobretudo em países de clima tropical, como o Brasil.

Para a estimação do modelo empírico, a estrutura de dados em painel sugere que a especificação apropriada deve assumir o seguinte formato³:

$$ce_{i,t} = \alpha_0 + \sum_{t=1991}^{2014} \alpha_t D_t + \beta_1 tar_{i,t} + \beta_2 ren_{i,t} + \beta_3 des_{i,t} + \beta_4 ddom_{i,t} + \beta_5 temp_{i,t} + e_{i,t} \quad (2)$$

$$e_{i,t} = \eta_i + v_{i,t} + u_{i,t} \quad (3)$$

em que *ce*, *tar*, *ren*, *des*, *ddom* e *temp* representam, respectivamente, o logaritmo do consumo residencial de energia elétrica *per capita*, da tarifa energética, da renda familiar *per capita*, do índice de Theil (indicador de desigualdade de renda), do número de domicílios *per capita* e da temperatura média. A constante geral do modelo é denotada por α_0 ; por sua vez, α_t modela efeitos comuns a todos os estados, mas variáveis no tempo, como períodos de estiagens, cheias, racionamentos, entre outros; e, por fim, D_t são *dummies* temporais.

Na Equação (3), o termo de erro $e_{i,t}$ é composto por três elementos distintos: η_i , que captura efeitos específicos a cada estado e invariantes no tempo, como, por exemplo, diferenças socioculturais que afetam o consumo; $v_{i,t}$, que modela a dinâmica da ineficiência, ou desperdício do consumo de energia residencial; e, $u_{i,t}$, que representa a parcela puramente aleatória de $e_{i,t}$.

Estudos prévios têm comumente estimado formas funcionais similares à Equação (2) utilizando MQO ou Máxima Verossimilhança (Modiano 1984, Filippini 1995, Andrade & Lobão 1997, Filippini & Pachauri 2004, Alberini & Filippini 2011). Entretanto, esse procedimento pode conduzir a estimativas inconsistentes e, ou, ineficientes dos parâmetros por, pelo menos, três razões. Em primeiro lugar, o preço (tarifa) pode ser simultaneamente determinado na função de consumo, incorrendo no conhecido problema de endogeneidade. Em segundo lugar, renda e consumo também podem apresentar causalidade bidirecional, assim como na relação preço-demanda. Por fim, a variabilidade transversal e temporal do indicador de ineficiência (desperdício) pode contaminar o termo de erro e os parâmetros do modelo. Nesse sentido, o presente estudo avança ao considerar cada uma dessas questões explicitamente.

De fato, preocupações com a possível simultaneidade entre consumo de energia elétrica e a tarifa datam do trabalho de Modiano (1984). Apesar de ser razoável supor que o processo de precificação considere preponderantemente

³Essa formulação pode ser facilmente obtida do problema de maximização da utilidade Cobb-Douglas de um consumidor representativo.

os custos das concessionárias em sua formulação, não é possível afastar a hipótese de que motivações tributárias e políticas redistributivas, que são baseadas na quantidade adquirida de energia, sejam relevantes para o processo de precificação. Além disso, a tarifa pode ser endógena, estando correlacionada com o termo de erro contemporâneo por outros fatores. Isso ocorreria, por exemplo, se subsídios ou aumentos tarifários afetassem o desperdício energético em alguma direção.

Ademais, outra importante questão pouco explorada na literatura se deve à possível endogeneidade entre o consumo residencial de energia e a renda familiar. Dados do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA 2016) mostram que o grau de informalidade⁴ pode facilmente ultrapassar 50% no Brasil. Assim, a parcela da renda familiar oriunda do trabalho feito em casa irá depender em grande parte do consumo de energia elétrica, já que energia é um insumo da função de produção familiar. Tal hipótese pode ser especialmente interessante para os países em desenvolvimento, como é o caso do Brasil⁵.

Por fim, destaca-se que a função de demanda agregada por energia elétrica residencial é derivada da demanda pelos serviços fornecidos pelo estoque de bens duráveis e semiduráveis à disposição das famílias, como iluminação, aquecimento, resfriamento e processamento de alimentos, entre vários outros (Filippini & Hunt 2011). Logo, a trajetória temporal da ineficiência energética desses bens, representada em 3 pelo termo $v_{i,t}$ afeta $ce_{i,t}$ e pode estar correlacionada com as variáveis tarifa e renda. Consequentemente, a não consideração desse elemento pode gerar estimativas inconsistentes dos parâmetros estimados.

A estratégia empírica adotada neste estudo contorna os desafios econométricos listados anteriormente ao basear-se na proposta metodológica de Guan et al. (2009) e Wang & Schmidt (2002), que segue um processo de dois estágios. No primeiro, obtêm-se estimativas consistentes das elasticidades com o método GMM sobre primeira diferença da Equação (2); e, no segundo, estimam-se os diferentes elementos da Equação (3) com o método de máxima verossimilhança para modelos de eficiência estocástica. Parte-se do pressuposto de que o termo de erro composto pode ser subdividido em parcelas independentes que representam, respectivamente, as características invariantes no tempo (η_i), as alterações da ineficiência energética ($v_{i,t}$) e o termo de erro aleatório ($u_{i,t}$). Toma-se, em seguida, a primeira diferença da Equação (2), o que elimina os parâmetros η_i da Equação (3), dado que $\Delta e_{i,t} = \Delta v_{i,t} + \Delta u_{i,t}$. A estimação dessa versão em primeira diferença com métodos convencionais (MQO ou Máxima Verossimilhança) está sujeita a inconsistências, uma vez que as variáveis tarifa e renda podem ser endógenas, conforme fora discutido. Nesse caso, $\Delta e_{i,t}$ será correlacionado com $\Delta ce_{i,t}$, $\Delta tar_{i,t}$ e $\Delta ren_{i,t}$. Recomenda-se, portanto, o uso do GMM para obtenção das elasticidades (Arellano & Bond 1991, Wang & Schmidt 2002, Guan et al. 2009).

Supõe-se que é possível obter um vetor de m instrumentos, $M_{i,t}$, que satisfaça as seguintes condições de momentos:

⁴Valor obtido pela divisão do número de empregados sem carteira mais os trabalhadores por conta própria pela soma de trabalhadores protegidos, empregados sem carteira e trabalhadores por conta própria.

⁵Crítica que recai, principalmente, sobre pesquisas que utilizam a renda familiar nas estimações, e não o produto interno bruto *per capita*, como, por exemplo, Filippini & Pachauri (2004), Holanda et al. (2012), Silva et al. (2012) e Zhou & Teng (2013).

$$E[M_{i,t}, \Delta e_{i,t}] = 0. \quad (4)$$

As variáveis exógenas, quais sejam, desigualdade de renda, densidade domiciliar, temperatura e *dummies* temporais, são candidatas naturais ao vetor m . Além delas, Arellano & Bond (1991) argumentam que defasagens maiores ou iguais a dois das variáveis endógenas podem ser utilizadas. Por exemplo, como $\Delta e_{i,t} = e_{i,t} - e_{i,t-1}$, tem-se que $E[\text{tar}_{i,t}, \Delta e_{i,t}] \neq 0$ e $E[\text{tar}_{i,t-1}, \Delta e_{i,t}] \neq 0$. Contudo, se $p \geq 2$, $\text{tar}_{i,t-p}$ satisfaz a condição (4), conduzindo a $E[\text{tar}_{i,t-p}, \Delta e_{i,t}] = 0$. Assim, as estimações realizadas consideraram defasagens de segunda ordem ou superiores das variáveis tarifa e renda familiar *per capita* como instrumentos válidos.

Após organizar a base de dados referente aos m instrumentos na matriz M , pré-multiplicar a versão em primeiras diferenças da Equação (2) por M' , sua transposta, e utilizar o método de mínimos quadrados generalizados ao resultado obtido, é possível demonstrar que o estimador GMM dos parâmetros terá a seguinte forma genérica:

$$\hat{\beta} = (\Delta X' M W^{-1} M' \Delta X)^{-1} (\Delta X' M W^{-1} M' \Delta y), \quad (5)$$

em que X e y representam, respectivamente, a matriz das variáveis explicativas e o vetor do consumo de energia elétrica *per capita* (todas em logaritmos naturais); $\hat{\beta}$ é o estimador consistente dos parâmetros da equação em primeiras diferenças. Usualmente, refere-se a (5) como o estimador *one-step* de Arellano & Bond (1991). W é uma matriz de pesos definida por $W = M'(I_N \otimes G)M$ (Baltagi 2002). Na expressão anterior, I define uma matriz identidade. Ademais, dado que o termo de erro em primeira diferença é um MA(1) com raiz unitária, G é uma matriz que contém números dois ao longo da diagonal principal, menos um (-1) nas primeiras subdiagonais e zero nos demais elementos⁶. Ressalta-se que a escolha do estimador em questão se deu devido à evidência disponível de que os métodos de dois ou mais passos proporcionam estimativas enviesadas dos desvios padrão dos parâmetros (Arellano & Bond 1991, Baltagi 2002).

O método de momentos generalizados, para garantir a consistência das estimativas dos parâmetros, depende da ortogonalidade entre os instrumentos e o termo de erro da equação em diferença. Pode-se testar a hipótese nula da validade dos instrumentos em conjunto com o uso da estatística J de Sargan (1988), que é o valor da função objetivo do GMM avaliada em $\hat{\beta}$. J segue a distribuição chi-quadrado com $(p - k)$ graus de liberdade, em que p é o *rank* da matriz de instrumentos e k o número de coeficientes estimados. Ademais, a validade dos instrumentos pode ser confirmada com o teste de autocorrelação serial de primeira e segunda ordem dos resíduos diferenciados. Se os resíduos em nível são independentes, por construção, espera-se autocorrelação significativa de primeira ordem nas diferenças. Contudo, a detecção de um AR(2) em $\Delta e_{i,t}$ indica que a segunda defasagem das variáveis em nível não é um instrumento adequado (de fato, neste caso, $E[\text{tar}_{i,t-2}, \Delta e_{i,t}] \neq 0$ e $E[\text{ren}_{i,t-2}, \Delta e_{i,t}] \neq 0$). Os testes AR(1) e AR(2) dos resíduos foram realizados seguindo a metodologia de Arellano & Bond (1991).

O estimador GMM não permite identificar diretamente a parcela do consumo que pode ser atribuída ao desperdício de energia, conforme demons-

⁶Para mais detalhes, ver Baltagi (2002), pág. 149.

tram as Equações (2) e (3). Além disso, pelo processo de estimação em primeira diferença, todas as características específicas dos estados, constantes no tempo, são eliminadas. Para obter essas estimativas, realiza-se o segundo estágio, por meio da estimação de uma equação que especifica o erro do modelo (Equação (3)) em função de características individuais invariantes no tempo, de um termo associado à ineficiência do consumo e de uma variável puramente aleatória:

$$\hat{\epsilon}_{i,t} = f(\varphi_t, \eta_i, v_{i,t}), \quad (6)$$

$$\hat{\epsilon}_{i,t} = \varphi_t + C'_i \Theta + v_{i,t} + u_{i,t} = \varphi_{i,t} + C'_i \Theta + u_{i,t}, \quad (7)$$

$$\eta_i = C'_i \Theta. \quad (8)$$

Deve-se observar que a variável $\hat{\epsilon}_{i,t}$ é, na verdade, o resíduo em nível recuperado do primeiro estágio; η_i são as características específicas dos estados, constantes no tempo, as quais podem ser estimadas por uma matriz C' de *dummies* transversais; φ_t e Θ são vetores de parâmetros a serem estimados; $v_{i,t} \geq 0$ é o termo que representa a ineficiência do estado i no tempo t ; e $u_{i,t}$ é o componente aleatório. Assume-se que $\varphi_{i,t} = \varphi_t + v_{i,t}$ seja o intercepto do estado i no tempo t , sendo φ_t o intercepto da fronteira de possibilidades de produção (FPP) em t . O parâmetro $\varphi_{i,t}$ é estimado por $\hat{\varphi}_{i,t}$ a partir de um algoritmo que minimiza $\varphi_{i,t}$, isto é, $\hat{\varphi}_{i,t} = \min_j \hat{\varphi}_{j,t}, \forall j = 1, \dots, N$. A FPP representa a quantidade mínima possível de energia consumida da classe residencial quando as variáveis do primeiro estágio são controladas, em cada $t = 1994, 1995, \dots, 2014$. O segundo estágio pode ser estimado pelo método introduzido por Lee & Schmidt (1993), em que as distribuições dos componentes $u_{i,t}$ e $v_{j,t}$ são como se seguem:

$$u_{i,t} \sim iid(0, \sigma_u^2), \quad (9)$$

$$v_{i,t} \sim N^+(0, \sigma_v^2), \text{ sendo } v_{i,t} = g(t) \cdot v_i. \quad (10)$$

em que $g(t) \cdot v_i$ é uma função do tempo. Por pressuposição, $u_{i,t}$ é independente e identicamente distribuído (iid), com média zero e variância σ_u^2 ; $v_{i,t}$ segue uma meia normal truncada, com média 0 e variância σ_v^2 . Pelo procedimento em dois estágios, os parâmetros em (7) podem ser definidos, admitindo que $v_{i,t} = 0$ caso o estado i seja eficiente em t , e $v_{i,t} > 0$, caso contrário. Portanto, as estimativas de $v_{i,t}$ permitem ranquear as regiões conforme a ineficiência no consumo de energia. A estimação dessa variável pode ser crucial para o planejamento público e privado do setor.

3.2 Dados utilizados

A variável preço foi mensurada como a tarifa média praticada pelas concessionárias que operam nos estados. Ou seja, trata-se da razão das receitas anuais derivadas do fornecimento de energia pelo consumo no mesmo período:

$$Tarifa_{i,t} = \frac{\sum RC_{k,i,t}}{\sum CE_{k,i,t}}, \quad (11)$$

em que $RC_{k,i,t}$ representa a receita total; e $CE_{k,i,t}$ o consumo total de energia na concessionária k , no estado i , no período t . Os dados para o cálculo da tarifa foram obtidos junto ao Ministério de Minas e Energia (MME 2016). Os valores foram deflacionados pelo Índice Geral de Preços, disponibilidade interna (IGP-DI, base em 2005). Ressalta-se, ainda, que as estimativas foram implementadas em nível *per capita*, assim, o consumo anual (MWh) foi normalizado pela população do estado em cada ano.

A variável renda foi aproximada pelo indicador da renda domiciliar *per capita* média (medida em R\$ de 2013) e a desigualdade de renda foi representada pelo índice de Theil. Essas variáveis, juntamente com a densidade domiciliar, foram extraídas da base de dados do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA 2016). Por fim, a variável representativa da temperatura média dos estados brasileiros foi obtida junto ao Instituto Nacional de Meteorologia (INMET 2016)⁷.

4 Resultados

4.1 Análise descritiva do consumo residencial de energia elétrica no Brasil no período de 1991 a 2014

Os dados do MME (2016) mostram que a participação do setor residencial no consumo de energia elétrica tem sido bastante estável e gira em torno de 30% do total. A taxa de crescimento do consumo foi de aproximadamente 4% ao ano (a.a.) ao longo do período de análise. Essa taxa poderia ter sido maior se não fosse o fato de, no quinquênio 2001-2005, ter havido queda de 0,21% a.a. no consumo residencial em função dos efeitos do racionamento de energia ocorrido entre 2001 e 2002. Ainda assim, o ritmo de crescimento do consumo residencial tem sido superior ao da indústria, que cresceu 2,4% a.a. no mesmo período⁸.

É importante observar também a evolução do consumo e da tarifa de energia elétrica a nível regional. A Figura 1 ilustra o consumo residencial de energia elétrica *per capita* (em MWh, na parte a) e a tarifa real média (em R\$/KWh, na parte b).

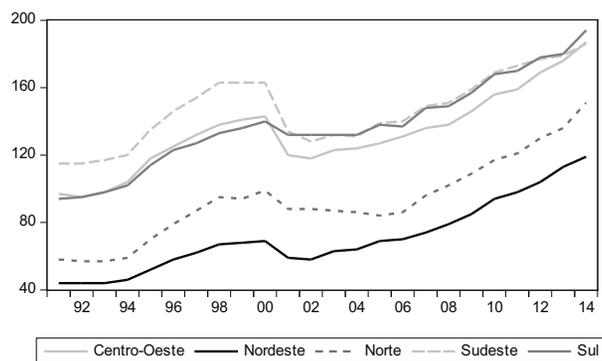
Pode-se verificar que o consumo *per capita* em todas as regiões aumentou ao longo do tempo. No entanto, a crise energética desencadeada no início dos anos 2000 introduziu importante quebra na dinâmica temporal da variável. Nesse sentido, a taxa média de crescimento do consumo, que era de 5,75% a.a. entre 1991 e 2000, caiu para 4% a.a. nos anos seguintes⁹. A recuperação pós-choque de 2001 foi distinta nas regiões. A esse respeito, os dados da Figura 1(a) indicam que o consumo *per capita* voltou a crescer ainda em 2002 nos estados do Centro-Oeste, Nordeste e Sudeste. No Norte do país, o consumo *per capita* apresentou tendência levemente declinante até 2005, enquanto no Sul, a variável se manteve praticamente estável entre 2001 e 2004.

Com relação ao índice da tarifa real (Figura 1(b)), verifica-se que houve variação drástica entre 1991 e 1995, provavelmente como reflexo das eleva-

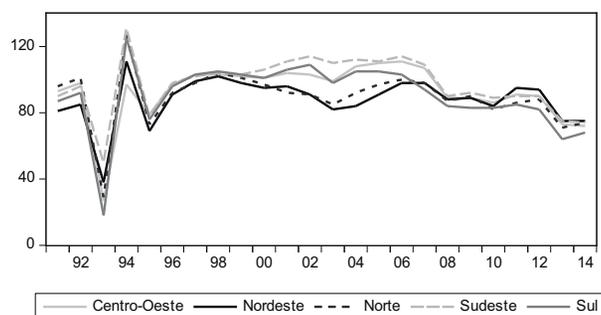
⁷Disponível em <http://www.ipeadata.gov.br/> e <http://www.inmet.gov.br/portal/index.php?r=bdmep/bdmep>.

⁸A Tabela A.1, do Apêndice, apresenta a evolução do consumo de energia elétrica nos setores residencial, industrial e comercial ao longo do período de análise.

⁹É válido ressaltar que o controle estatístico do evento no presente artigo foi realizado pela introdução de *dummies* temporais no primeiro estágio, conforme descrição em (2).



(a)



(b)

Nota: Média estadual de 2005 como base.

Figura 1: Evolução do consumo residencial de energia elétrica *per capita* – MWh (a) e da tarifa real – R\$/KWh (b), por grandes regiões, no período de 1991 a 2014.

das taxas de inflação do período e dos ajustes pelos quais passou o setor de energia elétrica após 1994. A partir de 1995, as oscilações observadas nos preços são mais suaves. Na maior parte do tempo, as tarifas das diferentes regiões convergiram para valores similares. No entanto, entre 2000 e 2008, os preços no Nordeste e no Norte estiveram abaixo dos adotados nas demais regiões. Possivelmente essa diferenciação foi resultado das políticas de universalização do acesso à energia elétrica lançadas em 2002, que atenderam, em especial, à população rural dos estados menos desenvolvidos do país. Um exemplo de iniciativa nessa direção foi o programa "Luz Para Todos" (originado da Lei 10.438/2002 e do Decreto 4.873/2003). Nota-se, adicionalmente, que os preços nas regiões Centro-Oeste, Sudeste e Sul, após o período de correção tarifária iniciado em 1995, elevaram-se levemente (Centro-Oeste e Sudeste) ou mantiveram-se praticamente estáveis (Sul) entre 1997 e 2006. De 2007 em diante, as tarifas residenciais de energia reduziram-se em termos reais em todo o país, mas no Centro-Oeste e no Sudeste a queda foi mais expressiva, chegando a 35%.

4.2 Estimativas da demanda residencial de energia elétrica e do indicador de eficiência energética

Nesta seção são apresentados e discutidos os resultados do modelo empírico. Inicialmente, deve-se destacar que, apesar de a base de dados analisada con-

ter 26 unidades seccionais em 24 pontos do tempo, enquadrando-se, tecnicamente, na categoria de painel curto, há indícios de processos de tendência estocástica nas séries (por exemplo, o caso do consumo *per capita* na Figura 1(a))¹⁰.

A Tabela 1 exhibe as estimativas da função de demanda por energia elétrica residencial no país no período analisado. As variáveis são denotadas em concordância com a Equação (2). Os resultados foram divididos por estágios (a) e (b). Além disso, a apresentação das informações referentes às *dummies* temporais (primeiro estágio) e de efeitos fixos (segundo estágio) foi suprimida.

A lista completa de instrumentos contém as defasagens das variáveis endógenas em nível e em primeira diferença, $tar(-2)$, $rpc(-2)$, $\Delta CE(-2)$, $\Delta tar(-2)$, $\Delta rpc(-2)$; as variáveis exógenas, Δdes , $\Delta ddom$, $\Delta temp$ e $\Delta temp(-1)$; e, por fim, as *dummies* temporais. Somam-se 30 instrumentos ao todo, escolhidos conforme sugere a literatura (Arellano & Bond 1991, Baltagi 2002). A variável $CE(-2)$ foi retirada da lista de instrumentos por ter gerado estatística J significativa e autocorrelação de segunda ordem, isto é, constituindo-se em um instrumento inválido. Nota-se, ainda, que a estatística J estimada foi não significativa a 10%, com um valor-p de 92%. Ademais, a estrutura dos resíduos seguiu a teoria esperada, com autocorrelação serial de primeira ordem e ausência de componente AR(2) significativo (Arellano & Bond 1991). Tais resultados indicam a validade dos instrumentos utilizados.

Tabela 1: Resultados das estimativas, demanda residencial por energia elétrica, 1991–2014

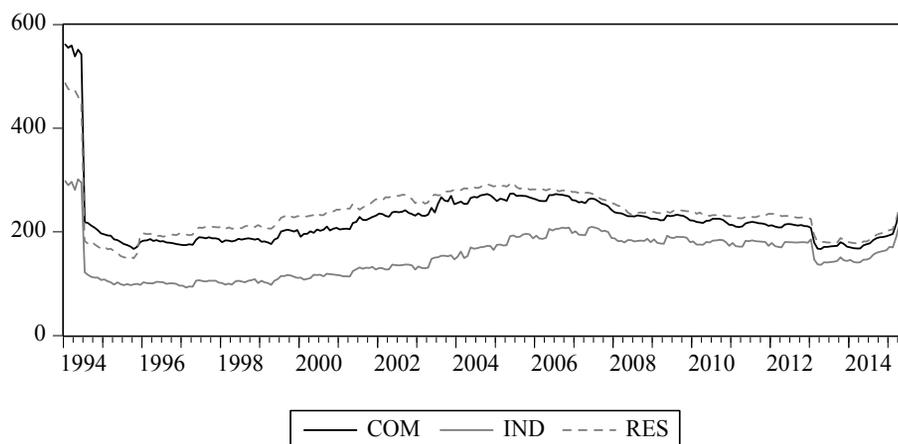
Parte (a): Primeiro Estágio				
Variáveis	Coefficientes	Erro-padrão	Estatística t	P-valor
Δtar	-0,175	0,098	-1,799	0,073
Δrpc	1,457	0,582	2,503	0,013
Δdes	-0,401	0,165	-2,433	0,015
$\Delta ddom$	0,004	0,220	0,019	0,985
$\Delta temp$	0,355	0,259	1,371	0,171
Estatística J	0,934			0,919
Teste de autocorrelação, Arellano & Bond (1991), ρ_1 e ρ_2				
AR(1)	-0,787			0,063
AR(2)	-0,229			0,289
Parte (b): Segundo Estágio				
Componentes	Coefficiente	Participação Relativa		
$\sigma_{(u)}^2$	0,0813	0,4512		
$\sigma_{(v)}^2$	0,0989	0,5488		
$\sigma_{(\varepsilon)}^2$	0,1802			

Notas: A variável dependente é o logaritmo do consumo residencial de energia elétrica per capita, CE. Os erros-padrão foram obtidos pela matriz robusta de White. As variáveis *dummies* temporais e de efeitos fixos foram suprimidas. Os coeficientes $\sigma_{(u)}^2$ e $\sigma_{(v)}^2$ denotam as variâncias do termo de erro aleatório e da ineficiência do consumo de energia, respectivamente. “Participação Relativa” representa a participação relativa do componente específico no termo de erro composto.

¹⁰O processo de tendência determinística é controlado pela inclusão de *dummies* temporais no primeiro estágio estimado por GMM.

A Tabela 1 mostra que a elasticidade preço da demanda por energia elétrica obtida foi de $-0,175$, significativa a 10%. Portanto, as estimativas permitem inferir que a demanda residencial foi inelástica ao preço no período de referência, isto é, inferior à unidade em módulo. O valor encontrado situa-se em uma posição intermediária aos reportados, por exemplo, por Andrade & Lobão (1997) e Irffi et al. (2009), que obtiveram valores de $-0,04$ e $-0,69$, respectivamente. Esse resultado, assim como nos trabalhos anteriores, aponta que políticas energéticas que visam controlar o consumo por meio do aumento tarifário são, possivelmente, ineficazes no setor residencial. Observa-se, por exemplo, que para reduzir a demanda em 10%, a tarifa deveria sofrer elevação de aproximadamente 57,14%, aumento impraticável no contexto brasileiro. Não obstante, é sabido que o governo, tanto nas esferas estaduais quanto na federal, pode reajustar a tarifa por questões que vão além do controle de demanda. Para contextualizar, em 2015 o governo federal, por meio da Agência Nacional de Energia Elétrica (ANEEL), permitiu o reajuste de 22,64% na tarifa praticada pelas concessionárias, em média. Esse aumento foi motivado tanto por questões hídricas, já que o nível dos reservatórios atingiu um mínimo histórico nas regiões Sudeste, Nordeste e Sul, forçando o uso de termelétricas, quanto econômicas, pois o país entrara em importante crise fiscal.

