ISSN 0034-7140 (print)
ISSN 1806-9134 (online)
Rio de Janeiro • v. 73 • n. 3 • Jul–Set 2019

rbe

Revista Brasileira de Economia

Teoria macroeconômica com fragilidade fiscal
Aloísio Araujo

Non-durable consumption and real-estate prices in Brazil: Panel-data analysis at the state level
Victor Pina Dias, Érica Diniz Oliveira, João Victor Issler, Laísa Rachter

Pricing crop revenue insurance using parametric copulas
Gislaine Vieira Duarte, Vitor Augusto Ozaki

Uma nota sobre consumo energético, emissões, renda e emprego na cadeia da soja no Brasil
Marco Antonio Montoya, Luís Antônio Sleimann Bertussi, Ricardo Luís Lopes, Eduardo Belisário Finamore

Uma nota sobre o impacto da presença de um idoso aposentado na saúde das famílias no Brasil
Veronica Ines Fernandez Orellano, Júlia Emília dos Santos Neto, Enlinson Henrique Carvalho de Mattos

Efeito da formação docente sobre proficiência no início do ensino fundamental
Geraldo Andrade Silva Filho

v. 73 • n. 3 • Jul–Set 2019

Revista Brasileira de Economia

Patrocinadores (Financiadores)

Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq)
Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior (Capes)
Ministério da Educação (MEC)
Programa de Apoio a Publicações Científicas do Ministério da Ciência e Tecnologia (MCT).

r b e

Revista Brasileira de Economia

FUNDAÇÃO GETULIO VARGAS

Instituição de caráter técnico-científico, educativo a filantrópico, criada em 20 de dezembro de 1944 como pessoa jurídica de direito privado, tem por finalidade atuar no âmbito das ciências sociais, particularmente econômica e administração, bem como contribuir para a proteção ambiental e o desenvolvimento sustentável.

Presidente fundador: Luiz Simões Lopes.
Presidente: Carlos Ivan Simonsen Leal.
Vice-presidentes: Francisco Oswaldo Neves Dornelles, Marcos Cintra Cavalcanti de Albuquerque e Sergio Franklin Quintella.

CONSELHO DIRETOR
Presidente: Carlos Ivan Simonsen Leal. **Vice-presidentes:** Francisco Oswaldo Neves Dornelles, Marcos Cintra Cavalcanti de Albuquerque e Sergio Franklin Quintella.
Vogais: Armando Klabin, Carlos Alberto Pires de Carvalho e Albuquerque, Cristiano Buarque Franco Neto, Ernane Galvêas, José Luiz Miranda, Lindolpho de Carvalho Dias, Marcílio Marques Moreira e Roberto Paulo Cezar de Andrade.
Suplentes: Aldo Floris, Antonio Monteiro de Castro Filho, Ary Oswaldo Mattos Filho, Eduardo Baptista Vianna, Gilberto Duarte Prado, Jacob Palis Júnior, José Ermírio de Moraes Neto, Marcelo José Basílio de Souza Marinho e Mauricio Matos Peixoto.

CONSELHO CURADOR
Presidente: Carlos Alberto Lenz César Protásio. **Vice-presidente:** João Alfredo Dias Lins (Klabin Irmãos & Cia).
Vogais: Alexandre Koch Torres de Assis, Andrea Martini (Souza Cruz S.A.), Antonio Alberto Gouveia Vieira, Eduardo M. Krieger, Estado da Bahia, Estado do Rio de Janeiro, Estado do Rio Grande do Sul, Luiz Chor, Luiz Ildefonso Simões Lopes, Marcelo Serfaty, Marcio João de Andrade Fortes, Miguel Pachá, Murilo Portugal Filho (Federação Brasileira de Bancos), Pedro Henrique Mariani Bittencourt, Ronaldo Vilela (Sindicato das Empresas de Seguros Privados, de Previdência Complementar e de Capitalização nos Estados do Rio de Janeiro e do Espírito Santo), Sandoval Carneiro Junior, Tarcísio Godoy (IRB-Brasil Resseguros S.A) e Willy Otto Jordan Neto.
Suplentes: Almirante Luiz Guilherme Sá de Gusmão, Clóvis Torres (Vale S.A.), General Joaquim Maia Brandão Júnior, José Carlos Schmidt Murta Ribeiro, Luiz Ildefonso Simões Lopes (Brookfield Brasil Ltda), Luiz Roberto Nascimento Silva, Manoel Fernando Thompson Motta Filho, Nilson Teixeira (Banco de Investimentos Crédit Suisse S.A.), Olavo Monteiro de Carvalho (Monteiro Aranha Participações S.A.), Patrick de Larragoiti Lucas (Sul América Companhia Nacional de Seguros), Rui Barreto, Sergio Lins Andrade e Victório Carlos De Marchi.

Sede: Praia de Botafogo, 190
Rio de Janeiro, RJ, Brasil · CEP 22250-900 · Tel. 21 3799-6000
Caixa Postal 62591 · CEP 22252-970

Normas para Publicação

r b e

Escopo / missão

1) Artigos: trabalhos, de conteúdo analítico, que apresentem contribuições originais, tanto de cunho teórico como de avaliação empírica, no campo geral da economia;

2) Resenha bibliográfica: análise crítica de livros, editados no Brasil e no exterior, que digam respeito à economia.

Processo de avaliação

1) Todos os trabalhos submetidos à apreciação da RBE devem ser inéditos (nacional ou internacionalmente), não estando sob consideração para publicação em qualquer outro veículo de divulgação. Os trabalhos publicados em anais podem ser enviados depois de transformados em artigos;

2) Todos os trabalhos submetidos à publicação na RBE são examinados pelo editor e, ocasionalmente, por editores associados que auxiliam na escolha de alguns pareceristas e em decisões editoriais. O editor poderá rejeitar artigos que não estejam próximos da fronteira teórica e/ou empírica, sem a necessidade de apresentar pareceres, de modo a agilizar a submissão do artigo em outras revistas;

3) Em caso de aprovação, o trabalho é editorado e submetido para evisão do autor principal. No pedido de revisão será claramente informado o prazo para envio da revisão. Caso o autor não encaminhe a revisão no prazo estipulado, a publicação do trabalho poderá ser adiada.

Forma de apresentação dos originais

Os artigos submetidos à RBE devem obedecer às seguintes regras de apresentação dos originais:

1) O formato dos arquivos deverá ser, preferencialmente, LaTeX (classe *article*), mas artigos encaminhados em RTF ou Microsoft Word também serão aceitos, desde que observado o item 5;

2) Os artigos deverão ser acompanhados de resumos em português e em inglês, com no máximo 100 palavras com indicação de palavras-chave e códigos de classificação JEL;

3) Na primeira página devem constar as seguintes informações sobre cada autor: nome, instituições a que está vinculado e endereço para correspondência;

4) As referências bibliográficas dos artigos devem ser elaboradas de acordo com as normas da Associação Brasileira de Normas Técnicas (ABNT – NBR-6023) e apresentadas no final do texto. Quando na utilização do LaTeX, deverá ser utilizado o programa BibTeX;

5) As figuras e gráficos do artigo deverão constar em arquivos separados, nos formatos PDF, PS ou EPS. Os arquivos deverão estar claramente identificados e numerados, e sua localização no corpo do texto claramente identificada;

6) Os trabalhos deverão ser submetidos através do sistema de submissão *online* `http://bibliotecadigital.fgv.br/ojs/`.

FGV

ISSN 0034-7140
Rio de Janeiro • v. 73 • n. 3 • Jul–Set 2019

r b e

Revista Brasileira de Economia

Sumário

281	Teoria macroeconômica com fragilidade fiscal *Aloísio Araujo*
299	Non-durable consumption and real-estate prices in Brazil: Panel-data analysis at the state level *Victor Pina Dias, Érica Diniz Oliveira, João Victor Issler, Laísa Rachter*
325	Pricing crop revenue insurance using parametric copulas *Gislaine Vieira Duarte, Vitor Augusto Ozaki*
345	Uma nota sobre consumo energético, emissões, renda e emprego na cadeia da soja no Brasil *Marco Antonio Montoya, Luís Antônio Sleimann Bertussi, Ricardo Luís Lopes, Eduardo Belisário Finamore*
371	Uma nota sobre o impacto da presença de um idoso aposentado na saúde das famílias no Brasil *Veronica Ines Fernandez Orellano, Júlia Emília dos Santos Neto, Enlinson Henrique Carvalho de Mattos*
385	Efeito da formação docente sobre proficiência no início do ensino fundamental *Geraldo Andrade Silva Filho*

A **Revista Brasileira de Economia** é indexada nas bases de dados JEL, EconLit e SciELO.

Os artigos assinados são de responsabilidade exclusiva dos autores. É permitida a reprodução total ou parcial dos artigos, desde que seja citada a fonte.

Projeto gráfico: ConsulLaTeX
Editoração Eletrônica: Sálvio Marcelo Soares

CONSELHO EDITORIAL

Fundadores: Eugênio Gudin e Arizio de Viana
Editor: Ricardo de Oliveira Cavalcanti (FGV/EPGE)
Editores associados: Alexandre B. Cunha (UFRJ), Arilton Teixeira (FUCAPE), Bernardo Guimaraes (EESP/FGV), Bruno Sultanum (Federal Reserve Bank of Richmond), Carlos Eugênio da Costa (FGV/EPGE), Cezar Santos (University of Mannheim), Felipe Schwartzman (Federal Reserve Bank of Richmond), Gabriel de Abreu Madeira (USP), Jefferson Donizeti Pereira Bertolai (FEA-RP/USP), José Fajardo (EBAPE/FGV), Juliano J. Assunção (PUC-Rio), Marcelo Cunha Medeiros (PUC-Rio), Paulo Klinger Monteiro (FGV/EPGE) e Vladimir Ponczek (EESP/FGV).

EDITORA FGV

Editora Executiva: Marieta de Moraes Ferreira
Assinaturas: Paulo César Peres Appolinário

EPGE
Escola Brasileira de Economia e Finanças

Diretor Geral: Rubens Penha Cysne
Vice-Diretor: Aloisio Araujo
Coordenadores de Pós-Graduação Acadêmica: Humberto Moreira & Lucas Jóver Maestri
Coordenadores de Graduação e Regulação Institucional: Luis Henrique Bertolino Braido & André Arruda Villela

CORRESPONDÊNCIA REDATORIAL

Revista Brasileira de Economia
Praia de Botafogo, 190 sala 1100
Rio de Janeiro, RJ · CEP 22250-900
E-mail: rbe@fgv.br
Site: http://bibliotecadigital.fgv.br/ojs/index.php/rbe

CORRESPONDÊNCIA COMERCIAL

Fundação Getulio Vargas / Editora
Caixa Postal 62591
Rio de Janeiro, RJ · CEP 22250-900
Tel.: 0800-21-7777
Fax: (21) 3799-5532
E-mail: assine@fgv.br

LIVRARIAS

Livraria J C Felipe
Praia de Botafogo, 190
Rio de Janeiro, RJ
Tel.: (21) 3799-5535

Livraria Faria Lima
Av. Nove de Julho, 2029
São Paulo, SP
Tel.: (11) 3281-7875

Revista Brasileira de Economia, ano 1 no. 1 set. 1947.
Rio de Janeiro, Fundação Getulio Vargas

v. 23cm trimestral

Revista da EPGE Escola Brasileira de Economia e Finanças da Fundação Getulio Vargas

1. Economia Política - periódicos. I. Fundação Getulio Vargas, Rio de Janeiro.

EPGE Escola Brasileira de Economia e Finanças

CDD 33(0.5)
CDU 330.5

r b e
REVISTA BRASILEIRA DE ECONOMIA
DOI 10.5935/0034-7140.20190013
ISSN 1806-9134 (online)
FGV
FUNDAÇÃO GETULIO VARGAS

Teoria Macroeconômica com Fragilidade Fiscal*

Aloísio Araujo†

Sumário

1. Introdução 281
2. A Saga do Povo Alemão 282
3. Modelos para Câmbio Fixo 284
4. Modelos de Dolarização 285
5. Modelos para Metas de Inflação quando há Fragilidade Fiscal 293
6. Conclusão 295

Palavras-chave
Fragilidade fiscal, dominância fiscal, política fiscal

JEL Codes
E61, E62, E63

Resumo · Abstract

Emerging countries tend to face recurring situations in which their debt has an explosive path. This makes the fiscal side key to understanding their economy behavior. In this article, we will review how we can model Brazil as a fiscally fragile economy. We define fiscal fragility as the circumstance in which unbalanced fiscal variables lead to multiple equilibria and speculative attacks. We will present several models in which the possibility of a debt crisis was essential to explain—and, in a way, predict—what was happening in the country. We believe that this situation is much more credible to occur than fiscal dominance.
país. Nós acreditamos que essa situação é muito mais crível de ocorrer do que a dominância fiscal.

1. Introdução

Em países desenvolvidos, o ambiente econômico é mais equilibrado, de forma que o risco de uma crise fiscal é muito pequeno. Com isso, os modelos propostos para analisar tais economias normalmente negligenciam esse risco. Porém, para países emergentes, que costumam apresentar situações recorrentes de dívida com trajetória explosiva, o lado fiscal é chave para entender muitos acontecimentos econômicos. O Brasil se encontra neste último caso, onde a fragilidade fiscal coloca-se como um desafio para se pensar política econômica. Diversas vezes em nossa história fomos reféns de uma política fiscal irresponsável que abriu espaço para crises de confiança.

Neste artigo, faremos uma revisão de como podemos modelar o Brasil enquanto economia fiscalmente frágil. Apresentaremos diversos modelos em que a possibilidade de uma crise da dívida foi essencial para explicar — e, em certa maneira, prever — o que estava acontecendo no país. Vários desses modelos vêm de artigos publicados com alunos ao longo do tempo, tendo em comum a possibilidade de ocorrência de crises dada uma situação de fragilidade fiscal. Essa situação é muito mais crível de ocorrer que a dominância fiscal, que consideramos ser extrema e irrealista. Nós definimos fragilidade fiscal como

*Este texto foi feito baseado na palestra dada por ocasião do Seminário "70º Aniversário da RBE" em 26 de março de 2018. A RBE foi a primeira revista acadêmica brasileira de economia e, para mim, foi uma honra o convite. Esse estudo foi financiado em parte pela Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior – Brasil (CAPES) – Código Financeiro 001. Este artigo é uma versão atualizada de um manuscrito originalmente escrito em 1997. Em particular, o modelo econômico, a calibração e as simulações são idênticas as do ensaio original.

†Instituto de Matemática Pura e Aplicada (IMPA). Estrada Dona Castorina 110, Jardim Botânico, Rio de Janeiro, RJ, CEP 22460-320, Brasil. Fundação Getulio Vargas, Escola Brasileira de Economia e Finanças (FGV/EPGE). Praia de Botafogo 190, 11º andar, Botafogo, Rio de Janeiro, RJ, CEP 22250-900, Brasil.

aloisio.araujo@fgv.br

This is an open-access article distributed under the terms of the Creative Commons Attribution License.

Recebido em 6 de setembro de 2018
Aceitação final em 11 de maio de 2019

a circunstância em que variáveis fiscais desequilibradas levam a equilíbrios múltiplos e a ataques especulativos.

Começaremos pela "Saga do Povo Alemão". Nosso objetivo é mostrar empiricamente a intuição que temos sobre a queda da inflação em alguns países da América Latina, inclusive o Brasil, estar ligada a acontecimentos internacionais da época e à adoção de medidas macroeconômicas recomendadas pelo Consenso de Washington (1989). De maneira que o endividamento externo permitiu que o governo deixasse de se financiar com emissão monetária e com isso a inflação pudesse cair de forma mais consistente.

O primeiro modelo que será apresentado analisa a ocorrência de ataques especulativos no regime de câmbio fixo pela abordagem de Krugman (1979) e Flood e Garber (1984). Foi feito em coautoria com o ex-aluno Tomás Brisola e consiste em uma calibração para o caso brasileiro. A conclusão do exercício de 1997 apontava com probabilidade alta para o ataque ao Real que aconteceu no ano seguinte.

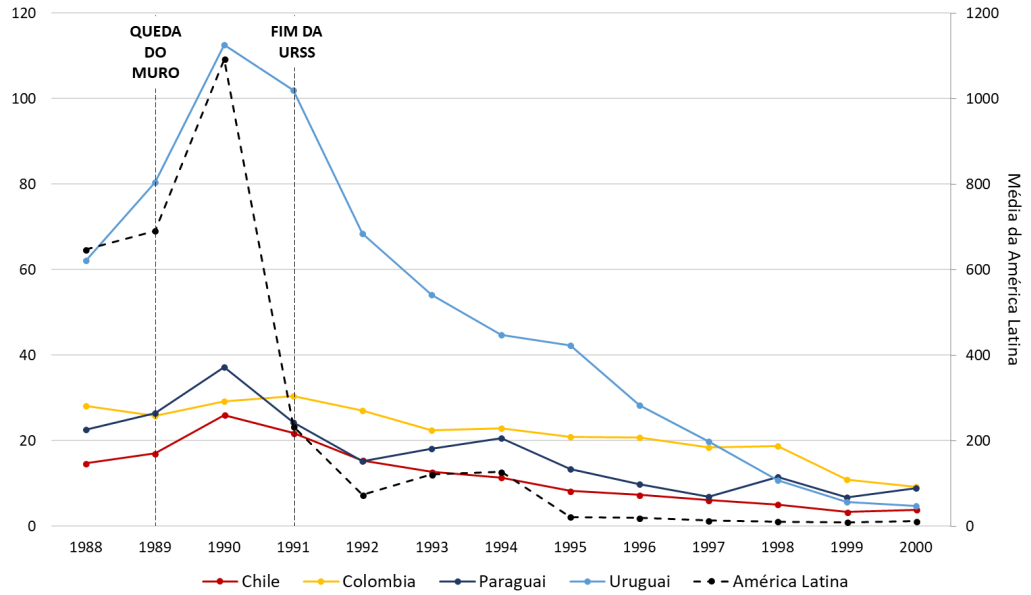
Traremos também modelos de *default* que avaliam os regimes monetários para países emergentes. Neles mostramos que nem sempre a dolarização é a melhor escolha, contrariando alguns economistas estrangeiros da época. Dois desses modelos foram publicados na RBE, o primeiro com a Márcia Leon (Araujo & Leon, 2002) e o segundo também com a Márcia e o Rafael Santos (Araujo, Leon, & Santos, 2012). Em 2013, nós três publicamos um outro *paper* (Araujo, Leon, & Santos, 2013) no *Journal of International Economics*, uma versão mais ampla da nossa adaptação do modelo Cole–Kehoe (Cole & Kehoe, 1996, 2000).

Por fim, falando de forma mais ampla da nossa pesquisa atual, o objetivo é desenvolver algum modelo que seja possível de se pensar metas de inflação em situação de fragilidade fiscal. Começamos a formalizar algo nessa linha em um *paper* publicado em 2016 no *International Economic Review* em coautoria com Tiago Berriel e Rafael Santos (Araujo, Berriel, & Santos, 2016). Abordaremos brevemente uma pesquisa que está sendo desenvolvida com Rafael Santos e Paulo Lins. Seus resultados preliminares já demonstram a importância de existirem modelos que reflitam a realidade nacional para a tomada de decisões de política econômica. A questão central é a seguinte: "A meta de inflação deve ser feita apenas por questões de reputação ou há conexão com o lado fiscal?" Até o momento, praticamente não existem modelos nesse tema.

2. A Saga do Povo Alemão

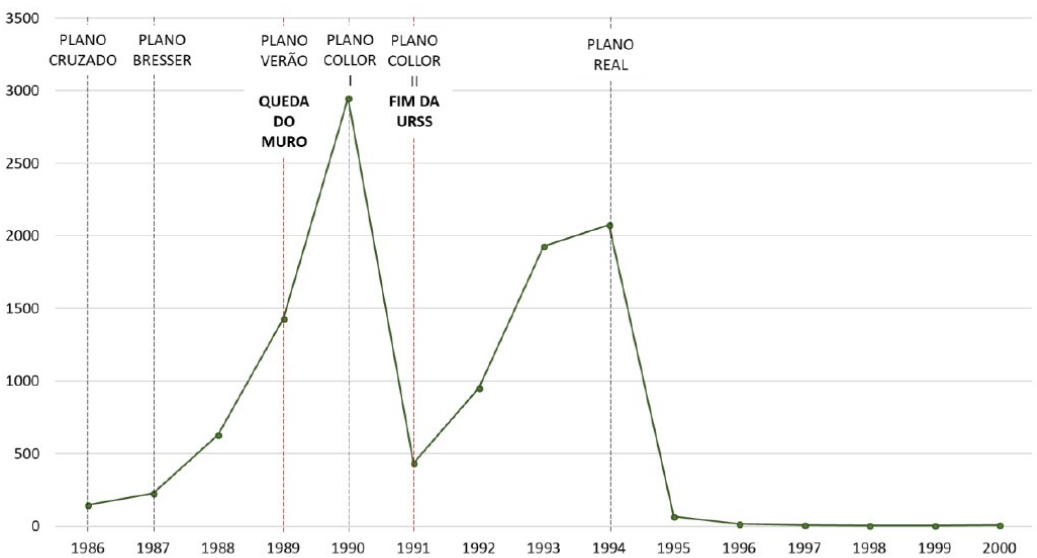
Ao observarmos na Figura 1 com os dados de inflação de alguns países da América Latina no período entre 1988 e 2000, é notável uma mudança de trajetória a partir da queda do Muro de Berlim (1989) e do fim da União Soviética (1991). A inflação desses países segue uma mesma tendência: começa a despencar no início dos anos 1990. O Consenso de Washington (1989) trouxe uma seriedade maior em relação à política macroeconômica a partir de recomendações como privatização e respeito aos contratos. Em conjunto, a queda do muro de Berlim e o fim da União Soviética reduziram o risco de uma revolução comunista na América Latina, o que derrubou o prêmio de risco dos países da região e permitiu que eles financiassem seus déficits fiscais com endividamento no mercado externo, e não mais com emissão monetária. Esse foi um importante determinante para a queda da inflação na América Latina.

No caso do Brasil, como pode ser visto na Figura 2, a inflação também caiu na década de 1990. O sucesso é muito creditado ao Plano Real (1994). De fato, analisando com cuidado



Fonte: Banco Mundial.

Figura 1. Inflação, índice de preços ao consumidor (anual %) – América Latina.



Fonte: Banco Mundial.

Figura 2. Inflação, índice de preços ao consumidor (anual %) – Brasil.

o gráfico da inflação brasileira e o comparando com o gráfico da inflação dos outros países da América Latina, percebemos como o comportamento da nossa inflação é um pouco diferente dos demais países. A causa para isso seriam justamente os vários planos implementados na época — Cruzado, Bresser, Verão e Collor I e II —, que não foram acompanhados de um esforço fiscal mais forte. Esses planos não geraram a credibilidade necessária à política econômica brasileira. O Plano Real, que também não foi acompanhado de um ajuste fiscal significativo, teve o mérito de ser mais crível e adotar algumas das medidas do Consenso de Washington, respeitando os credores e realizando privatizações. Isso possibilitou ao Brasil aproveitar a queda do prêmio de risco que alguns dos outros países latino-americanos já vinham aproveitando a partir da queda do Muro e do fim da URSS. Portanto, o sucesso do Real é resultado do aumento na capacidade de endividamento do Brasil, proporcionado por eventos externos da época, aliado a uma maior credibilidade do governo e do Ministro da Fazenda, Fernando Henrique Cardoso.

3. Modelos para Câmbio Fixo

O mesmo endividamento que, juntamente à indexação cambial, permitiu a queda da inflação no Brasil, abriu caminho para outro problema, a possibilidade de ataques especulativos. Como a queda da inflação não foi acompanhada de um maior esforço fiscal por parte do governo, que aumentou seu passivo, principalmente em dívida de curto prazo denominada em moeda estrangeira, a trajetória fiscal da economia brasileira colocava-se como uma restrição importante para o sistema cambial por ela adotado: o câmbio fixo.

Temos alguns trabalhos nos quais analisamos a possibilidade de ataques especulativos no sistema de câmbio fixo. Em todos, as crises ocorrem dada uma situação fiscal frágil. Um importante representante desses trabalhos é o *paper* "Uma Calibragem do Modelo de Krugman–Flood–Garber para o Caso Brasileiro", produzido com um ex-aluno de doutorado, Tomás Brisola (Araujo & Brisola, 2019).

Nesse *paper*, foi desenvolvido um modelo que permitiu que fizéssemos uma previsão de que haveria um ataque especulativo contra o Real — algo que se concretizou. Ou seja, nosso trabalho ilustrou na prática como modelos que contemplam a possibilidade de ataques especulativos decorrentes de situações de fragilidade fiscal foram importantes para entendermos o que estava acontecendo com a economia brasileira.

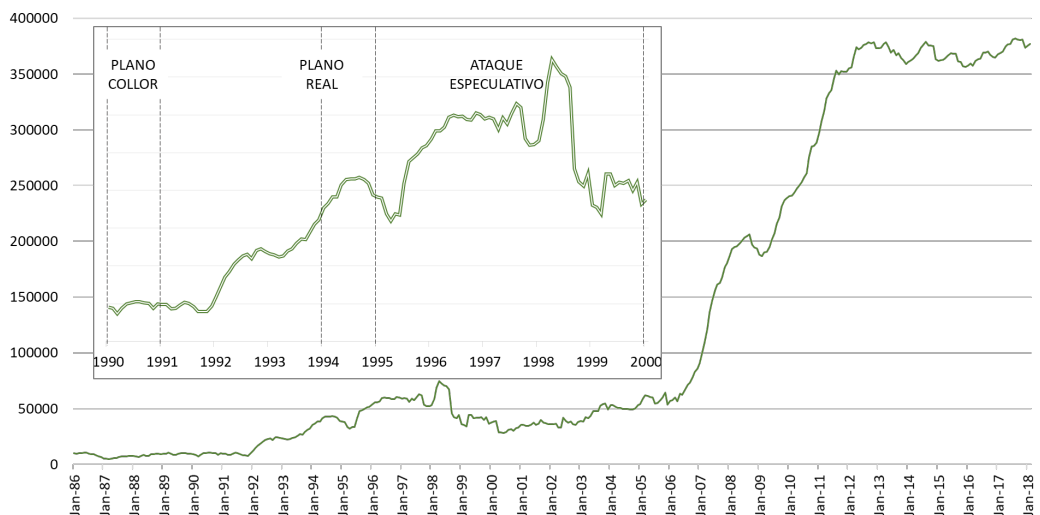
O trabalho consistia em uma adaptação para o caso brasileiro de um modelo clássico na literatura econômica desenvolvido por Krugman (1979) e por Flood (1984), que explica a lógica dos ataques especulativos. O mecanismo que possibilita o ataque no modelo é o seguinte: o governo apresenta um déficit público que inicialmente é sustentado a partir da venda de títulos. Porém, a situação fiscal combinada com o maior endividamento público torna esses títulos não mais desejáveis, sendo necessária a elevação da taxa de juros para vendê-los — no Brasil, a taxa de juros chegou a 40% ao ano. O aumento dos juros piora a situação fiscal, o que leva o governo a aumentar ainda mais os juros. A situação continua até o momento que o governo passa a vender reservas para se financiar. Sabendo que a capacidade de um governo manter o câmbio fixo depende do volume de reservas que possui, o ataque especulativo ocorre no momento que os agentes econômicos preveem a proximidade da exaustão dessas reservas. Quando ocorre o ataque, o regime cambial existente colapsa e o câmbio passa a flutuar.

Em dezembro de 1997, fomos entrevistados pelo jornalista econômico Celso Pinto a respeito desse *paper*. Com base nas conclusões do exercício, o jornalista escreveu que: "Se as

reservas cambiais caírem abaixo de US$42,5 bilhões ao longo do próximo ano, deve haver um novo ataque especulativo contra o real. A probabilidade de que se chegue ao nível crítico é alta, de 62%". Conforme previsto pelo modelo, esse novo ataque aconteceu no segundo semestre de 1998.

Para ilustrar o ataque ao Real, a Figura 3 mostra a evolução das Reservas Internacionais do Brasil de 1990 a 2000. Com a adoção das práticas recomendadas pelo Consenso de Washington, o Brasil ganhou credibilidade e por isso a quantidade de dólares foi aumentando na época do Plano Real — a América Latina em geral experimentou esse aumento de credibilidade e pôde comprar mais dólares. No entanto, o ajuste fiscal pleno não foi feito, talvez por uma impossibilidade ou por falta de vontade do governo. Poucos anos depois, é possível perceber que as reservas caem bastante.