Todavia, mesmo que o aumento tarifário possa fazer algum sentido em determinados contextos, percebe-se que o setor residencial vem sendo historicamente penalizado. A evolução da tarifa real média praticada nos três segmentos após a implantação do Plano Real, apresentada na Figura 2, confirma essa constatação.



Séries deflacionadas pelo IPC-A, base 2005:01.

Figura 2: Tarifa média do Brasil, por seguimento, de 1994:01 a 2015:06.

A Figura 2 mostra que as trajetórias das tarifas segmentadas foram bastante similares, porém, em valores absolutos, o setor residencial enfrentou o maior custo em todo o período. De 1994 a 2006, houve leve elevação do preço médio e, logo após, as séries experimentaram reduções graduais até atingirem o ponto mínimo em 2013, ano em que o governo federal anunciou redução dos custos setoriais e de transmissão das concessionárias. As crises hídricas e os desajustes fiscais, no entanto, fizeram as tarifas se elevarem em sequência (em torno de 25%, na média dos setores).

Os fatos sugerem que a penalização ocasionada pelo aumento da tarifa de energia no setor residencial somente faz sentido do ponto de vista estratégico se o objetivo do regulador for compensar custos operacionais ou aumentar a arrecadação do estado, e não reduzir a demanda por energia, um argumento frequentemente utilizado como motivação para tal política. Além do mais, substanciais aumentos na tarifa da classe residencial representam grande dispendio social no agregado, proveniente do aumento do custo de vida, que podem reduzir o padrão de vida da população.

Em direção oposta, variações na renda parecem exercer grande influência sobre o consumo energético no segmento. A elasticidade renda estimada foi 1,46. Em comparação aos estudos supracitados, foi a maior estimativa encontrada no caso brasileiro. Nota-se, no entanto, que o presente estudo avançou em relação à literatura prévia ao controlar de forma mais adequada a simultaneidade dessa variável. Seguindo esse raciocínio, é possível que os estudos anteriores tenham subestimado o real efeito da renda sobre o consumo. Para exemplificar, as estimativas de crescimento da demanda energética, para a elevação de 5% na renda média, foram de 1,4% e 2,7% em Andrade & Lobão (1997) e Schmidt & Lima (2004), respectivamente, enquanto o presente estudo estima em 7,29%.

As estimativas dos demais coeficientes seguiram o padrão esperado, mas nem todos foram significativos. Para a elasticidade desigualdade (índice de Theil), obteve-se -0,401, sugerindo que parte do crescimento recente do consumo de energia pode estar associada ao deslocamento da desigualdade de renda, que caiu de 0,724, em 1991, para 0,498, em 2014 (redução de 31,27%). De fato, nesse período, o consumo residencial cresceu à taxa média de 3,65% ao ano. As variáveis “densidade domiciliar” e “temperatura” não foram estatisticamente significativas. A não significância da densidade domiciliar permite concluir que as alterações na estrutura familiar não foram suficientes para expandir o consumo *per capita*. Ou seja, mesmo que o crescimento do número de domicílios tenha sido superior ao crescimento populacional, não se pode afirmar que a trajetória do consumo *per capita* tenha sido afetada por esse fator durante os anos considerados. No caso da temperatura, a não significância pode estar associada ao fato de que a compra de eletrodomésticos para o condicionamento dos ambientes ainda não esteja completamente difundida entre todas as regiões, sobretudo naquelas localidades de população com níveis de renda mais baixos.

Os resultados referentes ao segundo estágio apresentam-se na parte (b) da Tabela 2. Em razão do processo de instrumentalização realizado no primeiro estágio, perderam-se as três primeiras observações anuais. Por isso, as análises que se seguem compreendem o período de 1994-2014. A metodologia proposta por Lee & Schmidt (1993) possibilitou a separação do termo de erro composto nos componentes que representam a ineficiência e o erro estocástico. A importância relativa dos componentes individuais pode ser visualizada pela magnitude dos parâmetros (Tabela 2, parte b). Percebe-se que a ineficiência representou a maior parte do erro composto. Para facilitar as interpretações, as análises posteriores são apresentadas em forma de “eficiência” no consumo, em vez de “desperdício”. A Tabela 2 descreve as estatísticas descritivas da eficiência energética, por região. São apresentados a média e o desvio-padrão, bem como os valores máximos e mínimos registrados.

Os indicadores de eficiência mostrados na Tabela 2 estão em um intervalo [0,1]. Os coeficientes mais elevados indicam maior eficiência energética.

Tabela 2: Estatísticas descritivas do indicador de eficiência energética, classe residencial, 1994-2014

Região	Média	Desvio-padrão	Máximo	Mínimo
Centro-Oeste	0,8850	0,1452	0,9883	0,5246
Distrito Federal	0,8630	0,1177	0,9794	0,5689
Norte	0,8277	0,0821	0,9859	0,6881
Nordeste	0,8406	0,0880	0,9836	0,6470
Sul	0,8616	0,1160	0,9796	0,5723
Sudeste	0,8737	0,1295	0,9817	0,5496
Geral	0,8508	0,0974	0,9818	0,6171

Individualmente, os escores representam o potencial médio de redução no consumo de energia da classe residencial. As evidências apontam, portanto, que ainda existem possibilidades de redução em todas as regiões do país. Os desvios-padrão dão a ideia de amplitude do indicador, que foi similar entre as regiões. Por seu turno, os pontos de máximo e mínimo evidenciam a ocorrência de mudanças no padrão das séries regionais ao longo do tempo. Para se ter a dimensão dessa dinâmica, apresentam-se na Figura 3 o consumo *per capita* observado e potencial médio (parte a), além das trajetórias dos indicadores de eficiência por região e na média (parte b).

Na Figura 3(a) fica evidente que parte do consumo *per capita* de energia elétrica da classe residencial poderia ser poupada, com maior destaque para o período 1994-2000, pós-implementação do Plano Real e anterior à crise energética de 2001/2002. Entre 2002 e 2010, o potencial de economia manteve-se praticamente estável. Na Figura 3(b), é possível verificar que a eficiência energética residencial aumentou vertiginosamente em todas as regiões entre 1994-2000. Para entender melhor o contexto, é importante lembrar que nesse período o governo brasileiro valorizou a moeda nacional, mantendo uma política de câmbio controlado em grande parte do período, a qual resultou em queda nos indicadores de inflação do país – entre eles, o índice de preços por atacado, oferta global (IPA-OG), principal índice de preços dos eletrodomésticos. Essa medida incentivou a expansão das importações e a substituição dos equipamentos eletrodomésticos por produtos mais econômicos¹¹. Esse choque certamente é a principal explicação para a elevação nos indicadores de eficiência e redução do potencial médio de economia energética.

Outro ponto que chama a atenção são as trajetórias por região (Figura 3(b)), visto que não houve alterações no ordenamento das séries, isto é, os mais eficientes permaneceram com melhores indicadores em todo o período. No entanto, percebe-se o encurtamento em determinados anos, como em 2001 e 2014, períodos de comprometimento no fornecimento de energia. Os resultados parecem indicar que as séries tendem a convergir em momentos de fortes intervenções na oferta. Para melhor caracterizar os eventos econômicos, apresentam-se na Tabela 3 as variações percentuais da eficiência, da tarifa, da renda média e do consumo *per capita*, por regiões e períodos selecionados.

Assim como foi discutido acima, o "Período 1" pode ser caracterizado pela mudança da política monetária e cambial, que possibilitaram a expansão das importações e a elevação dos indicadores de eficiência energética. Outro ponto

¹¹Dados do *World Bank* mostram, por exemplo, que as importações brasileiras aumentaram 48,67% nesse período (BANK 2015).

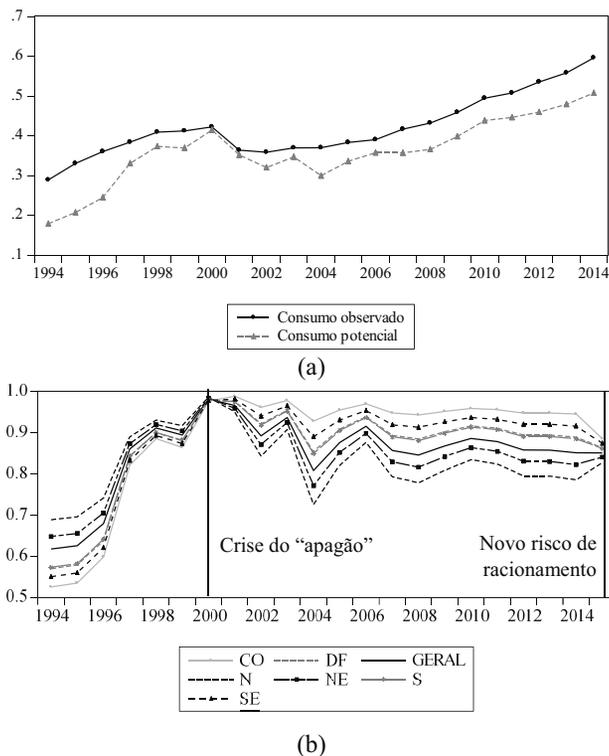


Figura 3: Consumo *per capita* observado e potencial médio (a) e trajetória temporal dos indicadores de eficiência energética (b), por região, no período de 1994 a 2014.

importante foi a elevações da tarifa real, da renda e do consumo energético em todas as regiões (a exceção do Norte, que apresentou queda na renda). Em relação ao "Período 2", destacam-se as reduções dos indicadores de eficiência e o crescimento moderado das demais variáveis, sinais da crise energética e seus efeitos sobre o desempenho econômico do país nesse período. Por sua vez, o "Período 3" pode ser caracterizado tanto pela redução da tarifa real da energia, como pela expressiva elevação dos indicadores de renda e consumo em todas as regiões. A eficiência, por seu turno, se mostrou praticamente estável, apesar da leve redução dos escores médios.

5 Conclusões

Em linhas gerais, este artigo forneceu estimativas dos parâmetros da função de demanda por energia elétrica do setor residencial brasileiro com dados estaduais, no período de 1991 a 2014. Os resultados foram condizentes com a correção de uma série de problemas econométricos, como a endogeneidade da tarifa e da renda. Ademais, avançou-se ao tratar explicitamente do desperdício de energia, questão extremamente relevante quando se trata da melhoria da eficiência energética brasileira e que tem sido omitida na literatura nacional.

Os resultados permitem concluir que elevações tarifárias são ineficazes

Tabela 3: Variação percentual de alguns indicadores, por regiões e períodos

Período 1: 1994-2000				
Regiões	$\Delta\%EFF$	$\Delta\%TAR$	$\Delta\%RND$	$\Delta\%CNS$
Centro-Oeste	11,50	4,83	1,52	5,34
Distrito Federal	10,06	1,42	1,49	4,47
Norte	6,65	4,98	-1,99	8,41
Nordeste	7,74	5,18	1,72	6,89
Sul	9,95	4,60	0,63	4,92
Sudeste	10,67	4,92	0,84	5,12
Geral	8,59	4,84	0,51	6,09
Período 2: 2001-2006				
Regiões	$\Delta\%EFF$	$\Delta\%TAR$	$\Delta\%RND$	$\Delta\%CNS$
Centro-Oeste	-0,47	2,00	2,07	1,88
Distrito Federal	-0,99	0,74	2,92	1,96
Norte	-2,03	1,94	-1,26	-0,82
Nordeste	-1,64	0,35	3,79	4,14
Sul	-1,03	-0,51	2,95	0,88
Sudeste	-0,74	0,20	1,99	1,30
Geral	-1,35	0,79	2,01	1,56
Período 3: 2007-2014				
Regiões	$\Delta\%EFF$	$\Delta\%TAR$	$\Delta\%RND$	$\Delta\%CNS$
Centro-Oeste	-0,01	-4,34	5,50	5,63
Distrito Federal	-0,02	-4,60	3,19	2,32
Norte	-0,03	-3,60	4,88	6,15
Nordeste	-0,03	-2,87	4,90	6,79
Sul	-0,02	-4,34	4,27	3,81
Sudeste	-0,01	-4,41	4,29	3,24
Geral	-0,02	-3,68	4,61	5,10

Notas: $\Delta\%EFF$ = variação percentual da eficiência; $\Delta\%TAR$ = variação percentual da tarifa; $\Delta\%RND$ = variação percentual da renda média; $\Delta\%CNS$ = variação percentual do consumo de energia *per capita*.

para o efetivo controle da demanda por energia, uma vez que a elasticidade preço é baixa no país. Estima-se, por exemplo, que para reduzir o consumo de energia em 10%, a tarifa deveria ser aumentada em quase 60%, o que seria inviável do ponto de vista social.

Ao mesmo tempo, constatou-se alta ineficiência do consumo de energia no período analisado. Nesse sentido, medidas que visam a redução do desperdício energético, como políticas de sensibilização ou de estímulos à substituição de eletrodomésticos de baixa tecnologia por equipamentos mais eficientes, podem ter efeitos significativos sobre consumo, os quais não implicam, necessariamente, em reduções do nível de bem-estar das famílias. Reduzir a intensidade energética e o desperdício são, portanto, condições essenciais para mitigar os efeitos negativos do consumo de energia elétrica do setor residencial sobre o meio ambiente e torná-lo mais sustentável.

Por fim, o presente artigo também aponta para questões importantes no horizonte de longo prazo, pois, dado que a demanda *per capita* de energia é bastante sensível à renda *per capita*, o crescimento econômico do país tende a gerar aumentos mais do que proporcionais no consumo de eletricidade. Esse

efeito do crescimento sobre o consumo pode ser ampliado se a desigualdade de renda diminuir ao longo do processo, como mostram as análises empíricas efetuadas. A formulação de políticas de investimento e planejamento do setor energético do país deveria, portanto, levar em consideração tais constatações.

Referências Bibliográficas

- Alberini, A. & Filippini, M. (2011), 'Response of residential electricity demand to price: The effect of measurement error', *Energy Economics* **33**, 889–895.
- Almeida, M., Schaeffer, R. & Rovere, E. L. (2001), 'The potential for electricity conservation and peak load reduction in the residential sector of brazil', *Energy* **4**, 413–429.
- Andrade, T. & Lobão, W. (1997), 'Elasticidade renda e preço da demanda residencial de energia elétrica no brasil', *Textos para Discussão, IPEA* (489).
- Arellano, M. & Bond, S. (1991), 'Some tests of specification for panel data: Monte carlo evidence and an application to employment equations', *Review of Economic Studies* **58**, 277–297.
- Balitskiy, S., Bilan, Y., Strielkowski, W. & Streimikiene, D. (2016), 'Energy efficiency and natural gas consumption in the context of economic development in the european union', *Renewable and Sustainable Energy Reviews* **55**, 156–168.
- Baltagi, B. (2002), *Econometrics*, 3 edn, Springer-Verlag Berlin Heidelberg New York.
- BANK, W. (2015), 'World bank group'.
URL: <http://www.worldbank.org>
- Blazquez, L., Boogen, N. & Filippini, M. (2013), 'Residential electricity demand in spain: New empirical evidence using aggregate data', *Energy Economics* **36**, 648–657.
- de Mattos, L. B. & de Lima, J. E. (2009), 'Demanda residencial de energia elétrica em minas gerais: 1970-2002', *Nova Economia* **15**(3).
- Filippini, M. (1995), 'Swiss residential demand for electricity by time-of-use', *Resource and Energy Economics* **17**, 281–290.
- Filippini, M. & Hunt, L. (2011), 'Energy demand and energy efficiency in the oecd countries: a stochastic demand frontier approach', *Energy Journal* **32**, 59–80.
- Filippini, M. & Hunt, L. (2012), 'Us residential energy demand and energy efficiency: A stochastic demand frontier approach', *Energy Economics* **34**, 1484–1491.
- Filippini, M., Hunt, L. & Zoric, J. (2014), 'Impact of energy policy instruments on the estimated level of underlying energy efficiency in the eu residential sector', *Energy Policy* **69**, 73–81.

Filippini, M. & Pachauri, S. (2004), 'Elasticities of electricity demand in urban indian households', *Energy Policy* **32**, 429–436.

Geller, H., Schaeffer, R., Szklo, A. & Tolmasquim, M. (2004), 'Policies for advancing energy efficiency and renewable energy use in brazil', *Energy Policy* **32**, 1437–1450.

Greene, W. (2002), *Econometric Analysis*, 5 edn, Pearson Education, Inc.

Guan, Z., Kumbhakar, S. C., Myers, R. J. & Lansink, A. O. (2009), 'Measuring excess capital capacity in agricultural production', *American Journal of Agricultural Economics* **91**(3), 765–776.

Henriksson, P., Guinée, J., Kleijn, R. & Snoo, G. (2012), 'Life cycle assessment of aquaculture systems - a review of methodologies', *The International Journal of Life Cycle Assessment* **17**.

Hollanda, L., Dias, V. & Dutra, J. (2012), 'A microdata approach to household electricity demand in brazil', *Working paper*, FGV .

INMET (2016), 'Instituto nacional de meteorologia'.

URL: <http://www.inmet.gov.br/portal/index.php?r=bdmep/bdmep>.

IPCC (2013), *Climate change 2013 - the physical science basis*, Technical report.

IPEA (2016), 'Instituto de pesquisa econômica aplicada'.

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

Irffi, G., Castelar, I., Siqueira, M. L. & Linhares, F. C. (2009), 'Previsão da demanda por energia elétrica para classes de consumo na região nordeste, usando ols dinâmico e mudança de regime', *Economia Aplicada* **13**(1), 69–98.

Jacobson, A., Milman, A. D. & Kammen, D. M. (2005), 'Letting the (energy) gini out of the bottle: Lorenz curves of cumulative electricity consumption and gini coefficients as metrics of energy distribution and equity', *Energy Policy* **33**(14), 1825–1832.

Jannuzzi, G. D. M. & Schipper, L. (1991), 'The structure of electricity demand in the brazilian household sector', *Energy Policy* **19**(9), 879–891.

Kavousian, A., Rajagopal, R. & Fisher, M. (2015), 'Ranking appliance energy efficiency in households: Utilizing smart meter data and energy efficiency frontiers to estimate and identify the determinants of appliance energy efficiency in residential buildings', *Energy and Buildings* pp. 220–230.

Lee, Y. H. & Schmidt, P. (1993), 'A production frontier model with flexible temporal variation in technical efficiency', *The measurement of productive efficiency: Techniques and applications* pp. 237–255.

MME (2016), 'Ministério de minas e energia'.

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

Modiano, E. (1984), 'Elasticidade-renda e preços da demanda de energia elétrica no brasil', *Texto para discussão nº 68, Departamento de Economia - PUC/RJ* .

- Narayan, P. K., Smyth, R. & Prasad, A. (2007), 'Electricity consumption in g7 countries: A panel cointegration analysis of residential demand elasticities', *Energy policy* **35**(9), 4485–4494.
- Nasir, M., Tariq, M. S. & Arif, A. (2008), 'Residential demand for electricity in pakistan', *The Pakistan Development Review* pp. 457–467.
- Orea, L., Llorca, M. & Filippini, M. (2015), 'A new approach to measuring the rebound effect associated to energy efficiency improvements: An application to the us residential energy demand', *Energy Economics* **49**, 599–609.
- Pilli-Sihvola, K., Aatola, P., Ollikainen, M. & Tuomenvirta, H. (2010), 'Climate change and electricity consumption—witnessing increasing or decreasing use and costs?', *Energy Policy* **38**(5), 2409–2419.
- Sargan, J. D. (1988), *Lectures on Advanced Econometric Theory*, Oxford: Basil Blackwell.
- Sa'ad, S. (2009), 'Electricity demand for south korean residential sector', *Energy Policy* **37**(12), 5469–5474.
- Schmidt, C. A. J. & Lima, M. A. (2004), 'A demanda por energia elétrica no brasil', *Revista brasileira de economia* **58**(1), 68–98.
- Silva, N., Féres, J. & Lírio, V. (2012), 'Análise da estrutura da demanda de energia elétrica residencial segundo os quantis de consumo', *Boletim Radar, IPEA* **22**.
- Siqueira, M., Cordeiro-Júnior, H. & Castelar, I. (2006), 'A demanda por energia elétrica no nordeste brasileiro após o racionamento de 2001-2002: previsões de longo prazo', *Pesquisa e Planejamento Econômico* **36**, 137–178.
- Stock, J. H. & Watson, M. W. (1993), 'A simple estimator of cointegrating vectors in higher order integrated systems', *Econometrica: Journal of the Econometric Society* pp. 783–820.
- Wang, H.-J. & Schmidt, P. (2002), 'One-step and two-step estimation of the effects of exogenous variables on technical efficiency levels', *Journal of Productivity Analysis* **18**(2), 129–144.
- Zhou, S. & Teng, F. (2013), 'Estimation of urban residential electricity demand in china using household survey data', *Energy Policy* **61**, 394–402.

Apêndice A

Tabela A.1: Consumo de energia elétrica por setor, Brasil, 1991-2014

Período	Res./Total (%)	Ind./Total (%)	Com./Total (%)	Tx. Res. (%a.a.)	Tx. Ind. (%a.a.)	Tx. Com. (%a.a.)
1991-1995	29,11	56,19	14,69	5,46	2,12	6,43
1996-2000	32,04	50,99	16,97	5,48	3,24	7,78
2001-2005	29,63	51,87	18,50	-0,21	2,70	2,13
2006-2010	28,91	52,34	18,75	5,19	3,56	5,33
2011-2014	31,51	47,37	21,12	5,21	-0,18	6,53
Média	30,19	51,94	17,88	4,13	2,40	5,57

Notas: Dados do Ministério de Minas e Energia. "Res.", "Ind." e "Com." referem-se, respectivamente, aos setores residencial, industrial e comercial. "Tx." é abreviação utilizada para a palavra taxa.

Tabela A.2: Testes de raiz unitária, séries em nível e diferenciadas

Painel (a): variáveis em nível						
Teste/Variável	CE	tar	rpc	des	ddom	temp
Levin, Lin e Chu	0,15NS	-23,96*	4,63NS	0,91NS	-5,57*	-9,04*
Im, Pesaran e Shin	3,23NS	-25,46*	6,95NS	2,24NS	0,86NS	-8,38*
ADF	20,32NS	633,70*	12,09NS	41,75NS	36,37NS	175,70*
PP	17,69NS	1276,60*	11,19NS	53,94NS	46,89NS	281,30*
Painel (b): variáveis em diferença						
Teste/Variável	CE	tar	rpc	des	ddom	temp
Levin, Lin e Chu	-3,01*	-26,44*	-5,82*	-13,64*	-12,81*	-18,93*
Im, Pesaran e Shin	-5,23*	-37,93*	-10,23*	-17,92*	-11,78*	-20,23*
ADF	108,20*	837,30*	204,90*	362,10*	231,60*	412,90*
PP	209,60*	1851,10*	356,10*	1633,90*	570,70*	2051,90*

Notas: * e NS representam, respectivamente, significância a 1% e não significativo a 10%. O teste de Levin, Lin e Chu tem como hipótese nula a presença de raiz unitária comum no painel; os testes Im, Pesaran e Shin, ADF e PP testam a presença de raiz unitária individual nas unidades seccionais.

OS DETERMINANTES DO APRENDIZADO COM DADOS DE UM PAINEL DE ESCOLAS DO SAEB

ANA MARIA DE PAIVA FRANCO *
NAERCIO AQUINO MENEZES FILHO †

Resumo

Este trabalho analisa os impactos das características de alunos, professores, turmas, diretores e escolas sobre o desempenho em matemática de alunos da 4ª série, valendo-se de dois painéis de escolas construídos a partir de dados do SAEB 1997-2005. É a primeira vez que um painel de escolas com dados desagregados por alunos é utilizado para explorar este tema no caso brasileiro. O *background* familiar se mostrou muito importante para explicar desempenho, enquanto poucas variáveis de escolas apresentaram algum efeito. As análises apontam também para efeitos diferenciados das variáveis explicativas sobre o aprendizado dependendo da escola ser pública ou privada.

Palavras-chave: Educação; Painel de escolas; Aprendizado.

Abstract

This work analyses the impacts of characteristics of students, teachers, classes, headmasters and schools on 4th grade student's outcomes in Mathematics with the use of two school's panel data sets built from SAEB 1997-2005. It is the first time that a panel of schools with disaggregated data at student level is used to explore this theme in the Brazilian case. The family background showed up to be very important for explaining achievement, whereas few school's variables had some effect. The analysis also indicate that explainable variables have differentiated impact on learning depending if the school is public or private.

Keywords: Education; School's panel; Learning.

JEL classification: I20, I21

DOI: <http://dx.doi.org/10.11606/1413-8050/ea120268>

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

† INSPER. E-mail: naercioAMF@insper.org.br

1 Introdução

Desde que o INEP (Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais Anísio Teixeira, autarquia federal vinculada ao Ministério da Educação) passou a tornar público o *ranking* das escolas brasileiras, baseado no desempenho de alunos, a questão da qualidade da educação ganhou maior projeção na sociedade brasileira. Acalorou-se o debate entre os formuladores de políticas educacionais e os pesquisadores da área sobre as características das escolas que poderiam ser determinantes ou contribuir para explicar o diferencial de qualidade observado entre as escolas e, principalmente, quais delas seriam passíveis de intervenção política. Há muitas evidências sobre os impactos da qualidade da educação sobre a renda individual e crescimento econômico (Hanushek 1995, Mulligan 1999, Murnane et al. 2000, Lazear 2003).

A questão sobre os fatores determinantes da qualidade do ensino sempre foi alvo de investigação, e alguns resultados importantes vieram à tona nos últimos anos, em estudos oriundos de diversas partes do mundo. Este trabalho procura jogar mais luz na investigação sobre a qualidade no ensino para o caso brasileiro. Utilizando-se dados dos exames do SAEB e do Censo Escolar (ambos levantados pelo INEP), procura-se estimar os efeitos sobre a proficiência dos alunos de diversas características de suas famílias, professores, diretores e escolas, controlando-se pelos efeitos não observáveis específicos de cada escola. Para tal utilizaram-se dois conjuntos de dados em painel das escolas avaliadas nos exames do SAEB de 1997, 1999, 2001, 2003 e 2005.

A estimação dos coeficientes de regressão foi feita pelo método de mínimos quadrados ordinários ou generalizados, conforme o caso. Por se tratar de dados em painel, os modelos considerados foram o modelo de regressão agrupado, o modelo de Efeitos Fixos e o modelo de Efeitos Aleatórios. Os resultados dessas estimações são analisados à luz de outros estudos feitos para o caso nacional.

Além desta introdução, este trabalho está dividido da seguinte forma: a Seção 2 traz uma breve revisão da literatura sobre os determinantes da qualidade no ensino; a Seção 3 comenta as características dos dados do SAEB e Censo Escolar e traz as estatísticas descritivas das variáveis que entraram na análise; a Seção 4 comenta a metodologia empregada; a Seção 5 traz os resultados encontrados nas diversas análises e a Seção 6 traz os comentários e algumas conclusões que podem ser tiradas a partir do estudo realizado.

2 Referencial Teórico

Em 1966, foi realizada nos Estados Unidos uma grande pesquisa sobre educação promovida pelo *Office of Education* daquele país. O sociólogo James Coleman foi designado pelo Congresso dos Estados Unidos para levar a cabo um estudo em larga escala sobre as escolas americanas que recebiam alunos de diferentes raças no país. Acreditava-se, então, que intervenções sociais, financiadas pelo governo federal, pudessem corrigir as desigualdades entre brancos e negros, por exemplo. Os resultados a partir do *Coleman Report* surpreenderam aqueles que estavam preocupados em promover uma maior equidade no ensino. Concluiu-se que as diferenças nos recursos das escolas não eram muito relevantes para explicar a elevada desigualdade no aprendizado dos alunos de diferentes raças, e que o fator preponderante para explicar essa diferença seria o “*background*” familiar, em particular o status socioeconômico

dos alunos. A visão predominante passou a ser a de que apenas as famílias e os colegas de classe podiam afetar o desempenho escolar. Um resultado positivo do *Coleman Report* foi de servir de incentivo para que muitos se propusessem a prová-lo equivocadamente, isto é, a demonstrar que as escolas faziam sim diferença (Lee 2001, p. 38).

Hanushek (2002, 2005a), por exemplo, argumenta que no *Coleman Report*, bem como nos estudos posteriores que não conseguiram encontrar efeitos significativos de escolas e professores, teria havido uma confusão entre “mensurabilidade” e os verdadeiros efeitos das escolas sobre o aprendizado. O autor chama a atenção para dois resultados conclusivos em suas investigações: em primeiro lugar, há grandes e importantes diferenças entre os professores; em segundo lugar, essas diferenças não são captadas por medidas comuns de qualidade, tais como grau de qualificação e anos de experiência. Segundo sua definição de “qualidade”, os bons professores são aqueles que obtêm grandes ganhos de desempenho dos alunos de suas classes, sendo professores ruins, em contraposição, aqueles que não obtêm bons desempenhos (Hanushek 2002, 2005a). Hanushek (2005b, p. 17-18) argumenta ainda que as evidências internacionais apresentam em geral os mesmos resultados obtidos nos estudos para os Estados Unidos, ou seja, de que não há uma relação consistente e sistemática entre recursos extras nas escolas e o desempenho dos alunos.

No que diz respeito aos países em desenvolvimento, em geral há um ceticismo na literatura quanto à capacidade de estudos retrospectivos capturarem os efeitos sobre o aprendizado, seja de insumos escolares ou de programas não realizados nos moldes de um estudo experimental ou aleatório. Glewwe & Kremer (2006) fazem um levantamento dos diferentes tipos de estudos empíricos realizados nos países em desenvolvimento sobre a influência que características de professores e escolas exercem sobre o aprendizado nas escolas primárias e secundárias. Dentre eles está o de Hanushek & Pace (1995), que revê 96 estudos com dados retrospectivos sobre os impactos, no desempenho dos alunos, dos seguintes insumos educacionais: razão aluno por professor, experiência do professor, salário do professor, gastos por aluno e facilidades de infraestrutura. Hanushek conclui que, à exceção de “facilidades físicas”, os recursos mensurados não estão sistematicamente relacionados com o desempenho dos alunos nos países em desenvolvimento. Os resultados resumidos de sua análise podem ser vistos na Tabela 1.

Tabela 1: Resultados de 96 estudos dos efeitos estimados de recursos escolares sobre a aprendizagem (países em desenvolvimento)

Insumos	Número de Estudos	Estat. Significante		Estat. Insignificante
		Positivo	Negativo	
Razão aluno-professor	30	8	8	14
Educação do professor	63	35	2	26
Experiência do professor	46	16	2	28
Salário do professor	13	4	2	7
Gastos por aluno	12	6	0	6
Facilidades	34	22	3	9

Fonte: Hanushek & Pace (1995, p. 230).

Porém, há razões para se acreditar que, à exceção da “taxa aluno-professor”, os outros insumos exerçam um efeito positivo sobre a aprendizagem, pois é muito pequena a probabilidade de que tantos trabalhos apresentem estima-

tivas positivas quando o verdadeiro parâmetro é zero ou negativo (Kremer 1995). Outra interpretação possível é que talvez os estudos não estejam medindo os mesmos parâmetros, ou as estimativas sejam viesadas. Nesse caso, dependendo da estimativa, os parâmetros estimados podem apresentar viés positivo ou negativo devido ao problema de variável omitida, por exemplo (Glewwe & Kremer 2006, p. 30).

Em todas as análises com dados retrospectivos analisados por Glewwe & Kremer (2006), a maioria das variáveis de escola e professores não apresenta parâmetros significativamente diferentes de zero. Os autores alegam, porém, que isso pode decorrer do tamanho pequeno das amostras e de uma elevada correlação entre muitas das variáveis, além de grandes diferenças nos ambientes socioeconômicos dos países analisados e da variação na disponibilidade de algumas informações. Concluem que não existem resultados generalizáveis no que diz respeito a quais variáveis de escola e de professor elevam o aprendizado em países em desenvolvimento. Ressaltam ainda que, os principais problemas de estimação que esse tipo de análise enfrenta são a omissão de características das escolas e professores, características não observadas das crianças e suas famílias, que são correlacionadas com características observáveis de escolas e professores, e erros de medida nas variáveis de escola e professores (Ibid., p.34).

Na literatura nacional sobre educação, a questão da qualidade do ensino e da contribuição das escolas e professores para o aprendizado dos alunos também tem sido bastante explorada¹. Porém, faz-se necessário continuar o esforço no sentido de avançar o debate sobre como melhorar os gastos em educação, para que estes não apenas aumentem sua participação no total dos gastos públicos, mas efetivamente promovam a melhoria da qualidade e equidade do ensino no país.

Partindo-se do pressuposto de que insumos escolares contribuem de alguma maneira para o aprendizado (já que não existe um consenso nem na literatura internacional e nem na nacional sobre esse ponto), e utilizando-se o método de Efeitos Fixos (que melhor pode minorar os inúmeros problemas que cabem no termo de “endogeneidade” nas estimações com dados retrospectivos), construiu-se um painel de escolas para um período de cinco anos de avaliações no SAEB e Censo Escolar e buscou-se avaliar o impacto sobre o desempenho dos alunos de uma série de insumos escolares. Esses insumos vão desde características dos professores, turmas, diretores e atributos físicos da escola até os programas sociais dos quais ela participa. Pelo fato de contar com um painel mais longo de dados do SAEB até aqui estudados, mais informações que incluem as características socioeconômicas do corpo discente, e de se realizar estimações com as observações individuais de cada aluno em cada escola, e não apenas com as médias por escolas, acredita-se que se este trabalho traz novos ingredientes e contribuições para a análise do caso nacional.

3 Dados

Os dados utilizados nesta pesquisa provêm do Sistema Nacional de Avaliação da Educação Básica (SAEB) e também do Censo Escolar. Criado em 1988, o SAEB foi desenvolvido pelo Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Edu-

¹Ver Felício & Fernandes (2006), Menezes-Filho (2007), Biondi & Felício (2007), Franco et al. (2007), Alves & Soares (2007).

cacionais Anísio Teixeira (INEP), na sua Diretoria de Avaliação da Educação Básica (Daeb), com dados sobre alunos, professores, diretores de escolas públicas e privadas em todo o Brasil. De natureza amostral, o SAEB foi aplicado a cada dois anos desde 1993 para avaliar o desempenho dos alunos brasileiros da 4ª e da 8ª séries do ensino fundamental e da 3ª série do ensino médio, nas disciplinas de língua portuguesa (Foco: leitura) e matemática (Foco: resolução de problemas). Foram realizados vários levantamentos desde 1993, que sofreram aperfeiçoamentos em cada aplicação, tanto do ponto de vista metodológico como nos procedimentos, operacionalização e abrangência².

O SAEB é baseado em uma amostra probabilística complexa, estratificada por estado e por dependência administrativa das escolas (privadas, públicas estaduais e públicas municipais). As unidades primárias de amostragem são as escolas e as secundárias são as turmas. Quando uma turma de uma escola é selecionada, todos os alunos dessa turma entram na amostra do SAEB, sendo que a metade dos alunos é avaliada em leitura e a outra metade em matemática (Franco et al. 2007).

Nos diversos anos em que o SAEB é realizado, algumas escolas se repetem nas amostras. Isso permite que se explore a metodologia para análise de dados em painel, de forma a buscar maior precisão nos parâmetros de interesse. As estimativas dos efeitos de variáveis regressoras observáveis apenas com dados referentes a *cross sections*, como é comum no caso dos estudos sobre insumos de educação no Brasil, não permitem o controle de características não observáveis nas escolas. Isso pode fazer com que essas estimativas apresentem viés de variável omitida se essas variáveis estiverem correlacionadas com os demais regressores.

Este trabalho utilizará os dados do SAEB referentes às escolas da rede pública e privada onde foram aplicadas as provas de matemática para a 4ª série do ensino fundamental nos anos de 1997, 1999, 2001, 2003 e 2005, em todas as unidades da federação. A escolha da proficiência em matemática como variável dependente é usual na literatura e reflete um aprendizado tipicamente de natureza escolar, o que não ocorre com o conhecimento da linguagem, que se desenvolve em vários ambientes frequentados pelas crianças (Franco et al. 2007).

Como uma das maiores dificuldades em se construir um painel de escolas com os dados do SAEB é compatibilizar as respostas dos dicionários (alunos, professores, diretores, turmas e escolas) nos diferentes anos sem se abrir mão

²Os resultados das diversas avaliações podem ser comparados, pois a partir de 1995 foi introduzido o uso da Teoria de Resposta ao Item (TRI) para a construção de instrumentos, a atribuição de scores e a análise, para permitir a comparação dos dados. Os resultados obtidos a partir da TRI são independentes de grupos e não são afetados pela dificuldade dos testes. A comparabilidade é garantida por meio da inclusão de itens comuns às avaliações de edições anteriores, o que recebe o nome de “equalização de grupos não equivalentes com itens comuns”. Utilizam-se matrizes de referência como instrumentos, que servem de orientação para a construção e seleção dos itens de avaliação (INEP 2009a). A partir de 2005 o SAEB foi reestruturado e passou a ser composto por duas avaliações: Avaliação Nacional da Educação Básica (Aneb) e Avaliação Nacional do Rendimento Escolar (Anresc), conhecida como Prova Brasil. Em 2013, também foi encampada pelo SAEB a Avaliação Nacional da Alfabetização (ANA). A Aneb deu continuidade aos procedimentos amostrais (atendendo aos critérios estatísticos de no mínimo 10 estudantes por turma), das redes públicas e privadas, com o mesmo foco do SAEB. Já a Anresc (Prova Brasil) passou a ser uma avaliação de caráter censitário das escolas públicas que atendessem a critérios de quantidade mínima de estudantes na série avaliada, permitindo gerar resultados por escola. Em 2013, passou a fazer parte do SAEB também a Avaliação Nacional da Alfabetização (ANA), prevista no Pacto Nacional pela Alfabetização na Idade Certa – PNAIC (INEP 2009b).

de variáveis que são importantes na função de produção escolar, serão reportados também os resultados obtidos com um painel mais curto de escolas, referente aos anos 1999, 2001, 2003 e 2005. Nesse caso, há maior proximidade nas perguntas, o que permite que sejam explorados os efeitos de mais variáveis explicativas, e onde também é maior o número de escolas que se repetem³.

Para completar o rol de informações referentes às escolas que entraram na análise de painel, foram incluídos os dados disponíveis no Censo Escolar (INEP), que contém informações sobre algumas características observáveis das escolas, seus alunos e professores. O Censo Escolar é realizado anualmente pelo Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais Anísio Teixeira (INEP/MEC), em parceria com os governos estaduais (secretarias estaduais de educação) e prefeituras municipais. Ele contém informações sobre características das escolas, como insumos de produção e infraestrutura, composição do corpo docente em termos de modalidade de ensino, níveis de instrução dos professores, taxas de reprovação, aprovação e abandono, número de matrículas e turmas nos diferentes turnos entre outras.

3.1 Variáveis e estatísticas descritivas

Como o SAEB tem caráter amostral, muitas escolas não se repetem em todos os anos realizados. Dessa forma, para se utilizar a metodologia de dados em painel e prosseguir nas investigações às quais este trabalho se propõe, a análise é feita utilizando-se quatro conjuntos de dados:

1. Painel não balanceado de escolas para os anos 1997, 1999, 2001, 2003 e 2005, separado para escolas públicas e privadas;
2. Painel não balanceado de escolas para os anos 1999, 2001, 2003 e 2005, separado para escolas públicas e privadas.

É importante ressaltar que, por se tratarem de sub amostras de escolas que se repetem nos levantamentos do SAEB, os pesos probabilísticos das unidades primárias de amostragem (escolas) se alteram em cada ano e, por esse motivo, não puderam ser considerados nas análises estatísticas e regressões⁴. Isso pode por em cheque a validade externa dos resultados encontrados neste trabalho, mas é uma limitação dos dados que só pode ser contornada de alguma forma com levantamentos mais recentes da Prova Brasil de natureza censitária (para escolas públicas).

Para trabalhar com um painel de escolas, foram excluídas aquelas que só apareciam uma vez nos cinco anos compreendidos no período 1997-2005 (42,64% do total da amostra). Foram consideradas apenas as escolas que apresentavam número de matrículas na 4ª série no Censo Escolar maior ou igual a dez, e no mínimo uma turma dessa série em cada escola, de forma a tentar minimizar o problema de erro que existe na computação de dados como o

³Por exemplo, no ano de 1997 não há um questionário específico para as turmas, o que inviabilizou conseguir variáveis passíveis de comparação com as dos demais anos, que descrevessem a quantidade de alunos presentes na sala, a quantidade de horas de aula por dia, se a turma ficou sem professor de matemática por algum período (mais de um mês) e se a turma teve mais de um professor de matemática no período.

⁴Tentou-se construir um peso fixo para cada escola, com base na média dos pesos ao longo do período analisado, mas essa estratégia não se mostrou adequada.

Censo Escolar⁵. Além disso, foram excluídas as escolas federais, que representavam menos de 0,4% das escolas e que apareciam apenas nos anos de 2003 e 2005. As Tabelas 2 e 3 trazem as distribuições de frequência de alunos e de escolas por ano, segundo o tipo de escola, em cada sub amostra utilizada neste trabalho (painéis 1997-2005 e 1999-2005, respectivamente).

Tabela 2: Frequências de alunos e escolas por ano em que aparecem no painel de escolas 1997 a 2005

Escolas Públicas			Escolas Privadas		
Ano	Alunos	Escolas	Ano	Alunos	Escolas
1997	1.053	44	1997	148	3
1999	4.761	699	1999	3.018	511
2001	12.884	980	2001	7.843	651
2003	11.337	738	2003	5.209	379
2005	10.766	742	2005	6.861	545
Total	40.801	3.203	Total	23.079	2.089

Fonte: Cálculos próprios a partir do SAEB 1997-2005.

Tabela 3: Frequências de alunos e escolas por ano em que aparecem no painel de escolas 1999 a 2005

Escolas Públicas			Escolas Privadas		
Ano	Alunos	Escolas	Ano	Alunos	Escolas
1999	3.691	569	1999	2.467	436
2001	10.780	870	2001	6.863	593
2003	9.891	669	2003	4.702	348
2005	8.811	634	2005	5.679	464
Total	33.173	2.742	Total	19.711	1.841

Fonte: Cálculos próprios a partir do SAEB 1997-2005.

As variáveis que entraram nas análises e suas respectivas médias e desvios-padrão, bem como o teste de diferenças de médias e proporções entre a amostra do SAEB como um todo e a amostra do painel 1997-2005, estão descritas nas Tabelas 4, 5, 6, 7 e 8 para alunos, professores, diretores, turmas e escolas, respectivamente. Essas estatísticas descritivas estão separadas pelo tipo de administração da escola, se privada ou pública (escolas estaduais e municipais)⁶.

A Tabela 4 mostra que as características dos alunos da amostra completa do SAEB são bastante similares as dos alunos da amostra de escolas do painel 1997-2005, embora difiram estatisticamente em alguns aspectos. Contudo, os tamanhos das amostras aqui comparadas são muito grandes, o que

⁵Para se ter uma ideia do índice de erro nos dados, quase 13% das escolas que apresentavam dados sobre o desempenho dos alunos de 4ª série no SAEB apresentavam número de matrículas igual a zero no Censo escolar. Ao cortar o banco e ficarmos apenas com as escolas cujo número de matrículas é maior ou igual a dez, foram excluídas do banco 17,79% de escolas que apareciam pelo menos uma vez no período 1997-2005. Isso reduziu bastante a amostra, por outro lado se mostrou imprescindível, caso contrário poderia comprometer os resultados das estimativas.

⁶As tabelas com as estatísticas descritivas referentes ao painel 1999-2005 foram omitidas por conta de espaço e estão disponíveis sob requerimento aos autores.

Tabela 4: Variáveis de alunos na amostra SAEB e painel 1997-2005

Variáveis de Alunos	Escolas públicas			Escolas privadas		
	Saeb	Painel	Diferença (P-valor)	Saeb	Painel	Diferença (P-valor)
Proficiência Média	172,839	173,282	0,048**	219,438	224,886	0,000***
Homens	0,500	0,500	0,255	0,506	0,511	0,159
Idade 9 anos	0,090	0,090	0,055*	0,177	0,176	0,675
Idade 10 anos	0,370	0,390	0,000***	0,618	0,642	0,000***
Idade 11 anos	0,230	0,220	0,512	0,150	0,143	0,007***
Idade 12 ou mais	0,310	0,290	0,000***	0,054	0,040	0,000***
Branco	0,370	0,360	0,732	0,509	0,522	0,001***
Pardo/ Mulato	0,410	0,420	0,067*	0,352	0,344	0,035**
Negro	0,130	0,130	0,903	0,048	0,041	0,000***
Amarelo/ Ind.	0,070	0,070	0,967	0,078	0,080	0,469
<i>Mãe do aluno:</i>						
Nunca estudou	0,080	0,070	0,000***	0,012	0,009	0,001***
1ª à 4ª EF	0,290	0,290	0,032**	0,065	0,050	0,000***
5ª à 8ª EF	0,190	0,190	0,420	0,090	0,077	0,000***
Ensino médio	0,130	0,140	0,011**	0,203	0,199	0,248
Ensino Superior	0,070	0,070	0,000***	0,348	0,396	0,000***
Aluno não sabe	0,280	0,250	0,000***	0,304	0,269	0,000***
Aluno tem computador	0,100	0,100	0,033**	0,485	0,556	0,000***
Mora com o pai e mãe	0,660	0,640	0,000***	0,742	0,741	0,731
Observações:	129.284	40.801		52.783	23.079	

Fonte: Cálculos próprios a partir do SAEB (INEP/ MEC) 1997-2005.

Notas: em 2005 trata-se de computador com internet. Desvios-padrão em parênteses.

Testes de diferença de médias estatisticamente significantes com níveis de significância iguais a: ***1%, ** 5%, * 10%.

faz com que os erros-padrão sejam artificialmente comprimidos e os testes de diferenças de médias e proporções apontem para diferenças significativas mesmo quando as características dos grupos não são economicamente relevantes, como nos casos das categorias de idade (há uma proporção maior de alunos na faixa de idade correta para a série na amostra painel de escolas públicas e privadas), proporção de alunos pardos e negros (maior proporção de pardos nas escolas públicas do painel e menor proporção de pardos e negros na amostra painel de escolas privadas), brancos (maior proporção na amostra painel de escolas privadas) e dos que moram com os pais (menor proporção na amostra painel de escolas públicas).

No que diz respeito à proficiência em matemática, nota-se que os alunos do painel apresentam desempenho médio melhor do que a amostra do SAEB – diferenças de médias estatisticamente significantes a menos de 1% de nível de significância – tanto para alunos da escola pública quanto privada. A diferença de meio ponto (0,5) no caso dos alunos das escolas públicas e de cinco e meio (5,5) no caso das escolas particulares representa, respectivamente, 0,001e 0,12 desvios-padrão das distribuições de proficiência⁷. No mesmo sentido, as mães dos alunos das amostras do painel apresentam uma escolarização mais alta em média do que no caso das amostras SAEB. Por exemplo, nas escolas públicas a proporção de mães que nunca estudaram é um ponto percentual menor entre os alunos do painel *vis a vis* aos alunos da amostra SAEB completa. Já no caso das escolas privadas a proporção de mães

⁷Desvios-padrão da distribuição de notas em matemática 4ª série: 39,55 escolas públicas, 46,77 escolas privadas.

com ensino superior entre os alunos do painel supera em cinco pontos percentuais a proporção observada na amostra SAEB.

Pelo descrito acima, os alunos que compõem o painel de escola tendem a apresentar desempenho médio e *background* familiar (captado aqui principalmente pela escolaridade da mãe) mais favoráveis que os da amostra Saeb completa⁸. Acredita-se, contudo, que essas diferenças não sejam economicamente significantes a ponto de comprometerem a validade externa dos resultados deste trabalho. Além do mais, estratégia de estimação da função de produção escolar por dados em painel, que controla pelos fatores não observáveis fixos no tempo que podem estar correlacionados com as variáveis explicativas do desempenho escolar, contorna o problema de potencial viés de variáveis omitidas correlacionadas com a seleção.

Tabela 5: Variáveis de professores na amostra SAEB e painel 1997-2005

Variáveis de Professores	Escolas públicas			Escolas privadas		
	Saeb	Painel	Diferença (P-valor)	Saeb	Painel	Diferença (P-valor)
<i>Sexo professor:</i>						
Homem	0,111	0,104	0,269	0,061	0,053	0,217
<i>Idade professor:</i>						
Até 29 anos ^(a)	0,256	0,256	0,000***	0,339	0,288	0,000***
De 30 a 40 anos ^(b)	0,339	0,339	0,978	0,370	0,401	0,012**
40 ou mais anos ^(c)	0,346	0,393	0,000***	0,244	0,264	0,078*
<i>Escolaridade:</i>						
Até o ensino médio	0,525	0,476	0,000***	0,400	0,312	0,000***
Tem ensino superior	0,408	0,460	0,000***	0,539	0,626	0,000***
<i>Experiência:</i>						
15 anos ou menos ^(d)	0,583	0,550	0,001***	0,663	0,611	0,000***
Mais de 15 anos ^(e)	0,355	0,392	0,000***	0,287	0,338	0,000***
Fez capacitação ^(f)	0,776	0,791	0,059*	0,798	0,828	0,003***
Observações	9.850	3.203		5.151	2.089	

Fonte: Cálculos próprios a partir do SAEB (INEP/ MEC) 1997-2005.

Notas: (1) não há informação de cor do professor para 1997 e, portanto, essa variável não entrará nas regressões do painel 1997-2005; (a) 1997 e 1999 incluem 30 anos; (b) 1997 e 1999 incluem 40 anos; (c) 1997 e 1999 a partir de 41 anos; (d) 2001 há até 14 anos; (e) 2001 há mais de 14 anos; (f) nos últimos 2 anos/no próprio ano para 1997.

Testes de diferença de médias estatisticamente significantes com níveis de significância iguais a: *** 1%, ** 5%, * 10%.