No que diz respeito ao risco país, um índice interessante é o *Emerging Markets Bond Index Plus* (EMBI+), que mostra a diferença entre a taxa de retorno dos títulos de países emergentes e a oferecida por títulos emitidos pelo Tesouro americano. Essa diferença é o spread soberano. Ou seja, o quanto a mais que os governos nacionais pagam relativamente aos Estados Unidos. No Brasil, a volatilidade do indicador é persistente, especialmente bem marcada no período de ataque ao Real (1995–1999). Em anos mais recentes ela diminuiu, mas ainda podem ser percebidos alguns picos, como na primeira eleição do Lula (2002). A Dívida PIB brasileira, por sua vez, continua muito elevada. As figuras 4 e 5 representam o EMBI+ e a relação Dívida PIB do Brasil desde a década de 1990 até períodos atuais.

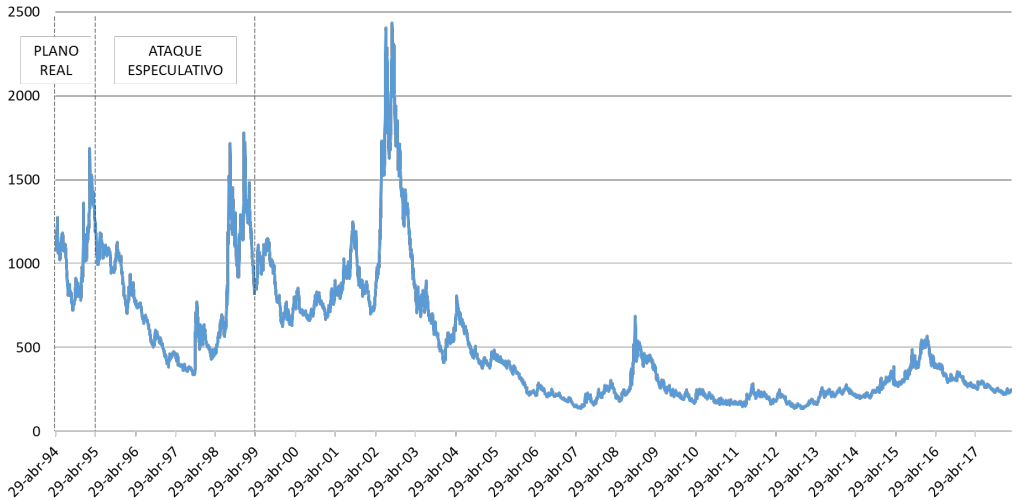


Fonte: BCB
Reservas Internacionais – Total – mensal, janeiro de 1986 a janeiro de 2018

Figura 3. Reservas Internacionais – Banco Central do Brasil (US$ milhões).

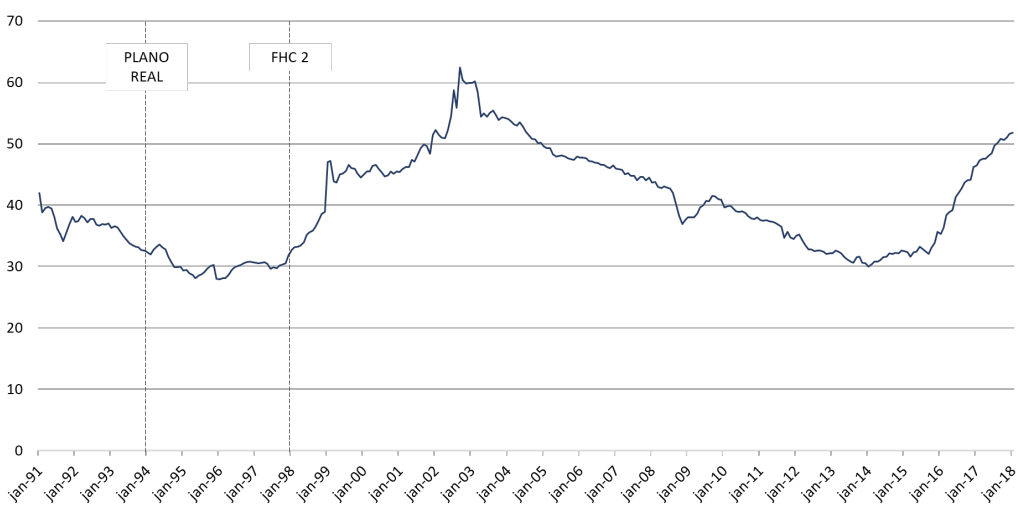
4. Modelos de Dolarização

A instabilidade macroeconômica dos países da América Latina nos anos 1990, consequência do crescente endividamento em moeda estrangeira, levou ao debate sobre a adoção do dólar no lugar da moeda doméstica, a chamada dolarização. Esse tipo de dívida visa proteger os credores de uma depreciação da moeda local. Em contrapartida, o risco de default em caso



Fonte: IPEA
EMBI+ – diário, 29 de abril de 1994 a 20 de março de 2018

Figura 4. EMBI+ (Emerging Markets Bond Index Plus) – Brasil.



Fonte: IPEA
Dívida líquida do setor público como porcentagem do Produto Interno Bruto (PIB). Fluxo acumulado de 12 meses.
Mensal, janeiro de 1991 a janeiro de 2018

Figura 5. Dívida Pública Total (% PIB) – Brasil.

de crise torna-se considerável. A alta liquidez internacional da época ajudou a sustentar programas de estabilização e a reforçar o valor das moedas nacionais. No entanto, a reversão de expectativas do mercado e efeitos de contágio mudaram esse ambiente, causando crises financeiras em algumas economias da América Latina, como a Argentina. A moeda brasileira, por sua vez, sofreu uma severa desvalorização.

Em 2002, foi publicado na RBE o *paper* "Ataques especulativos sobre dívidas e dolarização" em coautoria com a ex-aluna da EPGE/FGV, Márcia Leon (Araujo & Leon, 2002). Nele argumentamos que o regime de dolarização não conduz necessariamente ao nível de bem-estar mais alto relativamente a um regime no qual é possível emitir dívida denominada em moeda local. O debate sobre regime de moeda local versus dolarização não despertava o interesse dos países desenvolvidos naquele momento. Havia poucos trabalhos no tema quando nós achamos importante — do ponto de vista dos países emergentes — estudar "O que é dolarização?" Isso reforça a importância de se fazer pesquisa econômica e de se desenvolver modelos econômicos específicos para o caso brasileiro.

Outro trabalho mais recente, desenvolvido a partir do modelo de Cole–Kehoe (Cole & Kehoe, 1996, 2000), "Speculative attacks, openness and crises", foi publicado na RBE em 2012 (Araujo et al., 2012). Nesse *paper* em parceria com a Márcia Leon e o também ex-aluno da EPGE/FGV, Rafael Santos, propusemos um modelo de equilíbrio geral com *default* e concluímos que a crise é menos grave para países com maior grau de abertura econômica.

Além dos mercados em desenvolvimento da América Latina, alguns países da União Europeia sofreram ataques especulativos contra a dívida pública mais recentemente, como é o caso da Grécia em 2010. Eles vinham enfrentando dificuldades em convencer a zona monetária a fazer inflação, por outro lado o *default* na dívida prejudicaria a credibilidade da moeda comum.

Esse foi o pano de fundo de um *paper* desenvolvido com a Márcia Leon e o Rafael Santos em 2013. Nele fizemos uma extensão do modelo Cole–Kehoe (Cole & Kehoe, 1996, 2000) para discutir alguns aspectos financeiros dos regimes monetários. Com o título "Welfare Analysis of Currency Regimes with Defaultable Debts", o artigo foi publicado no *Journal of International Economics* em 2013 (Araujo et al., 2013).

4.1 Welfare Analysis of Currency Regimes with Defaultable Debts

No modelo desenvolvido, foram analisados os regimes monetários: dolarização, zona monetária e moeda local. A questão que se coloca é: "Em quais condições determinado regime seria melhor?" A dolarização pode representar um bom negócio diante da moeda local em um país que faz inflação por motivos meramente políticos o tempo todo. No entanto, ao analisar as três opções em conjunto, a inflação política não é a única variável a ser avaliada. Também devemos observar a correlação dos choques externos com os países de uma possível união monetária para chegarmos ao melhor dos três regimes para um determinado país.

A base do nosso artigo é o modelo de Harold Cole e Timothy Kehoe, "A self-fulfilling model of Mexico's 1994–1995 debt crisis" (Cole & Kehoe, 1996), que analisa o ataque especulativo no México. Uma versão mais detalhada do modelo é o *paper* "Self-fulfilling debt crises" publicado na *Review of Economic Studies* (Cole & Kehoe, 2000).

Esse é um modelo de equilíbrio geral dinâmico estocástico com probabilidade π de crise da dívida. Ela ocorre quando os credores estrangeiros têm baixa confiança de que o governo honrará suas obrigações. Consequentemente, eles não renovam seus empréstimos e

o governo entra em *default*. Nesse modelo está representada uma economia de um bem, com três participantes: i) consumidores nacionais; ii) banqueiros internacionais; e iii) governo.

A incerteza sobre um ataque especulativo é incluída no modelo por uma variável exógena, ζ. Ela pode ser vista como um fator fundamental que impulsiona a confiança dos banqueiros e define o equilíbrio na zona de crise (quando há múltiplos equilíbrios): ou os banqueiros internacionais se recusam a rolar a dívida e o default é a decisão ótima; ou eles compram novas dívidas e não há default. O ataque especulativo pode ser acionado em resposta a uma mudança nos fundamentos econômicos não explicitamente descrita no modelo, como uma mudança nos preços de uma commodity que participa intensivamente das exportações, uma mudança nas preferências do governo após as eleições nacionais, redução da liquidez internacional, entre outros. As expectativas são racionais, ou seja, as decisões do governo sobre fazer o *default* dependem exclusivamente do seu bem-estar.

Problema do Consumidor O consumidor está maximizando a utilidade esperada de consumo privado e consumo público (provido pelo governo). No problema estão representados o consumo, a acumulação de capital e o imposto sobre a produção:

$$\max_{c_t, k_{t+1}} \mathbb{E} \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \big(\varrho c_t + \nu(g_t)\big),$$

sujeito a restrição orçamentária dada por

$$c_t + k_{t+1} - k_t \leq (1-\theta)[a_t f(k_t) - \delta k_t],$$

com $k_0 > 0$. No problema acima, a_t é o fator de produtividade, igual a α, com $0 < \alpha < 1$, se o governo fizer default, ou igual a 1, caso contrário. No período t, k_{t+1} é a decisão do consumidor de quanto poupar para o próximo período e c_t é o consumo presente. $\theta \in (0,1)$ representa o imposto e δ é a taxa de depreciação. A função utilidade está dividida em duas partes: uma função linear de consumo privado, c_t, e uma função ν de gasto do governo, g_t. A função ν é contínua, diferenciável, estritamente côncava e crescente.

Problema do Banqueiro Internacional O banqueiro internacional maximiza o valor presente do seu consumo, x_t, escolhendo o quanto de bonds, b_{t+1}, que vencem no próximo período. Além disso, ele recebe uma dotação exógena, $\bar{x}$, e o dinheiro dos *bonds* que comprou no período anterior, b_t. O q_t representa o preço, em t, de títulos públicos de um período se não houver o default e caso haja, o valor q_t é igual a 0. Como forma de simplificação, existe apenas a possibilidade de o governo pagar totalmente ou nada da dívida — se z_t igual a 1, então ele paga a dívida; se z_t igual a 0, então ele não paga a dívida:

$$\max_{x_t, b_{t+1}} \mathbb{E} \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t x_t \quad \text{s.t.} \quad \begin{cases} x_t + q_t^* b_{t+1} \leq \bar{x} + z_t b_t, \\ b_0 > 0. \end{cases}$$

Problema do Governo O governo é considerado benevolente no sentido de que ele maximiza o bem-estar dos consumidores nacionais. Ele também não está comprometido a honrar suas obrigações com credores. A receita do governo é composta pela arrecadação de impostos e pelo valor da venda de títulos e será gasta em bens públicos e no pagamento da

dívida anterior. B_t é a dívida em moeda estrangeira. Para resolver o modelo, supõe-se que, caso o governo faça o default, ele não poderá mais vender títulos para sempre.

Restrição orçamentária do governo: $g_t + z_t B_t \leq \theta[a_t f(K_t) - \delta K_t] + q_t^* B_{t+1}$.

Variáveis de decisão: g_t, z_t, B_{t+1}.

Comportamento estratégico: q_t^*, c_t, k_{t+1}, g_t, z_t, a_t.

No modelo, o *timming* das ações dentro de cada período é bastante importante. É ele que determina a possibilidade de ocorrência de crises[1]. No ordenamento das ações a seguir, s é um vetor com as variáveis de estado.

Em cada período:

- ζ é realizado e $s = (K, B, a_{-1}, \zeta)$;
- O governo escolhe B', dado $q^* = q^*(s, B')$;
- Os banqueiros decidem se querem comprar B';
- O governo escolhe z e g;
- Os consumidores escolhem c e k', dado $a(s, z)$.

Equilíbrio Recursivo Podemos definir um equilíbrio recursivo para o nosso modelo ao caracterizarmos o comportamento dos consumidores. Vale observar que k' assume os valores $k^n > k^\pi > k^d$,

$$\begin{aligned} \mathbb{E}\left[a'\right] &= 1, & k' &= k^n, \\ \mathbb{E}\left[a'\right] &= 1 - \pi + \pi\alpha, & k' &= k^\pi, \\ \mathbb{E}\left[a'\right] &= \alpha, & k' &= k^d. \end{aligned}$$

Caracterização do comportamento dos banqueiros: q^* assume os valores β, $\beta(1-\pi)$ e 0, dependendo de $\mathbb{E}\left[z'\right]$ desde que $q^* = \beta\,\mathbb{E}\left[z'\right]$,

$$\begin{aligned} \mathbb{E}\left[z'\right] &= 1, & q^* &= \beta, \\ \mathbb{E}\left[z'\right] &= 1 - \pi, & q^* &= \beta(1-\pi), \\ \mathbb{E}\left[z'\right] &= 0, & q^* &= 0. \end{aligned}$$

Definimos zona de crise como o intervalo da dívida com probabilidade π da crise ocorrer. Para títulos do governo de um período e $s = (K^\pi, B, 1, \zeta)$:

$$\left(\bar{b}(k^n), \bar{B}(k^\pi, \pi)\right).$$

As decisões do governo são:

$$\begin{cases} B' \leq \bar{b}(k^n), & \text{fora da zona de crise;} \\ \bar{b}(k^n) < B' \leq \bar{B}(k^\pi, \pi), & \text{zona de crise;} \\ B' > \bar{B}(k^\pi, \pi), & \text{default.} \end{cases}$$

[1] Cole e Kehoe (2000) comentam como algumas mudanças na definição dos momentos que as ações são tomadas afetam apenas os resultados quantitativos do modelo, enquanto outras alteram os qualitativos.

A zona de crise é definida como o nível de endividamento para o qual é ideal que o governo responda com inflação a um ataque moderado, com default a um ataque intenso e que pague a dívida na ausência de um ataque. Além disso, se os níveis de dívida estão na zona de crise e a inflação não pode ser implementada durante um ataque moderado, então o default é a segunda melhor opção.

Em Araujo et al. (2013), calibramos o modelo de Cole e Kehoe (Cole & Kehoe, 1996, 2000) para o Brasil durante o período de junho de 1999 a maio de 2001. Foram usados os seguintes parâmetros: maturidade média da dívida pública, 24 meses; participação do capital na renda, 0,5; produtividade total dos fatores, 1,3; imposto sobre a produção, 0,3; probabilidade de default, 0,06; queda na produtividade após o default, 0,05 ($\alpha = 0{,}95$); fator de desconto, 0,95; fator de depreciação, 0,24; e relação dívida PIB, 0,5. A partir do exercício descrito, chegamos ao gráfico da Figura 6.

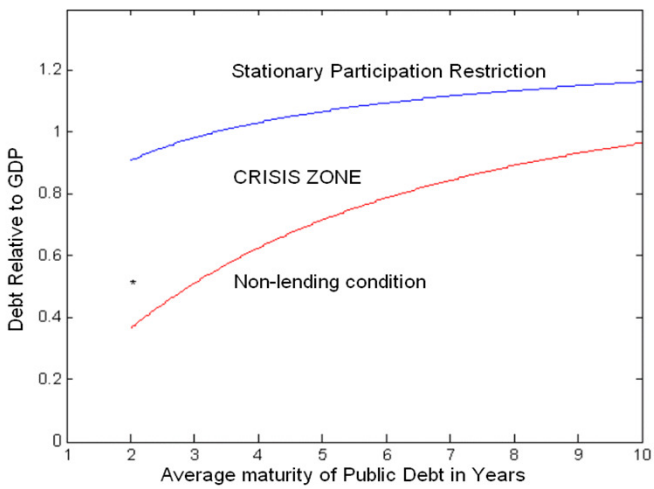


Figura 6. Crisis Zone – Brazil – 1999/2001.

Fazer o esforço fiscal é válido porque o país sofrerá um choque de produtividade negativo para sempre muito forte se o governo não pagar a dívida. Agora, suponha uma relação Dívida PIB de 300%, ou seja, o país se encontrar na zona em que os banqueiros nunca querem emprestar (*Stationary Participation Restriction*). Nesse caso seria melhor o governo fazer o *default* e assumir o choque de produtividade negativo. Portanto, o *default* será feito de acordo com o que for mais conveniente para o país. Embora o ideal seja estar sempre fora da zona de crise.

Modelo de Moeda Local Chamamos de regime de moeda local aquele em que o governo pode fazer um *default* parcial da dívida denominada em moeda local via redução do retorno real sobre essa dívida. Ou seja, o governo tem autonomia para decidir sobre a taxa de inflação.

Para representar um regime de moeda local, modificamos o modelo original de Cole–Kehoe, permitindo que o governo emita não apenas a dívida denominada em moeda estrangeira, B_t, mas também em moeda local, D_t. Consequentemente, o orçamento do governo passa a ser gasto em bens públicos e no pagamento das duas dívidas. Um governo nacional que emite dívida em moeda local pode decidir fazer um *default* parcial da dívida em moeda local por meio de uma inflação mais elevada (ou seja, pagar apenas uma fração do

retorno real sobre esses títulos), usar as receitas levantadas para honrar seus compromissos com banqueiros internacionais e evitar a crise da dívida externa.[2] Ao adicionar a dívida em moeda local, modelamos o poder do governo para fazer política monetária, que está ausente na dolarização.

No entanto, a flexibilidade monetária alcançada com o regime de moeda local, no sentido de o governo poder escolher sua taxa de inflação e, consequentemente, o retorno real da dívida pública denominada em moeda local, pode tornar esse regime menos crível. A credibilidade é perdida sempre que fatores políticos internos influenciam a decisão do governo de fazer ou não um *default* parcial. Nosso modelo caracteriza essa situação por um choque exógeno chamado inflação política, que pretende captar a falta de um mecanismo de compromisso do governo nacional.

Variável de decisão do governo sobre imposto inflacionário (ν) Se houver inflação, $\nu = \phi$, ($\phi < 1$). Senão, $\nu = 1$. Ou seja, o governo faz um *default* parcial na dívida em moeda local, cuja taxa de desconto nos títulos é ϕ, com $0 < \phi < 1$.

Custo inflacionário: a produtividade cai para $\alpha^{\phi} < \alpha < 1$. Ou seja, o custo de produtividade do *default* em moeda externa é α, como no modelo de Cole e Kehoe. Já o custo de produtividade do *default* em moeda local é α^{ϕ}, menor que o parâmetro α do *default* externo.

Nova restrição orçamentária dos consumidores:

$$c_t + k_{t+1} - k_t + q_t d_{t+1} \leq (1-\theta)[a_t f(k_t) - \delta k_t] + \nu_t d_t.$$

Além de escolher c_t e k_{t+1}, os consumidores passam a escolher também d_{t+1}.

Nova restrição orçamentária do governo:

$$g_t + z_t B_t + \nu_t D_t \leq \theta[a_t f(K_t) - \delta K_t] + q_t^* B_{t+1} + q_t D_{t+1}.$$

No modelo anterior, as variáveis de decisão do governo eram B_{t+1}, z_t e g_t. Adicionamos D_{t+1} e ν_t.

Modelo de Moeda Comum Quando a decisão sobre a fração a ser reduzida do retorno real por meio do imposto inflacionário é feita por países membros de uma união monetária que emitem suas dívidas em moeda comum, D_t^i, onde i representa cada país, chamamos de regime de moeda comum.

Sob esse regime, é possível fazer um *default* parcial na dívida expressa em moeda comum. A diminuição do seu retorno real, no entanto, é decidida de acordo com um processo estabelecido entre os membros da união monetária. A maneira como essa decisão é tomada leva em consideração a capacidade de cada membro de fazer um *default* parcial da dívida em moeda comum e, portanto, suavizar os efeitos de ataques especulativos. Consideramos duas

[2]Nossa hipótese é que a dívida denominada em moeda estrangeira é adquirida apenas por banqueiros internacionais, então ela também pode ser chamada de dívida externa. Analogamente, a dívida denominada em moeda local pode ser chamada de dívida interna, uma vez que assumimos que ela é totalmente comprada por investidores locais.

regras de decisão: i) *right of veto*, segundo essa regra o default parcial da dívida é feito se e somente se todos os países membros votarem a favor da inflação, ou seja, $v^u = \phi \Leftrightarrow v^i = \phi$, $\forall i$, onde v^u é a decisão da união monetária e v^i representa o voto de cada país i; e ii) cada membro implementa sua decisão com probabilidade pw^i, e $\sum pw^i = 1$.

A Figura 7 sumariza os resultados do modelo.

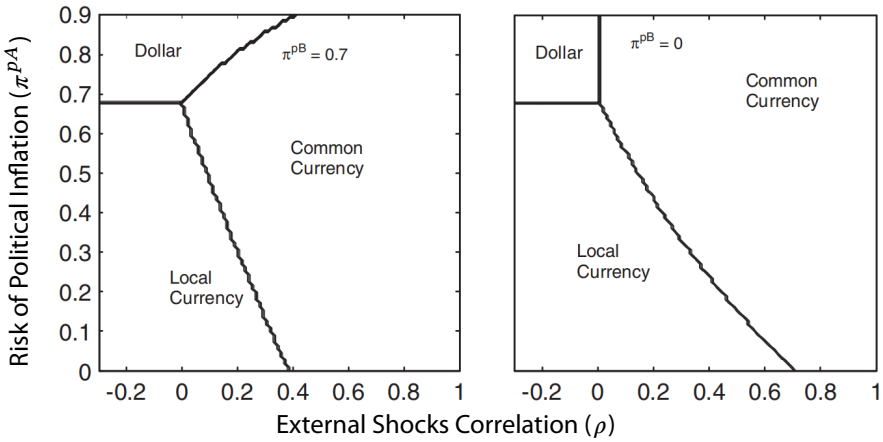


Figura 7. Regime monetário ótimo ($n = 2$). Processo de decisão: Right of Veto. Risco de inflação política no outro país (B): 0,7 e 0.

O nosso principal resultado é que para um país com uma moeda de alta credibilidade, ou seja, uma moeda cuja dívida tem uma probabilidade muito baixa de sofrer um *default* parcial por razões políticas, o regime de moeda local é a melhor escolha em termos de bem-estar. Por outro lado, para um país com uma moeda de baixa credibilidade, a moeda local não é a melhor escolha. Nesse caso, o bem-estar torna-se maior sob o regime de dolarização ou de moeda comum, dependendo da correlação externa entre os países que compartilham a decisão de fazer inflação em moeda comum. Quando a correlação entre os países da união monetária é baixa, a possibilidade de haver conflitos na decisão sobre fazer ou não a inflação torna-se maior, com isso o país cujo voto é vencido perde bem-estar, portanto a dolarização passa a ser a escolha ótima. Ou seja, se a inflação prevalece e é contra o seu voto, dolarizar evita que o país perca produtividade e tenha que aumentar as taxas juros. Quando essa correlação é alta significa que os países parceiros tendem a concordar mais nas suas decisões, de forma que é melhor, em termos de bem-estar, o regime de moeda comum.

Em suma, os cálculos de bem-estar social indicam que o melhor é ter: i) uma parcela da dívida total denominada em moeda comum quando choques externos são altamente correlacionados entre os membros da zona monetária; ii) uma parcela da dívida total denominada em moeda local quando essa correlação é baixa; e iii) dívida exclusivamente denominada em moeda estrangeira quando, além da correlação baixa, a inflação política é muito provável.

O Brasil e a Argentina estavam sob diferentes regimes cambiais entre 1998 e 2001. Nós comparamos os níveis de bem-estar esperados de um regime de moeda local com o da dolarização a fim de entender os efeitos sobre as economias brasileira e argentina decorrentes dos regimes adotados. Voltamos no tempo, já que os dois países haviam atrelado suas moedas ao dólar durante o início dos anos 1990, mas seguiram regimes distintos após a crise russa em agosto de 1998. O Brasil adotou um regime de câmbio flutuante em janeiro de 1999, que

se assemelha ao nosso modelo de moeda local, enquanto a Argentina manteve o regime monetário que é semelhante ao que descrevemos como dolarização. Os resultados dessas escolhas foram uma inflação moderada no Brasil a partir de 1999 e uma crise na dívida externa da Argentina no final de 2001. Se a Argentina tivesse uma dívida denominada em moeda local, a crise poderia ter sido evitada.

A mesma metodologia também poderia ser aplicada para avaliar a falta de flexibilidade monetária na Grécia. Mesmo que o nível da dívida grega seja em grande parte denominado em uma moeda comum (o euro, não o dólar), a decisão de inflacionar está principalmente nas mãos dos membros da União Monetária Europeia. Como o governo nacional não tem qualquer poder para inflacionar o euro e a maioria dos detentores de dívida não é grega, poderíamos interpretar a Grécia como uma espécie de economia dolarizada.

5. Modelos para Metas de Inflação quando há Fragilidade Fiscal

O trabalho que estamos desenvolvendo sobre metas de inflação em situação de fragilidade fiscal conta com a coautoria de Rafael Santos e Paulo Lins (Araujo, Lins, & Santos, 2018). Implementado em 1999 no Brasil, o sistema de metas de inflação é um dos grandes responsáveis em manter a estabilidade de preços que experimentamos. O regime é composto de uma meta de inflação e um intervalo de tolerância centrado na meta. A intuição é que o Banco Central deve estabilizar as expectativas de inflação no centro da meta no médio prazo — pensado aqui como o período em que ainda há alguma capacidade de controlar os níveis de preços —, mas usar o intervalo de tolerância para acomodar choques exógenos. Porém, em algumas ocasiões o Banco Central entrega uma inflação fora do intervalo de confiança.

Observando o gráfico na Figura 8, vemos a inflação realizada no Brasil, a meta definida pelo Conselho Monetário Nacional e o intervalo de tolerância. O interessante a se notar é que, toda vez que a inflação realizada escapa do intervalo de tolerância no Brasil, o motivo

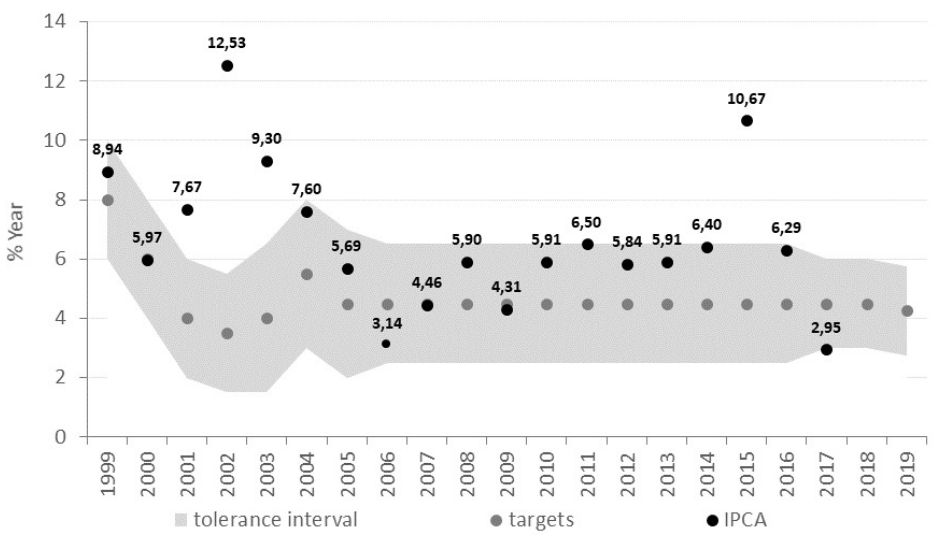


Figura 8. Inflação realizada no Brasil, meta definida pelo Conselho Monetário Nacional e intervalo de tolerância.

geralmente está associado a uma elevação do risco. Um exemplo é a eleição do Lula em 2002. A intuição que tínhamos e que estamos tentando formalizar no novo *paper* é que, em momentos de maior percepção de risco, a ação ótima do Banco Central é não entregar a meta, e sim inflacionar um pouco a economia. Ao inflacionar, implicitamente o governo está dando um *default* nos títulos nominais domésticos. É uma forma de melhorar o lado fiscal para diminuir o risco da crise. A vantagem do imposto inflacionário é que ele é politicamente menos custoso do que elevar impostos ou diminuir gastos no momento da crise.