A Tabela 5 mostra que as médias e proporções das características dos professores nas amostras painel e Saeb são bastante similares. Em termos estatísticos, porém, as escolas que compõem o painel possuem professores mais escolarizados e experientes em média tanto no caso das escolas públicas quanto no caso das privadas. Por exemplo, a proporção de professores com ensino superior nas escolas públicas do painel é seis pontos percentuais superior àquela da amostra SAEB, e no caso das escolas privadas essa diferença é de quase nove pontos percentuais (em termos de desvios-padrão das distribuições essas diferenças equivalem a 0,12 e 0,18, respectivamente). Quanto à experiência do professor, há uma diferença de quatro pontos percentuais (0,08 desvios-

⁸Observa-se o mesmo padrão na comparação das características dos alunos das escolas do painel 1999-2005 e Saeb.

padrão) na proporção de professores mais experientes na amostra do painel relativamente à amostra SAEB no caso das escolas públicas e nas escolas privadas essa diferença é de cinco pontos percentuais (0,10 desvios-padrão). Portanto, assim como se observou em relação às características dos alunos, as escolas do painel tendem a apresentar algumas características dos professores mais favoráveis do que a amostra SAEB, embora a significância econômica dessas diferenças seja questionável⁹.

Tabela 6: Variáveis de diretores na amostra SAEB e painel 1997-2005

Variáveis de Diretores	Escolas públicas			Escolas privadas		
	Saeb	Painel	Diferença (P-valor)	Saeb	Painel	Diferença (P-valor)
<i>Exerce a função de diretor há:</i>						
Menos de 5 anos	0,551	0,570	0,065*	0,234	0,215	0,0959*
Entre 5 e 10 anos	0,283	0,284	0,855	0,298	0,272	0,0280**
Mais de 10 anos	0,131	0,128	0,634	0,447	0,491	0,0000***
<i>É diretor dessa escola há:</i>						
Menos de 5 anos	0,682	0,713	0,001***	0,348	0,339	0,4860
Entre 5 e 10 anos	0,214	0,202	0,145	0,302	0,292	0,3660
Mais de 10 anos	0,069	0,069	0,979	0,328	0,349	0,0910*
<i>Assumiu o cargo por:</i>						
Seleção/eleição	0,452	0,477	0,014**	0,563	0,562	0,9910
Indicação/outras	0,501	0,498	0,711	0,181	0,202	0,0460**
<i>Projeto pedagógico:</i>						
Secretaria Educação	0,220	0,186	0,000***	0,103	0,090	0,1050
Diretor e Professores	0,603	0,655	0,000***	0,813	0,829	0,1100
Não houve no ano	0,121	0,116	0,460	0,041	0,035	0,2290
Há professores faltosos	0,183	0,217	0,000***	0,055	0,054	0,7720
Observações	9.850	3.203		5.151	2.089	

Fonte: Cálculos próprios a partir do SAEB (INEP/ MEC) 1997-2005.

No que tange às características dos diretores, a Tabela 6 mostra que na maioria dos casos não há diferenças economicamente relevantes entre as amostras painel e SAEB para escolas públicas e privadas, embora algumas diferenças tenham apresentado relevância estatística. Por exemplo, no que diz respeito às variáveis que captam a forma pela qual o diretor assumiu o cargo, há uma maior proporção de diretores que assumiram o cargo por exame de seleção e/ou eleição nas escolas públicas do painel (diferença de dois pontos percentuais) e uma maior participação daqueles que assumiram por indicação ou outras formas nas escolas privadas do painel (diferença de dois pontos percentuais), *vis a vis* às amostras do SAEB – diferenças estatisticamente significantes a 5% de nível de significância. Ou seja, há um indício economicamente não muito relevante de que na amostra painel de escolas públicas o processo de escolha dos diretores seja mais democrático que na amostra SAEB, e o contrário é observado na comparação de escolas privadas¹⁰.

⁹O mesmo padrão se observa no caso da comparação das características dos professores no painel 1999-2005 e Saeb.

¹⁰Padrões muito similares são observados nas comparações relativas ao painel 1999-2005. Assim, as escolas públicas do painel tendem a apresentar processos mais democráticos que as da amostra Saeb como um todo, enquanto que nas escolas privadas vale o contrário: na amostra painel prevalecem processo de escolha do diretor por indicação ou outras formas. Outra diferença estatisticamente significante entre as amostras painel e Saeb se dá na questão relativa à elaboração

Tabela 7: Variáveis de turmas na amostra SAEB e painel 1997-2005^(a)

Variáveis de Turmas	Escolas públicas			Escolas privadas		
	Saeb	Painel	Diferença (P-valor)	Saeb	Painel	Diferença (P-valor)
Não teve prof. Mat.	0,046	0,045	0,814	0,047	0,046	0,835
Teve um prof. Mat.	0,797	0,779	0,045**	0,857	0,878	0,025**
2 ou mais profs. Mat.	0,157	0,176	0,019**	0,096	0,076	0,012**
Nenhum mês sem prof.	0,958	0,957	0,908	0,978	0,983	0,155
1 ou + meses s/ prof.	0,042	0,043	0,822	0,022	0,017	0,187
<i>Turno da turma:</i>						
Até 4 horas por dia	0,601	0,579	0,034**	0,447	0,369	0,000***
Entre 4 e 5 horas	0,368	0,392	0,022**	0,537	0,616	0,000***
Mais de 5 horas	0,031	0,030	0,707	0,016	0,015	0,779
<i>Tamanho médio da turma</i>	27,565	29,154	0,000***	20,465	23,918	0,000***
Observações	9.009	2.742		4.927	1.841	

Fonte: Cálculos próprios a partir do SAEB e Censo Escolar (INEP/MEC).

Notas: (a) Não há questionário de Turmas no SAEB para o ano 1997; Testes de diferença de médias estatisticamente significantes com níveis de significância iguais a: *** 1%, ** 5%, * 10%.

A Tabela 7 mostra as características das turmas que entrarão nas análises deste trabalho e permite visualizar os casos em que há diferenças estatisticamente significantes entre as escolas do painel e da amostra SAEB. As diferenças encontradas não são, porém, muito relevantes do ponto de vista econômico e em geral apontam que na amostra painel de escolas públicas as turmas tendem a ter mais de um professor de matemática no ano e turnos maiores que na amostra SAEB, enquanto que nas escolas privadas da amostra painel prevalecem turmas com menos rotatividade de professores de matemática e turnos também maiores que na amostra SAEB. Por fim, as turmas tendem a ser um pouco maiores nas escolas do painel, tanto no caso das públicas quanto das privadas.

A Tabela 8 abaixo traz as variáveis de escola que entram neste estudo e as respectivas médias e proporções observadas na amostra painel e Saeb. Observam-se diferenças estatisticamente significantes entre as amostras praticamente em todas as variáveis. Em alguns casos, essas diferenças são bastante discrepantes também em termos de magnitude. Por exemplo: há uma forte sub-representação das escolas localizadas na região rural nas amostras de escolas do Painel, tanto públicas quanto privadas. No caso das escolas públicas do painel, há uma maior representação de escolas estaduais em detrimento das municipais quando se compara com a amostra SAEB. Além disso, em termos da existência de insumos como biblioteca, laboratórios e quadras e esportes, tanto as escolas públicas quanto as privadas que compõem o Painel são mais bem dotadas do que as escolas da amostra SAEB. Em termos de participação em programas como TV Escola do MEC e merenda, as escolas públicas do painel também apresentam uma maior frequência frente à amostra Saeb. Por fim, destaca-se o maior número de matrículas totais na 4ª série nas esco-

do projeto pedagógico da escola: nas escolas públicas do painel há uma participação da categoria “projeto pedagógico foi desenvolvido por professores e diretores” maior que nas escolas da amostra SAEB (0,66 e 0,60, respectivamente), e uma menor participação da categoria “projeto pedagógico desenvolvido pela secretaria da educação” (0,19 versus 0,22). Por fim, as escolas públicas do painel apresentam uma proporção maior de “problemas com professores faltosos” que as da amostra SAEB (0,22 versus 0,18, respectivamente).

las do painel *vis a vis* às amostras do SAEB, tanto no caso das escolas públicas (83 *versus* 58, respectivamente) quanto nas privadas (56 *versus* 37, respectivamente). O número de turmas na quarta série do período diurno e o número de professores no ensino fundamental também são maiores nas escolas do Painel relativamente às escolas da amostra geral do SAEB. Assim, aparentemente as escolas do painel em geral são mais bem servidas em termos de insumos observáveis e também maiores em média que a as da amostra Saeb.

Tabela 8: Variáveis de escolas na amostra SAEB e painel 1997-2005

Variáveis de Escolas	Escolas públicas			Escolas privadas		
	Saeb	Painel	Diferença (P-valor)	Saeb	Painel	Diferença (P-valor)
Localização região rural	0,273	0,129	0,000***	0,010	0,005	0,0525*
<i>Administração:</i>						
Estadual	0,425	0,503	0,000***			
Municipal	0,575	0,497	0,000***			
Escola tem biblioteca	0,424	0,517	0,000***	0,817	0,896	0,0000***
<i>Laboratórios:</i>						
De Informática	0,125	0,164	0,000***	0,598	0,739	0,0000***
De Ciências	0,082	0,114	0,000***	0,392	0,531	0,0000***
<i>Tem quadra de esportes</i>	0,368	0,470	0,000***	0,660	0,797	0,0000***
<i>Programas sociais:</i>						
TV Escola (MEC)	0,510	0,572	0,000***	0,035	0,035	0,9350
Merenda Escolar	0,961	0,983	0,000***	0,067	0,068	0,9250
<i>Números na escola de:</i>						
Professores ensino fundamental	19,935	23,939	0,000***	18,744	24,276	0,0000***
Turmas 4ª série período diurno	1,810	2,468	0,000***	1,519	2,027	0,0000***
Turmas 4ª série noturno	0,340	0,156	0,000***	0,176	0,013	0,0000***
Matrículas totais na 4a série	58,190	82,993	0,000***	37,367	55,980	0,0000***
Total de escolas	9.009	2.742		5.151	2.089	

Fonte: Cálculos próprios a partir do Censo Escolar (INEP/MEC).

Notas: Testes de diferença de médias estatisticamente significantes com níveis de significância iguais a: *** 1%, ** 5%, * 10%.

Como se pode verificar nas análises desta seção, observam-se algumas diferenças econômica e estatisticamente significantes entre as amostras Saeb e as amostras de escolas que compõem os painéis deste estudo¹¹. Pode-se dizer que, em geral, as escolas do painel apresentam vantagens comparativas em termos de características socioeconômicas dos alunos, professores, turmas e escolas, o que pode ensejar questionamentos quanto à validade externa dos resultados encontrados nas análises econométricas. Contudo, mesmo havendo algumas diferenças entre as amostras painel e Saeb que se mostraram mais importantes em termos de magnitude, acredita-se que o potencial viés de estimação decorrente da seleção não aleatória da amostra painel possa ser contornado pela estratégia de estimação de dados em painel, como será explicado na seção que se segue.

¹¹Novamente é importante lembrar que o erro-padrão das estimativas converge para zero devido ao grande número de observações nas amostras, o que leva à rejeição das hipóteses de igualdade das médias e proporções dos grupos a níveis de significância muito baixos.

4 Metodologia

No presente trabalho, a questão é investigar o quanto algumas características observáveis das escolas e professores podem contribuir para o aprendizado dos alunos. É importante haver professores com elevado grau de instrução ou experiência? A forma com que é selecionado o diretor da escola é importante para a qualidade do ensino? Em geral, os alunos se saem melhor se estudam em turmas grandes, médias ou pequenas? Um dos grandes desafios em trabalhos de economia aplicada envolve responder o que aconteceria se uma situação diferente da qual foi ou pode ser observada se passasse com a unidade de observação – o chamado “contrafactual”. Isso porque observamos apenas se as escolas apresentam ou não determinadas características, sem poder observar sua situação se elas tivessem características diferentes¹².

A estratégia de identificação que se utilizará no presente estudo é explorar a natureza dos dados em painel para se controlar os efeitos específicos não observados das escolas fixos no tempo que, em uma estrutura de dados de corte transversal e estimação por mínimos quadrados ordinários, poderiam viesar as estimativas. Pretende-se examinar os impactos que uma série de insumos e características escolares (variáveis causais) exerce sobre o aprendizado em matemática (variável dependente). É coerente supor que existam características não observáveis das escolas que também influenciam o aprendizado e que podem estar correlacionadas com os insumos e características escolares aqui analisados. Além disso, na literatura sobre o tema, é sabido que as características socioeconômicas dos alunos contribuem fortemente para explicar o desempenho e, por esse motivo, estas serão incluídas nas análises como variáveis de controle¹³.

Este trabalho emprega as metodologias de mínimos quadrados agrupados (MQO), efeitos fixos (EF) e efeitos aleatórios (EA) para estimar a seguinte equação que modela o desempenho dos alunos na prova de matemática do SAEB:

$$Y_{ijt} = \alpha_0 + A_{ijt}\beta_1 + P_{ijt}\beta_2 + D_{ijt}\beta_3 + T_{ijt}\beta_4 + E_{ijt}\beta_5 + c_j + u_{ijt} \quad (1)$$

em que:

Y_{ijt} é a nota do aluno i na escola j no tempo t ;

α_0 é uma constante;

A_{ijt} vetor de características do aluno i na escola j no tempo t ;

P_{ijt} vetor de características do professor de matemática do aluno i na escola j no tempo t ;

D_{ijt} vetor de características do diretor do aluno i na escola j no tempo t ;

T_{ijt} vetor de características da turma do aluno i na escola j no tempo t ;

E_{ijt} vetor de características de infraestrutura da escola do aluno i no tempo t ;

¹²Essa é a dificuldade em lidar com situações “contrafactuais”. Tudo o que se pode observar é o resultado de apenas um dos cenários, para cada unidade de observação. Em muitos campos da ciência, especialmente nas ciências médicas, a visão predominante é de que a melhor evidência sobre contrafactuais é gerada por experimentos aleatórios, pois atribuir de forma aleatória um tratamento garante que os resultados obtidos no grupo de controle realmente capturem o contrafactual para um grupo de tratados (Angrist & Krueger 1999, p. 1283).

¹³É importante atentar para a distinção entre variáveis causais e variáveis de controle. A estratégia de identificação consiste na combinação de uma fonte de variação na variável que se quer analisar o efeito causal e o uso de técnicas econométricas para explorar essa informação, mantendo tudo o mais constante. Isto é, variáveis de controle são muitas vezes incluídas nas regressões para que os seus efeitos não se confundam com os efeitos da variável causal, que são o objeto de interesse primordial.

c_j efeito específico não observado da escola;

u_{ijt} erro idiossincrático.

O vetor de parâmetros de interesse é β , tal que $\beta' = (\beta'_1, \beta'_2, \beta'_3, \beta'_4, \beta'_5)$ reporta as relações condicionais dos insumos escolares sobre o desempenho dos alunos. A Equação (1) é a função de produção de educação, como conhecida na literatura.

5 Resultados

Na Tabela 9, encontram-se os resultados das estimações realizadas por MQO agrupados e efeitos fixos da Equação (1) utilizando-se o painel de escolas mais longo para escolas públicas e privadas, respectivamente. Tanto nas estimações de MQO agrupados quanto nas estimações de efeitos fixos foram utilizadas as observações de cada aluno nas regressões. As estimações de MQO foram reportadas para serem comparadas com as obtidas por EF. Porém, como mencionado na seção anterior, o método de MQO agrupados é enviesado na presença de variável omitida que esteja correlacionada com o erro. As estimações por efeitos aleatórios não foram reportadas, pois os resultados do teste de Hausman levaram a que se rejeitasse a hipótese de que o modelo de efeitos aleatórios é o mais adequado¹⁴.

A Tabela 10 reporta as estimações realizadas com o painel mais curto para escolas públicas e privadas.

5.1 Resultados obtidos para as características dos alunos

Em todas as análises das Tabelas 9 e 10, os resultados mostram que os alunos do sexo masculino têm desempenho melhor nos testes de matemática do SAEB para a 4ª série do que as meninas, pois os parâmetros estimados apresentam sinal positivo e significativo a 1%. Esse resultado é condizente com o apontado pela literatura, especialmente no caso do Brasil (Franco et al. 2007). Nota-se que esse efeito do sexo sobre o desempenho é mais forte nas escolas privadas do que nas públicas, e que este praticamente permanece inalterado depois de controlado o efeito fixo escola, havendo uma pequena diminuição nas escolas públicas e um aumento no caso das escolas privadas. A diferença entre o coeficiente de regressão dos meninos das escolas privadas e o coeficiente de regressão dos meninos das escolas públicas é estatisticamente significativo ao nível de 0,05.

Quanto ao atraso escolar, os parâmetros estimados para as variáveis “11 anos” e “12 ou mais anos” apresentam os sinais esperados (negativos) e a significância a 1% em todas as estimações, tendo como idade de referência nove anos, que seria a de um aluno adiantado um ano na série. No caso do aluno ter 10 anos de idade, a idade correta para a série, o sinal do parâmetro é positivo e não significativo nas estimativas por Efeitos Fixos. À medida que aumenta o atraso escolar, os coeficientes estimados por EF apontam que há uma piora no rendimento dos alunos e, novamente, esse efeito negativo do atraso escolar sobre o desempenho parece ser mais severo no caso dos alunos das escolas privadas (cerca de 10 pontos a menos nas notas relativamente ao efeito sobre as notas dos alunos da escola pública). A diferença entre os coeficientes de regressão por Efeitos Fixos da variável “12 ou mais anos” entre escolas públicas

¹⁴Os resultados dos testes de Hausman são reportados nas últimas linhas das Tabelas 9 e 10.

Tabela 9: Proficiência em matemática 4ª série: escolas públicas e privadas (painel 1997 - 2005)

	Escolas Públicas		Escolas Privadas	
	MQO	EF	MQO	EF
Aluno				
Homem	4,989***	4,647***	6,021***	6,457***
9 anos	Base	Base	Base	Base
10 anos	1,313*	-0,341	4,003***	0,302
12 ou mais	-15,740***	-14,299***	-27,787***	-25,747***
Branco	Base	Base	Base	Base
Pardo /mulato	-0,397	2,380***	-2,631***	-0,349
Negro	-10,694***	-6,558***	-18,987***	-13,970***
Amarelo /índio	-0,535	1,424**	-1,540	-0,527
Mora pai e mãe	2,091***	0,858**	5,508***	5,026***
Escolaridade da mãe do aluno				
Nunca estudou	Base	Base	Base	Base
1à 4ª série	4,207***	2,666***	4,355	5,507*
5ª à 8ª série	6,502***	4,505***	11,785***	12,459***
Ensino médio	13,388***	9,652***	21,600***	19,528***
Faculdade	11,307***	6,109***	26,372***	20,461***
Aluno não sabe	6,008***	3,618***	17,104***	14,820***
Professor				
Homem	-3,083***	0,681	-0,846	1,161
Até 29 anos	Base	Base	Base	Base
30 a 40 anos	0,575	0,831	0,771	1,063
40 ou mais	1,369**	1,271	2,003**	-0,522
Tem ensino superior	3,754***	-0,200	3,651***	0,252
Fez curso capacitação	-0,197	0,543	1,555*	0,144
Leciona há mais de 15 anos	-0,742	-0,627	2,128***	0,129
Diretor				
Exerce função há menos de 5 anos	Base	Base	Base	Base
Exerce função entre 5 e 10 anos	-0,903	-0,589	-1,220	-1,781
Exerce função há mais de 10 anos	0,766	1,382	3,067***	-4,055**
Direção da escola há menos de 5 anos	Base	Base	Base	Base
Direção da escola entre 5 e 10 anos	1,079*	0,092	-0,198	2,795*
Direção da escola há mais de 10 anos	3,404***	0,700	-0,655	4,354**
Problema com professores faltosos	-1,081**	-0,227	-5,535***	0,331
Assumiu por concurso público, seleção, eleição.	Base	Base	Base	Base
Assumiu por indicação/ outras formas	-2,160***	0,827	-1,334**	-2,082
Projeto Pedagógico da Secretariada Educação	Base	Base	Base	Base
Projeto Pedagógico diretor e professores	1,939***	0,745	2,763***	-3,255**
Não houve Projeto Pedagógico no ano	-1,916***	0,499	-1,093	-0,278

Fonte: Cálculos próprios a partir do Censo Escolar (INEP/MEC).

Notas: Testes de diferença de médias estatisticamente significantes com níveis de significância iguais a: *** 1%, ** 5%, * 10%.

Tabela 9: Proficiência em matemática 4ª série: escolas públicas e privadas (painel 1997 - 2005) (continuação)

	Escolas Públicas		Escolas Privadas	
	MQO	EF	MQO	EF
Escola				
Região rural	-3,582***	-	-17,725***	
Administração municipal (base: estadual)	-1,441***	-		
Biblioteca	1,882***	-1,823	-2,630***	-1,698
Laboratório de informática	1,423***	1,115	3,079***	2,115
Laboratório de ciências	7,830***	2,008	5,489***	0,714
Quadra de esportes	2,164***	0,216	3,047***	-0,465
Programa TV na escola	0,405	-1,813*	-3,565**	1,184
Merenda	4,334**	0,212	-4,678***	2,681
Professores no EF	-0,008	0,068	0,244***	0,095
Turmas na 4ª série diurnas	0,700***	-0,086	1,581***	-0,417
Turmas na 4ª série noturnas	-0,240	-0,978	1,412	-4,656
Matrículas na 4ª série	-0,030***	-0,013	-0,067***	-0,058***
D_1997	Base	Base	Base	Base
D_1999	-5,859***	-9,295**	1,024	-20,672
D_2001	-10,515***	-14,359***	5,293	-16,674
D_2003	-11,363***	-16,231***	1,874	-18,463
D_2005	-9,077***	-11,713***	6,761	-11,344
Constante do modelo	171,879***	184,689***	168,424***	223,954***
N	40.801	40.801	23.079	23.079
Grupos		1.577		971
R2 Within		0,0462		0,0575
R2 Between		0,2292		0,2081
R2 Total	0,1148	0,0802	0,1858	0,0710
Hausman	Prob > Chi2 = 0,0000		Prob > Chi2 = 0,0000	

Fonte: Cálculos próprios a partir do Censo Escolar (INEP/MEC).

Notas: Testes de diferença de médias estatisticamente significantes com níveis de significância iguais a: *** 1%, ** 5%, * 10%.

Tabela 10: Proficiência em matemática 4ª série: escolas públicas e privadas (painel 1999-2005)

	Escolas Públicas		Escolas Privadas	
	MQO	EF	MQO	EF
Aluno				
Homem	5,388***	4,975***	6,594***	6,969***
9 anos	Base	Base	Base	Base
10 anos	1,049	-0,533	3,423***	0,057
11 anos	-9,534***	-9,043***	-5,069***	-8,952***
12 ou mais	-14,540***	-13,886***	-26,083***	-23,982***
Computador	6,124***	0,095	8,606***	1,033
Branco	Base	Base	Base	Base
Pardo /mulato	-0,631	2,169***	-2,552***	-0,214
Negro	-10,441***	-6,590***	-18,252***	-13,783***
Amarelo /índio	-0,947	0,945	-2,168*	-1,108
Mora pai e mãe	2,380***	1,051**	5,447***	5,002***
Escolaridade da mãe do aluno				
Nunca estudou	Base	Base	Base	Base
de 1ª à 4ª série	4,096***	2,668***	1,971	3,280
de 5ª à 8ª série	6,706***	4,840***	9,655***	10,010***
Ensino médio	13,446***	9,901***	19,462***	17,263***
Faculdade	10,904***	6,006***	23,754***	17,953***
Aluno não sabe	5,620***	3,429***	14,916***	12,602***
Aluno trabalha fora	-8,374***	-7,120***	-14,906***	-12,001***
Professor				
Homem	-1,920***	1,416	-1,030	0,766
Até 29 anos	Base	Base	Base	Base
30 a 40 anos	0,253	0,949	1,592**	0,555
40 ou mais	0,618	0,884	2,539**	-1,225
Tem ensino superior	3,735***	0,210	2,894***	0,540
Fez curso capacitação	-0,183	0,596	0,909	1,016
Leciona há mais de 15 anos	-0,528	-0,144	2,376***	1,123
Diretor				
Problema com professores faltosos	-1,148**	0,047	-4,970***	-0,360
Exerce função há menos de 5 anos	Base	Base	Base	Base
Exerce função entre 5 e 10 anos	-1,948***	-1,485	-1,432	-2,281
Exerce função há mais de 10 anos	1,808**	3,161	2,485**	-4,789**
Direção da escola há menos de 5 anos	Base	Base	Base	Base
Direção da escola entre 5 e 10 anos	2,376***	0,754	-1,746*	2,143
Direção da escola há mais de 10 anos	2,412**	-2,631	-0,993	4,150**
Assumiu o cargo por concurso público/seleção/eleição.	Base	Base	Base	Base
Assumiu por indicação, outras formas	-1,725***	1,019	-2,565***	-2,808*
Projeto Pedagógico da Secretaria da Educação	Base	Base	Base	Base
Projeto pedagógico diretor e professores	1,368***	1,175	3,504***	-2,854*
Não houve projeto pedagógico no ano	-1,282*	0,083	-0,459	0,119

Fonte: Estimções a partir dos dados do SAEB 1999 a 2005 e Censo Escolar 1999 a 2005.

Notas: (a) Erros padrão robustos a heterocedasticidade; (b) Erros-padrão ajustados para *clusters* de escola; (c) Não há dados para 1997. Níveis de significância dos parâmetros estimados: * 10%; ** 5%, *** 1%.