Na literatura econômica, há modelos, como o de Sargent e Wallace (1981), Leeper (1991), Sims (1994) e Woodford (1995), que mostram como a política monetária é dependente da política fiscal. Porém, esses modelos muitas vezes assumem situações muito extremas. Um exemplo é a dominância fiscal, que é quando o Banco Central perde totalmente sua capacidade de coordenar as expectativas de inflação e de controlar minimamente os níveis de preços, que passa a ser determinado exclusivamente pelo lado fiscal. Os *papers* do Sims e Woodford estudam um pouco de dominância fiscal, como o *price level* em último termo está determinado pela situação fiscal no longo prazo. Não vamos nos aprofundar muito nesses, pois consideramos uma situação extrema, não acreditamos que seja o caso brasileiro. De outro lado, há os modelos usualmente adotados pelo Banco Central, que assumem uma política fiscal ricardiana. É um bom modelo para situações de normalidade nas economias avançadas, em que anúncios do Banco Central são sempre críveis e que o nível de preço é determinado por uma regra de Taylor.

Como sabemos, o Brasil encontra-se em uma trajetória de dívida pública explosiva, o que impõe limites para a capacidade de coordenação de expectativas do anúncio do Banco Central. Essa ideia começou a ser formalizada no *paper* em coautoria com o Tiago Berriel e o Rafael Santos, "Inflation targeting with imperfect information", e que foi publicado na *International Economic Review* (Araujo et al., 2016). Em Araujo et al. (2018), nós propomos uma extensão do exemplo fiscal detalhado em Araujo et al. (2016), em que a dívida deixou de ser apenas um parâmetro e passou a ser uma variável de escolha. A dinâmica intertemporal é baseada no modelo de Cole e Kehoe (Cole & Kehoe, 1996, 2000), ou seja, há *commitment* imperfeito e o *policymaker* pode satisfazer a restrição orçamentária dando um *default* parcial na sua dívida por meio de inflação. Com esse modelo, nós captamos um importante dilema intertemporal da política econômica: de um lado, o desejo de se coordenar as expectativas de inflação em patamares reduzidos e, de outro, a dificuldade em se arcar com os custos fiscais que são necessários para assegurar de forma repetida a entrega da meta com elevada probabilidade.

Pensar metas de inflação no Brasil utilizando os modelos desenvolvidos para economias avançadas pode levar a prescrição de *policies* erradas. Nós acreditamos que esse novo modelo é um arcabouço poderoso para se estudar diversas questões macroeconômicas relevantes para o Brasil. O modelo auxilia um *policy maker* a determinar qual a resposta monetária ótima quando um país fiscalmente frágil sofre um choque desfavorável externo. O desenvolvimento e extensão do modelo de fragilidade fiscal é fundamental para a compreensão da política macroeconômica de curto prazo no Brasil.

Neste modelo, os agentes inferem, a partir do nível de dívida do país, em qual regime que a economia se encontra: aquele em que a meta de inflação é totalmente crível, ou em dominância fiscal — situação que a meta de inflação não impacta nas expectativas dos agentes. Porém, no nosso modelo, quando o nível de dívida está num valor intermediário — não tão baixo para a meta ser totalmente cível e nem tão alto para ser totalmente inócua —

a economia está em uma situação em que múltiplos equilíbrios são possíveis. Nós usamos informação perfeita e não há nada aleatório, apenas uma variável *sunspot* que determina o equilíbrio na região de múltiplos equilíbrios.

O policy maker, um híbrido de Banco Central e Tesouro, está minimizando a perda de bem-estar social advinda de inflação e de taxação. Ele também tem de respeitar uma restrição orçamentária, em que o *policy maker* recebe imposto, emite dívida, paga a dívida anterior e paga um gasto governamental que assumimos como exógeno para simplificar. O governo tem duas maneiras de satisfazer sua restrição intertemporal, taxando ou realizando uma surpresa inflacionária — ou seja, fazendo $\pi_t > \pi_t^E$. Se o governo realizar a inflação que os agentes esperam, a taxa de juros real é igual a taxa de desconto $(1/\beta)$. No problema do *policy maker*, π^A é a meta pré-anunciada.

Como estamos assumindo expectativas racionais, há dois casos possíveis: i) o *inflation target* é totalmente suportada. O único papel do agente aqui é prever corretamente o que o Banco Central vai fazer. Se o Banco Central fizer *default*, a desutilidade será maior, então ele vai sempre seguir o anunciado; e ii) o *fiscal dominance*. O Banco Central sempre faz o default porque a desutilidade é menor do que ao cumprir a meta. Nesse caso o governo deve muito dinheiro, por isso é bom fazer um pouco de inflação para se aliviar. A primeira situação define um D^{inf}, ou seja, o maior valor da dívida para qual a meta é sempre crível. A segunda situação define um D^{sup}, ou seja, o menor valor da dívida para qual a meta nunca é crível. No intervalo entre esses limites, temos então uma zona de crise. O equilíbrio depende do que os agentes esperam, ou seja, da realização da variável *sunspot*.

Nós mostramos que há uma perda de utilidade social quando o país entra na zona de crise, por ter uma chance maior de fazer o *default*. Se a meta é elevada, a zona de crise é deslocada para cima. A intuição é que, em momentos de fragilidade fiscal em que crises de confiança podem ocorrer porque o fiscal está ruim, é melhor manter metas de inflação mais altas.

6. Conclusão

Em um primeiro momento, apresentamos argumentos empíricos para mostrar como a América Latina conseguiu superar os problemas com a inflação a partir da queda do muro de Berlim e do fim da URSS. O Consenso de Washington também teve um papel de destaque nesse contexto com medidas que incluíam diminuição do Estado, respeito aos contratos e privatizações. No Brasil, o processo se deu de forma um pouco diferente. A inflação brasileira resistiu a cair no mesmo ritmo dos demais países. O que se deve a pouca credibilidade gerada pelos vários planos implementados na época. Com o Plano Real, que inspirava maior confiança aos credores, aliado a queda no prêmio risco dos países latino-americanos, o governo passou a se financiar com o endividamento externo. A partir disso, o Brasil pôde então ver sua inflação despencar. Porém, o ajuste fiscal pleno seguiu por fazer.

Apesar do endividamento externo dos anos 1990 ter representado o fim dos problemas crônicos com a inflação no Brasil, o desequilíbrio fiscal teve como consequência negativa a ocorrência de ataques especulativos no período de 1995 até 1999, quando o regime de câmbio fixo foi substituído pelo câmbio flutuante. A partir de uma calibragem do modelo Krugman (1979) e Flood–Garber (1984) para o caso brasileiro feita em coautoria com Tomás Brisola, pudemos prever o ataque ao real que ocorreu em 1998 ainda no ano anterior.

A mesma instabilidade fiscal gerada pelo crescimento do passivo externo, que possibilitou a queda da inflação, a ocorrência de ataques especulativos no Brasil e o *default*

na dívida de alguns países emergentes ao longo da década de 1990, levou ao acirramento dos debates sobre a dolarização da América Latina. A partir de uma adaptação do modelo Cole–Kehoe (Cole & Kehoe, 1996, 2000) foi desenvolvido com os ex-alunos Marcia Leon e Rafael Santos um trabalho que discute regimes monetários para países emergentes. Enquanto muitos economistas se posicionavam favoráveis a dolarização para os países da América Latina sem ter um modelo bem definido sobre o assunto, fizemos uma análise criteriosa e fundamentada.

Com o fim do regime de câmbio fixo em 1999, adoção do sistema de metas de inflação e ajuste fiscal promovido após o acordo com o FMI, a economia brasileira foi duplamente beneficiada com fim dos ataques especulativos ao Real e a manutenção da inflação mais baixa. Contudo, alguns problemas do câmbio fixo persistem após a adoção das metas de inflação e câmbio flexível, pois crises de confiança podem levar a fuga de capitais e desvalorização cambial. Com isso a inflação aumenta e o governo eleva a taxa de juros para atingir a meta. O que justifica nossa preocupação de metas muito baixas em relação ao endividamento. O último modelo presente neste artigo ainda está em desenvolvimento e trata justamente de metas de inflação em situação de fragilidade fiscal. Acreditamos que o caso brasileiro não esteja no extremo da dominância fiscal, por isso a preferência por modelar uma economia fiscalmente frágil. O ponto em comum de todos os modelos apresentados neste trabalho é a possibilidade de ocorrência de crise da dívida. Fato especialmente importante para economias emergentes como o Brasil, que apesar dos ganhos recentes em termos de política monetária, ainda não conseguiu equilibrar seu lado fiscal.

Referências bibliográficas

Araujo, A., Berriel, T., & Santos, R. (2016). Inflation targeting with imperfect information. *International Economic Review*, *57*(1), 255–270. http://dx.doi.org/10.1111/iere.12155

Araujo, A., & Brisola, T. (2019). Uma calibragem do modelo de Krugman–Flood–Garber para o caso brasileiro. *Revista Brasileira de Economia*, *73*(4).

Araujo, A., & Leon, M. (2002). Ataques especulativos sobre dívidas e dolarização. *Revista Brasileira de Economia*, *56*(1), 7–46. http://dx.doi.org/10.1590/S0034-71402002000100001

Araujo, A., Leon, M., & Santos, R. (2012). Speculative attacks, openness and crises. *Revista Brasileira de Economia*, *66*(2), 135–165. http://dx.doi.org/10.1590/S0034-71402012000200001

Araujo, A., Leon, M., & Santos, R. (2013). Welfare analysis of currency regimes with defaultable debts. *Journal of International Economics*, *89*(1), 143–153. http://dx.doi.org/10.1016/j.jinteco.2012.07.002

Araujo, A., Lins, P., & Santos, R. (2018). *Inflation targeting under fiscal fragility.*

Cole, H. L., & Kehoe, T. J. (1996). A self-fulfilling model of Mexico's 1994–1995 debt crisis. *Journal of International Economics* , *41*(3–4), 309–330. http://dx.doi.org/10.1016/S0022-1996(96)01439-0

Cole, H. L., & Kehoe, T. J. (2000). Self-fulfilling debt crises. *The Review of Economic Studies*, *67*(1), 91–116. http://dx.doi.org/10.1111/1467-937X.00123

Leeper, E. M. (1991). Equilibria under 'active' and 'passive' monetary and fiscal policies. *Journal of Monetary Economics*, *27*(1), 129–147. http://dx.doi.org/10.1016/0304-3932(91)90007-B

Sargent, T. J., & Wallace, N. (1981). Some unpleasant monetarist arithmetic. *Quarterly Review*(Fall). https://www.minneapolisfed.org/research/quarterly-review/some-unpleasant-monetarist-arithmetic

Sims, C. A. (1994). A simple model for study of the determination of the price level and the interaction of monetary and fiscal policy. *Economic Theory*, *4*(3), 381–399. http://dx.doi.org/10.1007/BF01215378

Woodford, M. (1995). Price-level determinacy without control of a monetary aggregate. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, *43*. http://dx.doi.org/10.1016/0167-2231(95)90033-0

r b e
REVISTA BRASILEIRA DE ECONOMIA
DOI 10.5935/0034-7140.20190014
ISSN 1806-9134 (online)
FGV
FUNDAÇÃO GETULIO VARGAS

Non-Durable Consumption and Real-Estate Prices in Brazil: Panel-Data Analysis at the State Level*

Victor Pina Dias[†], Érica Diniz[‡],
João Victor Issler[§], Laísa Rachter[§]

Contents

1. Introduction 300
2. The Model and the Data 303
3. Results 308
4. Conclusion 317
Appendix. 319

Keywords
Real estate, non-durable consumption, wealth, panel data

JEL Codes
R30, E21, C23

Abstract · Resumo

Este artigo investiga o efeito da variação dos preços dos imóveis sobre o consumo de bens não duráveis no Brasil. Para isso, construímos um painel estadual com informações sobre o consumo de bens não duráveis para o período 2008–2017, período que abrange o "boom" dos preços de imóveis e do consumo (2008–2014) e a queda dos mesmos (2014–2017).

Estimamos o efeito dos preços de imóveis sobre o consumo combinando as abordagens de Campbell e Cocco (2007) e Case et al. (2005). Em particular, estimamos a mesma equação de forma reduzida proposta por Campbell e Cocco (2007), derivada da simulação de um modelo teórico de habitação e escolha de consumo sob restrições de dívida. Devido às limitações dos dados brasileiros, não foi possível executar regressões de dados em painel ao nível de coorte (agregação entre as famílias em diferentes pesquisas) como em Campbell e Cocco (2007). Por isso, exploramos dados agregados ao nível do estado para estimar regressões de dados em painel, como em Case et al. (2005).

Os resultados sugerem que as mudanças nos preços imobiliários afetam significativamente o consumo de bens não duráveis no Brasil. As magnitudes são quantitativamente próximas aos efeitos encontrados para o Reino Unido em Campbell e Cocco (2007). Além disso, documentamos que o efeito dos preços imobiliários no consumo de bens não duráveis é assimétrico, mais forte no período de queda dos preços. A diferença dos efeitos durante as diferentes fases do ciclo econômico sugere que as restrições de crédito podem explicar os efeitos dos preços de imóveis sobre o consumo de bens não duráveis.

* All errors are ours. We are grateful to the Editor (Carlos da Costa) and one anonymous referee for their comments and suggestions. We thank INCT, FAPERJ, CNPq for financial support. This study was financed in part by the Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior – Brasil (CAPES) – Finance Code 001.

[†] Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico e Social (BNDES). República do Chile, 100, Centro, Rio de Janeiro, RJ, CEP 2003-917, Brazil.

[‡] INSPER. Rua Quata 300, Vila Olímpia, São Paulo, SP, CEP 04546-042, Brazil.

[§] Fundação Getulio Vargas, Escola Brasileira de Economia e Finanças (FGV/EPGE). Praia de Botafogo, 190, Rio de Janeiro, RJ, CEP 22250-900, Brazil.

victorpinadias@gmail.com ericadiniz@gmail.com joao.issler@fgv.br laisarachter@gmail.com

This is an open-access article distributed under the terms of the Creative Commons Attribution License.

Received on Jan 8th, 2015
Final Acceptance on Dec 14th, 2018

1. Introduction

Housing is a very important component of wealth of a household, especially when we consider the middle-class of income for any society. In the U.S., there is research indicating that a significant portion of wealth of a family is allocated to buy real estate. Bertaut e Starr-McCluer (2002) show that, in the late 1990's, residential property corresponded to about one quarter of aggregate wealth of a family living in the U.S. The official statistics (U.S. Census Bureau (2012) show that this proportion has remained roughly stable through time, despite the recent effects of the global recession: in 2010, residential structures corresponded to 24.8% of household's net worth.

The fact that the global recession had its roots on the U.S. housing market collapse had spurred a number of studies trying to understand the links between housing prices and household welfare, or, similarly, between housing prices and household consumption; see, *inter alia*, Gan (2010), Luengo-Prado, Sorensen, e Hryshko (2009), and Ren e Yuan (2014). Even before the real estate market collapse, some authors recognized the importance of this issue, e.g., Case et al. (2005) with data from the U.S. and other developed countries and Campbell e Cocco (2007) with data from the U.K. Most of these studies resorted to household data to investigate the links between the housing market and consumption.

Unfortunately, in Brazil, our best household survey, PNAD (*Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios*), is very incomplete regarding wealth data and has no data on consumption. Perhaps this is a consequence of the fact that income inequality has dominated the welfare debate in Brazil, but one can only conjecture why our most prominent survey has neglected consumption and welfare statistics.

Previous studies have shown that real estate also represents an important portion of household wealth in Brazil, with obvious consequences to welfare. For example, Marquetti (2009) estimates wealth in Brazil between 1950 and 1998 using the perpetual inventory method and finds that residential structures amount to about a third of the net stock of fixed capital. Moreover, its average annual growth was 8.7% between 1981 and 1998. Hofman (1992) estimates the capital stock for six Latin American countries (including Brazil) between 1950 to 1989, finding that residential construction represents more than 20% of the net capital stock. Table 1 summarizes these findings. Finally, Morandi (1998) estimates that household real estate as a proportion of gross private wealth has remained roughly constant (1/3) between 1970 and 1995. Compared to the importance of real estate to *net wealth* in the U.S. (1/4), the results for Brazil are striking and point to the importance of the real-estate market for welfare in Brazil.

The goal of this paper is to investigate the effect of real-estate price variation on non-durable consumption and welfare, trying to close a gap between the consumption literature in Brazil and compare it with the U.S., the U.K., and other developed countries. Our first motivation relates to the fact that real estate is probably more important here than elsewhere as a proportion of wealth, which potentially makes the impact of a price change here bigger. Our second motivation is the recent boom of the real-estate prices in Brazil during several years (2008–2014), followed by a bust in these same prices (from 2015 onward). During the boom, prime real estate in Rio de Janeiro and São Paulo have tripled in value, and a somewhat smaller but generalized increase has been observed throughout the country. These changes are unusual, since the last major real-estate price boom in Brazil occurred in the late 1960's and early 1970's. Third, we have also seen a consumption boom in Brazil from 2008 to 2014 and a bust from 2015 onward.

Table 1. Stock Composition of Net Capital in Brazil (%), 1950–1994.

	Hoffman (1992 and 2000)			Marquetti (2000)		
	Building		Machinery/	Building		Machinery/
Years	Residential	Nonresidential	Equipment	Residential	Nonresidential	Equipment
1950	36	21	44	51	31	18
1973	29	37	34	34	47	19
1980	26	39	35	30	49	21
1989	28	44	28	33	53	14
1994	22	61	17	34	54	12

Source: Hofman (1992) and Marquetti (2009).

Because our goal is to investigate the relationship between fluctuations of house prices and consumption (welfare) in Brazil, we follow the well-known studies of Case et al. (2005) and Campbell e Cocco (2007). Case et al. (2005) use panel data for 14 developed countries between the late 1970's and 1990's and find a strong correlation between house prices and the aggregate consumption of households. They also repeat this exercise using U.S. state data with similar results. Campbell e Cocco (2007) investigate the response of household non-durable consumption to house price changes using micro panel data for the U.K. They estimate the price elasticity of consumption for different cohorts, finding a positive responses of household consumption to an increase in house prices. This effect is bigger for older cohorts, and not significant for younger renters, showing a heterogeneous effect across groups.

The interesting feature of Campbell e Cocco (2007) is that they used a structural equilibrium model to understand how these fluctuations in house prices affected households' consumption decisions, identifying important channels that could explain changes in the latter. With simulated data from the theoretical model calibrated to the U.K. economy, they fit a reduced-form regression of changes in consumption on changes in housing prices, income changes, real-interest rates and additional controls, finding a positive marginal effect of changes in housing prices on changes in consumption after controlling for additional important variables such as demographics, real interest rates, income, loan conditions, etc. Moreover, their approach allows quantifying these effects.

Regarding the important channels of transmission from housing prices to consumption, they first conjecture that a possible reason for the existence of a positive correlation is a wealth effect: increasing real estate prices increases the perceived value of household wealth for home owners. However, they recall that housing is a commodity and its higher price is simply a compensation for higher implicit cost of housing—its imputed rent. So, if we rule out any substitution effect from housing services to non-durable consumption, the increase in the price of real estate must be exactly offset by the expected present discounted value of rent. Hence, in expected present value terms, there is no change in the budget constraint for the household, leaving non-durable consumption unchanged.

Campbell e Cocco (2007) also mention that rising house prices may stimulate consumption by relaxing borrowing constraints. This happens because a house is an asset that can be

used as a collateral in a loan. Thus, an increase in house prices could increase consumption not by a direct wealth effect, but because a consumer may then increase borrowing to smooth consumption over the life cycle once the price of the house has increased—re-financing, for example. They also argue that this effect is heterogeneous: young renters are "short" on housing (want to buy) whereas old owners are "long," since they want to move from a larger house to a smaller one. This idea is also present in Lustig e Van Nieuwerburgh (2010).

There are other papers that investigate optimal durable versus non-durable consumption decisions with obvious relevance to the issue we want to address here; see, for instance, Bernanke (1985), Ogaki e Reinhart (1998), and Yogo (2006). Usually, they have a representative consumer who derives utility from consumption of non-durables and from the services provided by the current stock of durable goods. Given that real estate is a major component of these services, they provide an integrated framework to deal with this issue.

Campbell e Cocco (2007) go one step beyond this literature, trying to address what reduced-form equation one should expect from this basic theoretical setup, quantifying the marginal effect of a change in prices in non-durable consumption. Moreover, their simulations confirmed the empirical findings of the elasticities found in reduced-form estimation. This offers an useful guideline for investigating whether fluctuations of house prices affect consumption in Brazil, being the reason why we chose to follow their theoretical and empirical implementation. Hence, this paper will use this reduced form equation as our benchmark equation to estimate the correlation between house prices and consumption.

Although we follow Campbell e Cocco (2007), there are some limitations in our study arising from the lack of identical micro data in Brazil and in the U.K. As we stressed above, PNAD does not have consumption data for households.[1] Thus, we had to resort to state-level data on consumption. Indeed, Brazil has an index of monthly consumption in another survey, PMC (*Pesquisa Mensal de Comércio*), from February 2008 through December 2017, for all Brazilian States. In Particular, we are intereseted in the states of Rio de Janeiro, São Paulo, Minas Gerais, Bahia, Pernambuco, Ceará, Distrito Federal, Espírito Santo, Goiás, Paraná and Rio Grande do Sul. With that in hand, we also obtained real-estate price data from FipeZap on the capital of the states mentioned above.[2] Thus, we were able to find Brazilian data for the dependent variable and the main regressor in Campbell e Cocco (2007)'s reduced-form regression. We were also able to find data on other control variables used in their study as well.

Our cross-sectional units are represented by Brazilian states. On that dimension, our setup gets closer to that of Case et al. (2005) than to Campbell e Cocco (2007), although we will use the same reduced-form equation that Campbell e Cocco (2007) estimate in their paper. In adapting the latter framework to state cross-sectional units, we need to employ state-level demographic controls.

One interesting aspect of the behaviour of the recent Brazilian house-pricing boom of 2009–2014 is how wide it has been, both geographically and across different real-estate units. This point can be illustrated by comparing the monthly growth rate of nominal house

[1] Another Brazilian survey, POF (*Pesquisa de Orçamentos Familiares*), has household consumption data, but it is not collected in every year, but every 7 or 8 years apart. Older POF surveys have a specific serious problem due to high inflation, in which all price data is collected in nominal terms but inflation prior to 1995 has reached up to 80% a *month* in some cases.

[2] Although PMC is available for all Brazilian states, Fipzap is available for selected cities so we restricted the analysis to the data availability of FipZap data

prices in Brazil (Figure 1) and in the two largest cities in Brazil: São Paulo and Rio de Janeiro (Figure 2).

First, in the boom period, the increase in monthly prices reaches more than 2.5% in some months and nowhere we observe an actual decrease in the level of real-estate prices. In Rio de Janeiro it reaches more than 3%. Second, it seems that price increases follow a similar cyclical pattern across cities.[3]

There are several factors that could explain this sharp increase in real-estate prices in Brazil from 2008 to 2014. The first is the decrease in real interest rates. The Brazilian basic interest rate (Selic) was set as 17.25% per annum by the Central Bank of Brazil in early 2006 and had decreased to 8% per annum in the middle of 2012, reaching 7.5% in 2017. As a consequence, we observed a sharp increase in real-estate credit for this period. The second is an increase in the purchasing power of the Brazilian middle class: minimum wage has increased above inflation in the recent past and the Brazilian government adopted a myriad of social programs, all of which transferred income to poor and middle-income families. Third, government revenues, private-firm and individual income all increased due the global commodity-price boom experienced until 2015.

On the other hand, the bust in real-estate prices observed recently has its roots on Brazil's worst recession ever, where real GDP decreased by 8.9% from 2014.1 through 2016.12, with a very mild recovery from then on. Real-Estate prices in Rio de Janeiro were hit hardest.

Our empirical results are as follows. First, as in Campbell e Cocco (2007) we find a positive effect of house-price growth on non-durable consumption growth in Brazil after appropriate controls are accounted for. Second, this effect is quantitatively similar to the one found in the U.K. by the latter. In Brazil, house-price elasticity estimates are in the range 0.28 to 1.58, depending on whether we employ regional or national house price variation as an explanatory variable. These elasticities are comparable to the ones found by Campbell e Cocco (2007), which range from 0.57 to 1.59. Finally, going beyond Campbell e Cocco (2007), we document an asymmetric effect of house prices on non-durable consumption, which is stronger in the "bust" than in the "boom" phase of the business cycle.

The remainder of the paper is organized as follows. Section 2 describes the model and the data considered. Section 3 presents the estimation methodology and the results. Finally, section 4 concludes the paper.

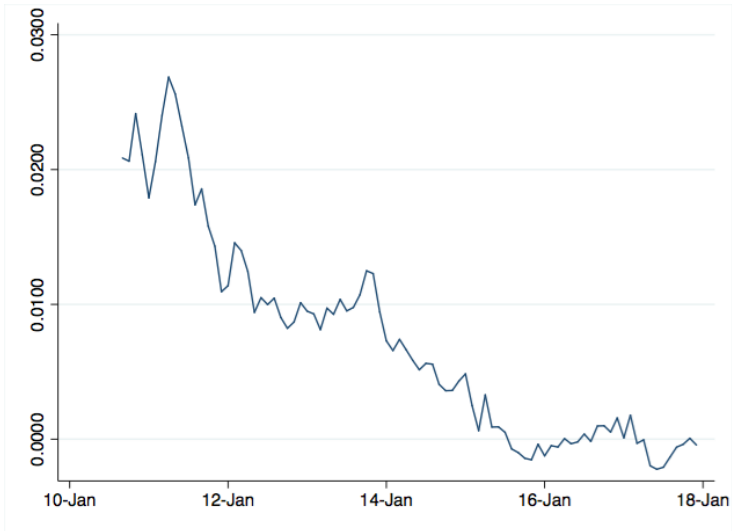
2. The Model and the Data

2.1 Model

We motivate the empirical investigation using the theoretical model of housing and consumption choice introduced by Campbell e Cocco (2007). These authors find qualitatively identical relationships between the growth in non-durable consumption, house prices, interest rates, and income using both real data and data generated from a calibrated version of this model. This implies that this model provides a useful benchmark to investigate the relationship between house prices and non-durable consumption.

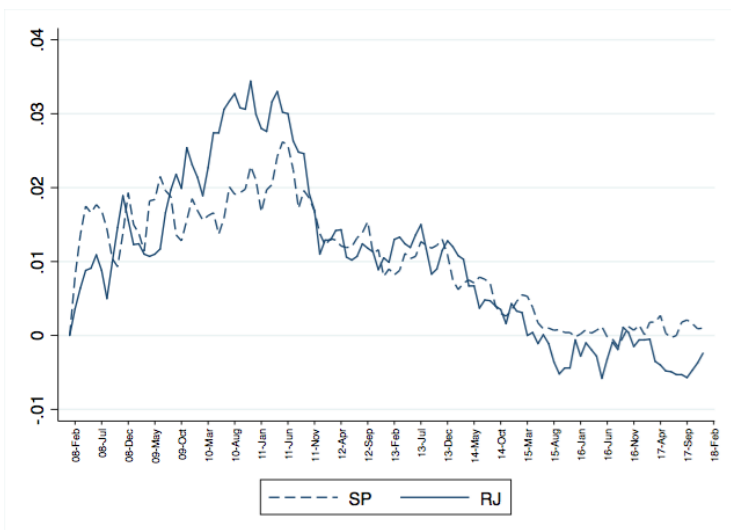
The theoretical model considers that households (indexed by i) derive utility during in each period (indexed by t) from housing services, H_{it}, and non-durable goods, C_{it}. It

[3]The Appendix presents the evolution of the house prices for each state considered in this study.



Note: The figure reports monthly real growth rates of house prices from February 2008 to December 2017.

Figure 1. Real Growth Rate – House Prices – Brazil.



Note: The figure reports monthly real growth rates of house prices in São Paulo and Rio de Janeiro from February 2008 to December 2017.

Figure 2. Real Growth Rate – House Prices – Rio de Janeiro and São Paulo.

assumes households have time additive preferences that are separable between housing and non-durable goods consumption:

$$u(C_{it}, H_{it}) = \frac{C_{it}^{1-\gamma}}{1-\gamma} + \theta \frac{H_{it}^{1-\gamma}}{1-\gamma}. \tag{1}$$

Separability in preferences eliminates possible substitution effects coming from increases in the price of housing services. This is an important feature of this setup.

In each period, the household decides not only on H_{it} and C_{it}, but also if it is optimal to rent or to buy real estate. Let small-cap letters denote variables in logs. (Logged) real labor income is given by

$$y_{it} = f(t, Z_{it}) + v_{it} + w_{it}, \tag{2}$$

where $f(t, Z_{it})$ is a function of time (also interpreted as age) and household characteristics Z_{it}. The components v_{it} and w_{it} are two stochastic components. One is transitory and the other persistent. The transitory component is captured by the shock w_{it}—i.i.d., normal, with mean zero and variance σ_w^2. The persistent component follows a random walk: $v_{it} = v_{it-1} + \eta_{it}$, where η_{it} is i.i.d., normal, with mean zero and variance σ_η^2.