Tabela 10: Proficiência em matemática 4ª série: escolas públicas e privadas (painel 1999-2005) (continuação)

	Escolas Públicas		Escolas Privadas	
	MQO	EF	MQO	EF
Turma				
Não teve nenhum professor de matemática no ano	Base	Base	Base	Base
Teve um professor de matemática no ano	1,684*	2,083	5,211***	2,316
Teve dois professores de matemática no ano	1,939*	0,867	2,333	2,842
Não ficou nenhum mês se professor de matemática	Base	Base	Base	Base
Ficou pelo menos 1 mês sem professor	-3,867***	-1,346	-2,434	3,423
Tamanho médio das turmas	-0,184***	-0,076	-0,174***	-0,075
Turno: menos de 4 horas aula por dia	Base	Base	Base	Base
Turno: de 4 a 5 horas aula por dia	1,609***	-0,897	4,846***	2,373
Turno: mais de 5 horas aula por dia	12,061***	0,701	11,703***	10,884**
Escola				
Região rural	-4,494***	-	-27,820***	-
Administração municipal	-0,415	-	-	-
Biblioteca	1,256***	-2,291*	-2,737**	-2,018
Laboratório de informática	-0,838	0,626	0,709	2,727
Laboratório de ciências	8,157***	3,040	3,154***	1,193
Quadra de esportes	0,759	2,344	2,780***	0,940
Internet	2,442***	-0,843	2,837***	0,149
Programa TV na escola	-0,040	-2,120**	-3,389*	1,279
Merenda	1,290	-1,866	-4,923***	-1,081
Professores no EF	-0,020	0,015	0,197***	0,099
Uso de computadores:				
Para fins pedagógicos	2,611***	0,934	3,409***	-0,594
Para uso em sala de aula	4,234**	0,459	-2,203**	1,732
Para uso na administração	3,621***	-2,180*	4,297***	-0,079
Turmas na 4ª série diurnas	-0,375	0,074	0,796*	-1,251
Turmas na 4ª série noturnas	1,032*	-1,206	6,973**	-1,103
Matriculas na 4ª série	-0,004	-0,012	-0,032**	-0,048**
d_1997	Base	Base	Base	Base
d_2001	-4,473***	-4,355***	4,748***	3,861***
d_2003	-6,705***	-6,180***	1,208	2,415
d_2005	-5,731**	-2,052	6,517***	9,188***
Constante do modelo	173,046***	179,950***	166,871***	203,868***
N	33.173	33.173	19.711	19.711
Grupos		1.413		913
R2 Within		0,0524		0,0616
R2 Between		0,2364		0,2662
R2 Total	0,1325	0,0911	0,2014	0,0888
Hausman				

Fonte: Estimacões a partir dos dados do SAEB 1999 a 2005 e Censo Escolar 1999 a 2005.

Notas: (a) Erros-padrão robustos a heterocedasticidade; (b) Erros padrão ajustados para *clusters* de escola; (c) Não há dados para 1997. Níveis de significância dos parâmetros estimados: * 10%; ** 5%, ***1%.

e privadas é estatisticamente significativa a 0,05. O controle por Efeitos Fixos diminui o efeito do atraso escolar sobre o desempenho nas escolas públicas, enquanto nas escolas privadas ele aumenta no caso do efeito do aluno ter “11 anos” e diminui no caso de “12 ou mais anos”.

Quanto ao coeficiente obtido nas estimações de Efeitos Fixos relacionado à raça declarada pelo aluno, o coeficiente de “pardos ou mulatos” apresentou sinal positivo e significativo a 1%, mas apenas nas estimações feitas com escolas públicas (no painel longo e no mais curto). Além disso, nas escolas públicas esse coeficiente aumenta e muda de sinal quando se inclui o efeito escola na estimação. Para o aluno que se declara de raça “negra”, por sua vez, o coeficiente é significativo a 1% e negativo nas estimações por mínimos quadrados agrupados e Efeito Fixo tanto nas escolas públicas quanto nas privadas. Porém, vale ressaltar que nas escolas privadas ele é mais negativo (quase chegando a ser o dobro) dos coeficientes obtidos para escolas públicas. Essa diferença entre os coeficientes estimados para os alunos das escolas privadas e públicas é significativamente diferente de zero a 5%. A inclusão do Efeito Fixo atenua um pouco o impacto dessa variável nos dois tipos de escolas.

5.2 Resultados obtidos para o ambiente familiar e o *status* socioeconômico (SSE) dos alunos

Como mostram as estimações de Efeitos Fixos, o fato de o aluno ter computador em casa apresentou significância a 10% apenas no caso de alunos de escolas privadas no painel mais longo (1997-2005).

No que diz respeito ao ambiente familiar, a variável “mora com pai e mãe” apresentou sinal positivo e significativa a 1% e 5% nas estimações por Efeitos Fixos para escolas privadas e públicas, respectivamente. O coeficiente de Efeitos Fixos é maior (da ordem de 5,02 no painel mais longo e 5,00 no painel mais curto) e mais significativo (1%) nas escolas privadas do que os obtidos nas estimações com escolas públicas (da ordem de 0,86 no painel 1997-2005 e 1,05 no painel 1999-2005, significantes a 5%) e essa diferença é significativamente diferente de zero ao nível de confiança de 5%. A inclusão do efeito escola específico nas estimações reduz o coeficiente estimado para essa variável, tanto nas escolas públicas quanto nas particulares, em relação às estimações de MQO agrupados.

Indo ao encontro do que a literatura e outros trabalhos no mesmo gênero reportam¹⁵, os coeficientes nas estimações de Efeitos Fixos sobre o nível educacional da mãe se mostraram quase todos significantes e com o sinal positivo. Porém, há algumas diferenças nos resultados obtidos com escolas públicas e com escolas privadas. A escolaridade da mãe contribui para um melhor desempenho dos alunos nas provas. Nas escolas privadas o fato de a mãe ter feito apenas o ensino primário (de 1ª à 4ª série) só apresentou significância no painel mais longo a 10%, enquanto nas escolas públicas os resultados obtidos para essa variável são todos significativos a 1%. Além disso, pela magnitude dos coeficientes nas estimações de Efeitos Fixos, os alunos de escolas privadas se beneficiam mais do nível educacional da mãe do que os alunos das escolas públicas, enquanto se observa apenas uma pequena redução na importância desses coeficientes quando se inclui na regressão o efeito fixo de escola. A relação condicional positiva entre o estudo da mãe e o desempenho do aluno

¹⁵Ver, por exemplo, Menezes-Filho (2007), Felício & Fernandes (2006).

crece à medida que o nível educacional da mãe aumenta, principalmente no caso das escolas privadas.

Por fim, no painel mais curto, tanto nas estimações para escolas privadas quanto para as públicas, o coeficiente da variável “aluno trabalha fora” apresentou sinal negativo e altamente significativo (1%) nas estimações por MQO agrupados e Efeitos Fixos. Os alunos das escolas particulares parecem sofrer mais prejuízo em seu aprendizado quando trabalham fora do que os alunos das escolas públicas. O coeficiente de “aluno trabalha fora” é da ordem de -12 nas escolas privadas, e de $-7,12$ nas escolas públicas, e essa diferença é significativamente diferente de zero ao nível de confiança de 5%.

5.3 Resultados obtidos para as características dos professores

Quanto aos efeitos de algumas características observáveis dos professores, seus coeficientes se mostraram todos não significativos quando é incluído o efeito escola-específico na regressão. Principalmente no que diz respeito ao nível educacional do professor, os resultados só se mostraram altamente significativos e positivos nas estimações por MQO. De acordo com o que defende Hanushek (1995), o nível educacional do professor e demais características observáveis, como experiência e capacitação, não captam a qualidade do professor, isto é, não espelham se o professor é capaz de agregar maior aprendizado aos seus alunos. Nesse caso, os coeficientes obtidos por MQO agrupados para essas variáveis estariam refletindo apenas relações espúrias. Porém, é possível argumentar que o nível educacional do professor exerce influência positiva sobre o aprendizado dos alunos, mas que o método de Efeitos Fixos inclui no termo escola-específico não observado muita informação, inclusive sobre o efeito fixo não observado da qualidade do professor, que pode estar correlacionado com a sua educação e experiência, mas que inclui outras características não observáveis. Por exemplo, as escolas têm processos de escolha dos professores que tomam por base o nível educacional dos mesmos, bem como uma série de outras informações como habilidade, histórico profissional, relações de amizade ou “quem indique” e, portanto, tudo isso pode estar sendo captado pelo efeito específico da escola nas regressões por Efeitos Fixos.

5.4 Resultados obtidos para as características dos diretores

Nas escolas privadas, a única característica observável dos diretores que apresentou sinal negativo e significância de 5% nas estimações por Efeitos Fixos foi o fato do diretor “exercer a função há mais de 10 anos”. Além disso, nas escolas privadas em que “o projeto pedagógico foi desenvolvido pelo diretor e professores”, e não pela Secretaria de Educação, apresentou um coeficiente de Efeitos Fixos com sinal negativo e significativo a 5%, no painel mais longo, e a 10% no painel mais curto. A variável “assumiu o cargo por indicação ou outras formas” apresentou parâmetro com sinal negativo e significativo a 10%, mas apenas na estimação com o painel mais curto. No que diz respeito às características dos diretores de escolas públicas, nenhuma delas se mostrou significativa nas estimações de Efeitos Fixos.

5.5 Resultados obtidos para as características das turmas

No painel mais curto, de 1999 a 2005, foi possível incluir variáveis com características das turmas dos alunos que fizeram a prova do SAEB. Tanto nas

estimações com as escolas privadas quanto nas com escolas públicas, as estimasções com Efeitos Fixos, em geral, não deram resultado significativo. Nas escolas privadas, o coeficiente da variável que indica que as turmas têm mais de 5 horas-aula por dia deu positivo e significativo a 1% tanto na estimasção por MQO agrupados (coeficiente igual a 11,7) quanto na estimasção por Efeitos Fixos (coeficiente igual a 10,88). Nenhum outro resultado por Efeitos Fixos deu significativo no caso das escolas privadas.

5.6 Resultados obtidos para as características das escolas

No que diz respeito aos efeitos das características das escolas, nas escolas privadas o único efeito que se mostrou significativo nos dois modelos estimados no painel mais longo foi o de “número de matrículas na 4ª série”, que apresentou sinal negativo e significância a 1% nas estimasções MQO agrupados e Efeitos Fixos (no painel mais curto as mesmas estimasções se mostraram significantes a 5%). Este pode ser um indício de que há um efeito escala negativo a partir de determinado ponto nas escolas privadas, em que os recursos por alunos matriculados na série em questão se tornam mais escassos. Vale notar, porém, que a magnitude desses coeficientes é bem pequena, ficando entre $-0,067$ e $-0,032$ apenas.

Nas estimasções com escolas públicas e dados do painel mais curto (1999-2005), o fato da escola se situar na região rural apresentou um sinal negativo na estimasção por MQO agrupados, resultado já encontrado na literatura nacional sobre o tema. Nas estimasções por Efeitos Fixos, os efeitos de a escola ter “biblioteca”, participar do programa do MEC “TV na Escola” e ter computadores para “uso na administração” apresentaram sinais negativos e significância a 10%, 5% e 10%, respectivamente. Isso pode decorrer do problema de “causalidade reversa” nas variáveis. Por exemplo, exatamente nas escolas que apresentavam um desempenho ruim, o governo realizou investimentos em bibliotecas, compra de computadores e inclusão da escola em programas educacionais para tentar reverter o mau desempenho. É possível que se tenha captado nas estimasções exatamente um ponto na curva da qualidade da escola decrescente, quando tais políticas de insumo foram adotadas.

6 Comentários Finais

O que se pôde observar nas análises realizadas é que apenas algumas variáveis se mostram altamente significativas para explicar o desempenho escolar, independentemente do ano e da extensão do painel utilizado, e que essas variáveis se resumem praticamente às características dos alunos, o seu atraso escolar, e ao status socioeconômico de suas famílias. Esperava-se que, por se trabalhar com um painel de dados com um número maior de anos, fosse possível captar melhor a influência que características observáveis das escolas, diretores, turmas e professores exercem sobre a proficiência dos alunos, principalmente por meio do modelo Efeitos Fixos que controla as características não observáveis específicas de cada escola e constantes no tempo. Isso poderia ser muito importante em termos de recomendações de políticas para melhorar a qualidade do ensino no país bem como a qualidade dos gastos públicos na educação. Essa expectativa, porém, não se comprovou nas análises acima realizadas.

Um resultado importante verificado nas análises é que em geral os efeitos das variáveis que entraram nas regressões, tanto positivos quanto negativos,

apresentaram uma importância maior no desempenho escolar dos alunos das escolas particulares do que no desempenho dos alunos das redes públicas de ensino (escolas estaduais e municipais). O atraso escolar é um exemplo nesse sentido, pois as estimações indicam que seus efeitos são mais severos sobre o desempenho dos alunos das escolas privadas do que sobre os das escolas públicas, com uma diferença entre os coeficientes de regressão estatisticamente significativa a 0,05 em se tratando dos alunos atrasados dois anos na série (12 anos). Seria isso um indicador de melhor ou pior qualidade nas escolas particulares? Talvez as escolas particulares sejam menos severas do que as escolas públicas na hora de avaliar se o aluno adquiriu os conhecimentos necessários para evoluir de série, deixando para trás apenas aqueles que se saem realmente muito mal. Porém, dado que o desempenho das escolas privadas é, em média, bem melhor do que das escolas públicas (ver Tabela 5), isso pode também indicar que nas escolas privadas os alunos conseguem aprender mais do que nas escolas públicas, ficando para trás alunos que, se avaliados em uma escola pública, tenderiam a ser aprovados.

Dois resultados que podem espelhar práticas educacionais importantes emergem dos resultados encontrados no caso das escolas privadas. A primeira delas é de que um turno superior a 5 horas-aula pode aumentar o aprendizado dos alunos. A segunda seria a de garantir uma taxa adequada de insumos por aluno, uma vez que parece haver um efeito escala negativo quando aumenta muito o número de matrículas na quarta série. Por que os efeitos dessas duas variáveis não se mostraram significativos para as escolas públicas? Talvez variáveis não observáveis nas escolas públicas podem estar impedindo que essas políticas apresentem resultados positivos¹⁶.

A maioria das variáveis nessa análise se mostrou determinante para o aprendizado nas escolas públicas, porém, não estão diretamente associadas a políticas de educação. Essa constatação vai ao encontro do que Hanushek (Op.cit) e que parte da literatura internacional sobre o tema defendem: que as características que fazem uma boa escola, um bom professor ou um bom diretor não são passíveis de mensuração e não se explicam por características observáveis, tais como os anos de escolaridade, a idade ou seus anos de experiência.

Por outro lado, talvez o método de estimação não seja o adequado para se medir o impacto das variáveis regressoras de interesse, como defendido por Lee (2001). Será que o uso de modelos hierárquicos traria resultados diferentes? Por enquanto, a única conclusão que os resultados nos permitem inferir é que as condições socioeconômicas dos alunos e suas famílias são as grandes responsáveis pelo desempenho dos alunos no caso aqui estudado (alunos da 4ª série avaliados nas provas de matemática), e que a estratificação social que existe no país replica-se no sistema educacional. Este, por sua vez, não consegue quebrar as barreiras da estratificação, tornando-se mais uma força no sentido da reprodução da desigualdade.

¹⁶Para uma análise mais profunda sobre o custo-efetividade dessas políticas, ver Oliveira (2008), que encontra efeitos significativos sobre o desempenho dos alunos da 4ª série em matemática de escolas públicas da jornada escolar e do tamanho da escola, utilizando a técnica de estimador de *matching* e dados do SAEB 2005.

Referências Bibliográficas

- Alves, M. T. G. & Soares, J. F. (2007), 'As pesquisas sobre o efeito das escolas: contribuições metodológicas para a sociologia da educação', *Sociedade e Estado* 22(2), 435–473.
- Angrist, J. D. & Krueger, A. B. (1999), Empirical strategies in labor economics, in O. Arshenfelter & D. Card, eds, 'Handbook of labor economics', Vol. 3, Elsevier.
- Biondi, R. L. & Felício, F. (2007), *Atributos escolares e o desempenho dos estudantes: uma análise de painel dos dados do SAEB*, 1 edn, INEP, Brasília.
- Felício, F. & Fernandes, R. (2006), 'O efeito da qualidade da escola sobre o desempenho escolar: uma avaliação do ensino fundamental no estado de são paulo', Dissertação.
- Franco, C. et al. (2007), 'Qualidade e equidade em educação: reconsiderando o significado de fatores intra-escolares', *Avaliação de Políticas Públicas Educacionais* 15(55), 277–298.
- Glewwe, P. & Kremer, M. (2006), Schools, teachers, and education outcomes in developing countries, in E. Hanushek & F. Welch, eds, 'Handbook of the Economics of Education', Vol. 2, Elsevier.
- Hanushek, E. (1995), 'Interpreting recent research on schooling in developing countries', *World Bank Research Observer* 10(2), 227–246.
- Hanushek, E. (2002), Teacher quality, in L. E. W. M. IZUMI, ed., 'Teacher Quality', Hoover Institution Press.
- Hanushek, E. (2005a), 'Teachers, school and academic achievement', *Econometrica* 73(2), 417–458.
- Hanushek, E. (2005b), 'Why quality matters in education', *Finance and development* 42(2), 15–19.
- Hanushek, E. & Pace, R. R. (1995), 'Who chooses to teach (and why)?', *Economics of education review* 14(2), 101–117.
- INEP (2009a), 'Censo escolar', <http://portal.inep.gov.br/microdados>.
- INEP (2009b), 'Sistema de avaliação da educação básica - saeb', <http://portal.inep.gov.br/microdados>.
- Kremer, M. (1995), 'Randomized evaluations of educational programs in developing countries: some lessons', *American Economic Review* 93(2), 102–115.
- Lazear, E. (2003), 'Teacher incentives', *Swedish Economic Policy Review* 10(3), 179–214.
- Lee, V. E. (2001), 'Using multilevel methods to investigate research questions that involves nested data: examples from education', *Estudos em avaliação educacional* (24), 47–68.

Menezes-Filho, N. A. (2007), 'Os determinantes do desempenho escolar no Brasil.', <https://www.todospelaeducacao.org.br//arquivos/biblioteca/f4e8070a-8390-479c-a532-803bbf14993a.pdf>.

Mulligan, C. B. (1999), 'Galton versus the human capital approach do inheritance', *Journal of Political Economy* 107(6), 184–224.

Murnane, R. J. et al. (2000), 'How important are cognitive skills of teenagers in predicting subsequent earnings?', *Journal of Policy Analysis and Management* 19(4), 547–568.

Oliveira, J. M. (2008), 'Custo efetividade de políticas de redução do tamanho da classe e ampliação da jornada escolar: uma aplicação de estimadores de matching', Dissertação.

SHORT AND INTERMEDIATE-TERM PRICE PERFORMANCE OF UNSEASONED ISSUES

MUHAMMAD ZUBAIR MUMTAZ *
ZACHARY ALEXANDER SMITH †

Resumo

Avaliamos o desempenho de preços no curto e médio prazo de ofertas públicas iniciais no período de 1995 a 2014. Encontramos que as novas emissões, em média, são subavaliadas no dia de listagem e obtêm retornos anormais significativos até os quinze dias de negociação. No caso do desempenho a médio prazo, os investidores obtêm retornos positivos anormais para, no máximo, dois meses de negociação. Utilizamos análise de limites extremos, regressão lasso e regressão passo a passo para selecionar os fatores determinantes do desempenho a curto e médio prazo. Cada método econométrico possui suas próprias especificações e características para identificar os melhores parâmetros.

Palavras-chave: Ofertas públicas; *Performance* de preço; Curto prazo; Médio prazo; Análise de limites extremos.

Abstract

The researchers examined the short-term and intermediate-term price performance of unseasoned issues during the period lasting from 1995 to 2014. We find that new issues, on average, are underpriced on listing day and obtain significant abnormal returns up to fifteen trading days. In case of intermediate-term performance, investors yield positive abnormal returns for the first two months of trading but not thereafter. We employ Extreme Bounds Analysis, Lasso Regression, and Stepwise Regression to select the determinant factors of short-term and intermediate-term performance and find that each econometric method has its own build-in specifications and characteristics to identify the best parameters.

Keywords: Unseasoned issues; Price performance; Short-term; Intermediate-term; Extreme Bounds Analysis.

JEL classification: G11, G14

DOI: <http://dx.doi.org/10.11606/1413-8050/ea140809>

* National University of Sciences and Technology, School of Social Sciences & Humanities, Pakistan. Email: zubair@s3h.nust.edu.pk

† Saint Leo University, Donald R. Tapia School of Business, United States. Email: zacharyasmith@gmail.com

1 Introduction

Over the past four decades, the underpricing of unseasoned issues has been a pervasive phenomenon for which prior research documented that new issues generally tend to be underpriced (Logue 1973, Ibboston 1975). Underpricing is the percentage premium that an investor receives at the initial market trade. Researchers attempted to shed light on determination of abnormal returns in different countries as well as across time periods. Ibboston (1975) found that, on average, new issues earned significant abnormal return on initial trading day. However, the magnitude of the underpricing varies from country to country. Banerjee et al. (2011) argued that underpricing is not a country specific issue but is a general phenomenon. Loughran et al. (2013) observed higher underpricing in developing markets when compared to developed markets. They postulated that higher underpricing is attributed to the volatility of developing countries markets entailing higher risk. Moshirian et al. (2010) documented that initial underpricing in Asian countries is comparatively higher than other markets.

In Pakistan, Sohail & Nasr (2007) examined 50 unseasoned issues during the 2000–2006 period and documented the existence of initial underpricing of 35.66%. Sohail & Rehman (2010) further measured short-run underpricing of 73 IPOs over 20-trading days starting from listing during the 2000–2009 period and found evidence of underpricing that ranged from 37% to 42%. Kayani & Amjad (2011) reported initial underpricing of 39.86% using 59 IPOs from 2000 to 2010. Additionally, Afza et al. (2013) using 55 IPOs found the existence of initial underpricing of 28.03% during the period of 2000–2011. Recently, in another study carried out by Mumtaz & Ahmed (2014) using 75 IPOs, the researchers found the existence of initial underpricing of 30.30% during the 2000 to 2011 time period. All these studies have examined underpricing in the Pakistani market using the following time periods: (a) at listing day and (b) over the 30-trading day period starting from listing comprising the periodicity from 2000 to 2011. This study adds to the existing literature by measuring the short-term and intermediate-term pricing performance of 121 IPOs listed on the Karachi Stock Exchange from 1995 to 2014. Short-term performance is measured from listing to 15-trading days and intermediate-term performance is examined from one to six months of trading. In prior studies, researchers selected control variables at random and identified whether they were significant or not but in the case of IPO studies there was no specific methodology applied to classify explanatory variables based on their sensitivity and robustness. To examine the robust determinants of short-term and intermediate-term performance of unseasoned issues, a comprehensive analysis has been carried out using the EBA technique. This method identifies the true and robust variables that affect the performance of unseasoned issues. The purpose of this study is to identify the best descriptive model of performance of unseasoned issues by including the EBA technique. This method enhances the study by employing a sensitivity analysis to illustrate that the parameter estimates are stable, which reduces the uncertainty in selecting the final model (Leamer 1983), and provides an enhanced platform to identify and evaluate whether the variables are ‘true’ predictors of unseasoned issues.

In line with previous researches, this study reports the strong evidence of short-term underpricing in Pakistani market. Unseasoned issues are underpriced on average by 14.23% on listing day. The results of short-term price

performance predict that investors earn significant positive abnormal return over 15-trading days. However, intermediate-term performance suggests that investors obtain positive returns after 2 months but thereafter no evidence of abnormal returns is found over 6 months. The robust predictors of short-term performance are investigated through the EBA technique on the first and fifteen trading days and results thereof suggest oversubscription being foremost factor followed by aftermarket risk level. Other robust variables include rate of return on assets, offer price and market return. The determinants of intermediate-term performance are examined over third and six month of trading and found that oversubscription, rate of return on assets and underwriters prestige are the robust predictors. We also compare our results with other econometric techniques (e.g. lasso regression and stepwise regression). The results suggest that every technique has its own methodological framework to identify and select variables, however, the EBA is preferable over the others based on its sensitivity analysis thereby reducing the ambiguity in selecting explanatory variables.

2 Literature Review

Researchers provided evidence that unseasoned issues earn abnormal excess returns on listing day (Agathee et al. 2012, Aggarwal et al. 1993), illustrating that the closing market price is more than the offer price. The magnitude of underpricing in developing markets is higher as compared to the developed markets (Loughran et al. 2013, Banerjee et al. 2011). There are a few studies that have examined the short-term performance of unseasoned issues up to one-month. Ljungqvist et al. (2006) argued that the post-issue prices in developing markets may take more time to reach its equilibrium. We extend the existing literature by examining the short- and intermediate-term price performance of new issues up to the 6th month of trading to detect abnormal returns.