The model assumes that house prices fluctuate over time. The real house price growth rate is given by

$$\Delta p_{it} = g + \delta_{it}, \tag{3}$$

where g is a constant and δ_{it} is a zero-mean normally distributed shock.

On the financial side, Campbell e Cocco (2007) assume that "left there is a single financial asset with risk-free interest rate R_t, in which households may save. Homeowners may also borrow at this rate, up to the current value of the house minus a down payment." Thus, households face a borrowing constraint given by

$$D_{it} \leq (1-d) P_{it} H_{it}, \tag{4}$$

where D_{it} is household's outstanding debt, d is the down payment proportion, and P_{it} is the house price.

It is important to note that, if house prices go up (down), this relaxes (tightens) the borrowing constraint of the household, allowing consumption to increase (decrease) beyond what we would normally have under no price increase (decrease). This leads to a positive *partial* correlation between non-durable consumption and house prices, a channel that could be identified by estimating a reduced form as shown below.

The authors allow home owners to borrow against the value of their house at the risk free rate. Because of this they also rule out default:

$$D_{it}(1+R) \leq (1-\lambda) \underline{P}_{it+1} H_{it} + \underline{Y}_{it+1}, \tag{5}$$

where $\underline{P}_{it+1}$ and $\underline{Y}_{it+1}$ are the lower bounds in house prices and labor income in period $t+1$, respectively, and λ represents transaction costs in buying and selling houses.

Campbell e Cocco (2007) solve the model with parameters calibrated to represent the U.K. economy at the household level. Then, using data generated by the model, they estimate a reduced-form regression where the change in consumption is the dependent variable

explained by changes in housing prices (assumed strictly exogenous in the model), interest rates, changes in income, loan conditions, and additional demographic controls. Estimation results show a positive relationships between changes in non-durable consumption and interest rates, changes in income and house prices in their pseudo-panel for different cohorts. The authors explore the results of this reduced-form estimation in their paper, where the same estimation using actual data generated qualitatively similar results.

Our main assumption here is that it is possible to analyze the effects of house prices on non-durable consumption exploring state-level data using the same reduced-form approach backed up by their structural model. Indeed, we are performing the same type of aggregation they perform, but on a larger scale: We aggregate consumption and other variables at the state level data while they aggregate by cohort. Their estimated reduced-form is the following:

$$\Delta c_{s,t} = \beta_0 + \beta_1 r_t + \beta_2 \Delta y_{s,t} + \beta_3 \Delta p_{s,t} + \beta_4 \Delta m_{s,t} + \beta_5 \Delta Z_{s,t} + \epsilon_{s,t}, \tag{6}$$

in which $\Delta c_{s,t}$ is the growth rate of non-durable consumption goods in state s and period t; r_t is the interest rate between periods t and $t-1$; $(\Delta y_{s,t})$ is the real growth rate of income in state s and period t; $(\Delta p_{s,t})$ is the real growth rate of house prices in state s and period t; $\Delta m_{s,t}$ is the growth rate in mortgage payments in state s and period t; $Z_{s,t}$ is a vector of demographic controls; and $\epsilon_{s,t}$ is a stochastic term. The theoretical model suggests the following expected signs for the regression coefficients:

$\beta_1 > 0$**:** since there the standard positive inter-temporal substitution effect for non-durable consumption.

$\beta_2 > 0$**:** since there is a positive effect of income innovations on non-durable consumption.

$\beta_3 > 0$**:** since there is a positive effect of house prices on non-durable consumption coming from the fact that an increase in house prices will relax the borrowing constraint of the agent.

2.2 Data

We explore state-level consumption data which is available from PMC (*Pesquisa Mensal do Comércio*). This is a monthly dataset collected by IBGE (*Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística*). It is the best source of high frequency consumption data in Brazil since the household-level consumption data from the POF (*Pesquisa de Orçamentos Familiares*) is only collected at 7- or 8-year intervals.

A monthly index of disaggregated consumption was obtained for the period February 2008 to December 2017 (119 months). From it, we constructed the growth rate of total non-durable consumption for the states of Rio de Janeiro (RJ), São Paulo (SP), Minas Gerais (MG), Bahia (BA), Pernambuco (PE), Ceará (CE), Distrito Federal (DF), Espírito Santo (ES), Goiás (GO), Paraná (PR) e Rio Grande do Sul (RS)—a total of 11 states. For every state, we defined total non-durable consumption as the sum of the following consumer-good categories (weights in parenthesis): fuels and lubricants (8%); hypermarkets, supermarkets, food products, beverages and tobacco (65%); clothing and shoes (10%); pharmaceutical articles, medical, orthopedic, perfumery and cosmetics (12%); books, newspapers, magazines and stationery (2%); and other personal articles and of domestic use (3%).[4] These weights were

[4]PMC series which we did not consider fell on the following categories: hypermarkets (other), furniture and household appliances, office equipment and supplies, computer and communication.

obtained from the POF survey of 2008–2009. From these weights and the growth rates of the indexes in each category, we are able to compute the monthly growth rate of total non-durable consumption in every state—the dependent variable $\left(\Delta c_{s,t}\right)$ in equation (6).

The explanatory variables in equation (6) were obtained from various sources. The risk-free interest rate considered here is Selic, the basic interest rate on loans from the Central Bank of Brazil to the financial sector.[5] Selic was used as follows: $r_t = \ln(1 + R_t)$, where R_t is Selic in real terms—deflated using the National Consumer Price Index (IPCA).

State income growth rates $(\Delta y_{s,t})$ used the regional data from IBC-Br, the Regional Economic Activity Index—constructed by the Central Bank of Brazil. The only state in our sample for which IBC-Br is not available is Distrito Federal (DF). We used as a proxy the income growth rate for the Midwest region as a whole which includes Distrito Federal. An alternative series for $\left(\Delta y_{s,t}\right)$ was constructed using the wages and employment in the formal sector available in RAIS (*Relação Anual de Informações Sociais*).

The growth rate in house prices $(\Delta p_{s,t})$ was computed using FipeZap. In particular, we used the growth rates of the "*Índice FipeZap de Preços de Imóveis Anunciados*". It does not contain actual transaction prices, but list prices on advertised real-estate properties. As is well known, list prices are a good proxy for transaction prices.

Data are available for the cities of Rio de Janeiro (state of RJ), São Paulo (state of SP), Belo Horizonte (state of MG), Salvador (state of BA), Recife (state of PE), Fortaleza (state of CE), Brasilia (Distrito Federal – DF), Vitória (state of ES), Goiania (state of Goiás) and Porto Alegre (state of RS). Here, we were forced to use real estate price data for the state capital in each state, since state-wide data were not available. We should note that São Paulo and Rio de Janeiro have a longer time span on real-estate price data (starts in February 2008) vis-à-vis other state capitals (data from 2009 or 2010). Thus, we have an unbalanced panel. Table 2 shows the sample size available for each of them. There is also a national index of real-estate prices but it is only available from 2010 onward.

There is no direct information on the growth rate of mortgage payments $(\Delta m_{s,t})$. Thus, we used proxies that control for indebtedness of Brazilian families: default rate for loans in the financial system, household debts and demand deposits. All these variables are collected from the Central Bank of Brazil at the state level.

The vector of control variables $\left(\Delta Z_{s,t}\right)$ encompasses a myriad of different series: employment in the formal sector (from RAIS) and share of people in the working age in each state (from PNAD). Campbell e Cocco (2007) highlight the importance of demographic variables for the response of consumption to house prices. We build the working age variable interpolating the quarterly data from PNAD to create the share os people between 18 and 64 years old in each state. This quarterly data is available for 2012 onwards. Following Campbell e Cocco (2007), seasonal growth-rate dummies are also included in $\Delta Z_{i,t}$, since consumption growth has a clear seasonal pattern.

All nominal series were deflated by the Broad National Consumer Price Index (IPCA). For robustness sake, the same exercise was done with the National Consumer Price Index (INPC), but the results are almost identical.[6]

[5] The Interbank Certificate of Deposit rate (CDI) was also used as a robustness check. The results (not shown) are very similar

[6] Available under request.

Table 2. Sample.

State	Initial Month	End Month
Rio de Janeiro (RJ)	Feb/08	Dec/17
São Paulo (SP)	Feb/08	Dec/17
Minas Gerais (MG)	May/09	Dec/17
Bahia (BA)	Sep/10	Dec/17
Pernambuco (PE)	Jul/10	Dec/17
Ceará (CE)	Apr/10	Dec/17
Distrito Federal (DF)	Sep/10	Dec/17
Espírito Santo (ES)	Jun/12	Dec/17
Goiás (GO)	Jun/12	Dec/17
Paraná (PR)	Jun/12	Dec/17
Rio Grande do Sul (RS)	Jun/12	Dec/17

Note: Sample from Fipzap.

Table 3 shows descriptive statistics for the main variables in this paper. $\Delta c_{s,t}$ is the average non-durable consumption growth per month (logged differences); $\Delta p_{s,t}$ the real monthly (log) changes in house prices; $\Delta pnac_t$ is the real growth in house prices of the national index, and $Diff\, p_{s,t} = \Delta p_{s,t} - \Delta pnac_t$, deviations from national prices growth rates; r interest rate, $r_t = \ln(1 + R_t)$, where R_t is the Selic rate in real terms (deflated using IPCA); $\Delta Inad_{s,t}$ is the default rate of credit operations of the National Financial System; $g(Wage)_{s,t}$ is the real wage growth rate in the formal sector of the economy; $\Delta y_{s,t}$ is the Regional Economic Activity Index constructed by the Central Bank (IBC-Br); $\Delta Loans_{s,t}$ refers to the growth in loans and discounted securities; $\Delta Depvista_{s,t}$ measures the growth of demand deposits; $\Delta Ocup_{s,t}$ is the growth in the share of employment in the formal sector; and $WorkingAge_{s,t}$ is the share of people aged 25–64 years old.

As shown in Table 3, the average consumption growth per month, $\Delta c_{s,t}$, is 1.1% per month. The house price growth rate remains around 0.6% per month—higher than that of IPCA—which average monthly growth rate was 0.49%.

It is important to stress that Campbell e Cocco (2007) also had to aggregate household data forming a synthetic panel, where *synthetic* individuals, aggregated across cohorts, were followed through time. State-level aggregation, although similar in spirit, is done on a much larger scale considering the number of households in each state. Both techniques rely on the law-of-large numbers to clean up idiosyncratic measurement errors at the household level.

3. Results

3.1 Fixed Effects

To estimate equation (6), we impose the following structure for the error term:

$$\varepsilon_{s,t} = a_s + u_{s,t},$$

Table 3. Descriptive Statistics

This table shows descriptive statistics for the main variables in this paper: $\Delta c_{s,t}$ is the average non-durable consumption growth per month (logged differences); $\Delta p_{s,t}$ is the real monthly (log) changes in house prices; $\Delta pnac_t$ is the real growth in house prices of the national index; and $Diff\, p_{s,t} = \Delta p_{s,t} - \Delta pnac_t$, deviations from national prices growth rates; $r_t = \ln(1 + R_t)$, where R_t is the Selic rate in real terms (deflated using IPCA); $\Delta Inad_{s,t}$ is the default rate of credit operations of the National Financial System; $\Delta Wage_{s,t}$ is the wage growth in the formal sector of the economy; $\Delta y_{s,t}$ is the Regional Economic Activity Index constructed by the Central Bank (IBC-Br); $\Delta Loans_{s,t}$ refers to the growth in loans and discounted securities; $\Delta Depvista_{s,t}$ measures the growth of demand deposits; $\Delta Ocup_{s,t}$ is the growth in the share of employment in the formal sector; and $WorkingAge_{s,t}$ is the share of people aged 25–64 years old.

Variables	N	Mean	Min	Max
$\Delta c_{s,t}$	1,309	0.0108	−0.310	0.419
$\Delta p_{s,t}$	958	0.0067	−0.0356	0.0460
$Diff\, p_{s,t}$	866	−0.0002	−0.0456	0.0362
$\Delta pnac_t$	866	0.0062	−0.00223	0.0269
r_t	1,320	0.0037	−0.0040	0.0103
$\Delta Inad_{s,t}$	1,309	0.0034	−0.300	0.331
$\Delta Wage_{s,t}$	1,320	−0.0010	−0.0178	0.0137
$\Delta y_{s,t}$	1,309	0.0031	−0.170	0.248
$\Delta Loans_{s,t}$	1,309	0.0079	−0.181	0.248
$\Delta Depvista_{s,t}$	1,309	0.0050	−0.334	0.441
$\Delta Ocup_{s,t}$	781	0.0006	−0.0455	0.0523
$\Delta WorkingAge_{s,t}$	792	0.5350	0.479	0.562

where a_s is the fixed effect (constant across time periods) and $u_{s,t}$ is an idiosyncratic error term. We allow $u_{s,t}$ to be dependent across time and cross-sectional units. This requires for proper inference using some type of robust correction in constructing estimates for the standard errors.

Table 4 presents estimation results of equation (6) in five different specifications. The dependent variable is $\Delta c_{s,t}$ and the main explanatory variable of interest is $\Delta p_{s,t}$. Column 1 controls for the interest rate. Column 2 adds proxies of indebtedness. Column 3 adds control by the IBC-Br index $\Delta y_{s,t}$. Column 4 replaces the control $\Delta y_{s,t}$ by employment rates in the state, $\Delta Ocup_{s,t}$, and $\Delta Wage_{s,t}$ to check whether the results are sensitive to different measures of fluctuations in economic activity. Column 5 includes the share of people aged 25–64 to control for demographic changes within the states. The standard errors are clustered at the state-level, thereby allowing for unrestricted residual correlation within states. All columns include state-fixed effects and controls for seasonality. We impose *strict exogeneity* of the regressors conditional on the unobserved effect a_i. Thus, estimation of the marginal effects is performed using the so called *fixed-effects estimator*.

Table 4. Main Results

This table presents estimation results of equation (6) in five different specifications. The dependent variable is $\Delta c_{s,t}$ and the main explanatory variable of interest is $\Delta p_{s,t}$. Column 1 includes a control for the interest rate growth (r). Column 2 adds bank information controls. Column 3 adds the IBC-Br index ($\Delta y_{s,t}$), while the fourth specification replace the later by controls for the the salary growth ($g_w age$) and employment rates in the state $\Delta Ocup_{s,t}$. In column 5 we add the share of people aged 25–64 to control for demographic changes within the states.

	$\Delta c_{s,t}$				
Dependent Variable	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
$\Delta p_{s,t}$	0.359	0.371	0.354	0.413	0.285
	(0.065) ***	(0.086) ***	(0.085) ***	(0.167) **	(0.134) *
r_t	1.679	1.654	1.615	1.715	2.153
	(0.131) ***	(0.150) ***	(0.144) ***	(0.224) ***	(0.227) ***
$\Delta Inad_{s,t}$		−0.031	−0.031	−0.015	−0.017
		(0.019)	(0.018)	(0.020)	(0.019)
$\Delta Loans_{s,t}$		−0.031	−0.029	−0.059	−0.088
		(0.082)	(0.078)	(0.070)	(0.065)
$\Delta Depvista_{s,t}$		−0.026	−0.026	−0.005	−0.003
		(0.018)	(0.017)	(0.022)	(0.022)
$\Delta y_{s,t}$			0.086		
			(0.016) ***		
$\Delta Ocup_{s,t}$				0.041	0.055
				(0.122)	(0.113)
$\Delta Wage_{s,t}$				0.879	0.434
				(0.742)	(0.830)
$WorkingAge_{s,t}$					−0.592
					(0.169) ***
Constant	−0.237	−0.239	−0.236	−0.228	0.090
	(0.007) ***	(0.006) ***	(0.007) ***	(0.006) ***	(0.089)
Observations	956	956	956	747	747
R^2	0.920	0.920	0.922	0.913	0.914
Number of States	11	11	11	11	11
Month FE	Y	Y	Y	Y	Y

Notes: The standard errors are clustered at the state level, allowing for unrestricted residual correlation within states. All columns include state-fixed effects and controls for seasonality.

In line with the theoretical prediction of the simulations in Campbell e Cocco (2007), the results show that changes in the growth rate of house prices ($\Delta p_{s,t}$) are positively correlated with changes in growth rates of non-durable consumption ($\Delta c_{s,t}$) using proper controls. This effect is economically and statistically significant. One percent increase in house prices is associated with an increase in 0.285–0.413 percent in non-durable consumption. The effect is robust across specifications. The evidence further indicates that Δr_t positively influences non-durable consumption. This indicates there is a standard inter-temporal substitution effect operating for non-durable goods consumption. Income growth $\Delta Wage_{s,t}$ and $\Delta y_{s,t}$ are also positively correlated with consumption as predicted by the theoretical model. However, the effect is statistically significant only for $\Delta y_{s,t}$.

Table 5 analyzes whether the relationship between house prices and non-durable consumption is driven by national or regional trends. Odd columns repeat the specification from Table 4, column 4 using the real growth in national house price $\Delta pnac_t$ and $Diff\, p_{s,t} = \Delta p_{s,t} - \Delta pnac_t$ as measures of house prices. Even columns repeat the specification from Table 4, column 6 using these measures of house prices. The results point out to a strong and statistically significant effect of national prices on non-durable consumption and a weak and non-significant effect of the incremental price changes observed in the states on non-durable consumption. The effect of national prices is typically more than three times larger than the effect of regional prices.

3.2 Instrumental Variables

One potential problem of the results presented in tables 4 and 5 is that the house-price series are constructed using list prices observed only in the state capitals and do not have statewide coverage. This introduces measurement error which might potentially attenuate the results obtained. Table 6 uses an instrumental-variable approach to deal with this issue. We instrument the growth of housing price with the lag of the growth of mortgages in each state. The different specifications mimic the ones used in Table 4.

The evidence from Table 6 suggests that the OLS estimates understate the importance of housing wealth on consumption. The instrumental variables coefficients of the effect of house prices on non-durable consumption are above unity while the OLS coefficients presented in Table 4 range between 0.2 and 0.4. These instrumental variable estimates are statistically significant in all but one specification. The point estimates are close to the ones reported by Campbell e Cocco (2007) for the U.K. These authors find elasticities ranging from 0.57 to 1.58 while here we find elasticities ranging from 1.04 to 1.59 for Brazil. Table 7 replicates this exercise using three lags of mortgage as instruments. The results do not change.

3.3 Heterogeneity during the Business Cycle

We now turn into interpreting the evidence presented linking house prices and non-durable consumption. Campbell e Cocco (2007) describe three potential explanations for the existence of a positive correlation between house prices and non-durable consumption. First, changes in house prices might be simply proxying changes in expectations regarding economic growth. Second, changes in house prices generate a direct wealth effect. Third, changes in house prices might relax or tighten borrowing constraints the household is subject to.

Table 5. National versus Regional Price Variation

This table presents estimation results of equation (6) in four different specifications. The dependent variable is $\Delta c_{i,t}$ and the main explanatory variable of interest is $\Delta pnac_t$. Column 1 includes all the controls included in the last column of Table 4 except for the control on $WorkingAge_{s,t}$, which is included in column 2. Columns 3 and 4 follow the same structure of the previous columns but we are also interested in understand the relation between consumption and $Diff\ p_{s,t}$.

	$\Delta c_{s,t}$			
Dependent Variable	(1)	(2)	(3)	(4)
$\Delta pnac_t$	1.376	1.287	1.383	1.271
	(0.284)***	(0.368)***	(0.285)***	(0.355)***
r_t	2.230	2.252	2.217	2.244
	(0.210)***	(0.232)***	(0.211)***	(0.230)***
$\Delta Inad_{s,t}$	−0.013	−0.014	−0.014	−0.014
	(0.020)	(0.020)	(0.020)	(0.020)
$\Delta Loans_{s,t}$	−0.089	−0.091	−0.089	−0.091
	(0.058)	(0.058)	(0.058)	(0.059)
$\Delta Depvista_{s,t}$	−0.003	−0.002	−0.003	−0.002
	(0.022)	(0.022)	(0.022)	(0.022)
$\Delta Ocup_{s,t}$	0.029	0.031	0.029	0.032
	(0.117)	(0.114)	(0.117)	(0.114)
$\Delta Wage_{s,t}$	−0.050	−0.040	−0.061	−0.049
	(0.839)	(0.846)	(0.845)	(0.851)
$Diff\ p_{s,t}$			0.109	0.116
			(0.134)	(0.132)
$WorkingAge_{s,t}$		−0.079		−0.100
		(0.197)		(0.193)
Constant	−0.233	−0.191	−0.233	−0.179
	(0.006)***	(0.105)	(0.006)***	(0.103)
Observations	747	747	747	747
R^2	0.914	0.914	0.914	0.914
Number of States	11	11	11	11
Month FE	Y	Y	Y	Y

Notes: The standard errors are clustered at the state level, allowing for unrestricted residual correlation within states. All columns include state-fixed effects and controls for seasonality. We impose *strict exogeneity* of the regressors, conditional on the unobserved effect α_s. Thus, estimation of the β's is performed using the so called *fixed-effects estimator*, which is the pooled OLS estimator on time-demeaned data. The latter eliminates α_i from the system. Since the error term is dynamically incomplete and possibly heteroscedastic, robust inference has to be conducted to account for time-depedence and heteroskedasticity of unknown form.

Table 6. Instrumental Variables (1)

This table presents a robustness check using an instrumental-variable approach. We instrument the growth of housing price with the lag of the growth of mortgages. Column 1 includes a control for the interest rate growth. Column 2 adds bank information controls. Column 3 adds control for the growth in the employment rates and wages in the formal sector. Column 4 adds control for demographic changes within the states.

	$\Delta c_{s,t}$			
Dependent Variable	(1)	(2)	(3)	(4)
$\Delta p_{s,t}$	1.037	1.117	1.588	1.318
	(0.324) ***	(0.349) ***	(0.749) **	(1.235)
r_t	1.922	1.851	2.084	2.178
	(0.422) ***	(0.422) ***	(0.514) ***	(0.484) ***
$\Delta Inad_{s,t}$		−0.030	−0.018	−0.018
		(0.027)	(0.031)	(0.031)
$\Delta Loans_{s,t}$		−0.099	−0.091	−0.095
		(0.067)	(0.078)	(0.076)
$\Delta Depvista_{s,t}$		−0.028	−0.003	−0.003
		(0.019)	(0.023)	(0.022)
$\Delta Ocup_{s,t}$			0.031	0.038
			(0.172)	(0.171)
$\Delta Wage_{s,t}$			−0.310	−0.250
			(1.043)	(1.101)
$WorkingAge_{s,t}$				−0.221
				(0.495)
Constant	−0.242	−0.243	−0.234	−0.115
	(0.004) ***	(0.005) ***	(0.007) ***	(0.271)
Observations	954	954	747	747
Number of States	11	11	11	11
Month FE	Y	Y	Y	Y

Notes: The standard errors are clustered at the state level, allowing for unrestricted residual correlation within states as in Table 4 and all columns include state-fixed effects and controls for seasonality.

Table 7. Instrumental Variables (2)

This table presents a robustness check using an instrumental-variable approach. We instrument the growth of housing price with the lags of the growth of mortgages (3 lags). The first column includes a control for the interest rate growth. Column 2 adds bank information controls. The third column adds control for the growth in the employment rates and wages in the formal sector. Column 4 adds control for demographic changes within the states.

	$\Delta c_{s,t}$			
Dependent Variable	(1)	(2)	(3)	(4)
$\Delta p_{s,t}$	0.902	0.998	1.496	1.088
	(0.254) ***	(0.273) ***	(0.529) ***	(0.842)
r_t	1.873	1.811	2.055	2.172
	(0.413) ***	(0.415) ***	(0.484) ***	(0.479) ***
$\Delta Inad_{s,t}$		−0.028	−0.018	−0.018
		(0.026)	(0.031)	(0.031)
$\Delta Loans_{s,t}$		−0.094	−0.088	−0.094
		(0.064)	(0.076)	(0.075)
$\Delta Depvista_{s,t}$		−0.028	−0.003	−0.003
		(0.019)	(0.022)	(0.022)
$\Delta Ocup_{s,t}$			0.032	0.042
			(0.171)	(0.169)
$\Delta Wage_{s,t}$			−0.217	−0.098
			(0.891)	(0.918)
$WorkingAge_{s,t}$				−0.303
				(0.371)
Constant	−0.241	−0.243	−0.234	−0.069
	(0.004) ***	(0.005) ***	(0.006) ***	(0.203)
Observations	950	950	747	747
Number of States	11	11	11	11
Month FE	Y	Y	Y	Y

Notes: The standard errors are clustered at the state level, allowing for unrestricted residual correlation within states as in Table 4 and all columns include state-fixed effects and controls for seasonality.

Regarding alternative reasons to find a positive correlation between house prices and non-durable consumption, we must stress that, in tables 4 through 7, we are controlling for either income or labor income growth, as well as for employment rates and credit-market conditions in each state. Controlling for income (labor income) growth is equivalent to control for the sum of expected income (labor income) growth and an unexpected shock. Because income (labor income) has positive serial correlation, it also controls in part for future income (labor income) growth. Credit-market conditions are captured by changes in demand deposits and the growth rate of loans and discounted securities.

When analyzing potential wealth effects, Campbell e Cocco (2007) note that if a home owner lives in the house, then welfare gains will be exactly offset by the present expected value of imputed rents. Indeed, in their structural model, house prices affect non-durable consumption by relaxing the agent's borrowing constraints once a price increase is observed. To try to disentangle these mechanisms, we test whether the effects of house prices on consumption are different in the "boom" and "bust" phases of the business cycle. Borrowing constraints are typically tighter in recessions (Bernanke & Gertler, 1989; Kashyap & Stein, 2000). Thus, we expect this test to indicate the importance of this mechanism.

We implement this test by estimating equation (6) including an interaction between $\Delta p_{s,t}$ and a dummy variable which is one when the economy is in recession ($Bust_t$) and zero when it is not ($Boom_t$). Based on reports from the CODACE (*Comitê de Datação de Ciclos Econômicos*) on the state of the economy, we define the period between July 2014 and the December 2016 as the "bust" period. All other months are "boom" periods.

Table 8 reports the results. The different specifications mimic the ones used in Table 4. The effect of house prices on non-durable consumption is statistically significant during "booms" and "busts". However, the evidence indicates the effect of house prices on non-durable consumption is bigger during "busts" than during "booms". The point estimates range between 0.56 and 0.64 during the crisis and between 0.21 and 0.32 outside the crisis. This asymmetric effect during "booms" and "busts" is consistent with the idea that borrowing constraints are tighter during recessions and drive the relationship between house prices and consumption observed in the data.

We use the elasticities reported in Table 8 to gauge the importance of changes in house prices in explaining the behavior of consumption during the crisis. For example, in the state of Rio de Janeiro, house prices fell 7.68% from July 2014 to December 2016. This implies a reduction in non-durable consumption of 4.31–4.91% coming from the reduction of house prices, *ceteris paribus*. Since non-durable consumption in Rio de Janeiro fell by 12.62% in this period, this suggests that non-durable consumption would have fallen just between 7.70% and 8.32% in the absence of the changes in house prices. In the state of São Paulo, in turn, house prices rose 4.37% in the period, implying an increase in non-durable consumption from 2.44 to 2.80% coming from changes in house prices. Since non-durable consumption in the state fell 1.47%, this suggests that non-durable consumption would have fallen between 3.92 and 4.27% in the period in the absence of changes in house prices. These counterfactual exercises indicate that regional heterogeneity in the behavior of house prices is important in explaining the behavior of non-durable consumption across states during the last recession.

Table 8. Heterogeneity during the Business Cycle

This table follows the same structure of Table 6 but explore the time variation to estimate equation (6). $\Delta p * Bust_t$ allows to estimate differential effects after and before the economic crisis faced by Brazil in 2014 (before and after july 2014).

	$\Delta c_{s,t}$			
Dependent Variable	(1)	(2)	(3)	(4)
$\Delta p_{s,t} \times Boom_t$	0.216	0.231	0.321	0.215
	(0.060) ***	(0.079) **	(0.141) **	(0.119)
$\Delta p_{s,t} \times Bust_t$	0.628	0.644	0.625	0.560
	(0.317) *	(0.315) *	(0.357)	(0.347)
$Bust_t$	−0.007	−0.007	−0.007	−0.005
	(0.001) ***	(0.002) ***	(0.002) **	(0.002) *
r_t	1.805	1.764	1.821	2.163
	(0.146) ***	(0.142) ***	(0.190) ***	(0.217) ***
$\Delta Inad_{s,t}$		−0.026	−0.010	−0.014
		(0.018)	(0.019)	(0.019)
$\Delta Loans_{s,t}$		−0.051	−0.063	−0.086
		(0.077)	(0.066)	(0.064)
$\Delta Depvista_{s,t}$		−0.029	−0.006	−0.004
		(0.020)	(0.023)	(0.022)
$\Delta Ocup_{s,t}$			0.004	0.029
			(0.126)	(0.118)
$\Delta Wage_{s,t}$			0.292	0.101
			(0.892)	(0.928)
$WorkingAge_{s,t}$				−0.520
				(0.141) ***
Constant	−0.234	−0.235	−0.225	0.053
	(0.007) ***	(0.006) ***	(0.006) ***	(0.073)
Observations	956	956	747	747
R^2	0.921	0.921	0.913	0.914
Number of States	11	11	11	11
Month FE	Y	Y	Y	Y

4. Conclusion

This paper examines the impact of changes in house prices on the growth rate of non-durable consumption expenditures in Brazil using the framework proposed in Campbell e Cocco (2007) with the data structure consistent with that of Case et al. (2005). We use the theoretical model developed by Campbell e Cocco to motivate the use of a reduced-form regression approach implemented in their paper. This reduced-form regression arises from simulating their structural model of consumption and housing choice under a debt constraint related to housing values, where parameters are calibrated to fit the U.K. environment in a synthetic panel of households.

Since Brazil does not possess any database with panel data on consumption, but one can create a synthetic panel using data on consumption for Brazilian states, we chose to use the same data setup employed by Case et al. (2005) on another well-known study of housing. Using state-level data on house prices and non-durable consumption, we estimated the reduced-form regression proposed in Campbell e Cocco (2007) with a monthly state-level unbalanced panel to examine the relationship between house prices and non-durable consumption using a myriad of appropriate controls.

We find a positive and significant effect of house prices on non-durable consumption in Brazil. The magnitude of the effect we document is close to the magnitude of the effect documented by Campbell e Cocco (2007) using data from the U.K. Taking to heart the theoretical model proposed by Campbell and Cocco, a potential explanation for this positive and significant elasticity is the fact that house-price increases relax the borrowing constraint faced by the representative agent, allowing an increase in non-durable consumption in turn (and vice-versa). For the sake of completeness, we have also discussed why alternative explanations are not as plausible as relaxing the agent's borrowing constraint.

We also go one step further than Campbell and Cocco and document that the effect of house prices on non-durable consumption is asymmetric—stronger in "bust" periods than in "boom" periods of the business cycle. This is also consistent with that idea that borrowing constraints drive the results, since the latter are typically tighter during recessions.

It is possible to offer an alternative explanation for our econometric results coming from an omitted variable in our regressions. We find unlikely the existence of a plausible alternative explanation, since our marginal effects were obtained employing a variety of important controls that are potential omitted-variable candidates: demographics, real interest rates, income (labor income), loan conditions, etc.

References

Bernanke, B. (1985). Adjustment costs, durables, and aggregate consumption. *Journal of Monetary Economics*, *15*(1), 41–68. http://dx.doi.org/10.1016/0304-3932(85)90052-2

Bernanke, B., & Gertler, M. (1989). Agency costs, net worth, and business fluctuations. *The American Economic Review*, *79*(1), 14–31. https://www.jstor.org/stable/1804770

Bertaut, C., & Starr-McCluer, M. (2002). Household portfolios in the United States. *In* L. Guiso, M. Haliassos, & T. Jappelli (Orgs.), *Household portfolios* (pp. 181–217). The MIT Press.

Campbell, J. Y., & Cocco, J. F. (2007). How do house prices affect consumption? Evidence from micro data. *Journal of Monetary Economics*, *54*(3), 591–621. http://dx.doi.org/10.1016/j.jmoneco.2005.10.016

Case, K. E., Quigley, J. M., & Shiller, R. J. (2005). Comparing wealth effects: The stock market versus the housing market. *Advances in Macroeconomics*, *5*(1). http://dx.doi.org/10.2202/1534-6013.1235

Gan, J. (2010). Housing wealth and consumption growth: Evidence from a large panel of households. *The Review of Financial Studies*, *23*(6), 2229–2267. http://dx.doi.org/10.1093/rfs/hhp127

Hofman, A. A. (1992). Capital accumulation in Latin America: A six country comparison for 1950–89. *The Review of Income and Wealth*, *38*(4), 365–401. http://dx.doi.org/10.1111/j.1475-4991.1992.tb00451.x

Kashyap, A. K., & Stein, J. C. (2000). What do a million observations on banks say about the transmission of monetary policy? *American Economic Review*, *90*(3), 407–428. http://dx.doi.org/10.1257/aer.90.3.407

Luengo-Prado, M., Sorensen, B., & Hryshko, D. (2009). *House prices and risk sharing* (Relatório técnico). Society for Economic Dynamics.

Lustig, H., & Van Nieuwerburgh, S. (2010). How much does household collateral constrain regional risk sharing? *Review of Economic Dynamics*, *13*(2), 265–294. http://dx.doi.org/10.1016/j.red.2009.09.005

Marquetti, A. A. (2009). Estimativa do estoque de riqueza tangível no Brasil, 1950–1998. *Nova Economia*, *10*(2), 11-37. https://revistas.face.ufmg.br/index.php/novaeconomia/article/view/374

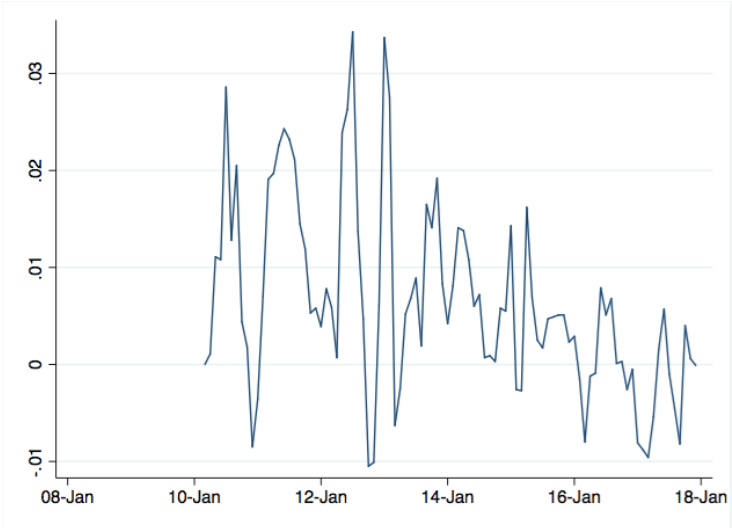
Morandi, L. (1998, July). *Estoque de riqueza e a poupança do setor privado no Brasil: 1970—95* (Texto para Discussão Nº 572). Brasília, DF: Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA). http://www.ipea.gov.br/portal/index.php?option=com_content&view=article&id=3848

Ogaki, M., & Reinhart, C. M. (1998). Measuring intertemporal substitution: The role of durable goods. *Journal of Political Economy*, *106*(5), 1078–1098. http://dx.doi.org/10.1086/250040

Ren, Y., & Yuan, Y. (2014). Why the housing sector leads the whole economy: The importance of collateral constraints and news shocks. *The Journal of Real Estate Finance and Economics*, *48*(2), 323–341. http://dx.doi.org/10.1007/s11146-012-9389-5

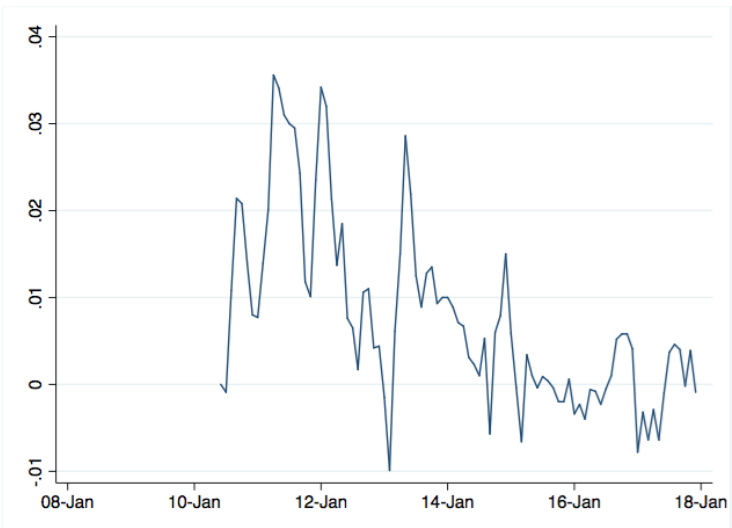
Yogo, M. (2006). A consumption-based explanation of expected stock returns. *The Journal of Finance*, *61*(2), 539–580. http://dx.doi.org/10.1111/j.1540-6261.2006.00848.x

Appendix.



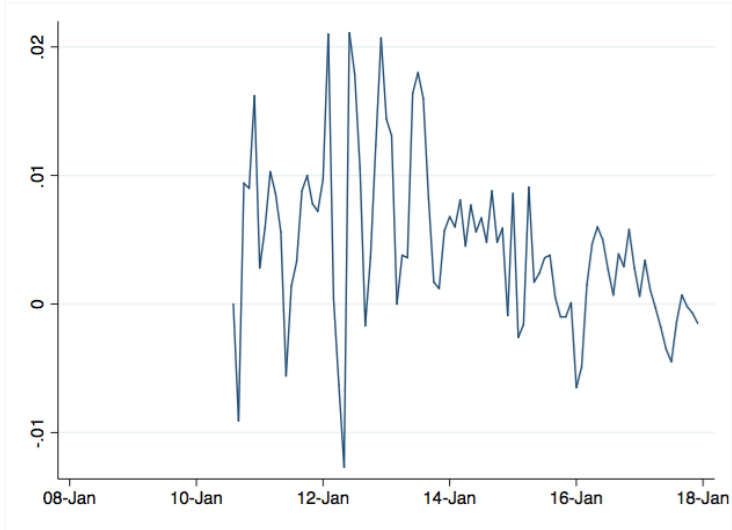
Note: The figure reports monthly real growth rates in house prices from February 2008 to January 2018.

Figure A-1. Real Growth Rate – House Prices – Ceará.



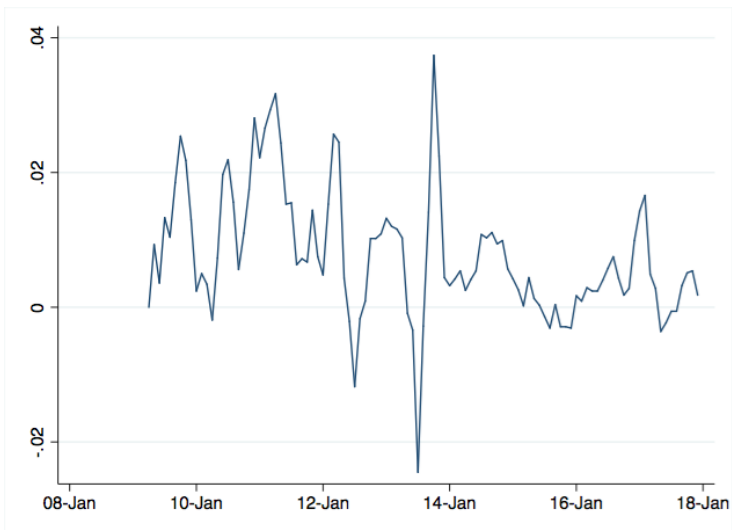
Note: The figure reports monthly real growth rates in house prices from February 2008 to January 2018.

Figure A-2. Real Growth Rate – House Prices – Pernambuco.



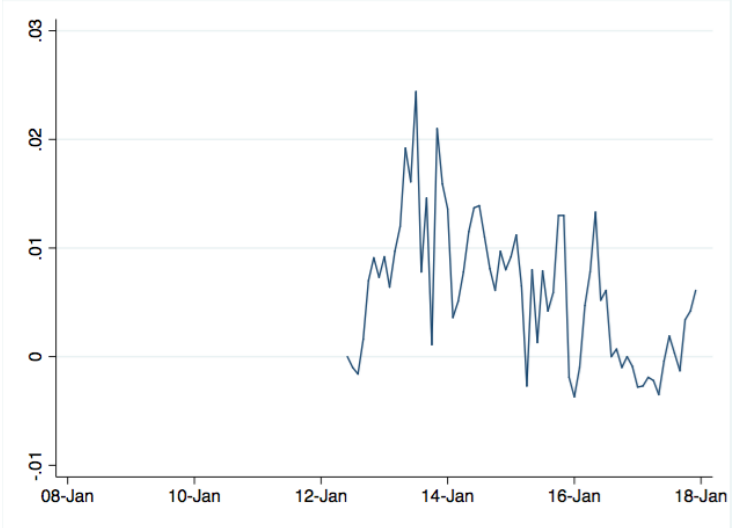
Note: The figure reports monthly real growth rates in house prices from February 2008 to January 2018.

Figure A-3. Real Growth Rate – House Prices – Bahia.



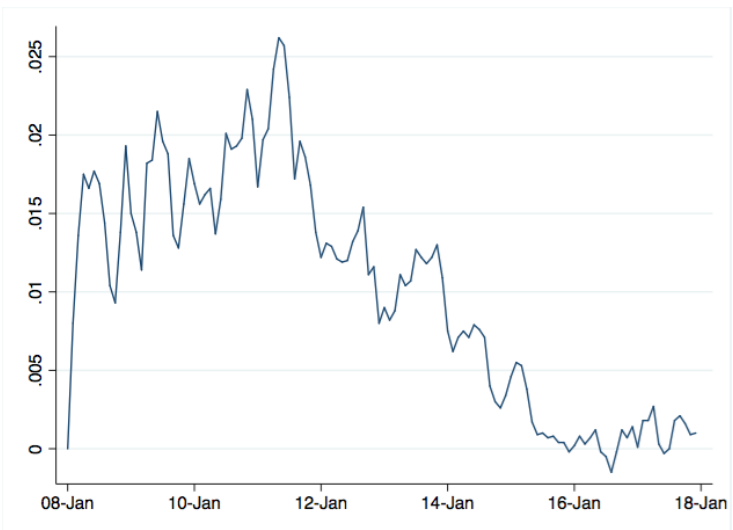
Note: The figure reports monthly real growth rates in house prices from February 2008 to January 2018.

Figure A-4. Real Growth Rate – House Prices – Minas Gerais.



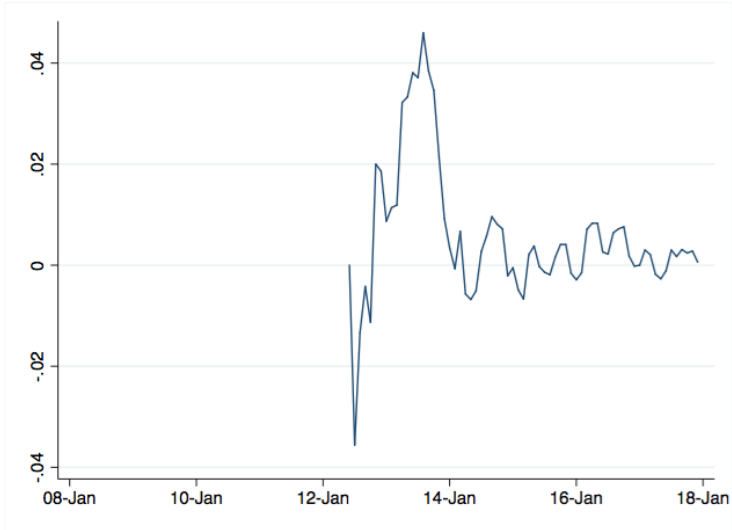
Note: The figure reports monthly real growth rates in house prices from February 2008 to January 2018.

Figure A-5. Real Growth Rate – House Prices – Espírito Santo.



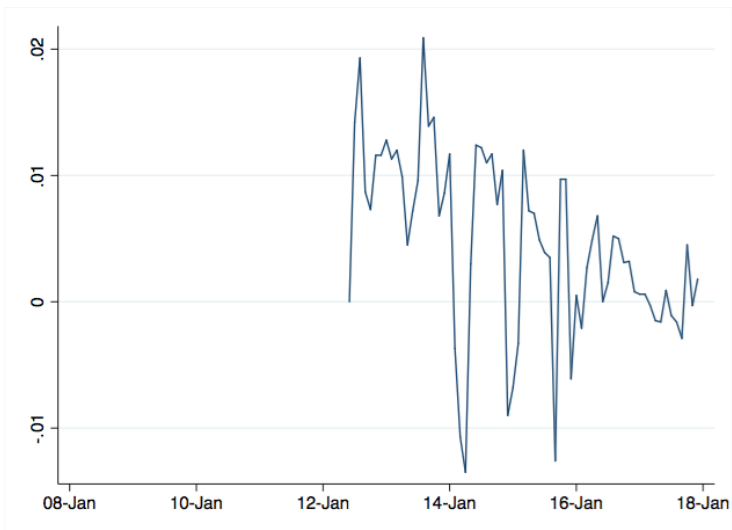
Note: The figure reports monthly real growth rates in house prices from February 2008 to January 2018.

Figure A-6. Real Growth Rate – House Prices – São Paulo.



Note: The figure reports monthly real growth rates in house prices from February 2008 to January 2018.

Figure A-7. Real Growth Rate – House Prices – Paraná.



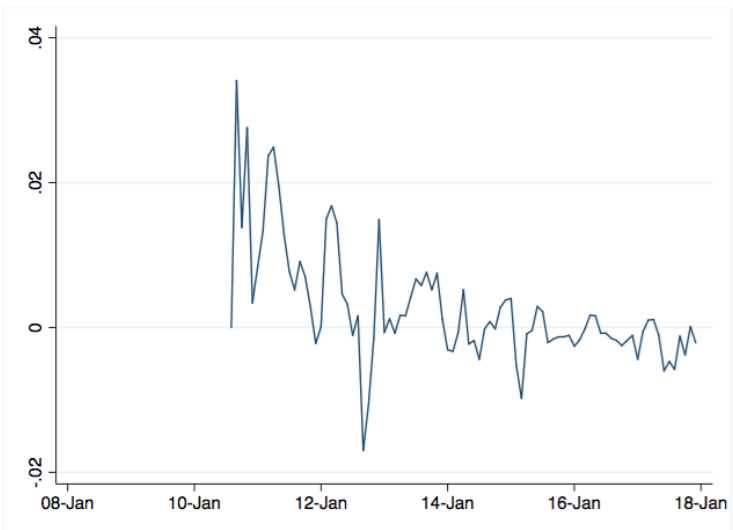
Note: The figure reports monthly real growth rates in house prices from February 2008 to January 2018.

Figure A-8. Real Growth Rate – House Prices – Rio Grande do Sul.



Note: The figure reports monthly real growth rates in house prices from February 2008 to January 2018.

Figure A-9. Real Growth Rate – House Prices – Goiás.



Note: The figure reports monthly real growth rates in house prices from February 2008 to January 2018.

Figure A-10. Real Growth Rate – House Prices – Distrito Federal.

r b e
REVISTA BRASILEIRA DE ECONOMIA
DOI 10.5935/0034-7140.20190015
ISSN 1806-9134 (online)
FGV
FUNDAÇÃO GETULIO VARGAS

Pricing Crop Revenue Insurance Using Parametric Copulas*

Gislaine Vieira Duarte†
Vitor Augusto Ozaki ‡

Contents

1. Introduction 325
2. Data description 327
3. Methodology 328
4. Results 329
5. Revenue Insurance Premium Rate .. 335
6. Conclusions 337
Appendix A. Trend in Yield and Prices Series 340
Appendix B. Copulas 340

Keywords
Crop risk management, OLLN distribution, parametric copulas, revenue insurance

JEL Codes
Q1

Abstract · Resumo

Nos últimos anos, o seguro de faturamento agrícola tem sido amplamente discutido. Este tipo de seguro tornou-se um mecanismo importante para o gerenciamento dos riscos climáticos (afetam a produtividade) e de mercado (preços das culturas). No entanto, um estudo mais abrangente é necessário para investigar a estrutura de dependência entre as variáveis analisadas e para calcular a taxa do prêmio atuarialmente justa para o seguro de faturamento. Este estudo propõe formas alternativas para calcular as taxas do prêmio do seguro de faturamento utilizando as funções cópulas paramétricas. Os resultados sugerem que as taxas comerciais médias calculadas pela seguradora estão subestimadas quando comparadas com o modelo de cópulas. A subestimação das taxas podem levar a graves perdas às seguradoras, uma vez que considera um risco menor do que deveria ser levado em consideração.

1. Introduction

Agriculture is extremely important for Brazil, both economically and socially; nevertheless, many risks threaten all agribusiness chains to a greater or lesser degree. Among which, climate risks affect crop yield and market risks can lead to significant changes in commodity prices.

The development of risk management strategies requires the understanding of the nature of the risk, its origin, its likelihood distribution, its correlation with other risks and the capability of instruments to reduce it. Several strategies could be used by the agricultural sector to manage risks, namely crop diversification, new production techniques, agricultural derivatives and crop insurance.

Crop insurance is efficient to protect the producer's income in adverse conditions and is an important instrument to transfer the risk from producers to other economic agents. Insurance guarantee the income when some event occurs that causes economic damage by comparing their income with the scenario without such an event, upon payment of a premium and an indemnity, in case of damages.

*We thank the Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior (CAPES) for financial support.

†Universidade de São Paulo, Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", Departamento de Ciências Exatas (USP/ESALQ/LCE). Av. Pádua Dias, 11, Piracicaba, SP, CEP 13418-900, Brasil.

‡Universidade de São Paulo, Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", Departamento de Economia, Administração e Sociologia (USP/ESALQ/LES). Av. Pádua Dias, 11, Piracicaba, SP, CEP 13418-900, Brasil.

gislainevduarte@gmail.com vitorozaki@hotmail.com

This is an open-access article distributed under the terms of the Creative Commons Attribution License.

Received on Jul 2nd, 2018
Final Acceptance on Sept 17th, 2018

In Brazil, the first revenue insurance was offered in 2010. In 2011, a second company also began to offer this type of insurance. This insurance product is relatively recent in the Brazilian agricultural market; however,the demand to this new insurance policy has grown each year (Carvalho et al., 2013).

Because it is a recent product in the Brazilian market, no studies have evaluated actuarial procedures to value this insurance type; thus, requiring further research on the theoretical aspects of pricing that take into account specific features of yield and price series of Brazilian soybean, justifying the purpose of this work.

According to Goodwin and Mahul (2004), the main issue of revenue insurance is risk modeling, which consists of calculating joint distribution, marginal distributions and correlation between random variables of yield and price.

In multivariate problems, the multivariate normal distribution is usually used. This choice is mostly based on its mathematical simplicity. However, this normality assumption restricts the type of association between the margins and becomes a linear relationship. In addition, it assumes a symmetric association, which may not capture data idiosyncrasies in practice.

In the actuarial field, data tend to introduce heavier tails and dependency structures that may be linear, non-linear, and dependency only on distribution tails. Therefore, improper use of the normality hypothesis may result in large financial losses and lead to an underestimation of probability and severity of events related to this loss.

This study presents alternative methods to calculate and estimate the premium rate of the revenue insurance through parametric copulas in joint distribution between price and yield. The next subsection presents a literature review.

1.1 Literature review

A precise modeling of random variables of the agricultural yield and the price are necessary to calculate the fair actuarial premium rate. Three approaches are used to model these variables. The first involves estimating parametric distribution parameters. The second requires a wide variety of nonparametric methods commonly used to model approximate distributions. Thirdly, semi-parametric are alternative methods that combine elements of both the parametric and nonparametric methods.

Nonparametric methods are advantageous, as they do not require prior specification of the distribution design, meaning that the ”data speak for themselves”. In this case, some distribution features can be shown, such as positive-negative asymmetry and bimodality. However, these methods require a large sample, despite greater flexibility to describe various density shapes (Goodwin & Mahul, 2004).

For parametric distribution, normal distribution to model yield is suggested (Just & Weninger, 1999). However, Ramirez, Misra, and Field (2003) have found evidence against normality in their research and the Beta distribution is the most used parametric distribution (Babcock & Hennessy, 1996; Hennessy, Babcock, & Hayes, 1997).

This work (Duarte, Braga, Miquelluti, & Ozaki, 2017) compared Normal, Beta, skew-normal, skew-t distributions and the Odd Log-Logistics Normal (OLLN) distribution to model soybean yield in four municipalities in Parana State. In these municipalities, the OLLN distribution was the best fit to the data for capturing bimodality. In addition, it compare the insurance premium rates of crop yield calculated by OLLN distribution with

commercial rates applied by insurance companies in the country, indicating that the rates calculated by the OLLN distribution were lower than those applied by insurance companies.

When modeling prices, the lognormal distribution has been widely used in studies on crop insurance (Goodwin, Roberts, & Coble, 2000). Alternatives to lognormal distribution have been studied and semi-parametric and nonparametric approaches are commonly used.

According to Goodwin and Ker (2002), the main difficulty in modeling crop revenue lies in the need to determine the correlation degree between price and yield, since they are rarely independent.

This dependency between variables can be studied via dependency structures for copulas. The theory of copulas has often been used to analyze financial series and risk factors. In the case of crop insurance, a small number os studies have been elaborated such as Ahmed and Serra (2015), and Miqueleto (2011).

This study discusses the different parametric copulas for modeling joint distribution, taking into account the margins approximated by the nonparametric empirical method and the parametric method with the Odd-Log Logistics Normal (OLLN) distribution for the yield and the Skew-T-Student distribution for the price series. In addition, the calculated rates were compared by the copula methodology with bivariate Normal distribution, generally used in the insurance market, and with commercial rate applied by the insurance market.

The next subsection shows ways of calculating agricultural insurance premium.

1.2 Revenue Insurance Premium Rate

The insurance model used as a reference in this work was revenue assurance (RA), adopted in the market in the United States. The theoretical concepts to calculate revenue insurance premium rates were described in Miqueleto (2011).

This work considered revenue (F) as a function of two variables, yield (X) and price (Y), whose expression is $F = XY$. Guaranteed yield is defined by $X_g = \lambda X_e$, in which $0 < \lambda < 1$ is the coverage level (CL) chosen by the producer and X_e is the expected yield, typically calculated by the average of the last five seasons. Guaranteed price is defined by $Y_g = \lambda Y_e$, where $0 < \lambda < 1$ is the coverage level and Y_e is the expected price. In this work the expected price used was the average of the last 15 prices of the simulated distribution. In this type of insurance, the compensation to the producer per unit area is given by $I = \max\left[\left(x_g y_g - XY; 0\right)\right]$.

The optimal premium rate is given by

$$\pi = \frac{\text{Prob}\left(X < x; Y < y \,|\, XY < x_g y_g\right)\left[x_g y_g - \mathbb{E}\left(XY \,|\, XY < x_g y_g\right)\right]}{x_g y_g}. \tag{1}$$

The next section presents data description used in the research. Section 3 presents the models used in modeling the margins and shows copula methodology to calculate bivariate distribution. Section 4 shows the results. Section 5 presents the premium rates. Finally, section 6 presents the conclusions.

2. Data description

For modeling crop yield, the series of soybean crop annual yield (Kg/ha) were analyzed in the municipalities of Toledo, Cascavel, Guarapuava and Castro, in the state of Parana (Brazil)

and provided by the Institute of Social and Economic Development of Parana (IPARDES, 2015), available from 1980 to 2015.

The price series used is the nominal monthly price received by producers in Parana State in (R$), whose unit is the 60 kg bag and provided by the Secretariat of Agriculture and Supply of Parana State (SEAB, 2015). In order to equalize the periodicity of the two series, it was used the average nominal prices in the crop sales period, corresponding to the months of soybean harvest March,April and May of each year. In addition, the price series was deflated by general price index-international availability (IGP-DI), available at IPEADATA (2015).

The commercial rates of the insurance company A were used in this study and was provided by the Ministry of Agriculture, Livestock and Food Supply (MAPA, 2017).

3. Methodology

This section presents the methodology used to model price and yield series, as well as parametric copulas to model the dependency structure between the variables.

In order to fix the yield and prices series in terms of bias, the procedure approached in Gallagher (1987) was used. This procedure was describe in Appendix A. Yield modeling used the Normal and Skew-Normal (SN) distributions proposed by Azzalini (1985), as well as the OLLN and Skew-t (ST) distributions (Braga, Cordeiro, Ortega, & Cruz, 2016,Azzalini & Capitanio, 2003). Price modeling used the Log-Normal and Skew-t distributions.

To select the model that best fits the data, some criteria or statistical tests were used. The most used criteria for model selection in practice are the corrected Akaike Information Criterion (AICc), proposed by Akaike (1998) and the Bayes Information Criterion (BIC) (Schwarz et al., 1978). A different approach to choose the best model is through the study of modified statistics, from Anderson–Darling (W^*) and Cramer–von Mises (A^*), proposed by Lin, Huang, and Balakrishnan (2008) and Pakyari and Balakrishnan (2012), respectively.

3.1 Copulas

The copulas theory is a multivariate modeling tool widely used in different branches of science in which the interest is on multivariate dependency and the use of multivariate normality in question. In finance and actuarial science, copulas are used in modeling of correlated events and competitive risks Miqueleto (2011). This theory becomes attractive, as copulas cover a wide range of dependency structures and are able to model completely the dependency data structure.