Several theoretical explanations have been formulated to describe short-term performance. First, the winner's curse hypothesis is one of the most prominent models developed by Rock (1986). It assumes that asymmetric information caused underpricing. Rock categorized investors into two forms: (a) informed and (b) uninformed. To determine the value of the firm as well as offer price, informed investors sought information through an evaluation of costs while uninformed investors do not have access to obtain readily available information. Informed investors participate only in those issues that tend to be underpriced leading to an impression that the new stocks may be, oversubscribed. The problem of information asymmetry suggests that uninformed investors may invest in overpriced issues which lead them to obtain negative returns (Ritter & Welch 2002). This position is known as winner's curse. Second, the signaling hypothesis explains that this mechanism used by firms (Welch 1989) caused underpricing whereby prominent companies deliberately underprice their issues to provide indication to the market and "leaving a good taste in investors' mouths" (Ibboston 1975). Subsequently, these firms issue seasoned offerings at higher prices. Third, the ex-ante uncertainty hypothesis is related to information asymmetry emphasizing the investing risk faced by the prospective investors. In presence of the ex-ante uncertainty, the offering price will be too low thereby increasing the level of over-

subscription. Unseasoned issues are intentionally underpriced to reduce the possibility that the issue will fail. Moreover, underpricing is correlated positively with the ex-ante uncertainty. Fourth, the ownership dispersion hypothesis posits that issuers deliberately underprice securities to generate more demand so a large number of small shareholders may be attracted (Ritter 1998). This dispersed ownership may increase the liquidity of the firm. Prior studies documented a negative relationship between promoters' holdings and underpricing. Fifth, the monitoring hypothesis describes that firms have the benefit to underprice IPOs leading to a decrease in the costs of monitoring by large institutional investors and new shareholders as well. As a result, conflicting interests arise because the benefits of both the managers and the shareholders are misaligned. Brennan & Franks (1997) argued that underpricing is a way to dispersed ownership by managers. However, managers use it as a tool to determine the level of underpricing. Sixth, the hypothesis of law avoidance presents that companies underprice their issues to minimize the possibility of lawsuits from the investors that may arise because of any error or omission in the issuance of the prospectus. Banerjee et al. (2011) found a direct association between the accessibility of legal recourse and underpricing.

Empirically, it has been found that unseasoned issues outperform in short-run. In an early study, Reilly & Hatfield (1969) documented initial underpricing of 11% in the US market from 1963–1965. During the decade of the 1980s, underpricing was just 7% while it was almost double (15%) from 1990–2000. Liu & Ritter (2010) reported the underpricing of 12% during the 2001–2008 period. However, the level of underpricing was more than 65% during the bubble period (i.e. 1999–2000) illustrating that abnormal excess returns vary with the time period. In the U.K. market, Khurshed & Mudambi (2002) argued that the degree of underpricing depends on the benchmarks used. Belghitar & Dixon (2012) examined 335 UK IPOs and found initial underpricing of 12.07%. Additionally, they documented that IPOs backed by venture capital firms are less underpriced than non-venture capitalist IPOs.

Prior research has argued that the underpricing in the emerging markets is greater than underpricing in the developed markets due to the higher uncertainty associated with new issues. Borges (2007) examined 41 Portuguese unseasoned issues and found initial underpricing of 11.12%. To analyze different IPO methods, Kucukkocaoglu (2008) concluded that underpricing is higher when the fixed offer and book building mechanisms are used. In an analysis of 34 Tunisian IPOs from 1992–2008, Zouari et al. (2009) found underpricing of 16.1%, 16.8% and 17.8% on the 1, 2 and 3-trading day respectively. They determined that oversubscription, capital retention, underwriters' reputation, and offer price are significant factors of underpricing. Underpricing of 47 Gulf firms was found to be 290% during the 2001–2006 period (Omran et al. 2010). Moshirian et al. (2010) comprehensively analyzed the initial excess returns during the 1991 to 2004 period in six Asian-Pacific countries and found: (a) 202.63% in China, (b) 70.30% in Korea, (c) 61.81% in Malaysia, (d) 21.43% in Hong Kong, (e) 34.04% in Japan and (f) 33.10% in Singapore. In the Hong Kong market, Yan et al. (2010) reported initial underpricing of 16.8% during the 1993–2003 period.

Adjasi et al. (2011) studied 80 Nigerian issues reporting initial underpricing of 43.10% during 1990–2006 period. They determined that offer size, a firm's size and auditing firms significantly impact underpricing. However, the size of the firm is positively associated with underpricing. Initial under-

Table 1: Underpricing of unseasoned issues in developing countries

Study	Period	Sample Size	Country	Underpricing (%)	Possible causes of IPOs underpricing identified by various studies
Islam (2014)	2003-2013	105	Bangladesh	250.38	Oversubscription, offer size, market capitalization, underwriters' prestige and ownership retention.
Mumtaz & Ahmed (2014)	2000-2011	75	Pakistan	30.30	Aftermarket risk, oversubscription, offer price and financial leverage.
Song et al. (2014)	2006-2011	948	China	66.00	Offer size, age of firm, and earnings per share.
Afza et al. (2013)	2000-2011	55	Pakistan	28.03	Corporate governance and CEO duality.
Chuanrommanee & Boonchuaymetta (2013)	2001-2011	153	Thailand	18.03	Offer size, IPO allocation to institutional investors and length of lockup period.
Darmadi & Gunawan (2013)	2003-2011	101	Indonesia	22.20	Board size, Board independence and institutional ownership.
Avelino (2013)	2004-2011	129	Brazil	4.79	Market returns and assets of the firm.
Sahoo (2012)	2002-2008	72	India	39.93	Post issue promoters holding, P/E ratio, IPO activity, and book value.
Abubakar & Uzaki (2012)	2000-2011	476	Malaysia	35.87	Offer size, issue price and firm's age.
Jewartowski & Lininska (2012)	1998-2008	186	Poland	13.95	Size of firm, ROE and volatility of market return.
Agathee et al. (2012)	1989-2005	44	Mauritius	13.14	Aftermarket risk level of IPOs, age of firm, Z-score and earnings per share.
Alagidede & Heerden (2012)	2006-2010	138	South Africa	108.30	-
Kayani & Amjad (2011)	2000-2010	59	Pakistan	39.87	Oversubscription, ex-ante uncertainty, offer size and market capitalization.
Adjasi et al. (2011)	1990-2006	80	Nigeria	43.10	Offer price, quality of audit firms, and offer size.
Sohail & Rehman (2010)	2000-2009	73	Pakistan	42.10	-
Chong et al. (2010)	1993-2003	92	Hong Kong	16.80	Market conditions, offer price, historical growth of firm, and price to book ratio.

Table 1: Underpricing of unseasoned issues in developing countries (continued)

Study	Period	Sample Size	Country	Underpricing (%)	Possible causes of IPOs underpricing identified by various studies
Samarakoon (2010)	1987-2008	105	Sri Lanka	33.50	Offer size, underwriter's prestige, hot market dummy, market sentiment, and privatization issues.
Islam et al. (2010)	1995-2005	117	Bangladesh	156.16	Offer size, and firm's size.
Chorruk & Worthington (2010)	1997-2008	136	Thailand	17.60	-
Pande & Vaidyanathan (2009)	2002-2004	55	India	22.62	Oversubscription and listing delay.
Zouari et al. (2009)	1992-2008	34	Tunis	16.10	Oversubscription, capital retention, underwriters, and offer price.
Kucukkocaoglu (2008)	1993-2005	217	Turkey	11.73	Percentage of shares offered, offer size, net profit, and age of firm.
Lin & Hsu (2008)	1999-2004	171	Hong Kong	6.09	Oversubscription, and trading and services dummy.
		103	Taiwan	2.57	Oversubscription, and trading volume.
Deng & Dorfleitner (2008)	2002-2004	237	China	89.61	P/E ratio, offer size, cost of offerings, and net asset per share.
Hassan & Quayes (2008)	1991-1997	90	Bangladesh	108.00	Long-term debt/total assets, foreign ownership, insider share and offer size.
Sohail & Nasr (2007)	2000-2005	50	Pakistan	35.66	Market capitalization, ex-ante uncertainty, size of firm, percentage of shares offered.
Borges (2007)	1988-2004	41	Portugal	11.12	Private ownership, secondary offering and book building.
Ghosh (2005)	1993-2001	1,842	India	91.06	Size of firm, seasoned offerings and hot/cold IPOs.
Kiyamaz (2000)	1990-1996	138	Turkey	13.60	Firm's size, market return and self-IPOs.

pricing of 476 Malaysian IPOs is reported by 35.87% (Abubakar & Uzaki 2012) and found that offer size and age of the firm influenced underpricing. Jewartowski & Lininska (2012) concluded that there was evidence of significant abnormal returns of 13.95% for 186 Polish IPOs from 1998 to 2008. Agathee et al. (2012) argued that the level of underpricing is more significant in small cap companies when compared to large cap companies. Furthermore, they found that financially healthy firms caused lower underpricing. They reported that the underpricing of 44 Mauritius IPOs was 13.14% from 1989 to 2005. This underpricing was affected due to the financial strength, risk and prestige of auditors. Alagidede & Heerden (2012) examined 138 South African IPOs from 2006 to 2010 and documented abnormal excess returns of 108.3%, 102.4%, 195.8%, 201.2% and 197.8% on the 1, 5, 10, 15 and 20-trading day, respectively.

Banerjee et al. (2011) analyzed 8,700 IPOs in 36 countries between the period lasting from 2000 to 2006 and provided evidence of initial underpricing in all the countries illustrating that it is a general phenomenon. Average underpricing is less than 10% in a few European countries and more than 20% in some Asian and North American countries. Banerjee et al. (2011) reported the evidence of average abnormal returns in 11 Asian countries: (a) 57.14% in China, (b) 22.21% in Hong Kong, (c) 31.18% in Malaysia, (d) 45.50% in Philippines, (e) 54.57% in Korea, (f) 19.15% in Thailand, (g) 45.14% in Japan, (h) 52.25% in Indonesia, (i) 25.01% in India, (j) 17.25% in Taiwan and (k) 12.94% in Singapore. They found that information asymmetry and agency cost hypotheses are influencing factors in determining underpricing. In addition, they argued that underpricing can be reduced through an effective contract enforcement mechanism. Loughran et al. (2013) measured the initial underpricing of 50 countries including 11 Asian countries which were: (a) 137.4% in China, (b) 15.4% in Hong Kong, (c) 62.6% in Malaysia, (d) 21.2% in Philippines, (e) 61.6% in Korea, (f) 36.6% in Thailand, (g) 40.2% in Japan, (h) 25.7% in Indonesia, (i) 88.5% in India, (j) 37.2% in Taiwan and (k) 26.1% in Singapore. Underpricing of unseasoned issues and their causes in developing countries is summarized at Table 1.

3 Unseasoned issues in Pakistan

In the Pakistani market, the floatation of unseasoned issues is a not new proposition for firms that desire to raise capital. To this end, the first unseasoned equity issuance was the Karachi Electric Supply Corporation, which did not issue a prospectus but was listed on the Karachi Stock Exchange on April 2, 1949. M/s Hussain Industries, a company limited in shares, took the initiative to become the first to issue its prospectus in 1953 inviting subscription from the general public. From 1953 to 1990, the pace of IPO issuance remained sluggish.

Table 2 exhibits the characteristics of newly issued securities in Pakistan during the period lasting from 1991 to 2014. The table shows that the pace of unseasoned deals was elevated from 1991 to 1996 but it showed a decreasing trend after 1997. The Corporate Law Authority (CLA) was set up in 1986 as a regulatory body solely responsible for regulating the issuance of unseasoned shares. But it was not that efficient as most of the companies presented themselves as underwriters' to float their shares to the general public. Over

time, the CLA was abolished and in order to promote better regulatory management, the Securities and Exchange Commission of Pakistan (SECP) was formulated in 1997 so as to make the IPO process more rigorous and competitive.

On average, 18 IPOs were issued per year with capital of Rs.11.20 billion raised over the sample period. Between 1991 and 1999, 37 IPOs floated on average with gross proceeds of Rs. 9.36 billion whereas during the period lasting from 2000 to 2014, on average 6 IPOs were issued with a capital raised amounting to Rs.12.32 billion. During the years, 2004, 2005 and 2007, the number of unseasoned deals was small but attracted a huge amount of money from the general public. After the formulation of SECP, the number of deals substantially decreased due to the fact that only those firms having the ability to sustain and perform in future were allowed to issue their shares to the general public. The average proceeds per unseasoned issue over the sample period is reported at Rs. 232.73 million.

Table 2: Position of unseasoned issues in Pakistan, 1991 – 2014

Year	Number of IPOs	Aggregate proceeds (Rs. Mn.)	%	Average proceeds/IPO (Rs. Mn.)
1991	61	5,297.00	5.32	86.84
1992	86	5,609.18	5.63	65.22
1993	38	2,521.09	2.53	66.34
1994	73	5,668.85	5.69	77.66
1995	41	8,375.78	8.41	204.29
1996	30	3,136.50	3.15	104.55
1997	4	662.50	0.67	165.63
1998	1	99.60	0.10	99.60
1999	-	-	-	-
2000	3	542.00	0.54	180.67
2001	4	895.00	0.90	223.75
2002	4	877.54	0.88	219.39
2003	4	2,654.85	2.67	663.71
2004	9	17,610.40	17.68	1,956.71
2005	14	10,741.80	10.78	767.27
2006	3	1,126.50	1.13	375.50
2007	11	14,300.55	14.36	1,300.05
2008	9	7,067.22	7.09	785.25
2009	5	1,648.60	1.66	329.72
2010	7	4,693.00	4.71	670.43
2011	6	2,716.88	2.73	452.81
2012	5	575.00	0.57	115.00
2013	2	835.65	0.84	417.83
2014	8	1,954.86	1.96	244.36
Total	428	99,610.35	100.00	232.73

The table shows the year-wise position of unseasoned issuance activity during the period from 1991 to 2014. Aggregate proceeds, their percentage participation, and average proceeds per IPO are also reported.

Like the international experiences, Pakistani market also shows evidence of underpricing. A few studies have examined the price performance of unseasoned issues in Pakistan. To begin with, Sohail & Nasr (2007) examined 50 IPOs listed on KSE from 2000 to 2005 and documented an average initial return of 35.66%. They found that oversubscription, market capitalization, offer size, and risk are the significant determinants that caused IPO underpricing. Rizwan & Khan (2007) analyzed 35 IPOs during the 2000 to 2006 time

frame and reported initial underpricing of 36.48%. Sohail & Rehman (2009) further reported an average underpricing of 35.52% for financial firms and 36.80% for non-financial firms. Sohail & Rehman (2010) analyzed the short-term performance of 73 IPOs over a 20-trading day period and found IPO underpricing during this period. Kayani & Amjad (2011) examined 59 IPOs and reported on average an initial underpricing of 39.87% during the 2000 to 2010 period. Afza et al. (2013) reported initial underpricing of 28.03% after analyzing 55 IPOs from 2000 to 2011. In a recent study, Mumtaz & Ahmed (2014) conducted short-run performance over 30-trading day using 75 unseasoned issues during the period from 2000 to 2011. They found that IPO are underpriced by 30.30% on listing day and investors earned significant abnormal return over 30-trading day. Moreover, they reported that risk, oversubscription, offer price and financial leverage are the main determinants of IPO underpricing.

4 Empirical Methodology

4.1 Measuring Short- and Intermediate-term Performance of Unseasoned Issues

To estimate the performance of unseasoned issues, different methods have been used. We follow the similar methodology used in prior researches (Aggarwal et al. 1993, Mok & Hui 1998, Sohail & Nasr 2007, Agathee et al. 2012). Almost all the empirical studies examined underpricing on the initial trading day while a few concentrated on performance over a longer time horizon¹. Ljungqvist et al. (2006) argued that it is, appropriate to measure the short-term performance in a longer-window as emerging markets may take more time to adjust the post-issue prices towards their longer-term equilibrium. Kooli & Suret (2004) argued that initial underpricing is desirable when the difference between subscription and listing date persists. From the perspective of the Pakistani market where persistence of time gap is long as compared to developed markets, it is more suitable to investigate short-term as well as intermediate-term pricing performance. Short-term price performance is, therefore, estimated through market adjusted abnormal returns (MAAR) stock i at d th trading day as:

$$MAAR_{i,d} = 100 \times \frac{(1 + R_{i,d})}{1 + R_{m,d}} - 1 \quad (1)$$

where $MAAR_{i,d}$ is the abnormal excess return for stock i at the close of d th trading day ($d = 1, 2, 3, \dots, 15$). $R_{i,d}$ is raw return for stock i at the d th trading day² and $R_{m,d}$ is market return of the corresponding day to the offering by stock i ³. Average $MAAR(i, d)$ of the sample IPOs at the d th trading day is measured as: $\overline{MAAR}_t = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n MAAR_{i,d}$. For testing the null hypothesis that

¹Short run performance examined up to one month (Khurshed & Mudambi 2002, Sohail & Rehman 2010, Alagidede & Heerden 2012, Perera & Kulendran 2012, Mumtaz & Ahmed 2014)

² $R_{i,d}$ = the raw return for stock i at the end of the d th trading day. It is computed as: $R_{i,d} = (\frac{P_{i,d}}{P_{i,0}} - 1)$ where $P_{i,d}$ = price of stock i at the end of d th trading day and $P_{i,0}$ = offer price of stock i .

³ $R_{m,d}$ = the market return (benchmark index i.e., KSE-100). It is calculated as: $R_{m,d} = (\frac{I_{m,d}}{I_{m,0}} - 1)$ where $I_{m,d}$ = value of market index at the end of the d th trading day and $I_{m,0}$ = value of market index on the offering date of stock i .

mean market adjusted abnormal return is equal to zero, test statistic is computed as: $t = \frac{\overline{MAAR}_d}{s/\sqrt{n}}$, where s is the standard deviation of $MAAR_{i,d}$ for a n number of firms. Following hypothesis is developed to test the mean $MAAR$ on the first to fifteen trading days is equal to zero:

Hypothesis 1:

$$H_0 : \overline{MAAR}_t = 0$$

$$H_1 : \overline{MAAR}_t \neq 0$$

Subsequently, intermediate-term price performance is examined over 6-month of trading starting from the first month, it is hypothesized as:

Hypothesis 2:

$$H_0 : \overline{MAAR}_t = 0$$

$$H_1 : \overline{MAAR}_t \neq 0$$

4.2 Extreme Bounds Analysis for Testing the Factors that Cause Short- and Intermediate-term Price Performance

A regression model is based on examining how various explanatory variables affect the dependent variable. However, the influence of explanatory variables over the dependent variable varies, that's why developing a model remained an issue. In empirical modeling, model uncertainty is an important problem (Temple 2000). Thus, a preferred model is used followed by result of diagnostic tests. Temple argued that "several different models may all seem reasonable given data, but lead to very different conclusions about the parameter of interests". To examine the determinants of short- and intermediate-term pricing performance of unseasoned issues, a theoretical framework for the researchers formulating a proper regression model is desired. Various regression models have been developed so far by researchers but if the question is to examine the robustness of variables of interest a specific method should be used. The extreme bounds analysis (EBA) methodology is used to evaluate the robustness of the independent variables in determining the performance of IPOs.

Initially, Cooley & LeRoy (1981) argued that the economic theory does not elaborate as to which variables are to be kept constant by applying statistical tests. To investigate the determinant variables that influenced the dependent variable, EBA was developed by Leamer (1983, 1985) and implemented practically by Levine & Renelt (1992). The EBA technique is useful process to evaluate and provide the sensitivity of expected outcomes to specification changes. Further, EBA reduces the model uncertainty because the extreme values of coefficient on the variable of interest minimizes the chances of uncertainty. The explanatory variable is classified as 'robust' if expected outcomes remain significant and do not alter its sign when set of explanatory variables is changed. To determine the influencing factors, Moosa & Cardak (2006) defined the following regression:

$$Y_i = \alpha_0 + \sum_{j=1}^n \alpha_j X_{ji} + \epsilon_i \quad (2)$$

where Y_i is the dependent variable of firm i , X_{ji} is the j^{th} explanatory variable of firm i ; and ϵ_i is error term. Prior studies proposed various regressions

that elucidate the combination of explanatory variables. The purpose of applying this technique is to select true predictors of the dependent variable. For instance, x_1 may be significant when x_2 and x_3 are included in the regression and not when x_4 is included. Generally, it is an issue for selecting of which set of all variables x_j 's do we select? Earlier studies have shown that after extensive data mining and research, appropriate regressions can be found that support a preconceived idea. To investigate the explanatory variables, EBA technique is used to a linear regression. The model can be specified as:

$$Y_i = \alpha_0 + \sum_{j=1}^n \delta_j X_{ji} + \beta Q_i + \sum_{j=1}^m \gamma_j Z_{ji} + \epsilon_i \quad (3)$$

where X is an important explanatory variable(s) as indicated by previous studies, called the free or fixed, Q is the variable of interest of which robustness is tested; and Z is the potentially important determinant. This technique estimates the coefficient of variable of interest Q of which robustness is tested. To examine the sensitivity of an explanatory variable, thousands of regressions are run to find the values of the respective coefficient. Fixed variable(s) X is used in every regression, the variable of interest Q and the set of Z variables are selected from a predetermined pool. This technique is based on estimated coefficient values for the variable of interest, Q . Owing to more Z variables, the number of regression increases. For instance, Sala-i Martin (1997) ran almost two million regressions. Initially, Sala-i Martin (1996) ran nearly four million regressions to examine the robustness of explanatory variables under EBA method.

In face of criticism, it creates the problem of multicollinearity inflating standard errors. Generally, it happens because of weak data problem. To overcome, Levine & Renelt (1992) proposed three conditions: (a) in each regression, only three explanatory variables are used, (b) small group of variables comprised three Z variables, and (c) the selection of Z variables as variable of interest. In addition, this approach is too stringent. If a coefficient alters its sign in a single out of many thousand regressions, it is treated as "fragile". In empirical testing, EBA is the robust predictor of explanatory variables which emphasizes that it is superior from relative to conventional cross-sectional analysis. It is a procedure that gives a sensitivity analysis and generates robust results. In conventional reporting, Leamer & Leonard (1983) opposed the empirical results arguing that "the reported findings are extensively regarded to overemphasize the accuracy of estimate and possibly to distort them as well" (p. 306).

To summarize, EBA is an effective tool which reduces the ambiguity by selecting the explanatory variables. After rigorous regressions, it selects only those variables that are true predictors of dependent variable.

4.3 Comparison of the EBA Technique with Other Econometric Methods

The objective of using the EBA technique in this study is to identify variables that are robust and 'truly' influence the performance of short- and intermediate-term unseasoned issues. To examine the sensitivity and robustness of the EBA, we compare the results obtained by other econometric methods. Statistically, lasso (least absolute shrinkage and selection operator) is a regression

analysis which emphasizes the selection of variables to enhance the regression's prediction accuracy. Lasso regression, an innovative variable selection technique, was proposed by Tibshirani (1996). Because the selection of parameters is crucial in a regression under which a large collection of possible covariates selects a parsimonious set for the well-organized prediction of a response variable. This technique reduces the residual sum of squares with the requirement that the sum of the absolute value of the coefficients be less than some constant. Lasso tends to assign zero weight to the most irrelevant features and therefore, it is a promising technique for feature selection. This method not only improves the prediction accuracy in the wake of multicollinearity, but also emphasizes various properties like interpretability and numerical stability. The lasso estimate is defined as:

$$\hat{\beta}^{lasso} = \underset{\beta}{\operatorname{argmin}} \sum_{i=1}^n (y_i - \beta_0 - \sum_{j=1}^p x_{ij} \beta_j)^2 \quad (4)$$

$$\text{subject to } \sum_{j=1}^p |\beta_j| \leq t$$

If $t > \sum_{j=1}^p |\hat{\beta}_j^0|$, then the lasso algorithm obtains the same result as the OLS estimate. However, if $0 < t < \sum_{j=1}^p |\hat{\beta}_j^0|$ then the problem is equivalent to:

$$\hat{\beta}^{lasso} = \underset{\beta}{\operatorname{argmin}} \left(\sum_{j=1}^n (y_i - \beta_0 - \sum_{j=1}^p x_{ij} \beta_j)^2 + \lambda \sum_{j=1}^p |\beta_j| \right) \quad (5)$$

$\lambda = 0$ which shows a one-to-one relationship between λ and lasso parameter t . The Lasso tends to produce some coefficients that are exactly zero. Comparing the OLS whose predicted coefficients $\hat{\beta}^0$ is an unbiased estimator of β^0 showing a small bias to reduce the variance of the predicted value and improve the overall prediction accuracy.

Another econometric technique is a stepwise regression, which is commonly used for identifying the explanatory variables (Clawson 1974, McIntyre et al. 1983). Using the statistical tool, it identifies a subset of independent variables to be included in the model. Stepwise regression minimizes the number of explanatory variables to achieve a parsimonious model but maximize the explanatory power. Soroush et al. (2012) argued that stepwise regression predicts the best explanatory variables affecting input variable. In this regression, variables are added and this process is continued until either all variables have been selected or no further improvement is being observed.

5 Data and Explanation of Variables

This study employs 121 unseasoned issues listed on Karachi Stock Exchange during the period from 1995 to 2014 period. The data for the study on unseasoned IPO shares was obtained from the prospectus for issuance of new shares from the SECP and both opening and closing prices of shares as well as KSE-100 Index was gathered from the KSE database. We determine the robust predictors that influence the short-term and intermediate-term. Following explanatory variables have identified that may affect pricing performance of unseasoned issues:

$$\begin{aligned}
MAAR_i = & \alpha_0 + \beta_1 Sub_i + \beta_2 Risk_i \\
& + \beta_3 ROA_i + \beta_4 OPrice_i + \beta_5 UW_i \\
& + \beta_6 PSO_i + \beta_7 LDel_i + \beta_8 FinLev_i \\
& + \beta_9 Mkt_vol_i + \beta_{10} Age_i + \beta_{11} FSize_i \\
& + \beta_{12} EPS_i + \beta_{13} Mkt_ret_i + \beta_{14} Hot_i + \epsilon_i
\end{aligned} \tag{6}$$

Table 3 presents the description of explanatory variables used in this study. Earlier studies documented different control variables that influence the level of underpricing, however, it is crucial to choose only those factors that truly cause short- and intermediate-term pricing performance. This study employs EBA technique to examine the determinant factors that cause performance of unseasoned issues. Therefore, fourteen explanatory variables are considered, out of which two *X*-variables are selected as fixed to be used in every regression while from rest of twelve variables, *Q* and *Z* variables are selected. In empirical testing, the *X* variable(s) are important determinants with regard to theoretical and empirical evidences identified by earlier studies. Out of twelve, the robustness of the variable of interest *Q* is examined. However, three *Z*-variables are chosen from the rest of eleven variables, leading to 1,980 regressions (165 regressions for each variable of interest) and in total 7,920 regressions.