Furthermore, copulas allow to relate a joint distribution $H(x, y)$ to their marginal distributions $F(x)$ and $G(y)$. The Sklar theorem, proposed by Sklar (1959), guarantees the conditions of representation uniqueness of the distribution function $H(x, y)$ by means of copulas, which is described below.

Theorem 1. *Let H is a function of bivariate distribution with F and G margins. Thus, there is a bivariate copula C such that $\forall(x, y) \in \mathbb{R}^2$:*

$$H(x, y) = C(F(x), G(y)). \tag{2}$$

On the other hand, if C is a copula bivariate and F, G are univariate distribution functions, the function H defined in equation (2) is a bivariate distribution function with margins F

and G. In addition, if the margin distributions are all continuous, C is unique. Otherwise, C is given exclusively in $\mathrm{Dom}\, F \times \mathrm{Dom}\, G$.

Appendix B presents the parametric and semi-parametric estimators for copulas. Besides that, the Goodness-of-fit procedures propose by Genest, Rémillard, and Beaudoin (2009) was used to identify the best existing parametric copula to fit the data. In addition, in order to compare the best copula parametric model adjusted to the data, the Vuong's procedure proposed by Vuong (1989) is used.

4. Results

The models for the yield and price series were used to remove bias over time. Table 1 presents the estimates of the linear model and the significance of parameters for all series. At level of 1% of significance, it is observed the presence of linear trend of order 1 for all yield series and order 2 for the price series. Figure 1 shows the original and corrected series of crop yield of four municipalities and the price series.

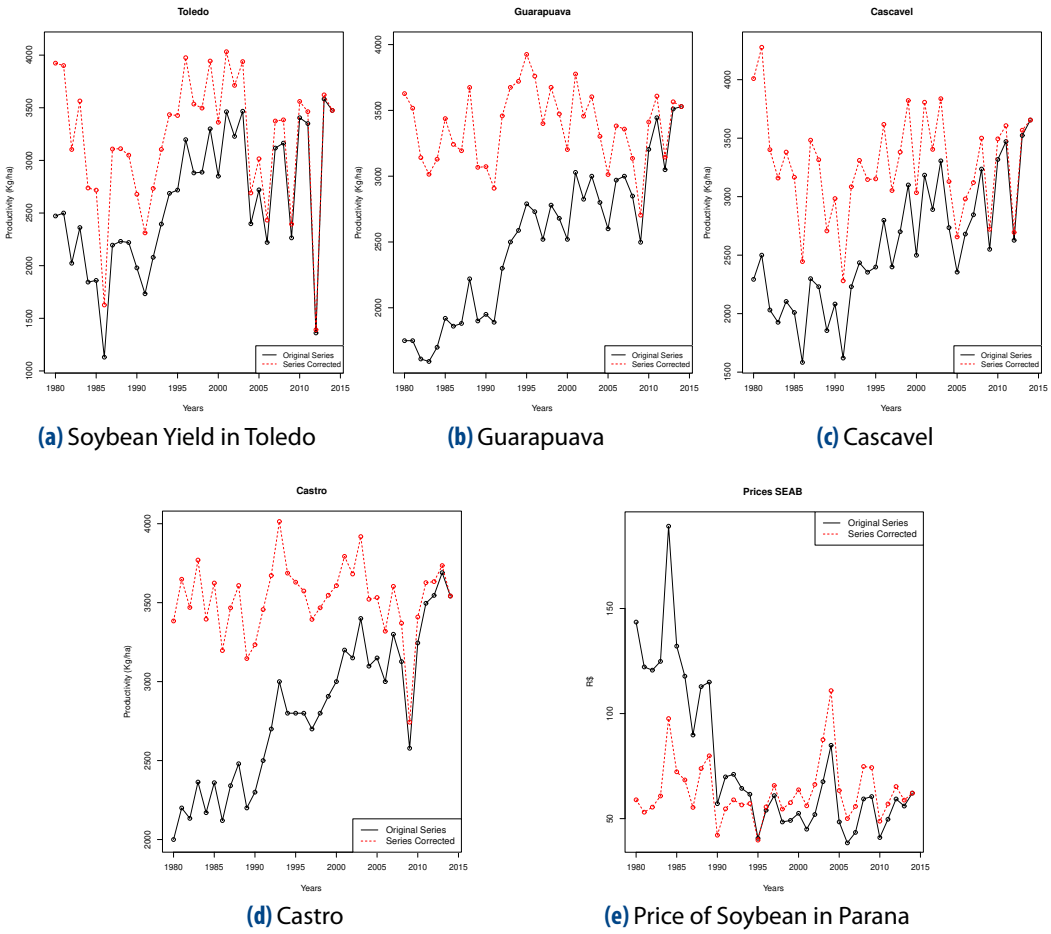
Table 1. Results of the adjustment of the linear model to trend.

Series	Coefficientes	Estimates	p-value	R^2
Toledo Yield	α	−76,362.08	5.83E−9	0.6629
	β	39.53	2.86E−9	
Guarapuava Yield	α	−100,300	2.68E−15	0.8549
	β	51.48	1.33E−15	
Cascavel Yield	α	−79,534.999	4.79E−8	0.6033
	β	41.112	2.51E−8	
Castro Yield	α	−81,924.200	4.41E−14	0.8306
	β	42.429	1.74E−14	
Deflated Price	α	−81,763.886	3.53E−13	
	β	42.348	1.46E−13	0.8172
	γ	42.348	1.46E−13	

Table 2 presents the p-values of the Ljung Box test for the corrected series and these squared to check for temporal dependency and heterogeneity of variances. At 1% level of significance, the series do not have conditional dependency and heterogeneity of variances over time. The estimates of the copula parametric models were calculated using the R software, version 3.0.3, together with the *copula* package (Yan, 2007).

4.1 Semi-Parametric Inference

To estimate copulas under the semi-parametric approach, empirical distributions for margin distributions of yield and prices were used and then the parametric copulas were estimated. Table 3 lists estimates for dependency parameter of copulas and the standard error of the estimates in parentheses. For all copulas, the dependency parameter δ is negative, showing a negative dependency between the price and yield variables. In practice, this relationship



(a) Soybean Yield in Toledo **(b)** Guarapuava **(c)** Cascavel

(d) Castro **(e)** Price of Soybean in Parana

Figure 1. Original and corrected yield and price series.

Table 2. Results of the Ljung-Box test for the yield and price series, and these are squared to verify the independence between the observations over time and the homogeneity of variances.

Series	p-value for Series	p-value for Series^2
Price	0.0763	0.0842
Toledo Yield	0.2619	0.1273
Guarapuava Yield	0.0509	0.0437
Cascavel Yield	0.3746	0.2975
Castro Yield	0.0936	0.0866

of negative dependency is expected, according to supply and demand, because when yield increases and supply of soybean moves up, in general prices of the product reduces, and vice versa.

Table 3. Estimates for copulas parameters (standard error in parentheses).

Copulas	Toledo × Price δ (standard error)	Guarapuava × Price δ (standard error)	Cascavel × Price δ (standard error)	Castro × Price δ (standard error)
Clayton	−0.0889 (0.2006)		−0.0243 (0.2254)	−0.0585 (0.1718)
Frank	−1.0141 (1.0215)	−1.7589 (1.0390)	−0.6834 (1.0198)	−0.4189 (0.9830)
AMH	−0.7185 (0.5505)		−0.4077 (0.5709)	−0.2753 (0.5408)
Gaussian	−0.1569 (0.1685)	−0.3218 (0.1685)	−0.0768 (0.1863)	−0.0808 (0.1755)
t_ν		−0.3087 (0.1662)		
		$\nu =$ 10.8119 (29.6171)		

Table 4 presents the Akaike Information Criteria (AIC), Bayesian Criterion (BIC), log-likelihood value (LLV) as well as Cramer–von Mises statistics (Sn) and p-value of the model fit test described in Appendix B. For all municipalities and in all fitted copulas, the tests did not reject any copula at 0.01 level of significance. Thus, in the choice for the copula that best represents dependency between the variables, the one with the lowest AIC and BIC values was chosen.

Table 4. AIC and BIC Selection Criteria for parametric copulas with empirical margins(EM).

	Criteria	Clayton	Frank	AMH	Gaussiana	t
Toledo × Price	AIC	1.7429	0.9995	**0.6766**	1.1871	
	BIC	3.2983	2.5549	**2.232**	2.7425	
	LLV	0.1285	0.5002	**0.6616**	0.4064	
	Sn	0.0164	0.03224		0.03338	
	p-value	0.7188	0.5609		0.6978	
Cascavel × Price	AIC	1.9797	1.5366	**1.4797**	1.8071	
	BIC	3.535	3.0919	**3.035**	3.3625	
	LLV	0.1016	0.2317	**0.2601**	0.0964	
	Sn	0.0244	0.0246	0.0262	0.02238	
	p-value	0.6188	0.8936	0.2672	0.9446	
Castro × Price	AIC	1.9017	1.8356	1.7945	**−1.7865**	
	BIC	3.4571	3.3909	3.3498	**3.3418**	
	LLV	0.0491	0.0822	0.1027	**0.1067**	
	Sn	0.0490	0.0566	0.05981	0.0588	
	p-value	0.2592	0.02048	0.0449	0.05145	
Guarapuava × Price	AIC		−0.8457		**−1.5938**	0.267
	BIC		0.7097		**−0.0384**	3.377
	LLV		1.4228		1.7968	1.8665
	Sn		0.02713		0.0324	0.0414
	p-value		0.8323		0.7904	0.6618

Considering Toledo × price and Cascavel × price, the AMH copula was chosen using the criteria aforementioned. On the other hand, yield for Castro × price and Guarapuava × price is best adjusted by the Gaussian copula.

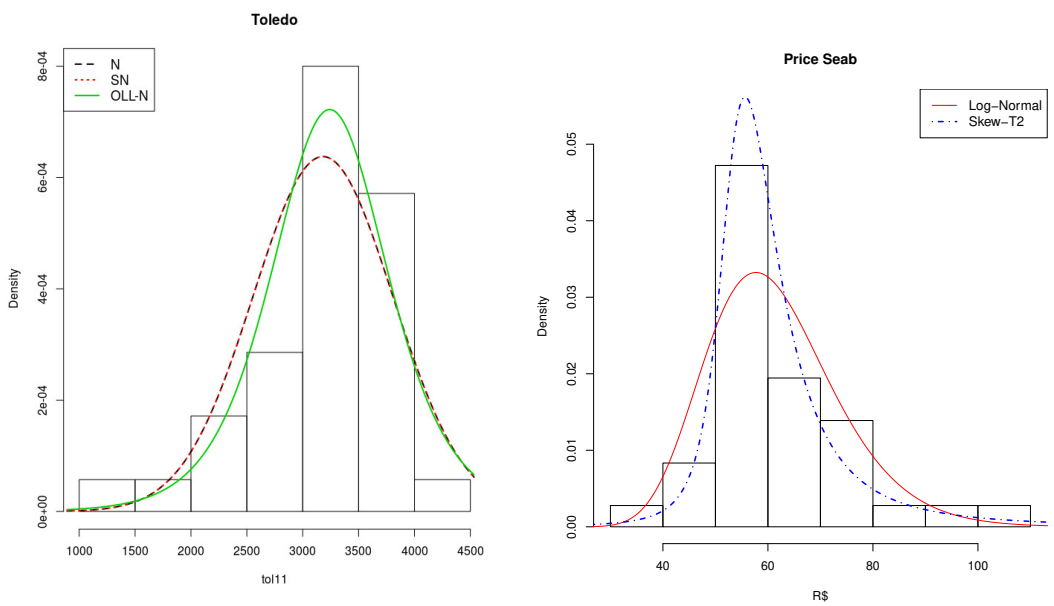
The next sub-section presents the copula estimation under the parametric approach, in this case, specifying a parametric distribution for price and yield separately and then fitting the copula to the simulated variables of these distributions.

4.2 Parametric Inference

Figure 2 shows the graphics of the fitted price and yield densities in Toledo. Normal, Skew-Normal (SN) and OLLN distributions were used for yield. The price series used the Log-Normal and Skew-t distributions. Table 5 presents the fitting procedures for the choice of models for yield and price in Toledo. For yield, the model chosen was OLLN distribution, for presenting the lowest value for statistics A^* and W^*. In addition, under the same criteria, the model chosen for the price series was the Skew-t distribution. The same analysis was performed for the municipalities of Guarapuava, Cascavel and Castro in which the parametric model that best fits to yield is the OLLN model for all municipalities (Duarte et al., 2017).

The next step is to select the copula that best represents the dependency between the data structure. For that, the criteria of AIC and BIC information were used.

Table 6 presents the Akaike's Information Criterion (AIC), the Bayesian criterion (BIC), the Cramer–von Mises statistics (Sn) and the p-value of the fitting test of the model described in Appendix B. Similarly to the case of semi-parametric inference for all municipalities and in all fitted copulas, the test adjusted did not reject any copula at 0.01 level of significance.



(a) Soybean Yield in Toledo **(b)** Density function adjusted for Price

Figure 2. Adjusted distribution for the corrected yield Toledo and price SEAB series.

Table 5. Statistics and information criteria AICc, BIC, A^* and W^* for the univariate series.

Variable	Model	AICc	BIC	A^*	W^*
Yield Toledo	Normal	554.4212	557.1569	0.7902	0.1208
	SN	556.8204	560.7120	0.7902	0.1208
	OLLN	555.9902	559.8864	**0.6605**	**0.1063**
Price	Log Normal	281.5256	284.2630	0.8458	0.1518
	ST2	280.2308	286.4522	**0.8215**	**0.0987**

Therefore, for the choice of the copula that best represents the dependency between the variables, the one with the lowest AIC and BIC values were chosen. The copula that best characterizes the dependency structure between the variables of yield in Toledo, Cascavel and Castro with price is AMH copula. Copula AMH presents greater accuracy in calculating revenue premium rates for these municipalities. For yield in Guarapuava and price, the Gaussian copula best represents the dependency structure.

Table 6. Selection Criteria AIC, BIC, Sn statistic for parametric copulas with parametric margins (PM).

	Criteria	Clayton	Frank	AMH	Gaussiana	t
Toledo × Price	AIC	1.4722	0.1345	**−0.2317**	0.6865	
	BIC	3.0276	1.6898	**1.3236**	2.2419	
	Sn	0.0164	0.03224		0.03338	
	p-valor	0.7228	0.5929		0.7058	
Cascavel × Price	AIC	1.8011	0.8069	**0.7161**	1.3959	
	BIC	3.3564	2.3623	**2.2715**	2.9513	
	Sn	0.0244	0.0246	0.0262	0.02238	
	p-valor	0.6386	0.8886	0.2393	0.9466	
Castro × Price	AIC	1.9338	1.8133	**1.78**	1.7859	
	BIC	3.4892	3.3686	**3.3353**	3.3412	
	Sn	0.0490	0.0566	0.05981	0.0588	
	p-valor	0.2552	0.0244	0.0148	0.0624	
Guarapuava × Price	AIC		−1.1173		**−1.5327**	0.3152
	BIC		0.4338		**−0.0227**	3.4259
	Sn		0.02713		0.0324	0.0414
	p-valor		0.8323		0.7887	0.6317

4.3 Comparison between models

Table 7 presents the models chosen for both inference procedures. For the municipalities of Toledo, Cascavel and Guarapuava, in both types of inferences, the models chosen were the same, the AMH copula, the AMH copula and the Gaussian copula, respectively.

Table 7. Models selected by semi-parametric (SPI) and parametric (PI) inference, with dependency parameter (δ).

	Copula	δ
Toledo × Price	AMH (SPI)	−1
	AMH (PI)	−0.92021
Cascavel × Price	AMH (SPI)	−0.4811
	AMH (PI)	−0.6452
Castro × Price	Gaussian (SPI)	−0.0695
	AMH (PI)	−0.4260
Guarapuava × Price	Gaussian (SPI)	−0.3218
	Gaussian (PI)	−0.3058

In these cases, because it is not possible to apply the procedure proposed by Vuong (1989), the models with the lowest AIC and BIC values were chosen, according to Tables 4 and 6. Therefore, for the municipalities of Cascavel and Toledo, the AMH copula was chosen by the parametric inference thus with parametric margins. For the municipality of Guarapuava, the Gaussian copula model was selected with semi-parametric and inference thus with empirical margins.

In addition, Table 7 shows that for municipality of Castro, there are different models in both inference procedures (SPI and PI). In this case, the Vuong's procedure was used. The confidence interval of 95% for $\hat{D}_{12}$, according to equation (B-5) is $(-0.5352385; 0.8787669)$ with $\hat{D}_{12} = 0.1717642$. As the interval contains zero, the models cannot be considered significantly different.

On the other hand, applying the goodness-of-fit test to the data, described in Appendix B, section B.3, it is observed in Table 8 that the lowest value of Cramer Von Mises statistic (Sn) is for the model adjusted by the semi-parametric inference (SPI). Furthermore, at 0.05 of significance level, one can consider the non-rejection of the null hypothesis in the case of semi-parametric inference. Therefore, the Gaussian copula model fits the data better.

Table 9 summarizes the selected models for the different municipalities.

The next step is to calculate the revenue insurance premium rates using the selected models and compare the results with the bivariate normal distribution, which is widely used by the insurance market.

Table 8. Results of the fit test to the model for the municipality of Castro × Price by SPI and PI.

Inference	Sn	δ	p-value
Semi-parametric (EM)	0.058886	−0.0767	0.05445
Parametric (PM)	0.059819	−0.24817	0.03247

Table 9. Summary of the models selected for the different municipalities by SPI and PI.

Municipalities × Price	Castro	Guarapuava	Toledo	Cascavel
Model of Copula	Gaussian (SPI)	Gaussian (SPI)	AMH (PI)	AMH (PI)

5. Revenue Insurance Premium Rate

At the beginning of the insurance contract, the producer chooses the coverage level (CL). Assuming that the producer can choose between 60 to 80% coverage of guaranteed revenues $F_g = X_g Y_g$, if, at the harvest the yield X obtained is less than the insured yield X_g or the price obtained Y is lower than the insured price Y_g in the contract, the insured receives a compensation.

Table 10 presents pure rates (PR) calculated according to equation (1), using the chosen copulas and bivariate normal distribution for all municipalities. For the municipalities of Castro and Cascavel, the revenue insurance rate calculated by Bivariate Normal distribution underestimates the rates when compared with the copulas, for all coverage levels. In addition, for Guarapuava, the Bivariate Normal distribution rate is also underestimated when compared with copula for coverage levels of up to 75%. This underestimation of the premium rate may lead to serious losses for insurers, since it considers a lower risk than should be taken into account.

For the municipality of Toledo, the revenue premium rate calculated by Normal distribution underestimates up to 65% of CL and overestimates 70% from CL, when compared with the AMH copula. For the municipalities of Guarapuava and Toledo with 80% coverage level, the Bivariate Normal distribution overestimates the premium rate compared to copula. Overestimation of the rate may hinder the widespread use of crop insurance in the Brazilian territory, in addition attract producers with higher risk profile, increasing adverse selection problem.

According to Brisolara (2013), the pure premium rate represents the intrinsic business risk, without including any load (additional costs). To compare it with the rates offered by the Brazilian insurance companies, it is necessary to load it with average market parameters concerning the technical margin (20 %), administrative expenses (20%), commercial expenses (10%) and profit margin of the insurer (10%). Thus, the commercial rate (CR) is

Table 10. Pure Rates for Revenue Insurance Premium using Selected Copula and Normal Distribution for all municipalities.

	Toledo × price		Cascavel × price	
CL	AMH Copula (PM)	Normal Bivariate	AMH Copula (PM)	Normal Bivariate
60%	3.43	2.03	6.10	0.48
65%	4.36	4.03	7.73	1.52
70%	5.41	7.16	9.54	3.26
75%	6.56	11.21	11.54	5.89
80%	7.83	15.71	13.75	10.11

	Guarapuava × price		Castro × price	
CL	Gaussian Copula(EM)	Normal Bivariate	Gaussian Copula(EM)	Normal Bivariate
60%	2.52	0.020	4.06	6.3×10^{-6}
65%	3.32	0.135	5.10	1.2×10^{-4}
70%	4.23	0.710	6.22	0.0048
75%	5.25	2.713	7.45	0.1070
80%	6.40	8.589	8.78	1.0915

calculated as follows:

$$CR = \frac{PR \times 1.2}{1 - (0.1 + 0.2 + 0.1)}.$$

The average commercial rates of revenue insurance premium using Bivariate Normal distribution copula, and the rates of the insurance company for coverage levels of 60–69% and 70–79% are presented in Table 11.

The rates calculated in this study are higher than those applied in the insurance market. For example, considering the municipality of Toledo with LC 60–69% and 70–79%, the rate of insurance company A is equivalent to 50.64% and 29.84% of the rate calculated by the AMH copula, respectively.

In the case of the municipality of Castro, the difference is even greater. The average commercial rates of the company A are equivalent, respectively, to 56.73% and 38.29% of the rate calculated by the Gaussian copula.

Therefore, there is an underestimation of the premium rate for part of the insurance company, which may result in large losses, because it considers a lower risk than should be taken into account.

On the other hand, according to MAPA (2017), 93.30% of revenue insurance policies for the soybean crop in Brazil are sold by the insurance company A, which offers almost exclusively this type of insurance and coverage in all regions of Brazil (spreading risks). This allows the company to decrease the insurance rate in regions with higher risk, as is the case of the southern region in Brazil.

This gap between the rates applied on the market and those calculated in this study could be explained by the fact that this insurance type is relatively recent in the Brazilian market. This means that there is a lack of studies on which actuarial procedures should be used to price this type of risk may have led the insurer to adopt a subjective procedure in pricing rates.

Table 11. Average Commercial Rates (%) of Revenue Insurance Premium using the selected copula, Normal Distribution and insurance company A.

		Level Coverage	
Municipalities	**Model**	60–69%	70–79%
Toledo × price	AMH Copula (PM)	12.351	19.032
	Normal Bivariate	6.164	19.747
	Insurer A	6.26	5.68
Cascavel × price	AMH Copula (MP)	13.838	21.088
	Normal Bivariate	2.004	9.157
	Insurer A		5.52
Guarapuava × price	AMH Copula (EM)	5.772	9.491
	Normal Bivariate	0.039	1.621
	Insurer A		4.85
Castro × price	Gaussian Copula(EM)	9.166	13.684
	Normal Bivariate	1.268×10^{-4}	0.1117
	Insurer A	5.20	5.24

6. Conclusions

In this work, alternative approaches were proposed to calculate revenue insurance premium rates using parametric copulas with parametric marginal and empirical marginal distributions. These methods were applied to soybean yield data from the municipalities of Toledo, Cascavel, Guarapuava and Castro of Parana State and nominal monthly prices received by producers in Parana State. It is concluded that the parametric models that best fit the yield and price series of all municipalities were the OLLN and Skew-t models, respectively.

In addition, the copula that best represents the dependency structure between the variables for the municipalities of Cascavel and Toledo is the AMH copula. For the municipality of Guarapuava and Castro, the Gaussian was the copula selected with empirical margins.

For the municipalities of Castro and Cascavel, considering all coverage levels, the revenue insurance rate calculated by Bivariate Normal distribution underestimates the rates when compared with copulas. For the municipality of Guarapuava, the Bivariate Normal distribution rate is also underestimated when compared to the copulas for coverage levels up to 75%. For the municipality of Toledo, the revenue insurance rate calculated by Normal distribution underestimates up to 65% of NC and overestimates 70% from CL when compared with the AMH copula.

The underestimation of the premium rate could lead to serious losses to insurers, once it considers a lower risk than should be taken into account. The overestimation of the rate, in turn, may hinder the widespread use of this insurance type in the Brazilian territory, attracting producers with higher risk profile, which increases the problem of adverse selection.

In addition, the average commercial rates calculated in this study were much higher than those applied by the insurance company A. This gap may be explained because of the overestimation of the additional costs, which is a confidential information and varies by insurance companies. One might suggests there is a commercial practice such as tie-in sales by the insurer, but is not a common practice. Another possible justification relies on the fact that the insurance companies diversify their portfolio in different regions and products resulting in lower rates than those found in this study. In others words, when considering the technical margin, commercial and administrative expenses, and profit margin of the insurance company used in this work, we might have overrated the additional costs, leading to a higher premium rate. Furthermore, this insurance type is relatively recent in Brazil and thus there are very few actuarial studies and procedures defined for its pricing, leading the insurance company to adopt a subjective and simpler procedures for pricing its rates.

Further studies should be considered to better reflect the risk and the insurance premium rate and investigate the structure of three dimensional dependency of yield, prices of futures contracts traded at the Chicago Mercantile Exchange (CME) and the exchange rates, since most Brazilian soybean harvest is exported and traded at the CME.

References

Ahmed, O., & Serra, T. (2015). Economic analysis of the introduction of agricultural revenue insurance contracts in Spain using statistical copulas. *Agricultural Economics*, *46*(1), 69–79. http://dx.doi.org/10.1111/agec.12141

Akaike, H. (1998). Information theory and an extension of the maximum likelihood principle. In *Selected papers of Hirotugu Akaike* (pp. 199–213). Springer.

Azzalini, A. (1985). A class of distributions which includes the normal ones. *Scandinavian Journal of Statistics*, *12*(2), 171–178. https://www.jstor.org/stable/4615982

Azzalini, A., & Capitanio, A. (2003). Distributions generated by perturbation of symmetry with emphasis on a multivariate skew t-distribution. *Journal of the Royal Statistical Society: Series B* (Statistical Methodology), *65*(2), 367–389. http://dx.doi.org/10.1111/1467-9868.00391

Babcock, B. A., & Hennessy, D. A. (1996). Input demand under yield and revenue insurance. *American Journal of Agricultural Economics*, *78*(2), 416–427. http://dx.doi.org/10.2307/1243713

Berg, D. (2009). Copula goodness-of-fit testing: An overview and power comparison. *The European Journal of Finance*, *15*(7-8), 675–701. http://dx.doi.org/10.1080/13518470802697428

Braga, A. d. S., Cordeiro, G. M., Ortega, E. M. M., & Cruz, J. N. d. (2016). The odd log–logistic normal distribution: Theory and applications in analysis of experiments. *Journal of Statistical Theory and Practice*, *10*(2), 311–335. http://dx.doi.org/10.1080/15598608.2016.1141127

Brisolara, C. S. (2013). *Proposições para o desenvolvimento do seguro de receita agrícola no Brasil: Do modelo teórico ao cálculo das taxas de prêmio* (Doctoral dissertation, Universidade de São Paulo, Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", Piracicaba). http://dx.doi.org/10.11606/T.11.2013.tde-02102013-141823

Carvalho, A. L., Paredes, C. A., Miquelluti, D., Ruis, D., Passarelli, E., & Duarte, G. V. (2013). *Aspectos gerais do seguro de faturamento.* http://geser.imagenet.com.br/

Cherubini, U., Luciano, E., & Vecchiato, W. (2004). *Copula methods in finance*. John Wiley & Sons. http://dx.doi.org/10.1002/9781118673331

Duarte, G. V., Braga, A., Miquelluti, D. L., & Ozaki, V. A. (2017). Modeling of soybean yield using symmetric, asymmetric and bimodal distributions: implications for crop insurance. *Journal of Applied Statistics*, *45*(11), 1–18. http://dx.doi.org/10.1080/02664763.2017.1406902

Gallagher, P. (1987). U.S. soybean yields: Estimation and forecasting with nonsymmetric disturbances. *American Journal of Agricultural Economics*, *69*(4), 796–803. http://dx.doi.org/10.2307/1242190

Genest, C., Ghoudi, K., & Rivest, L.-P. (1995). A semiparametric estimation procedure of dependence parameters in multivariate families of distributions. *Biometrika*, *82*(3), 543–552. http://dx.doi.org/10.1093/biomet/82.3.543

Genest, C., Rémillard, B., & Beaudoin, D. (2009). Goodness-of-fit tests for copulas: A review and a power study. *Insurance: Mathematics and Economics*, *44*(2), 199–213. http://dx.doi.org/10.1016/j.insmatheco.2007.10.005

Goodwin, B. K., & Ker, A. P. (2002). Modeling price and yield risk. In R. E. Just & R. D. Pope (Eds.), *A comprehensive assessment of the role of risk in U.S. agriculture* (Vols. Natural Resource Management and Policy, vol 23, pp. 289–323). Boston, MA: Springer. http://dx.doi.org/10.1007/978-1-4757-3583-3_14

Goodwin, B. K., & Mahul, O. (2004, September). *Risk modeling concepts relating to the design and rating of agricultural insurance contracts* (Policy Research Working Paper No. 3392). Washington, D.C.: World Bank. http://dx.doi.org/10.1596/1813-9450-3392

Goodwin, B. K., Roberts, M. C., & Coble, K. H. (2000). Measurement of price risk in revenue insurance: Implications of distributional assumptions. *Journal of Agricultural and Resource Economics*, *25*(1), 195–214. https://www.jstor.org/stable/40987056

Hennessy, D. A., Babcock, B. A., & Hayes, D. J. (1997). Budgetary and producer welfare effects of revenue insurance. *American Journal of Agricultural Economics*, *79*(3), 1024–1034. http://dx.doi.org/10.2307/1244441

IPARDES – Instituto Paranaense de Desenvolvimento Econômico e Social. (2015). *Base de Dados do Estado (BDEweb).* Retrieved Julho 02, 2015, from http://www.ipardes.pr.gov.br

IPEADATA. (2015). *Índice Geral de Preços – Disponibilidade Interna (IGP-DI).* http://www.ipeadata.gov.br/. Retrieved November 19, 2015, from http://www.ipeadata.gov.br

Joe, H. (2014). *Dependence modeling with copulas* [Chapman & Hall/CRC Monographs on Statistics and Applied Probability 134]. CRC Press.