Table 4 presents the characteristics of 121 IPOs issued on KSE from 1995 to 2014. On average, unseasoned issues are subscribed by 2.63 times and the median value is slightly more than one times indicating nominal oversubscription in Pakistani market. The mean value of *Risk* is 1.52 whereas median value is 0.97 illustrating the small variability in post-issue pricing. *ROA*, on average, is 2.67% describing the negligible returns earned by firms prior to going public. Median *ROA* is just 0.02% along with a standard deviation of 5.49%. Highest and lowest *OPrice* are PKR 235 and PKR 10 respectively. *OPrice* is PKR 20.04 on average and a median value is PKR 10. This implies that matured firms offer high prices because of their sound financial credentials while small and young firms offer low prices with an objective to achieve the desired results. *OSize* is PKR 464.23 million on average whereas median size of new issues is PKR 160 million. Average *PSO* is 28.21% showing the proportion of shares offered to general public. Median *PSO* is 25% with standard deviation of 18.93%.

Listing delay is 58.59 days on average and median value is 47 days. This reflects that firms take a long time from the offering and listing which creates uncertainty and affect abnormal returns. On average, financial leverage is 17.35% while median value is 6.28% representing firms' borrowed small proportion of funds. On an average, *Mkt_vol* is 1.30% explaining small fluctuations in market return. Average age of firm is 8.71 years. In sample, eleven firms having life of more than 25 years, excluding these, average age of the firm reduces to 5.02 years closing to median age of 4 years. The mean value of *FSize* is PKR 16,264 million. The lowest and highest firm size include PKR zero million and PKR 562,916 million respectively. Large variations of firm size depicts that diversified IPOs are included in the sample. Every share of IPO firm earns on average EPS of PKR 0.73 indicating the minimal income earned by firms prior to listing. Maximum and minimum EPS is PKR 5.79

Table 3: Description of explanatory variables used in the study

Variable	Description	Sign	Empirical evidence
<i>Sub</i>	Oversubscription ratio obtained from shares demanded by shares offered.	+	Mumtaz & Ahmed (2014), Lin & Hsu (2008)
<i>Risk</i>	Aftermarket risk level of the IPO. Calculated as standard deviation of post-issue pricing of first 30 trading days.	+	Agathee et al. (2012), Kayani & Amjad (2011), Mumtaz & Ahmed (2014)
<i>ROA</i>	Rate of return on assets. Estimated as net income by total assets.	-	Tian (2012), Sahoo (2012)
<i>OPrice</i>	Offer price is a log of issue price.	-	Chong et al. (2010), Adjasi et al. (2011)
<i>UW</i>	A dummy variable classifying high prestige underwriters for 1 and 0 otherwise.	-	Johnson & Miller (1988), Chang et al. (2008), Zouari et al. (2009), Islam (2014)
<i>PSO</i>	Proportion of shares offered to the general public.	-	Sohail & Nasr (2007), Kucukkocaoglu (2008)
<i>LDel</i>	Listing delay measured by logarithm of number of days differentiating between offering and listing day.	+	Ljungqvist & Wilhelm (2002), Loughran & J. (2004), Pande & Vaidyanathan (2009)
<i>FinLev</i>	Financial leverage of firm prior to IPO. It is derived as long-term debt divided by total assets.	+	Loughran & Ritter (1995), Hassan & Quayes (2008), Mumtaz & Ahmed (2014)
<i>Mkt_vol</i>	Standard deviation of market return over 45 days prior to IPO.	+	Jewartowski & Lininska (2012)
<i>Age</i>	Age of event firm prior to IPO. It is scaled as the difference between year of establishment and going public.	-	Abubakar & Uzaki (2012), Song et al. (2014), Kucukkocaoglu (2008)
<i>FSize</i>	Firm size measuring by natural logarithm of total assets.	-	Avelino (2013), Kiyamaz (2000), Islam et al. (2010)
<i>EPS</i>	Earnings per share is obtained by net income to number of shares outstanding.	+	Agathee et al. (2012), Song et al. (2014)
<i>Mkt_ret</i>	Market return estimated on KSE-100 index over 45 days before listing; and	+	Kiyamaz (2000), Samarakoon (2010)
<i>Hot</i>	A dummy variable if IPO is issued in hot activity period which is categorized as 1 and 0 otherwise.	-	Samarakoon (2010), Chong et al. (2010), Ghosh (2005)

Table 4: Descriptive statistics of variables

Variables	Mean	Median	Max. Value	Min. Value	Std. Dev.
<i>Sub</i>	2.630	1.090	28.510	0.01	4.680
<i>Risk</i>	1.520	0.970	16.570	0.00	1.920
<i>ROA</i>	2.670	0.020	26.730	12.54	5.490
<i>OPrice</i>	20.160	10.000	235.000	10.00	26.100
<i>PSO</i>	28.210	25.000	100.000	2.50	18.930
<i>LDel</i>	58.590	47.000	211.000	9.00	30.840
<i>FinLev</i>	17.350	6.280	78.000	0.00	21.480
<i>Mkt_vol</i>	1.300	1.200	3.050	0.63	0.530
<i>Age</i>	8.710	4.000	66.000	0.00	11.630
<i>FSize</i>	16,264	850,000	562,915	0.00	66,246
<i>EPS</i>	0.730	0.000	5.790	0.00	1.230
<i>Mkt_ret</i>	2.180	4.720	32.700	-28.24	11.410

It presents descriptive statistics of 121 IPOs issued on KSE from 1995 to 2014. The variables include oversubscription (*Sub*), aftermarket risk level of IPO (*Risk*), rate of return on assets (*ROA*), offer price (*OPrice*), proportion of shares offered (*PSO*), listing delay (*LDel*), financial leverage (*FinLev*), market volatility (*mkt_vol*) firm's age (*Age*), size of the firm (*FSize*), earnings per share (*EPS*) and market return (*mkt_ret*). Underwriter prestige (*UW*) and hot period activity (*Hot*) are considered as dummy variables.

and PKR zero respectively. Market return is 2.18% on average indicating a low return obtained by benchmark index.

6 Results

6.1 Short-term Price Performance of Unseasoned Issues

Short-term price performance of unseasoned issues is measured to examine whether or not an investor that participates in an offering at the offer price and sells it on the listing day or at any other day up to the 15th trading day, earned a significant abnormal returns? The purpose of measuring short-term performance over the 15-trading days, starting from the listing, is that post-issue prices may take more time to reach their equilibrium in emerging markets (Ljungqvist et al. 2006). Table 5 (Panel A) reports the short-term pricing performance of 121 IPOs listed on KSE during the period lasting from January 1995 to December 2014.

On listing day, the results show that average raw return is 14.20%, market return is 0.41% and market adjusted abnormal returns is 14.23% on listing day. This indicates that, on average, IPOs are significantly undervalued on the listing day showing evidence of the underpricing in Pakistani market. The degree of underpricing is the highest on the 4-trading day; however, it declines if investors hold on to IPOs up to the 15th trading day. This illustrates that an investor who purchased the unseasoned issues on the offering day and sold it on 4th trading day they earn the highest abnormal excess returns when compared against any other day up to 15th trading day. The significance of the returns assures that investors earn positive abnormal returns in Pakistani IPO market from the listing to the 15th trading day. The standard deviation of the underpricing shows marginal variation in abnormal returns from the listing day to the 15th trading day. The initial underpricing in the Pakistani IPO market is smaller when compared to other developing economies. This

result is consistent with prior studies (Guo et al. 2006, Zouari et al. 2009, Yan et al. 2010, Agathee et al. 2012, Jewartowski & Lininska 2012, Aijo et al. 2014). Further, the magnitude of underpricing in Pakistan is lower relative to other South Asian countries, for instance, Sri Lanka, 33.50% (Samarakoon 2010), India, 46.55% (Sahoo & Rajib 2010) and Bangladesh, 108% (Hassan & Quayes 2008).

Table 5: Price performance of unseasoned issues

Trading	Raw Return (%)	Market Return (%)	MAAR (%)	Std. Dev.	t-Statistics	p-Value
Panel A: Short-term price performance						
1-day	14.20	0.41	14.23***	32.14	4.87	0.00
2-day	14.75	0.25	14.89***	33.02	4.96	0.00
3-day	14.75	0.23	14.83***	33.17	4.92	0.00
4-day	15.32	0.40	15.16***	35.00	4.77	0.00
5-day	14.40	0.41	14.19***	34.62	4.51	0.00
6-day	14.11	0.38	14.06***	34.32	4.51	0.00
7-day	13.64	0.31	13.60***	34.10	4.39	0.00
8-day	13.63	0.17	13.70***	34.08	4.42	0.00
9-day	13.69	0.29	13.73***	34.71	4.35	0.00
10-day	13.06	0.29	13.21***	34.80	4.17	0.00
11-day	12.81	0.39	12.83***	34.17	4.13	0.00
12-day	12.89	0.52	12.66***	33.92	4.11	0.00
13-day	12.50	0.59	12.11***	34.71	3.84	0.00
14-day	12.41	0.70	11.74***	34.96	3.69	0.00
15-day	12.29	0.80	11.41***	34.93	3.59	0.00
Panel B: Intermediate-term price performance						
1-month	10.57	1.18	9.47***	33.72	3.09	0.00
2-month	8.53	2.66	6.15*	35.25	1.92	0.06
3-month	6.22	2.54	4.77	35.17	1.49	0.14
4-month	5.74	2.88	4.41	38.37	1.26	0.21
5-month	5.72	4.06	3.33	36.92	0.99	0.32
6-month	4.19	4.60	0.96	39.05	0.27	0.79

The table depicts the price performance of 121 unseasoned issues from 1995-2014.

MAAR is computed as: $(\frac{1+R_{i,d}}{1+R_{m,d}} - 1) \times 100$ where $R_{i,d}$ denotes raw return and $R_{m,d}$

represents market returns. $R_{i,d} = (\frac{P_{i,d}}{P_{i,0}} - 1)$ and $R_{m,d} = (\frac{I_{m,d}}{I_{m,0}} - 1)$. In short-term performance, d denotes number of trading day, *i.e.*, 1, 2, ..., 15 and in intermediate-term performance d represents trading month, *i.e.*, 1, 2, ..., 6. *** and * show statistical significance at 1 and 10% level.

Out of 121, 40% of the new issues are overpriced illustrating that their list prices are below than offer prices. When overvalued issues are extracted, underpricing, on average, jumped to 31.45% on listing day relatively higher than international evidences (Chahine 2008, Kooli & Suret 2002). The short-term price performance of undervalued IPOs over 15-trading days indicates that the underpricing ranged between 32% and 28% reflecting that Pakistani issuers leave too much money on the table.

6.2 Intermediate-term Price Performance of Unseasoned Issues

The purpose of measuring the intermediate-term price performance is to analyze how new issues perform from the first-month to the six-month of trading, if investors participate on the offering date. It also illustrates how long an in-

investor earns positive abnormal returns. Table 5 (Panel B) exhibits the results of intermediate-term pricing performance of 121 unseasoned issues from the first- to six-month. At the close of trading after one-month of seasoning the average raw return is 10.57%, market return is 1.18% and market adjusted abnormal return is 9.47%. These returns are highly significant illustrating that investors get positive abnormal returns if they participate in the offering. At the end of the second month, the abnormal returns deteriorated to 6.15% and their significance declined to the 10% level. An analysis of performance from the third to the sixth month of trading indicated that the average market adjusted returns decrease from 4.77% to 0.96%. Importantly, these returns are insignificant which indicates that if investors hold the new issues to their sixth month anniversary it seems as to the abnormal performance trends to zero. The standard deviation of underpricing increases over the 6-month period, which indicates that the risk associated with new issues increases as they season.

It can be inferred from the results that investors obtain significantly positive abnormal returns over the period lasting from the issuance to the 15th day of trading, which illustrates that there is strong evidence of underpricing in Pakistan. However, the significance of the abnormal returns deteriorated as the researchers evaluated the intermediate-term performance. This reflects that investors earned significant excess returns in the first two months of trading but thereafter there is no evidence of positive abnormal returns.

6.3 Determinants of Short-term and Intermediate-term Price Performance of Unseasoned Issues

To investigate the determinants of short- and intermediate-term pricing performance of unseasoned issues, the EBA technique is used to evaluate the sensitivity of the control variables. The determinants of short-term performance are examined on the first and fifteen trading day and the intermediate-term performance on the third and six month of trading.

Some preliminary results

Using EBA technique, the significance of the preliminary factors was tested to determine which factors affected short-term and intermediate-term price performance. Preliminary regressions include the oversubscription (*Sub*) and the aftermarket risk level of the IPO (*Risk*). The results of preliminary regressions using 121 unseasoned issues can be specified as:

$$MAAR_{1-day} = 1.7763 + 2.5575Sub + 3.7528Risk \quad Adj.R^2 = 0.2100 \quad (7)$$

(0.51) (4.19)*** (2.71)***

$$MAAR_{15-day} = -3.1332 + 2.6379Sub + 4.9849Risk \quad Adj.R^2 = 0.2268 \quad (8)$$

(-0.84) (4.31)*** (3.37)***

$$MAAR_{3-month} = -5.4133 + 2.5348Sub + 2.3003Risk \quad Adj.R^2 = 0.1325 \quad (9)$$

(-1.35) (3.88)*** (1.45)

$$MAAR_{6-month} = -8.3668 + 4.8733Sub + 3.2143Risk \quad Adj.R^2 = 0.1037 \quad (10)$$

(-1.81)* (2.93)*** (1.75)*

The t -values are shown in parentheses. *** and * show significance at 1 and 10% level respectively. In determining the short-run pricing performance, both preliminary factors (i.e. oversubscription and aftermarket risk level of new issues) are highly significant variables that influencing the market adjusted abnormal returns. By analyzing the determinants of intermediate-term pricing performance, oversubscription is a highly significant factor but aftermarket risk level is only significant on the sixth month of trading. This implies that the risk factor is not an important variable to use to find the market adjusted abnormal return on the third month of trading. The coefficients attach to both variables are positively correlated with the market adjusted abnormal returns. The Oversubscription variable indicates that the shares demanded outpace the offered shares; thus, investors are interested in participating in the unseasoned issuance of shares that have a low offer price, which seems to translate into higher abnormal returns. The Aftermarket risk of the new issues posits that the higher the fluctuation in post-issue prices lead to greater uncertainty associated with the respective unseasoned issues and these issues consequently face higher abnormal returns. In short, the oversubscription variable is found to be the most important factor over all of the event windows that influence both the short-term and intermediate-term price performance of unseasoned issues.

Results of Basic Model Without Z -variables

To examine the determinants of short-term and intermediate-term pricing performance, four regressions were estimated excluding the Z -variables. X -variables (i.e. oversubscription and aftermarket risk level of unseasoned issues) are fixed used in all regressions. To test the sensitivity of Q -variables, thousands of regressions are run to find whether a particular variable maintains the same sign ensuring that a variable passes the sensitivity test. The rate of return on total assets (ROA) is the only variable used in all regressions, offer price is used in the first two regressions, percentage of shares offered (PSO) in regression I, II and IV, market return (Mkt_return) in regression I, II and III, age of the firm (Age) in regression I, underwriter's prestige (UW) in regression I and III, listing delay ($Ldel$) in regression III, financial leverage ($FinLev$) in regression II and volatility of market return (Mkt_vol) in regression IV are used as the Q -variable.

Table 6 presents the result of regression I to IV. From the X -variables, oversubscription is significant in all regressions but aftermarket risk is only significant in regression I and II. This indicates that oversubscription is a key factor in determining the short-term and intermediate-term performance. The coefficient of oversubscription is positive which illustrates that new issues are oversubscribed when offer price is lower leading to higher underpricing (Ljungqvist et al. 2006). The positive effect of aftermarket risk of IPOs describes the uncertainty of post-issue pricing. This implies that as risk is increased the likelihood of underpricing increases (Sohail & Nasr 2007, Sahoo & Rajib 2010).

Among the Q -variables, the ROA is positive and significantly affects the abnormal returns in regressions I, II and IV – contrary to an earlier finding. This implies that firms that have higher ROA prior to unseasoned issue subsequently desire a higher level of underpricing (Tian 2012). The coefficient of offer price is negative and significantly influences the dependent variable

regressions I and II. This implies that a low offer price may result in oversubscription, which thereby inflates underpricing (Zouari et al. 2009, Adjasi et al. 2011). The percentage of shares offered is negatively related to the dependent variable, but is insignificant in regressions I and II. This illustrates that the offering of a high proportion of outstanding leads to large proceeds obtained by issuing firm, which results in lower underpricing (Sohail & Nasr 2007). Market return is another important variable in determining the price performance. The market return variable is positive and significant in regression II. This implies that firms issue in shares in high activity period will be getting higher abnormal returns. Abnormal returns negatively affect underwriters' prestige in regression III, which indicates that the high prestige underwriters have the capability to obtain true offer price; therefore, the abnormal return was lower (Johnson & Miller 1988, Chang et al. 2008). The volatility of the market returns was significant in regression IV, which shows that the higher market returns increased the magnitude of abnormal returns. Listing delay and the age of the firm are insignificant from the *Q*-variables. The positive relation associated with the listing delay illustrates the uncertainty associated with a delay in offering and the listing day (Ljungqvist & Wilhelm 2002, Loughran & J. 2004). The Age of the firm variable indicates that there is a negative but insignificant effect in regression I. This implies that large firms properly evaluate the value of new issues, which results in lower underpricing (Kenourgios et al. 2007). In regression IV, market volatility (*Mkt_vol*) is influenced positively by MAAR indicating that higher fluctuations in market returns thereby result in higher abnormal returns (Jewartowski & Lininska 2012). This implies that *Mkt_vol* is a significant variable in determining intermediate-term price performance, that is, over sixth month of trading.

Result of Basic Model with All *Z*-variables

Table 7 reports the results when all the *Z*-variables are included. The results show that no *Z*-variable is significant in all the regressions. The coefficient of firm size is positively correlated in regressions III and IV, which illustrates that underpricing increases due to the large size of the assets, which is contrary to earlier findings. The size of the firm is seen to have no effect in all regressions. The coefficient of financial leverage positively influences the dependent variable in regressions I, III and IV. The positive sign postulates that the higher financial leverage indicates larger ex-ante uncertainty which subsequently increases the underpricing (Loughran & Ritter 1995). The EPS variable is negatively associated with underpricing in all cases except in regression II which indicates that as firms earn higher levels of income their market adjusted abnormal returns are lower. The negative effect of "Hot" implies that when firms went public during a period that was associated with hot market activity the underpricing experienced by new issues was less severe. In a hot period, firms may obtain higher offer price which leaves a smaller difference between offering and listing price.

The results presented in Table 6 and 7 suggest that performing statistical test grounded in economic theory does not provide a complete set of variables as to which are to be held constant. The EBA technique, however, is considered as an important tool to use to measure the sensitivity of the variables to different iterations of the test and it appropriately identifies the robust explanatory variables.

Table 6: Estimation results of benchmark models without Z-variables

Regression	Short-term		Intermediate-term	
	I	II	III	IV
Constant	0.5977 (3.54)***	0.4796 (3.08)***	-0.2433 (-1.06)	-0.0997 (-0.90)
X-variables				
Sub	0.0244 (4.32)***	0.0255 (2.27)**	0.1688 (4.64)***	0.1595 (4.32)***
Risk	0.0607 (3.43)***	0.0763 (2.56)**	0.0071 (0.39)	0.0263 (1.45)
Q-variables				
ROA	1.3406 (2.50)**	1.6435 (2.64)***	0.7094 (0.99)	1.3123 (1.89)*
OPrice	-0.1826 (-2.85)**	-0.2033 (-2.96)***	-	-
PSO	-0.1992 (-1.40)	-0.1222 (-0.98)	-	-0.1878 (-1.35)
Mkt_return	0.3706 (1.55)	0.4039 (1.76)*	0.3198 (1.21)	-
Age	-0.0399 (-1.43)	-	-	-
UW	-0.0727 (-1.37)	-	-0.1104 (-2.19)**	-
LDel	-	-	0.0778 (1.31)	-
FinLev	-	0.1307 (1.30)	-	-
Mkt_vol	-	-	-	11.3083 (2.47)**
Adj. R ²	0.3009	0.3305	0.1686	0.1409
F-value	7.4600***	4.8700***	3.1900***	3.4300***

The table presents the results of regressions estimated using stata on the first and 15th trading day (short-term performance – Regression I & II) and 3- and 6-month trading (intermediate-term performance – Regression III & IV). Dependent variable is market adjusted abnormal returns whereas independent variables include: Sub = oversubscription ratio, Risk = aftermarket risk level of the unseasoned issues, ROA = rate of return on total assets, OPrice = offer price, PSO = percentage of shares offered, Mkt_return = market return, Age = age of the firm prior to new issues, UW = underwriters' prestige, Ldel = listing delay, FinLev = financial leverage and Mkt_vol = volatility of market return. The t-statistics are based on Newey-West HAC standard errors. ***, ** and * represent significance level at the 1, 5 and 10% respectively.

Comparison of the EBA Technique with Other Econometric Methods

This section compares the results of the EBA technique with other econometric methods, that is, lasso regression and stepwise regression. The lasso approach minimizes the residual sum of squares and improves the prediction accuracy by selecting those variables that have lower standard errors thereby resulting in higher *t*-values. Like lasso, stepwise regression is also used to select appropriate explanatory variables affecting dependent variable. In this method, variables are inserted stepwise in a regression and variables are only included into the model if they improve the model's predictive power; therefore, it enables the researcher to identify the true explanatory parameters. When researchers employ stepwise regression, they ensure that variables selected in a model have the significance of 20%. Table 8 exhibits the comparison of the EBA technique with other econometric methods to identify the explanatory variables for the performance of unseasoned issues.

Comparing the parameter and model estimates obtained using lasso and stepwise regressions to the EBA technique, the researchers find some variations over one method to the other. First, we analyze the results of short-term

Table 7: Estimation results of benchmark models with all Z-variables

Regression	Short-term		Intermediate-term	
	I	II	III	IV
Constant	0.3741 (1.10)	0.2604 (0.80)	-0.3072 (-0.73)	-0.3889 (-0.85)
X-variables				
<i>Sub</i>	0.0245 (2.99)***	0.2600 (2.53)**	0.1839 (4.40)***	0.1560 (3.64)***
<i>Risk</i>	0.0603 (3.58)***	0.0763 (2.51)**	0.0169 (0.81)	0.0253 (1.12)
Q-variables				
<i>ROA</i>	1.3790 (2.35)**	1.5749 (2.27)***	0.8191 (0.86)	1.4250 (1.61)*
<i>OPrice</i>	-0.1722 (2.81)**	-0.1981 (-2.59)***	-	-
<i>PSO</i>	-0.2273 (-1.33)	-0.0472 (-0.27)	-	-0.0284 (-0.14)
<i>Mkt_return</i>	0.3935 (1.85)*	0.4417 (1.69)*	0.2541 (0.79)	-
<i>Age</i>	-0.8800 (-0.0390)	-	-	-
<i>UW</i>	-1.4600 (-0.0703)	-	-1.6200 (-0.0917)	-
<i>LDel</i>	-	-	0.0935 (1.38)	-
<i>FinLev</i>	-	0.1729 (1.36)	-	-
<i>Mkt_vol</i>	-	-	-	8.9652 (1.55)

The table presents the results of regressions estimated using stata on the first and 15th trading day (short-term performance – Regression I & II) and 3- and 6-month trading (intermediate-term performance – Regression III & IV). Dependent variable is market adjusted abnormal returns whereas independent variables include: *Sub* = oversubscription ratio, *Risk* = aftermarket risk level of the unseasoned issues, *ROA* = rate of return on total assets, *OPrice* = offer price, *PSO* = percentage of shares offered, *Mkt_return* = market return, *Age* = age of the firm prior to new issues, *UW* = underwriters' prestige, *Ldel* = listing delay, *FinLev* = financial leverage and *Mkt_vol* = volatility of market return, *EPS* = earnings per share, *Hot* = a dummy variable describing that unseasoned issues if issued in hot period treated as 1 otherwise 0, and *FSize* = size of the firm's assets. The t-statistics are based on Newey-West HAC standard errors. ***, ** and * represent significance level at the 1, 5 and 10% respectively.