Joe, H., & Xu, J. J. (1996, October). *The estimation method of inference functions for margins for multivariate models* (Technical Report No. 166). Vancouver: University of British Columbia. http://dx.doi.org/10.14288/1.0225985

Just, R. E., & Weninger, Q. (1999). Are crop yields normally distributed? *American Journal of Agricultural Economics*, *81*(2), 287–304. http://dx.doi.org/10.2307/1244582

Kojadinovic, I., Yan, J., & Holmes, M. (2011). Fast large-sample goodness-of-fit tests for copulas. *Statistica Sinica*, *21*(2), 841–871. https://www.jstor.org/stable/24309543

Lin, C.-T., Huang, Y.-L., & Balakrishnan, N. (2008). A new method for goodness-of-fit testing based on type-II right censored samples. *IEEE Transactions on Reliability*, *57*(4), 633–642. http://dx.doi.org/10.1109/TR.2008.2005860

Ljung, G. M., & Box, G. E. P. (1978). On a measure of lack of fit in time series models. *Biometrika*, *65*(2), 297–303. http://dx.doi.org/10.1093/biomet/65.2.297

MAPA – Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento. (2017). *Atlas do seguro rural: Indicador das taxas.* Retrieved February 21, 2017, from http://indicadores.agricultura.gov.br/atlasdoseguro/index.htm

Miqueleto, G. J. (2011). *Contribuições para o desenvolvimento do seguro agrícola de renda para o Brasil: Evidências teóricas e empíricas* (Doctoral dissertation, Universidade de São Paulo, Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", Piracicaba). http://dx.doi.org/10.11606/T.11.2011.tde-12092011-163544

Morettin, P. A. (2008). *Econometria financeira: Um curso em séries temporais financeiras.* Edgard Blücher.

Pakyari, R., & Balakrishnan, N. (2012). A general purpose approximate goodness-of-fit test for progressively type-II censored data. *IEEE Transactions on Reliability*, *61*(1), 238–244. http://dx.doi.org/10.1109/TR.2012.2182811

Ramirez, O. A., Misra, S., & Field, J. (2003). Crop-yield distributions revisited. *American Journal of Agricultural Economics*, *85*(1), 108–120. http://dx.doi.org/10.1111/1467-8276.00106

Schwarz, G., et al. (1978). Estimating the dimension of a model. *The Annals of Statistics*, *6*(2), 461–464. https://www.jstor.org/stable/2958889

SEAB – Secretaria da Agricultura e do Abastecimento do Parana, Departamento de Economia Rural (DERAL). (2015). *Preços.* Retrieved September 30, 2015, from http://www.agricultura.pr.gov.br/modules/conteudo/conteudo.php?conteudo=195

Sklar, M. (1959). Fonctions de répartition à *n* dimensions et leurs marges. , *8*, 229–231.

Vuong, Q. H. (1989). Likelihood ratio tests for model selection and non-nested hypotheses. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, *57*(2), 307–333. http://dx.doi.org/10.2307/1912557

Yan, J. (2007). Enjoy the joy of copulas: With a package copula. *Journal of Statistical Software*, *21*(4), 1–21. http://dx.doi.org/10.18637/jss.v021.i04

Appendix A. Trend in Yield and Prices Series

Between 1980 and 2015, a decreasing trend in prices and an increasing yield data are observed. The latter is due to great advances in technologies used in crops. In addition, it is also expected temporal dependency and non-constant variance over time. Thus, before adjusting any probabilistic model for the series, it is necessary to use statistical techniques to make the data bias-free, independent and homoscedastic. To fix the series in terms of bias, the procedure approached in Gallagher (1987) was used. This procedure estimates initially a linear model between yield and time, given by $y_t = \alpha + \beta T + \gamma T^2 + e_t$, where $e_t \sim \mathcal{N}(\mu, \sigma)$, y_t is the yield or price vector, T is the time vector, α, β and γ are the regression parameters. It is used the residual regression $\hat{e}_t$, estimation of the last observation of the adjusted model $\hat{y}_{2015}$ and the bias is removed, according to this equation: $\tilde{y}_t = \hat{y}_{2015}(1 + \hat{e}_t/\hat{y}_t)$. To check temporal dependency, it was applied the test proposed by Ljung and Box (1978), where the null hypothesis is that there is independency in the series. In addition, to check the homoscedasticity of variances, the test of Ljung and Box (1978) was applied to the squared series.

Appendix B. Copulas

This theory becomes attractive, as copulas cover a wide range of dependency structures and are able to model completely the dependency data structure. The copula function is one of the most useful tools to deal with multivariate distributions given or known the marginal univariates. Given a joint distribution function H with the continuous margins F and G, as in the Sklar theorem, and easy to build the corresponding copula:

$$C(u, v) = H\big(F^{-1}(u), G^{-1}(v)\big), \tag{B-1}$$

where F^{-1} and G^{-1} mean, respectively, the generalized inverse of F and G, that is, $F^{-1}(u) = \sup_z\{F(z) \leq u\}$ and $G^{-1}(v) = \sup_z\{G(z) \leq v\}$.

If X and Y are continuous random variables with distribution function defined above, then C is a function of joint distribution with random variables $U = F(X)$ and $V = G(Y)$, which is obtained by "probability integral transform" of which U, V feature uniform distribution $U(0, 1)$.

The density function of copula c bivariate can be defined by

$$c(F(x), G(y)) = \frac{\partial}{\partial x \partial y} C(F(x), G(y))$$

if the derivative exists. From the Sklar theorem, the joint density of X and Y is given by $f(x, y) = c(F(x), G(y))f(x)g(y)$, where f and g are the probability density functions of F and G, respectively. Therefore, any joint distribution function that meets the requirements of the theorem has a copula representation. There are several examples of copulas, such as normal or Gaussian copula, copula t and Archimedean copulas. Most depend on one or more parameters, called δ, which characterizes the dependence between the variables (Cherubini, Luciano, & Vecchiato, 2004). For example:

Gaussian Copula: is the copula of a bivariate normal distribution with correlation parameter δ, given by

$$C_N(u, v; \delta) = \Phi\big(\Phi^{-1}(u), \Phi^{-1}(v)\big) = \int_{-\infty}^{\Phi^{-1}(u)} \int_{-\infty}^{\Phi^{-1}(v)} \frac{1}{2\pi\sqrt{1-\delta^2}} e^{-\frac{x^2 - 2xy\delta + y^2}{2(1-\delta^2)}} dxdy$$

where Φ is the joint bivariate normal distribution function with correlation coefficient δ.

Copula t: $C_{\nu\Sigma}(u,v) = t_{\nu,\mathbf{0},\Sigma}\left(t_\nu^{-1}(u), t_\nu^{-1}(v)\right)$ where $t_{\nu,\mathbf{0},\Sigma}$ is the t distribution function of $\mathbf{0}$ and average bivariate correlation matrix Σ, and t_ν is the univariate t-distribution function, with ν degrees of freedom.

Archimedean Copulas: may be written as $C(u,v) = \phi^{-1}(\phi(u) + \phi(v))$ for a function $\phi : [0,1] \to \mathbb{R}^+$, continuous, strictly descending, such that $\phi(1) = 0$. The function $\phi(\cdot)$ is called the copula generating function $C(u,v)$.

The Archimedean copulas are mostly used in financial studies, since they encompass multiple dependency structures (symmetrical, asymmetrical with dependency on tails). The most used are: Gumbel Copula, Clayton and Frank. According to Morettin (2008), parametric, nonparametric and semi-parametric estimators can be used to estimate copula C. In the first case, the maximum likelihood estimators are used. In the second case, empirical copulas (based on ranks) and smoothed estimators (via kernel, wavelets) are used. In the third case, the Pseudo maximum likelihood estimators are used.

B.1 Parametric Estimators of the Likelihood Function

Given a sample (X_i, Y_i), $i = 1, \ldots, n$ of H bivariate with marginal distributions F and G of equation (B-4), the joint density is given by

$$f(x_i, y_i, \eta) = c(F(x_i, \alpha_1), G(y_i, \alpha_2)) f(x_i, \alpha_1) g(y_i, \alpha_2), \tag{B-2}$$

where α_1 contains F parameters, α_2 contains G parameters, and θ contains parameters for c. Given $\eta = (\alpha_1, \alpha_2, \theta)$ the log-likelihood is given by

$$l(x, y, \eta) = \sum_{i=1}^{n} \ln c(F(x_i, \alpha_1), G(y_i, \alpha_2); \theta) + \sum_{i=1}^{n} \ln f_1(x_i, \alpha_1) + \sum_{i=1}^{n} \ln f_2(y_i, \alpha_2). \tag{B-3}$$

The maximum-likelihood estimators (MLE) are obtained by maximizing this function. Generally, this can be a difficult task when there are many parameters, that is, in multivariate cases $n > 5$ and when the margins are more complex. Then, the literature recommends a two-stage procedure, called "inference function for margins (IFM)" in which estimation is divided into two parts:

- In step 1, estimators of the parameters of the margins are obtained,

$$\hat{\alpha}_i = \arg\max \sum_{i=1}^{n} \ln f_i(x_i, \alpha_i), \quad i = 1.2.$$

- In step 2, copula estimators are obtained,

$$\hat{\theta} = \arg\max \sum_{i=1}^{n} \ln c(F(x_i, \hat{\alpha}_1), G(y_i, \hat{\alpha}_2)).$$

According to Joe and Xu (1996), this procedure leads to consistent and asymptotically normal estimators.

B.2 Pseudo Maximum Likelihood Estimators – Semi-Parametric Method

In this case, F and G are estimated using nonparametric models, empirical distribution function (e.d.f.) or a combination of e.d.f. and distribution adjustment of extreme values to the distribution tails. To find the pseudo maximum likelihood estimators, proposed by Genest, Ghoudi, and Rivest (1995), the following steps are followed:

- Obtain pseudo samples for copula $(\hat{u}_i, \hat{v}_i) = \left(\hat{F}(x_i), \hat{G}(y_i)\right)$, where

$$\hat{F}_j(x_i) = n^{-1}\left[\sum_{i=1}^{n} I\left(x_{ij} \leq y\right) - 0.5\right], \qquad \text{for } i = 1, \ldots, n.$$

- Find log-likelihood and maximize in relation to θ by numerical methods:

$$l(\theta, \hat{u}, \hat{v}) = \sum_{i=1}^{n} \ln c(\hat{u}_i, \hat{v}_i; \theta). \tag{B-4}$$

B.3 Goodness-of-fit Tests

The Goodness-of-fit procedures are used to identify the best existing parametric copula to fit the data. The data adjustment procedure described in this subsection is based on the work of Berg (2009); Genest et al. (2009); Kojadinovic, Yan, and Holmes (2011). Given a set of random and independent variables $X = (X_1, X_2, \ldots, X_n)$, it is assumed that the variables were generated by a joint function, $H(x) = C[F_1(x_1), F_2(x_2), \ldots, F_n(x_n)]$, $\forall x \in \mathbb{R}^n$, where $C[\cdot]$ describes an unknown parametric copula. For example, it is implied that a given set of observations was generated by a Gaussian copula, described as follows:

$$H_0 : C \in C_\theta, \qquad H_a : C \notin C_\theta,$$

where C_θ represents a family of parametric copulas whose parameter is θ, for example, Gaussian copula.

According to Joe (2014), data adjustment procedures are based on Rosenblatt transform, Cramer–von Mises statistics or Kolmogorov–Smirnov and other empirical density functions, in order to involve a measure of overall distance between the supposed model and the empirical density. These procedures may not be sensitive to the tail behavior.

Among the various methods of performing tests related to this type of hypothesis, the Cramer–von Mises test stands out, because it was more robust with more evidence of effectiveness, according to the works of Berg (2009); Genest et al. (2009); Kojadinovic et al. (2011). Therefore, it is the empirical process $\mathbb{C}_n(u) = \sqrt{n}\left\{C_n(u) - C_{\theta_n}(u)\right\}$, $u \in [0,1]^d$, where C_n is the empirical copula on the sample, and C_{θ_n} is copula estimated under H_0. Thus, the Cramer–von Mises statistic is given by:

$$S_n = \int_{[0,1]^d} \mathbb{C}_n(u)^2 dC_n(u) = \sum_{i=1}^{n}\left[C_n(U_i) - C_{\theta_n}(U_i)\right]^2.$$

An approach for the p-value for S_n can be obtained by using parametric bootstrap methods. However, this approach is extremely computationally expensive, because each iteration requires the generation of random number from the copula and the estimation of parameters of this copula. Therefore, as the sample size increases, the application of parametric bootstrap-based test becomes prohibitive. An approach based on the Central Limit Theorem is proposed to reduce the high computational cost.

B.4 Vuong's procedure for comparison of copula parametric models

In order to compare the best copula parametric model adjusted to the data, the Vuong's procedure proposed by Vuong (1989) is described. This procedure uses the Kullback–Leibler Information Criterion to measure the model proximity to the truth and statistics based on simple likelihood ratio are used to test the null hypothesis that the competing models are also close to the real data generator process against the alternative hypothesis that a model is closer.

Tests are directional and are successively derived for the cases in which the competing models are not nested, overlapping or nested and if both, one or none of them is incorrectly specified. As a prerequisite, the asymptotic distribution of likelihood ratio statistic is completely characterized under conditions that are more general. It is a weighted sum of Chi-square or a normal distribution, depending on whether the distributions in competitive models closer to the truth are observed identical. This test is also proposed for this last condition.

According to Joe (2014), the Vuong's procedure can be described as the sample version of Kullback–Leibler Divergence calculations and sample size to differentiate two models that could be nested. Therefore, consider two copula densities $f_1 = c_1(u, v; \theta)$ and $f_2 = c_2(u, v; \theta)$ for two bivariate copulas $C_1(\Theta_1)$ and $C_2(\Theta_2)$, with respective parameters Θ_1 and Θ_2.

The difference of the Kullback–Leibler Divergence of the two copulas from the true density of copula can be measured for a sample of size n and bivariate of sample (u_i, v_i) by:

$$\hat{D}_{12} = n^{-1} \sum_i D_i = n^{-1}(\text{LLR}),$$

where LLR is equal to the log-likelihood ratio is given by $D_i = \log\big(f_2(y_i; \hat{\theta}_2)/f_1(y_i; \hat{\theta}_1)\big)$.

For non-nested or nested models, a large confidence interval o the sample of 95% for parameter $\hat{D}_{12}$ is

$$\hat{D}_{12} \pm n^{-1/2} \hat{\sigma}_{12}^2, \tag{B-5}$$

where the variance of D_{12} is given by $\hat{\sigma}_{12}^2 = (n-1)^{-1} \sum_{i=1}^{n} \big(D_i - \hat{D}_{12}\big)^2$.

There are also versions with LLR adjusted by the Akaike information criteria (AIC) or based on Bayes information criterion (BIC), and are respectively Vuong (1989):

$$\hat{D}_{12} - n^{-1}[\dim(\Theta_2) - \dim(\Theta_1)] \pm 1.96 n^{-1/2} \hat{\sigma}_{12}^2, \tag{B-6a}$$

$$\hat{D}_{12} - \frac{1}{2} n^{-1} \log(n)[\dim(\Theta_2) - \dim(\Theta_1)] \pm 1.96 n^{-1/2} \hat{\sigma}_{12}^2. \tag{B-6b}$$

If the intervals described in equations (B-5), (B-6a) or (B-6b) contain 0, models M_1 and M_2 are not considered significantly different. If the interval does not contain 0, then, the model M_1 or M_2 is the best fit depending on whether the interval is completely below 0 or above 0, respectively.

r b e
REVISTA BRASILEIRA DE ECONOMIA
DOI 10.5935/0034-7140.20190016
ISSN 1806-9134 (online)
FGV
FUNDAÇÃO GETULIO VARGAS

Uma Nota Sobre Consumo Energético, Emissões, Renda e Emprego na Cadeia de Soja no Brasil

Marco Antonio Montoya,[*] Luís Antônio Bertussi[*]
Ricardo Luís Lopes,[†] Eduardo Belisário Finamore[*]

Sumário

1. Introdução.....345
2. Metodologia.....347
3. PIB, emprego, consumo de energia e emissões de CO_2 na Cadeia Soja.....351
4. Conclusões.....366

Palavras-chave
Agronegócio, cadeia soja, energia, emissões de CO_2, insumo-produto

JEL Codes
Q13, Q43, Q52, E01, J21, C67

Resumo • Abstract

This article, based on the breakdown of energy matrices from 2000 to 2014, compatible with the input-output matrices of Brazil, indicates that the Soya Chain in agribusiness accounts for 12.70% of GDP, 12.10% of jobs, 9.80% of energy consumption and 8.70% of CO_2 emissions. There was a structural change based on the expansion of soybeans to soybean processing and processing, as well as a significant use of renewable energy that reaches 59.05% of the chain and represents 71.48% of its emissions. Thus, in energy consumption the chain presents activities that reconcile accelerated economic growth with the preservation of the environment.
do meio ambiente.

1. Introdução

A produção comercial da soja no Brasil se iniciou na década de 1960, entretanto, a verdadeira expansão da Cadeia Soja (soja em grão, farelo e óleo) se deu a partir da década de 1970, motivada, fundamentalmente, pela alta do preço no mercado mundial, bem como pela vantagem competitiva do país em relação aos outros países produtores: o escoamento da safra brasileira ocorre na entressafra americana, quando os preços atingem as maiores cotações.

Desde então, abundantes recursos naturais, incentivos e subsídios oferecidos pelo governo federal aliados ao aumento da demanda interna e externa de insumos para a produção de carnes e óleos vegetais, desencadearam, de forma acelerada, o aumento da área plantada, a mecanização da lavoura e a profissionalização do setor. Em particular, a ampliação da área plantada que iniciou no Rio Grande do Sul, foi para o Paraná, seguiu serrado à dentro no Centro-Oeste e, nos dias atuais, migra em direção aos estados do Norte e até mesmo a estados do Nordeste, o que, há poucos anos, era impensável. Como resultado, no final da década de 2000, a área plantada de soja ocupou 21,7 milhões de hectares, sua produção

[*]Universidade de Passo Fundo, Faculdade de Ciência Econômicas Administrativas e Contábeis (UPF/FEAC), Campus I. BR 285, Km 292,7, Bairro São José, Passo Fundo, RS, CEP 99052-900, Brasil.

[†]Universidade Estadual de Maringá, Centro de Ciências Sociais Aplicadas (UEM/CSA). Av. Colombo, 5.790, Jd. Universitário, Maringá, PR, CEP 87020-900, Brasil.

montoya@upf.br luisbertussi@upf.br rllopes@uem.br finamore@upf.br

This is an open-access article distributed under the terms of the Creative Commons Attribution License.

Recebido em 5 de julho de 2018
Aceitação final em 20 de setembro de 2018

alcançou 57,3 milhões de toneladas e seu valor de R$37 bilhões, o que representa 33% do montante gerado por todas as culturas temporárias do país. Isso coloca o cultivo da soja como uma das principais atividades do agronegócio brasileiro, conforme Dilson Trennepohl (2011) e Dall'Agnol (2006).

Em virtude disso, as fortes relações setoriais que a Cadeia Soja apresenta com a produção de carne bovina, suína e de frango, aliadas ao crescente volume de sua produção, o que se deve, em grande parte, também, ao aumento do consumo global de carnes, têm dado à soja brasileira o reconhecimento como componente importante para o crescimento da renda e do emprego do país e o *status* de referência mundial no fornecimento de matéria-prima para alimentação animal, produção de óleos, biocombustíveis e outros produtos.

Contudo, para atender à crescente demanda mundial por soja são necessárias, cada vez mais, terras. Tal expansão vem gerando inúmeras críticas já que, quase sempre, é feita sem padrões de sustentabilidade ambiental e social. Por exemplo, estima-se que as emissões de dióxido de carbono (CO_2) oriundas da conversão do Cerrado equivalem à metade das emissões do Reino Unido em 2009 e, provavelmente, já superam as emissões provocadas pelo desmatamento da Amazônia (Associação Internacional para a Soja Responsável (RTRS, 2016).

Frente a esse panorama, muito se tem discutido sobre o aumento da fronteira agrícola, o processo de degradação do meio ambiente e as emissões de CO_2 decorrentes do desmatamento da Amazônia e da destruição do cerrado brasileiro. Porém, considerando que o volume de emissões de CO_2 também está diretamente associado ao mercado de energia do país, uma questão, de suma importância e ainda pouco discutida de forma empírica é: dado o acelerado crescimento da Cadeia Soja e o maior consumo de energia que isso implica, o desenvolvimento de suas atividades produtivas resultarão no aumento do consumo de energia renovável, ou irão promover o maior uso de energia fóssil?

De fato, não é difícil perceber que o crescimento da Cadeia Soja tem um relevante papel no aumento do consumo de energia e, portanto, nas emissões de gases no meio ambiente. Cabe lembrar que as previsões sobre a demanda de energia para o Brasil indicam, no período de 2006 a 2030, que o mercado energético nacional aumentará 196,25%, passando de 202,9 milhões de toneladas equivalente petróleo (tep) para 398,2 milhões de tep em 2030 (Capeletto & Moura, 2010; EIA, 2009). Assim, fica evidente que os riscos e as incertezas das maiores emissões de CO_2, por conta do maior consumo de energia para crescimento das atividades produtivas da soja, tornam-se um tema relevante a ser avaliado no agronegócio brasileiro, isso até porque, Montoya, Pasqual, Lopes, e Guilhoto (2016) estima que o agronegócio em 2009 responde por 34,72% do consumo de energia e por 40,96% das emissões de CO_2 do país.

Nesse contexto, a fim de compreender melhor alguns aspectos econômicos e ambientais que envolvem as atividades da Cadeia Soja, neste artigo, questiona-se especificamente: de que maneira o crescimento da renda e do emprego da Cadeia Soja afeta o consumo de energia e emissões de CO_2? As emissões de CO_2 estão aumentando ou diminuindo na cadeia? Como está evoluindo o consumo de energia renovável *versus* não renovável? Qual é a intensidade das atividades produtivas da Cadeia Soja nas emissões de CO_2? Comparativamente, a intensidade nas emissões de CO_2 da Cadeia são maiores ou menores do que no agronegócio?

Com esses fins, o presente artigo, considerando o período de 2000 a 2014, tem como objetivo avaliar na Cadeia Soja brasileira a geração de renda e emprego, bem como suas implicações sobre o consumo de energia e emissões de CO_2 por fonte de energia renovável

e não renovável. Com isso, espera-se, num primeiro momento, compreender com mais detalhe as interações das atividades da Cadeia Soja com o meio ambiente, bem como, fornecer subsídios para um melhor planejamento energético e de emissões nos próximos anos.

O presente artigo está dividido da seguinte maneira: na seção 2, é apresentada uma breve referência sobre a evolução da metodologia insumo-produto utilizada na economia brasileira para mensurar no agronegócio a renda, o emprego, o consumo de energia e as emissões de CO_2, bem como a estrutura matemática; a seção 3 avalia, na estrutura da Cadeia Soja de 2000, 2005, 2010 e 2014, a evolução do Produto Interno Bruto (PIB), do emprego, do consumo de energia renovável e não renovável, e das emissões de CO_2 pelo consumo dessa energia, para logo estabelecer, com base nessas informações, indicadores de intensidade e produtividade; na última seção, são apresentadas as principais conclusões obtidas no decorrer da análise.

2. Metodologia

Para o cálculo do PIB e do emprego da Cadeia Soja, foram utilizadas como referencial as metodologias de Davis e Goldberg (1957), Malassis (1969) que utilizam as matrizes insumo-produto desenvolvidas por Leontief (1951), bem como das contribuições de Araújo, Wedekin, e Pinazza (1990), Lauschner (1993), Furtuoso (1998), Montoya e Guilhoto (2000), Guilhoto, Furtuoso, e Barros (2000), Montoya e Finamore (2001), CEPEA (2013), entre outros.

Já para calcular o Consumo de Energia e as Emissões de CO_2 da Cadeia Soja, foram abordadas as metodologias de Montoya, Lopes, e Guilhoto (2014), Montoya e Pasqual (2015) e Montoya et al. (2016) que compatibilizam e desagregam as Matrizes Energéticas e de Emissões de GEE do Balanço Energético Nacional (BEN) em nível das Matrizes Insumo-Produto (MIP).

2.1 Mensuração da Cadeia Soja

Para a operacionalização desse modelo proposto, foi necessária a compilação de uma matriz insumo-produto com tecnologia produto-produto, de forma a desagregar o Produto Soja do Setor Agropecuário, bem como desagregar a Indústria da Soja do setor Agroindústria.

Seguidamente, a Cadeia Soja foi dividida em quatro segmentos: I) Insumos soja em grão, II) Produto soja em grão, III) Indústria da soja, IV) Serviços da cadeia soja.

Além desse procedimento, para uma análise comparativa, neste trabalho foram realizadas algumas inovações metodológicas que permitem desagregar o segmento Serviços da cadeia soja em mais dois subsegmentos: A) Serviços da soja em grão; e B) Serviços da indústria da soja. E neles foi deixado em evidencia os serviços de comercialização, transporte e "outros serviços", respectivamente.

Os "outros serviços" inclui, os Serviços de produção e distribuição de eletricidade, gás, água, esgoto e, limpeza urbana; os Serviços de informação; a Intermediação financeira, seguros e previdência complementar e serviços relacionados; as Atividades imobiliárias e alugueis; os Serviços de manutenção e negociação; os Serviços de alojamento e alimentação; e os Serviços prestados às empresas.

Para se obter os valores da renda (PIB), do emprego (L), do consumo de energia (tep) e, das emissões de dióxido de carbono (CO_2) da Cadeia Soja, o processo metodológico é similar e os cálculos são efetuados separadamente para cada variável, generalizada no

modelo matemático com o símbolo W que representa alternativamente as variáveis de interesse.

Inicialmente, para o cálculo a quantidade ou valor de W do segmento I ou Insumos soja em grão, são utilizadas as informações disponíveis nas tabelas de insumo-produto, referentes aos valores dos insumos adquiridos pelos produtores de soja. A coluna com os valores dos insumos é multiplicada pelos respectivos coeficientes da variável de interesse. Para se obter os coeficientes de W por unidade monetária da atividade q, divide-se o valor da variável de interesse (W_q), pela produção da atividade (X_q), ou seja,

$$CW_q = \frac{W_q}{X_q}, \qquad \text{para} \begin{cases} q = 1, 2, \ldots, 128 & \text{(produtos ou atividades)}, \\ W = PIB, L, tep, CO_2 & \text{(alternativamente)}, \end{cases} \tag{1}$$

em que CW_q é o coeficiente da variável W por unidade monetária da atividade q.

Logo, para se estimar o valor do segmento I, multiplicam-se os valores de cada atividade comprados pela produção de soja em grão pelo respectivo coeficiente da variável de interesse W de cada atividade:

$$E_I = \sum_{q=1}^{n} Z_q * CW_q, \tag{2}$$

em que E_I é a quantidade de W no segmento I ou Insumos soja em grão; e Z_q é o valor total do Insumo da atividade q para a produção de W.

Para o segmento II, considera-se, no cálculo, a quantidade de W gerado pela produção de soja em grão e, para evitar dupla contagem, subtraem-se dele as quantidades que foram utilizados como insumos, já incorporados na quantidade de E_{I} do segmento I.

Tem-se, então, que

$$E_{\text{II}} = W_q - Z_{ql} * CW_q, \tag{3}$$

em que E_{II} é a quantidade de W no segmento II ou Produto soja em grão; e Z_{ql} é a quantidade do insumo soja em grão adquirido pela própria atividade da produção de soja em grão.

No caso da estimação do segmento III ou Indústria da soja, adota-se o somatório da quantidade de W gerada pelas atividades da indústria da soja, subtraídos das quantidades de insumos da indústria da soja que foram utilizados como insumos no segmento I:

$$E_{\text{III}} = \sum_{qal} \left(W_{qal} - Z_{qal} * CW_{qal} \right), \tag{4}$$

em que E_{III} é a quantidade de W do segmento III ou Indústria da soja; e Z_{qal} é a quantidade do insumo da indústria da soja adquirido pela produção de soja em grão.