Table 7: Estimation results of benchmark models with all Z-variables (continuação)

Regression	Short-term		Intermediate-term	
	I	II	III	IV
Z-variables				
<i>EPS</i>	-0.0073 (-0.21)	0.0151 (0.38)	-0.0038 -0.09	-0.0155 (-0.41)
<i>Hot</i>	-0.0020 (-0.03)	-0.0469 (-0.78)	0.0042 (0.07)	-0.0149 (-0.21)
<i>FSize</i>	-0.0001 (-0.01)	-0.0015 (-0.21)	0.0017 (0.21)	0.0008 (0.11)
<i>Mkt_vol</i>	2.2043 (0.48)	5.0622 (0.89)	5.9878 (0.93)	-
<i>FinLev</i>	0.0745 (0.67)	-	0.0759 (0.41)	0.0840 (0.50)
<i>LDel</i>	0.0418 (0.72)	0.0483 (1.04)	-	0.0705 (0.88)
<i>UW</i>	-	-0.0274 (-0.50)	-	-0.0724 (-1.03)
<i>Age</i>	-	-0.0306 (-0.64)	0.0049 (0.10)	0.0358 (0.58)
<i>Mkt_return</i>	-	-	-	-0.0396 (-0.12)
<i>PSO</i>	-	-	-0.0296 (-0.20)	-
<i>OPrice</i>	-	-	-0.0538 (-0.65)	-0.0366 (-0.39)
Adj. R ²	0.2687	0.3012	0.1230	0.0864
F-value	5.0200***	5.3700***	4.9600***	3.9300***

The table presents the results of regressions estimated using stata on the first and 15th trading day (short-term performance – Regression I & II) and 3- and 6-month trading (intermediate-term performance – Regression III & IV). Dependent variable is market adjusted abnormal returns whereas independent variables include: Sub = oversubscription ratio, Risk = aftermarket risk level of the unseasoned issues, ROA = rate of return on total assets, OPrice = offer price, PSO = percentage of shares offered, Mkt_return = market return, Age = age of the firm prior to new issues, UW = underwriters' prestige, Ldel = listing delay, FinLev = financial leverage and Mkt_vol = volatility of market return, EPS = earnings per share, Hot = a dummy variable describing that unseasoned issues if issued in hot period treated as 1 otherwise 0, and FSize = size of the firm's assets. The t-statistics are based on Newey-West HAC standard errors. ***, ** and * represent significance level at the 1, 5 and 10% respectively.

Table 8: Comparison of estimation techniques

	Lasso regression		Stepwise regression		EBA	
Panel A: Determinants of short-term performance of unseasoned issues						
Constant	0.6674 (4.07)***	0.4623 (2.99)***	0.5977 (3.54)***	0.4761 (3.10)***	0.5977 (3.54)***	0.4796 (3.08)***
<i>Sub</i>	0.0265 (4.81)***	0.0257 (4.37)**	0.0244 (4.32)***	0.0251 (4.29)***	0.0244 (4.32)***	0.0255 (2.27)**
<i>Risk</i>	0.0678 (3.94)***	0.0779 (4.24)***	0.0607 (3.43)***	0.0764 (4.17)***	0.0607 (3.43)***	0.0763 (2.56)**
<i>ROA</i>	1.4152 (2.63)**	1.6392 (2.92)***	1.3406 (2.50)**	1.6677 (2.97)***	1.3406 (2.50)**	1.6435 (2.64)**
<i>OPrice</i>	-0.2146 (-3.51)***	-0.2232 (-3.53)***	-0.1826 (-2.85)**	-0.2197 (-3.48)***	-0.1826 (-2.85)**	-0.2033 (-2.96)**
<i>PSO</i>	-0.2301 (1.62)	-	-0.1992 (-1.40)	-	-0.1992 (-1.40)	-0.1222 (-0.98)
<i>Mkt_return</i>	-	0.3695 (1.50)	0.3706 (1.55)	0.4109 (1.69)*	0.3706 (1.55)	0.4039 (1.76)*
<i>Age</i>	-0.0355 (-1.27)	-	-0.0399 (1.43)	-	-0.0399 (1.43)	-
<i>UW</i>	-0.0549 (-1.05)	-	-0.0727 (-1.37)	-	-0.0727 (-1.37)	-
<i>FinLev</i>	-	0.1220 (0.98)	-	-	-	0.1307 (1.30)
Adj. R ²	0.2922	0.3308	0.3009	0.3310	0.3009	0.3305
F-value	8.0800***	10.8900***	7.4600***	12.8800***	7.4600***	4.8700***
Panel B: Determinants of intermediate-term performance of unseasoned issues						
Constant	-0.0305 (-0.60)	-0.2024 (-2.05)	-0.0205 (-0.44)	-0.1096 (-2.36)**	-0.2433 (-1.06)	-0.0997 (-0.90)***
<i>Sub</i>	0.0236 (3.53)**	0.0138 (1.86)*	0.0243 (3.70)***	0.0133 (1.80)*	0.1688 (4.64)***	0.1595 (4.32)***
<i>Risk</i>	0.0087 (0.52)	0.0281 (1.47)	-	0.0264 (1.39)	0.0071 (0.39)	0.0263 (1.45)
<i>ROA</i>	1.1130 (1.96)*	1.6095 (2.46)**	1.2101 (2.26)**	1.6357 (2.50)*	0.7094 (0.99)	1.3123 (1.89)*
<i>PSO</i>	-	-	-	-	-	-0.1878 (-1.35)
<i>Mkt_return</i>	0.4035 (1.49)	-	0.4197 (1.50)	-	0.3198 (1.21)	-
<i>UW</i>	-0.0802 (-1.31)	-	-0.0835 (-1.38)	-	-0.1104 (-2.19)**	-
<i>LDel</i>	-	-	-	-	0.0778 (1.31)	-
<i>Mkt_vol</i>	-	6.8846 (1.06)	-	-	-	11.3083 (2.47)**
Adj. R ²	0.1595	0.0974	0.1648	0.0963	0.1686	0.1409
F-value	5.5500***	4.2400***	6.9200***	5.2600***	3.1900***	3.4300***

The table presents the comparison of estimation results of different techniques. Panel A exhibits short-term performance (first and fifteenth trading day) and Panel B shows intermediate-term performance (third and sixth trading month) of unseasoned issues. Dependent variable is market adjusted abnormal returns whereas independent variables include: *Sub* = oversubscription ratio, *Risk* = aftermarket risk level of the unseasoned issues, *ROA* = rate of return on total assets, *OPrice* = offer price, *PSO* = percentage of shares offered, *Mkt_return* = market return, *Age* = age of the firm prior to new issues, *UW* = underwriters' prestige, *FinLev* = financial leverage, *Ldel* = listing delay, and *Mkt_vol* = volatility of market return. ***, ** and * represent significance level at the 1, 5 and 10% respectively.

performance of unseasoned issues over the first and fifteenth trading day. Interestingly, both stepwise regression and EBA technique show similar results regarding the determinants on the first trading day illustrating that their specification for selecting an appropriate model is the same. Oversubscription, aftermarket risk level, rate of return on assets and offer price are the significant factors identified by all econometric techniques. Over the first trading day, percentage of shares offered (*PSO*) is identified by all methods, but insignificant. The EBA technique classifies *PSO* as an important parameter after passing sensitivity tests, however, it may not affect the performance of unseasoned issues over the fifteen days of trading after the issuance of unseasoned equity shares. Market return is selected as a determinant by all approaches over fifteenth trading day but the lasso regression did not find that its influence was significant. When we include market return in the lasso regression, it results in a decrease of the residual sum of squares but it is not included in the final model. The Age of the firm and underwriters' prestige (*UW*) variables were insignificant, but included in all methods over the first trading day. Financial leverage (*FinLev*) was recognized as an insignificant contributing variable by the lasso regression and EBA in determining short-term performance over fifteenth day of trading.

Regarding intermediate-term performance, the oversubscription variable is the only statistically significant variable across all econometric techniques and all time horizons. The Aftermarket risk level of unseasoned issues is identified by the lasso and EBA in both regressions while stepwise regression rejects this variable over three-months of trading. Due to exclusion of the aftermarket risk variable, the adjusted r-squared of stepwise regression showed improvement in the model as compared to other techniques. *ROA* is found to be an important determinant in all regressions but when the EBA technique is employed, *ROA* becomes insignificant in the analysis of three-month performance. *PSO* and listing delay were identified by the EBA technique to have no significant impact over the three and six-month period of trading, respectively. Market return also causes performance over three-months of trading but had an insignificant effect in all models. *UW* prestige is another variable that was selected by all of the econometric techniques over three-months of trading but when we applied the EBA technique the variable became significant. This implies that the *UW* variable is a more important variable under the EBA method which emphasizes that using more information provides better results in this case. Market volatility is selected by the lasso regression and EBA method but the results show that the variable is significant in case of EBA illustrating that the sensitivity and robustness is determined which illustrates that it is an important variable.

Summarizing the results shown in Table 8, the researchers employ all three methods in order to compare the techniques to identify which variables explain the performance of unseasoned issues. By analyzing the results, it appears that every method has its own specification to classify the explanatory variables that affect dependent variable. Likewise, these methods have some limitations; therefore, their results vary from method to method. In most instances the findings obtained from all the methods are similar. From a methodological standpoint, the Lasso regression limits the results by selecting variables based on a small residual sum of square and the stepwise regression approach identifies variables based on a certain level of significance. The objective of this study is to identify the best descriptive model of short-term and

intermediate-term performance of unseasoned issues and because the EBA method employs sensitivity analysis to ensure the stability of the parameters, thereby reducing the uncertainty in selecting the choice of method (Leamer & Leonard 1983), and considering an option to assess and identify whether the variables are 'true' predictors, the researchers prefer this approach. In addition to those advantages, the EBA technique adds rigidity to the process of searching for and identifying the explanatory variables that affect the dependent variable.

Results of Sensitivity Analysis

Sensitivity analysis tests whether *X*- and *Q*-variables are robust or fragile. Out of fourteen variables, three *Z*-variables are selected in each regression – 165 forms, in total, are tested. Under the EBA approach, only the variables that show significance at 10% are selected. Table 9 presents the results of the sensitivity test of the EBA method. The results indicate that (a) oversubscription, (b) aftermarket risk, (c) *ROA*, (d) offer price and (e) market return are the robust variables in determining short-term performance. Moreover, (a) oversubscription (b) *ROA* and (c) underwriters' prestige are variables that robustly affect intermediate-term performance while the remaining variables are fragile in this analysis.

Table 9: Summary of EBA tests

	Sign	Short-term		Intermediate-term	
		I	II	III	IV
		Robust/Fragile			
<i>X</i> -variable					
Oversubscription	+	Robust	Robust	Robust	Robust
Aftermarket risk level	+	Robust	Robust	Fragile	Fragile
<i>Q</i> -variable					
Return on total assets	+	Robust	Robust	Fragile	Robust
Offer price	-	Robust	Robust	N/A	N/A
Percentage of shares offered	-	Fragile	Fragile	N/A	Fragile
Market return	+	Fragile	Robust	Fragile	N/A
Age of the firm	-	Fragile	N/A	N/A	N/A
Underwriters' prestige	-	Fragile	N/A	Robust	N/A
Listing delay	+	N/A	N/A	Fragile	N/A
Financial leverage	-	N/A	Fragile	N/A	N/A
Market volatility	+	N/A	N/A	N/A	Robust

N/A = not applicable

7 Concluding Remarks

This study examines the short-term and intermediate-term pricing performance of 121 unseasoned issues listed on KSE from 1995 to 2014. This paper finds that unseasoned issues, on average, exhibited abnormal excess returns of 14.23% on the listing day. Abnormal returns deteriorate with an increase in the number of trading days due to the fact that post-issue prices are adjusted

accordingly. The short-term pricing performance predicts that investors earn positive excess returns over the period of 15-trading days. In intermediate-term price performance, investors earn positive abnormal returns over the period of two months following the issuance of shares, but not thereafter. Hence, the data illustrates that Pakistani unseasoned issues outperform over the 2 month period of trading following issuance. This study employs EBA technique to find the determinants of short-term performance on the first and fifteenth trading day and found that the robust predictors include: (a) oversubscription illustrates that the number of shares demanded are greater than the shares offered due to the fact that offer prices are too low, which leads to increase in underpricing, (b) an increase in the aftermarket risk level of the unseasoned issues indicates that the issue may experience higher levels of uncertainty, which results in higher underpricing (c) the rate of return on total assets is higher, which indicates that investors obtain positive abnormal returns, (d) a higher offer price decreases the magnitude of underpricing, and (e) as the market return increases prior to the new issue there seems to be a relationship between this and higher levels of underpricing. The determinants of intermediate-term price performance over the third and sixth month period of trading suggest the robust predictors of underpricing consists of (a) oversubscription (b) rate of return on total assets and (c) higher underwriters' prestige, which illustrates that they may use all the resources to determine the true offer price resulting in lower underpricing. While comparing the results of EBA techniques with other econometric methods, we find that every methodology has its built-in specification to find the factors that influence the dependent variable. The EBA is considered the more appropriate model, because hundreds of regressions are run to identify the sensitivity and robustness of the control variables. Hence, this method increases the chances of selecting the 'true' predictor variables for the dependent variable. Given the relative advantages of the EBA technique over the other techniques evaluated in this research project, we think that future research focused on evaluating the short- and long-term performance of new issues in other emerging markets should also include the EBA approach to improve the perceived robustness and accuracy of the variable selection process and identify the true determinates of IPO performance.

Bibliography

- Abubakar, N. & Uzaki, K. (2012), A test of ipos underpricing performance in malaysian stock exchange, in 'Paper presented at the Third Asian Business and Management Conference, Osaka, Japan'.
- Adjasi, C. K. D., Osei, K. A. & Fiawoyife, E. U. (2011), 'Explaining underpricing of ipos in frontier markets: evidence from the nigeria stock exchange', *Research in International Business and Finance* 25, 255–265.
- Afza, T., Yousaf, H. & Alam, A. (2013), 'Information asymmetry, corporate governance and ipo underpricing', *Science International (Lahore)* 25(4), 989–997.
- Agathee, U. S., Sannasee, R. V. & Brooks, C. (2012), 'The underpricing of ipos on the stock exchange of mauritius', *Research in International Business and Finance* 26(2), 281–303.

- Aggarwal, R., Leal, R. & Hernandex, L. (1993), 'The aftermarket performance of initial public offerings in latin america', *Financial Management (Spring)* pp. 42–53.
- Aijo, J., Vahamaa, S. & Hal, T. (2014), 'Value versus growth in ipos: new evidence from finland', *Research in International Business and Finance* **31**, 17–31.
- Alagidede, P. & Heerden, G. V. (2012), 'Short run underpricing of initial public offerings (ipos) in the johannesburg stock exchange', *Review of Development Finance* **2**, 130–138.
- Avelino, R. G. R. (2013), 'The underpricing of brazilian ipos and the adjustment of public and private information', *Rio de Janeiro* **67**(1), 3–23.
- Banerjee, S., Dai, L. & Shrestha, K. (2011), 'Cross-country ipos: what explain differences in underpricing?', *Journal of Corporate Finance* **17**(5).
- Belghitar, Y. & Dixon, R. (2012), 'Do venture capitalists reduce underpricing and underperformance of ipos?', *Applied Financial Economics* **22**, 33–44.
- Borges, M. (2007), 'Underpricing of ipos: The case of portugal', *International Advances in Economic Research* **13**, 65–80.
- Brennan, M. J. & Franks, J. (1997), 'Underpricing, ownership and control in initial public offerings of equity securities in the u.k', *Journal of Financial Economics* **45**, 391–413.
- Chahine, S. (2008), 'Underpricing versus gross spread: New evidence on the effect of sold shares at the time of ipos', *Journal of Multinational Financial Management* **18**, 180–196.
- Chang, X., Gygy, A. F., Elaine, O. & Zhang, H. F. (2008), 'Audit quality, auditor compensation and ipo underpricing', *Journal of Accounting & Finance* **48**(3), 391–416.
- Chong, T. T.-L., Yuan, S. & Yan, I. K.-M. (2010), 'An examination of the underpricing of h-share ipos in hong kong', *Review of Pacific Basin Financial Markets and Policies* **13**(4), 559–582.
- Chorruk, J. & Worthington, A. (2010), 'New evidence on the pricing and performance of initial public offerings in thailand, 1997-2008', *Emerging Markets Review* **11**, 285–299.
- Chuanrommanee, W. & Boonchuaymetta, E. (2013), 'Management of the ipo performance in thailand', *Journal of Multinational Financial Management* **23**, 272–284.
- Clawson, C. J. (1974), 'Fitting branch locations, performance standards and marketing strategies to local conditions', *Journal of Marketing* **38**, 8–14.
- Cooley, T. F. & LeRoy, S. F. (1981), 'Identification and estimation of money demand', *American Economic Review* **71**, 825–844.
- Darmadi, S. & Gunawan, R. (2013), 'Underpricing, board structure, and ownership: An empirical examination of indonesian ipo firms', *Managerial Finance* **39**(2), 181–200.

- Deng, H. & Dorfleitner, G. (2008), 'Underpricing in chinese ipos – some recent evidence', *Applied Financial Economics* **18**, 9–22.
- Ghosh, S. (2005), 'Underpricing of ipos: The indian experience', *Emerging Markets Finance and Trade* **41**(6), 45–57.
- Guo, R., Baruch, L. & Charles, S. (2006), 'Explaining the short- and long-term ipo anomalies in the us by r&d', *Journal of Business Finance and Accounting* **33**, 550–579.
- Hassan, T. & Quayes, S. (2008), 'Underpricing of initial public offerings in bangladesh', *Applied Financial Economic Letters* **4**, 5–8.
- Ibboston, R. G. (1975), 'Price performance of common stock new issues', *Journal of Financial Economics* **2**, 235–272.
- Islam, A., Ali, R. & Ahmad, Z. (2010), 'An empirical investigation of the underpricing of initial public offerings in the chittagong stock exchange', *International Journal of Economics and Finance* **2**(4), 36–46.
- Islam, R. (2014), 'An empirical investigation of short-run ipo underpricing: Evidence from dhaka stock exchange', *IOSR Journal of Economics and Finance* **4**(4), 1–11.
- Jewartowski, T. & Lininska, J. (2012), 'Short- and long-term performance of polish ipos', *Emerging Markets Finance & Trade* **48**(2), 59–75.
- Johnson, J. & Miller, R. (1988), 'Investment banker prestige and the underpricing of initial public offerings', *Financial Management* **17**(2), 19–29.
- Kayani, S. & Amjad, S. (2011), 'Investor interest, underpricing and trading volume in pakistan secondary market', *Business and Economic Journal* **39**, 1–15.
- Kenourgios, D., Papathanasiou, S. & Melas, E. R. (2007), 'Initial performance of greek ipos, underwriter's reputation and oversubscription', *Managerial Finance* **33**(5), 332–343.
- Khurshed, A. & Mudambi, R. (2002), 'The short-run price performance of investment trust ipos on the uk main market', *Applied Financial Economics* **12**, 697–706.
- Kiyamaz, H. (2000), 'The initial and aftermarket performance of ipos in an emerging market: Evidence from istanbul stock exchange', *Journal of Multinational Financial Management* **10**, 213–227.
- Kooli, M. & Suret, J. (2004), 'The aftermarket performance of canadian ipos', *Journal of Multinational Financial Management* **14**, 47–66.
- Kooli, M. & Suret, J. M. (2002), 'The underpricing of initial public offerings: Further canadian evidence.', in 'CIRANO Working Paper', number 2001-50.
- Kucukkocaoglu, G. (2008), 'Underpricing in turkey: a comparison of the ipo methods', *International Research Journal of Finance and Economics* **13**.
- Leamer, E. E. (1983), 'Let's take the con out of econometrics.', *American Economic Review* **73**, 31–43.

- Leamer, E. E. (1985), 'Sensitivity analyses would help', *American Economic Review* 75(3), 308–313.
- Leamer, E. E. & Leonard, H. (1983), 'Reporting the fragility of regression estimates', *Review of Economics and Statistics* 65, 307–317.
- Levine, R. & Renelt, D. (1992), 'A sensitivity analysis of cross-country growth regressions', *American Economic Review* 82(4), 942–963.
- Lin, C.-T. & Hsu, S.-M. (2008), 'Determinants of the initial ipo performance: Evidence from hong kong and taiwan', *Applied Financial Economics* 18, 955–963.
- Liu, X. & Ritter, J. R. (2010), 'Local underwriter oligopolies and ipo underpricing', *Journal of Financial Economics* 102(3), 579–601.
- Ljungqvist, A., Nanda, V. K. & Singh, R. (2006), 'Hot markets, investor sentiment and ipo pricing', *Journal of Business* 79, 1667–1702.
- Ljungqvist, A. & Wilhelm, W. J. (2002), 'Ipo allocations: discriminatory or discretionary?', *Journal of Financial Economics* 65, 167–201.
- Logue, D. (1973), 'On the pricing of unseasoned equity issues, 1965-69', *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 8(1), 91–103.
- Loughran, T. & J., R. (2004), 'Why has ipo underpricing changed over time?', *Financial Management* 33(3), 5–37.
- Loughran, T. & Ritter, J. (1995), 'The new issues puzzle', *The Journal of Finance* 50(1), 23–51.
- Loughran, T., Ritter, J. R. & Rydqvist, K. (2013), 'Initial public offerings: international insights'. <http://bear.warrington.ufl.edu/ritter/int.pdf>.
URL: <http://bear.warrington.ufl.edu/ritter/int.pdf>
- McIntyre, S. H., Montgomery, D. B., Srinivasan, V. & Weitz, B. A. (1983), 'Evaluating the statistical significance of models developed by stepwise regression', *Journal of Marketing Research* 20, 1–11.
- Mok, H. M. K. & Hui, Y. V. (1998), 'Underpricing and aftermarket performance of ipos in shanghai, china', *Pacific-Basin Finance Journal* 6(5), 453–474.
- Moosa, I. A. & Cardak, B. A. (2006), 'The determinants of foreign direct investment: an extreme bounds analysis', *Journal of Multinational Financial Management* 16, 199–211.
- Moshirian, F., Ng, D. & Wu, E. (2010), 'Model specification and ipo performance: New insights from asia', *Research in International Business and Finance* 24, 62–74.
- Mumtaz, M. Z. & Ahmed, A. (2014), 'Determinants of underpricing of initial public offerings', *Journal of Business & Economics* 6(1), 47–80.
- Omran, M., Delgado, F. & Al-Hassan, A. (2010), 'The underpricing of ipos in gulf cooperation council countries', *Research in International Business and Finance* 24, 344–360.

- Pande, A. & Vaidyanathan, R. (2009), 'Determinants of ipo underpricing in the national stock exchange of india', *The Icfai Journal of Applied Finance* **15**(1), 14–30.
- Perera, W. & Kulendran, N. (2012), New evidence of short-run underpricing in australian ipos, in 'Paper presented in Financial Markets and Corporate Governance Conference'.
- Reilly, F. K. & Hatfield, K. (1969), 'Investor experience with new stock issues', *Financial Analysts Journal* pp. 73–80.
- Ritter, J. R. (1998), *Initial public offerings*, John Wiley & Sons., New York.
- Ritter, J. R. & Welch, I. (2002), 'A review of ipo activity, pricing, and allocations', *Journal of Finance* **57**(4).
- Rizwan, M. & Khan, S.-A. (2007), 'Long term performance of public vs. private sector initial public offerings in pakistan', *The Pakistan Development Review* **4**(46), 421–433.
- Rock, K. (1986), 'Why new issues are underpriced', *Journal of Financial Economics* **15**, 187–212.
- Sahoo, S. (2012), 'Syndicate size, structure and performance: an empirical investigation for indian ipos', *IUP Journal of Applied Finance* **18**(3), 67–83.
- Sahoo, S. & Rajib, P. (2010), 'Aftermarket pricing performance of initial public offerings (ipos): Indian 2002-2006', *The Vikalpa: Indian Institute of Management Ahmedabad (IIMA)* **35**(4), 25–41.
- Sala-i Martin, X. (1996), 'I just ran four million regressions', *NBER Working Paper* (No. 6252).
- Sala-i Martin, X. (1997), 'I just ran two million regressions', *American Economic Review* **87**, 178–183.
- Samarakoon, L. P. (2010), 'The short-run underpricing of ipos in the sri lankan stock market', *Journal of Multinational Financial Management* **20**, 197–213.
- Sohail, M. K. & Nasr, M. (2007), 'Performance of initial public offerings in pakistan', *International Review of Business Research Papers* **3**(2), 420–441.
- Sohail, M. K. & Rehman, A. (2009), 'Determinants of underpricing of ipos regarding financial and non-financial firms in pakistan', *European Journal of Economic, Finance and Administrative Sciences* **15**, 62–73.
- Sohail, M. K. & Rehman, A. (2010), 'Examining the short-run ipos performance in stat of economy: normal, boom and recession', *International Research Journal of Finance and Economics* **35**, 173–186.
- Song, S., Tan, J. & Yi, Y. (2014), 'Ipo initial returns in china: underpricing or overvaluation?', *China Journal of Accounting Research* **7**, 31–49.
- Soroush, A., Bahreininejad, A. & van den Berg, J. (2012), 'A hybrid customer prediction system based on multiple forward stepwise logistic regression mode', *Intelligent Data Analysis* **16**(2), 265–278.

Temple, J. (2000), 'Growth regressions and what the textbooks don't tell you', *Bulletin of Economic Research* **52**(3), 181–205.

Tian, Y. (2012), An examination factors influencing underpricing of ipos on the london stock exchange, Master's thesis, Saint Mary's University, London.

Tibshirani, R. (1996), 'Regression shrinkage and selection via the lasso', *Journal of the Royal Statistical Society Series B* **58**(1), 267–288.

Welch, I. (1989), 'Seasoned offerings, imitation costs, and the underpricing of new issues', *Journal of Accounting and Economics* **8**, 159–172.

Yan, I. K.-M., Chong, T. T.-L. & Yuan, S. (2010), 'An examination of the underpricing of h-share ipos in hong kong', *Review of Pacific Basin Financial Markets and Policies* **13**(4), 559–582.

Zouari, S., Boudriga, A. & Boulila, N. (2009), 'What determines ipo underpricing? evidence from a frontier market', *Working paper* (18069).

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 1413-8050

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