Para fins de definição do valor da indústria da soja, utilizou-se a Classificação Nacional de Atividades Econômicas – CNAE 1.0 do IBGE. Como resultado, verificou-se que as indústrias esmagadoras, refinadoras e produtoras de derivados de óleos que constituem o segmento da indústria da soja, na MIP estão contidas: na atividade óleo de soja em bruto e tortas, bagaços e farelo de soja; na atividade óleo de soja refinado; na atividade óleos e gorduras vegetais e animais; e na atividade rações balanceadas para animais.

No caso do segmento IV ou Serviços da cadeia soja, referente à distribuição final, considera-se, para fins de cálculo, o valor agregado das atividades relativas ao transporte, ao comércio e aos "outros serviços". Do valor total obtido, destina-se à Cadeia Soja apenas a parcela que corresponde à participação do Produto soja em grão e a parcela da Indústria da soja na demanda final de produtos, respectivamente.

A sistemática adotada no cálculo do valor da distribuição final ou os serviços da cadeia soja pode ser representada por

$$DFD = DFG - IIL_{\mathrm{DF}} - PI_{\mathrm{DF}}, \tag{5}$$

em que

DFD = demanda final doméstica;

DFG = demanda final global;

IIL_{DF} = impostos indiretos líquidos pagos pela demanda final;

PI_{DF} = produtos importados pela demanda final.

Para evitar uma dupla contagem no cálculo das variáveis de interesse da Cadeia Soja, é necessário subtrair da margem de comercialização as parcelas de insumos utilizados nas atividades de serviços, pertencentes ao segmento I:

$$MC = (WT + WC + WS) - \left(Z_{qs} * CW_{qs}\right), \tag{6}$$

em que:

MC = margem de comercialização;

WT = quantidade de W da atividade transporte;

WC = quantidade de W da atividade comércio;

WS = quantidade de W da atividade serviços;

Z_{qs} = quantidade do insumo serviços adquiridos pelos produtores de soja;

CW_{qs} = coeficiente de serviços da variável de interesse.

Logo, o segmento IV ou Serviços da cadeia soja é

$$E_{\mathrm{IV}} = MC * \frac{DF_{ql} + \sum_{qal} DF_{qal}}{DFD}, \tag{7}$$

em que

E_{IV} = quantidade de W do segmento IV ou Serviços da cadeia soja;

DF_{ql} = demanda final doméstica da produção de soja;

DF_{qal} = demanda final doméstica da atividade indústria da soja.

Finalmente, a quantidade total de W da Cadeia Soja é dada pela soma dos seus segmentos, ou seja,

$$E_{\mathrm{CadeiaSoja}} = E_I + E_{\mathrm{II}} + E_{\mathrm{III}} + E_{\mathrm{IV}}. \tag{8}$$

2.2 Índices de Intensidade e produtividade parcial da Cadeia Soja

Com fins de visualizar o processo de modernização e de eficiência com que se usam os fatores físicos de produção na Cadeia Soja, foram calculados índices de intensidade do uso da mão de obra (L), do consumo de energia (tep) e das emissões de dióxido de carbono (CO_2) por unidade de renda (PIB) gerada na cadeia, expressos pelas seguintes razões: ($L \div PIB$), ($tep \div PIB$) e ($CO_2 \div PIB$). Seguidamente, complementando esses índices foi utilizada produtividade Parcial da mão de obra na geração de renda, no uso de energia e emissões expressos por ($PIB \div L$), ($tep \div PIB$) e ($CO_2 \div L$), respectivamente.

Embora, os índices de intensidade e produtividade parcial tenham limitações, no curto prazo, por ignorar a contribuição de outros fatores na modernização e ganhos de eficiência do sistema de produção, suas tendências de longo prazo quando comparadas com a produtividade total dos fatores tendem a apresentar variações percentuais bastante próximas o que valida nestes casos seu uso (Messa, 2014, p.95–96).

2.3 A Matriz energética nacional e as emissões de gases do efeito estufa

No Brasil, embora o BEN e a MIP apresentem setores consumidores compatíveis com a Classificação Nacional de Atividades Econômicas - CNAE 1.0 do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), o nível de agregação é diferente, já que a Matriz Energética do BEN apresenta 22 setores consumidores em unidades físicas e a MIP 56 setores em unidades monetárias. Em decorrência disso, a compatibilização das informações gera um reduzido número de setores e/ou atividades consumidoras, o que afeta os resultados e as análises do sistema.

Para superar esse problema e calcular o impacto da Cadeia Soja no consumo energético e nas emissões de gases de efeito estufa é necessário compatibilizar e desagregar por produto ou atividade os dados do BEN, tomando como referência os dados da MIP. Para tal procedimento, utilizou-se a metodologia desenvolvida por Montoya et al. (2014). Com base nesse método que compatibiliza, por um lado, os setores consumidores de energia e, por outro, os fluxos das fontes de energia com os setores consumidores, se obteve, para cada ano (2000, 2005, 2010 e 2014), uma Matriz Energética Nacional desagregada setorialmente em 56 setores compatíveis com o número de setores consumidores que apresenta a MIP do país.

Em seguida, foi necessária a compilação das matrizes insumo-produto, energéticas e de emissões, com tecnologia produto-produto, de forma a desagregar o produto Soja em grão do setor Agropecuário, bem como desagregar a indústria da soja do setor Agroindústria. Esse procedimento torna-se necessário para mensurar o PIB, o emprego, o consumo de energia da Cadeia Soja e suas emissões de CO_2 por fontes de energia.

2.4 Base de dados

Para o cálculo da Cadeia Soja, os dados utilizados foram extraídos da Matriz Insumo-Produto do Brasil de 2000, 2005, 2010 e 2014 estimada por Guilhoto e Sesso Filho (2005, 2010) e da Matriz Energética do Brasil de 2000, 2005, 2010 e 2014 publicada pela Empresa de Pesquisa Energética (EPE, 2015).

Com fins de avaliar consumo de energia da Cadeia Soja, com base no EPE (2015), estabeleceu-se que a fonte de energia renovável está composta pela lenha, produtos da cana, outras fontes primárias, eletricidade, carvão vegetal e, álcool etílico anidro e hidratado. Já a fonte de energia não renovável compõe-se pelo gás natural, carvão vapor, óleo diesel, óleo

combustível, gasolina, glp, querosene, gás de cidade e de coqueria, coque de carvão mineral, outras secundárias de petróleo e, alcatrão.

Para calcular as emissões de gases de efeito estufa da economia brasileira, foi necessário fazer a conversão da matriz energética estimada em mil tep para uma matriz de emissões por produto ou atividade em Gg de $CO_{2\text{-eq}}$. Para isso, foram utilizados os coeficientes de conversão encontrados no Intergovernmental Panel on Climate Change (IPCC, 2006), os quais representam a quantidade total de GEE medido em Gg/1000 tep emitida na atmosfera.

Em geral, as estatísticas do país utilizadas representam as últimas informações disponíveis em matéria de insumo-produto. Portanto, o presente estudo, baseado nas fontes empregadas, tem o grau máximo de atualização possível.

3. PIB, emprego, consumo de energia e emissões de CO_2 na Cadeia Soja

A seguir são apresentados os principais resultados da Cadeia Soja. A organização desses permite uma visualização das mudanças significativas que ocorreram no período de 2000 a 2014, bem como as implicações da atividade econômica sobre o consumo de energia e as emissões de CO_2 decorrentes desse consumo.

3.1 O Produto Interno Bruto da Cadeia Soja

O PIB da Cadeia Soja a preços básicos (Tabela 1) apresentou uma taxa de crescimento de 8,2% ao ano no período de 2000 a 2014, passando de R$41.146 milhões em 2000 para R$129.810 milhões em 2014, em virtude disso, sua dimensão econômica vem ganhando importância relativa na economia do país. Por um lado, no ano 2000, a Cadeia Soja foi responsável por 1,40% do PIB nacional e, em 2014, sua contribuição passou para 2,60%. Por outro, no agronegócio foi responsável por 6,00% do PIB em 2000, por 8,50% em 2005, por 9,40% em 2010 e por 12,70% em 2014, isto é, a cadeia vem impactando significativamente e de forma crescente a geração de renda do agronegócio brasileiro.

Tabela 1. PIB da Cadeia Soja brasileira de 2000 a 2014 (R$ milhões e a preços de 214).

Segmentos	2000 Valores	2005 Valores	2010 Valores	2014 Valores	Taxa crescimento a.a. de 2000 a 2014
I Insumos Soja em grão	**3.195**	**6.085**	**6.035**	**9.701**	**7,9%**
II Produto Soja em grão	**15.281**	**24.549**	**30.275**	**50.664**	**8,6%**
III Indústria da Soja	**6.300**	**11.013**	**9.558**	**11.983**	**4,6%**
IV Serviços da Cadeia Soja (A + B)	**16.370**	**26.715**	**37.055**	**57.463**	**9,0%**
A) Serviços da soja em grão	**5.544**	**10.986**	**15.016**	**32.258**	**12,6%**
IV - a) Comercialização da soja	**816**	1.718	2.463	5.514	13,6%
IV - b) Transporte da soja	**368**	752	648	1.410	9,6%
IV - c) Outros Serviços da soja	**4.360**	8.516	11.905	25.334	12,6%
B) Serviços da Industria da Soja	**10.826**	**15.729**	**22.038**	**25.205**	**6,0%**
V - a) Comercialização da indústria da soja	**1.593**	2.460	3.615	4.309	7,1%
V - b) Transporte da indústria da soja	**719**	1.077	951	1.101	3,0%
V - c) Outros Serviços da indústria da soja	**8.514**	12.192	17.473	19.795	6,0%
Cadeia Soja (I + II + III+ IV)	**41.146**	**68.363**	**82.924**	**129.810**	**8,2%**
Agronegócio	**689.233**	**801.763**	**882.226**	**1.022.626**	**2,8%**
Brasil	**3.019.093**	**3.468.718**	**4.312.601**	**4.972.734**	**3,6%**
Participação da Cadeia Soja no Agronegócio	**6,0%**	**8,5%**	**9,4%**	**12,7%**	
Participação da Cadeia Soja no Brasil	**1,4%**	**2,0%**	**1,9%**	**2,6%**	

Nesse contexto, na estrutura da Cadeia Soja, observa-se que o segmento Insumos, composto pela indústria de fertilizantes, defensivos, maquinas, etc., tem a menor participação relativa com 7,80% em 2000, 8,90%, em 2005, 7,30%, em 2010 e 7,50% em 2014 (Figura 1(a)). Contudo, a taxa de crescimento de 7,9% a.a. apresentada pelo segmento no período sugere que ocorreram investimentos significativos no campo, uma vez que seu PIB aumentou em termos reais 3,04 vezes, passando de R$3.195 milhões em 2000, para R$9.701 milhões em 2014.

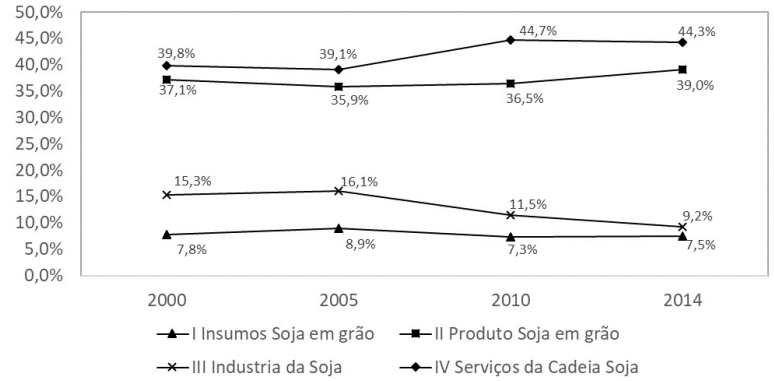
Já dentro da propriedade o produto soja em grão apresenta uma taxa de crescimento de 8,6% a.a. no período. Em decorrência disso, sua participação torna-se crescente no PIB total da cadeia, com 37,10% em 2000, e com 39,00% em 2014. Esse fato, certamente, foi influenciado pelo consumo interno, pelo aumento acelerado da demanda externa, principalmente, com a entrada da China na Organização Mundial do Comércio (OMC) em 2006, bem como pela Lei Kandir, que isenta a tributação de ICMS sobre a soja de exportação, o que possibilitou que a soja em grão se posicionasse de maneira mais competitiva no mercado internacional, exercendo influência direta para o crescimento acelerado do produto soja em grão. Ver Santos e Marta (2014); Brum (2013); e Soccoloski e Montoya (2017).

Embora o segmento Indústria da soja, composta pelas indústrias esmagadoras, refinadoras e produtoras de derivados de óleo, apresente uma taxa de crescimento da ordem de 4,6% a.a. no período, sua importância relativa na cadeia vem perdendo espaço, passando de 15,30% em 2000, para 16,10% em 2005, para logo apresentar uma sensível redução atingindo 11,50% em 2010 e 9,20% em 2014 (Figura 1(a)). Essa perda de espaço, certamente, é resultado da menor dinâmica de suas atividades produtivas, isso porque, dentre os segmentos da Cadeia Soja, a menor taxa de crescimento do período se encontra na indústria da soja.

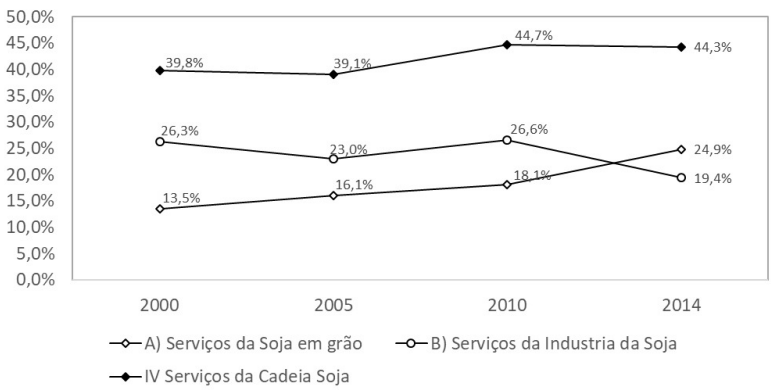
A taxa de crescimento de 9,0% a.a., apresentada pelo segmento serviços da Cadeia Soja é mais elevada que o do Produto Soja em Grão. Porém, pelo montante de renda gerada, principalmente, pelos "outros serviços" constitui-se no componente com maior peso da Cadeia Soja, com participação de 39,80% em 2000; 39,10%, em 2005; 44,70% em 2010; e 44,30% em 2014. Nos Serviços, em particular, destacam-se dois movimentos ou tendências antagônicas, conforme se observa na Figura 1(b). Por um lado, o subsegmento serviços da soja em grão em franca expansão no PIB da cadeia, passando de 13,5% em 2000, para 24,90% em 2014 e, por outro, o subsegmento serviços da Indústria da soja perdendo espaço, decrescendo de 26,30% em 2000 para 19,40% em 2014. Isso representa uma quase inversão nas participações relativas dos serviços entre soja em grão e indústria da soja.

Constata-se que os perfis dessas tendências estão influenciados, tanto na soja em grão quanto na indústria da soja, pelo componente "outros serviços" que representa pouco mais de 78% do segmento serviços da Cadeia Soja no período. Ou seja, ocorreu um significativo aumento de "outros serviços" da soja em grão, passando de 10,60% em 2000 para 19,50% em 2014 e uma redução expressiva nos "outros serviços" da indústria da soja de 20,70% em 2000 para 15,20% em 2014 (Tabela 1).

Provavelmente, a explicação de primeira ordem se deve a uma mudança estrutural na Cadeia Soja no período de 2000 a 2014, pautada pela expansão do produto soja em grão de 37,10% do total da Cadeia Soja para 39,00% e, pelo recuo significativo tanto da indústria da soja de 15,30% para 9,20%, como do serviço da indústria da soja de 26,30% para 19,40%. Portanto, evidencia-se uma mudança estrutural em favor da produção de grãos em detrimento da industrialização e do processamento da soja no período analisado. Certamente, em nível nacional, a Lei Kandir isenta tributos para a soja em grão e a carga tributária que



(a)



(b)

Fonte: Elaborado com base na Tabela 1.

Figura 1. Tendência relativa do PIB nos segmentos da Cadeia Soja e nos subsegmentos serviços no período de 2000 a 2014 (em percentuais).

recai sobre a indústria da soja vem contribuindo com essa mudança estrutural que prejudica a agregação de valor sobre a soja em grão. Além disso, no mercado internacional, as barreiras tarifarias praticada pela China e Europa para produtos industrializados da soja podem estar contribuindo também contra o desenvolvimento do segmento Indústria da soja no Brasil (Rodrigues, Burnquist, & Costa, 2011).

Cabe salientar que o PIB gerado na Cadeia Soja por meio dos serviços de comercialização, tanto da soja em grão (2,0%) como da indústria da soja (3,9%) em conjunto, passou, em termos relativos, de 5,90% em 2000, para 7,50% em 2014. Ao contrário disso, nos serviços de transportes, o valor agregado conjunto, além de já ser relativamente pequeno, está apresentando redução na Cadeia Soja, passando de 2,60% em 2000, para 1,90% em 2014. Assim, embora o serviço transporte seja estratégico para a competitividade da soja e fundamental para o escoamento da produção, fica evidente que a agregação de valor desse serviço na Cadeia Soja é mínima.

3.2 A geração do emprego na cadeia soja

O número total de empregos gerados pela Cadeia da Soja entre os anos 2000 e 2014, conforme a Tabela 2, passou de 2.352.839 para 3.758.773. Em nível nacional, essa parcela de empregos representa 3,00% em 2000 e 3,60% em 2014. Já no agronegócio, a participação da Cadeia Soja é mais relevante e com significativa ascensão no período avaliado, isso porque em 2000 representava 7,80% e atingiu 12,10% em 2014.

Em geral, na Cadeia Soja, observa-se no período uma tendência crescente de criação de empregos, a qual encontra-se, igualmente, presente em todos seus segmentos, com maior destaque em taxa de crescimento para o serviço da soja em grão (11,70% a.a.) e em termos absolutos para os serviços da Cadeia Soja ($1.101{,}761 - 357.468 = 744.293$ novos empregos).

Em termos relativos, na Cadeia Soja, pode-se observar que o segmento Insumos soja em grão representa a menor parcela e com tendência à redução (Figura 2(a)), uma vez que foi responsável por 7,00% dos empregos em 2000 e reduziu para 5,70% em 2014.

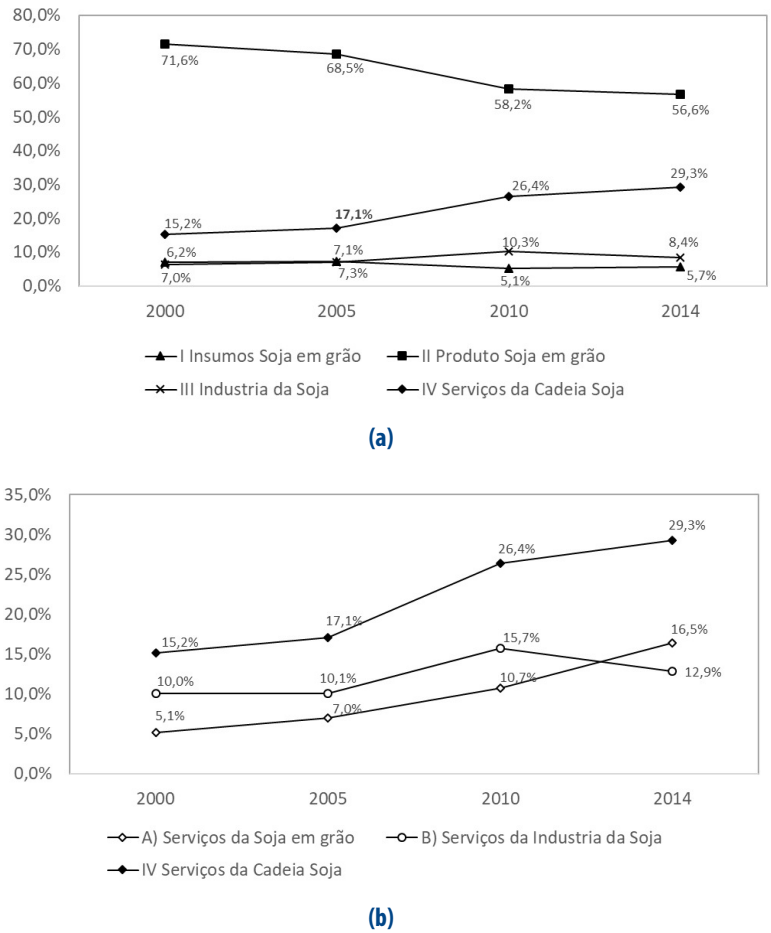
Embora, na propriedade agrícola, o segmento produto soja em grão gere a maior parcela dos empregos, observa-se uma redução significativa e constante na composição do emprego. Isso porque o segmento que contribuiu, com 71,60% em 2000, com 68,50%, em 2005 e, com 58,20% em 2010, passou a contribuir com 56,60% em 2014. A associação dessa tendência decrescente de empregos no segmento produto soja em grão (Figura 2), com a tendência crescente apresentada na contribuição do PIB (Tabela 1) sugere, além de uma mudança estrutural no emprego da Cadeia Soja, a existência de inovação tecnológica na propriedade rural com ganhos de produtividade na mão de obra. Esse fato fica evidente na seção 3.5.

O segmento Indústria da soja teve uma contribuição crescente no emprego na década, passando de 6,20% em 2000, para 10,30% em 2010; contudo, no ano de 2014, recuou para 8,40% em função da menor atividade econômica do segmento em favor do segmento produto soja em grão, observada na Tabela 1.

Já o segmento serviços da Cadeia Soja avançou significativamente ao ponto de duplicar sua importância relativa no período. Isto é, a escalada do segmento serviços foi de 15,20% em 2000, para 29,30% em 2014. O número de empregos que foi de 357.468 em 2000 e atingiu

Tabela 2. Número de empregos gerados na Cadeia Soja brasileira de 2000 a 2014.

Segmentos	2000 Empregos	2005 Empregos	2010 Empregos	2014 Empregos	Taxa crescimento a.a. de 2000 a 2014
I Insumos Soja em grão	**163.560**	**259.439**	**147.410**	**213.479**	**1,9%**
II Produto Soja em grão	**1.684.824**	**2.421.337**	**1.675.822**	**2.126.040**	**1,7%**
III Indústria da Soja	**146.987**	**251.827**	**295.923**	**317.493**	**5,5%**
IV Serviços da Cadeia Soja (A + B)	**357.468**	**604.099**	**761.999**	**1.101.761**	**8,0%**
A) Serviços da soja em grão	**121.060**	**248.419**	**308.797**	**618.495**	**11,7%**
IV - a) Comercialização da soja	31.795	66.029	80.490	157.894	11,4%
IV - b) Transporte da soja	8.087	16.549	16.452	33.147	10,1%
IV - c) Outros Serviços da soja	81.179	165.841	211.856	427.454	11,9%
B) Serviços da Industria da Soja	**236.408**	**355.680**	**453.202**	**483.267**	**5,1%**
V - a) Comercialização da indústria da soja	62.089	94.539	118.130	123.372	4,9%
V - b) Transporte da indústria da soja	15.792	23.695	24.145	25.900	3,5%
V - c) Outros Serviços da indústria da soja	158.528	237.447	310.927	333.995	5,3%
Cadeia Soja (I + II + III+ IV)	**2.352.839**	**3.536.703**	**2.881.154**	**3.758.773**	**3,3%**
Agronegócio	**30.066.458**	**34.336.249**	**30.918.872**	**30.974.547**	**0,2%**
Brasil	**78.972.347**	**90.905.673**	**98.116.218**	**105.472.678**	**2,1%**
Participação da Cadeia Soja no Agronegócio	**7,8%**	**10,3%**	**9,3%**	**12,1%**	
Participação da Cadeia Soja no Brasil	**3,0%**	**3,9%**	**2,9%**	**3,6%**	



Fonte: Elaborado com base na Tabela 2.

Figura 2. Tendência dos empregos nos segmentos da Cadeia Soja e nos subsegmentos serviços no período de 2000 a 2014.

1.101.761 em 2014 evidência que a dimensão do mercado de trabalho deste segmento triplicou ($1.101.761 \div 357.468 = 3,08$) no período.

Uma análise mais detalhada dos subsegmentos serviços da cadeia soja (Figura 2) indica perda significativa de mão de obra dos serviços da indústria da soja em relação aos serviços da soja em grão. Esse fato novamente corrobora que a mudança estrutural da Cadeia Soja está direcionada para a produção de grãos em prejuízo da agregação de valor na atividade industrial.

3.3 O Consumo de energia na Cadeia Soja

O crescimento de 8,20% a.a. do PIB da Cadeia Soja no período de 2000 a 2014, certamente, pressionou o aumento do consumo de energia a uma taxa de 7,10% a.a. (Tabela 3), dada a vital importância desse insumo para o desenvolvimento de suas atividades produtivas. Por conta disso, observa-se, por um lado, que o consumo total de energia da Cadeia, em 2000, foi de 2.651 mil tep e, em 2014, alcançou a magnitude de 7.120 mil tep, ou seja, o mercado energético aumentou em 2,68 vezes. Por outro, o consumo da Cadeia Soja no agronegócio

aumentou sua importância relativa, passando de 6,40% em 2000, para atingir 9,80% em 2014.

Com relação aos segmentos da Cadeia Soja, no período de 2000 a 2014, os quatro mostram uma contribuição relativamente estável no consumo total de energia. Em primeiro lugar, destaca-se o segmento Indústria da soja com uma participação média de 45,05%, seguido pelo produto Soja em grão com 26,60%, pelos serviços com 16,28% e, pelos insumos com 12,08%.

Nos subsegmentos dos serviços da Cadeia Soja, emergem, no período de 2000 a 2014, dois padrões de comportamento no consumo de energia: a) os serviços da indústria da soja apresentaram uma contribuição decrescente no consumo de energia, em 2000 representava 11,40% e, em 2013, sua queda alcançou 7,40% do consumo da Cadeia Soja; b) já os serviços da soja em grão apresentaram uma contribuição crescente, passando de 5,80% em 2000, para um avanço significativo de 9,50% em 2014. Os dados da pesquisa permitem, ainda, destacar que os serviços de transporte tanto para soja em grão como para a indústria da soja concentram o maior consumo de energia dos serviços da Cadeia Soja.

Nesse contexto e considerando que o aumento do consumo de energia contribui com o aumento dos riscos e das incertezas sobre o meio ambiente, torna-se necessário avaliar na Cadeia Soja a tendência do consumo de energia por fonte renovável *versus* não renovável.

Com base na Figura 3, pode-se afirmar que a economia do país apresentou expressiva participação de energia renovável no consumo energético. Em 2000, nada menos que 40,10% do consumo de energia no Brasil foi originária de fontes renováveis e em 2014 alcançou a marca significativa de 46,90%. Esse fato ganha relevância se considerar-se que, segundo o Key World Energy Statistcs (EIA, 2009), no âmbito mundial, esse percentual foi de 12,70% e nos países da OCDE foi de somente 7,20%.

Com relação ao consumo do agronegócio, os resultados foram mais expressivos uma vez que a presença da energia renovável é majoritária e crescente no período, passando de 60,70% em 2000 para 71,30% em 2014 (Figura 3).

Tabela 3. Consumo de energia na Cadeia Soja no período de 2000 a 2014 (em 1000 tep).

Segmentos	2000 Valores em 1000 tep	2005 Valores em 1000 tep	2010 Valores em 1000 tep	2014 Valores em 1000 tep	Taxa crescimento a.a. de 2000 a 2014
I Insumos Soja em grão	**328**	**543**	**593**	**918**	**7,3%**
II Produto Soja em grão	**711**	**1.092**	**1.367**	**2.153**	**7,9%**
III Indústria da Soja	**1.156**	**2.041**	**2.794**	**2.846**	**6,4%**
IV Serviços da Cadeia Soja (A + B)	**456**	**755**	**776**	**1.203**	**6,9%**
A) Serviços da soja em grão	**154**	**310**	**315**	**675**	**10,5%**
IV - a) Comercialização da soja	4	7	19	42	17,1%
IV - b) Transporte da soja	115	225	173	365	8,2%
IV - c) Outros Serviços da soja	35	78	123	268	14,5%
B) Serviços da Industria da Soja	**302**	**445**	**462**	**528**	4,0%
V - a) Comercialização da indústria da soja	8	10	28	33	10,6%
V - b) Transporte da indústria da soja	225	323	253	285	1,7%
V - c) Outros Serviços da indústria da soja	69	112	180	209	7,9%
Cadeia Soja (I + II + III+ IV)	**2.651**	**4.432**	**5.530**	**7.120**	**7,1%**
Agronegócio	**41.687**	**52.120**	**68.890**	**72.366**	**3,9%**
Brasil	**136.968**	**160.403**	**177.784**	**195.541**	**2,5%**
Participação da Cadeia Soja no Agronegócio	**6,4%**	**8,5%**	**8,0%**	**9,8%**	
Participação da Cadeia Soja no Brasil	**1,9%**	**2,8%**	**3,1%**	**3,6%**	

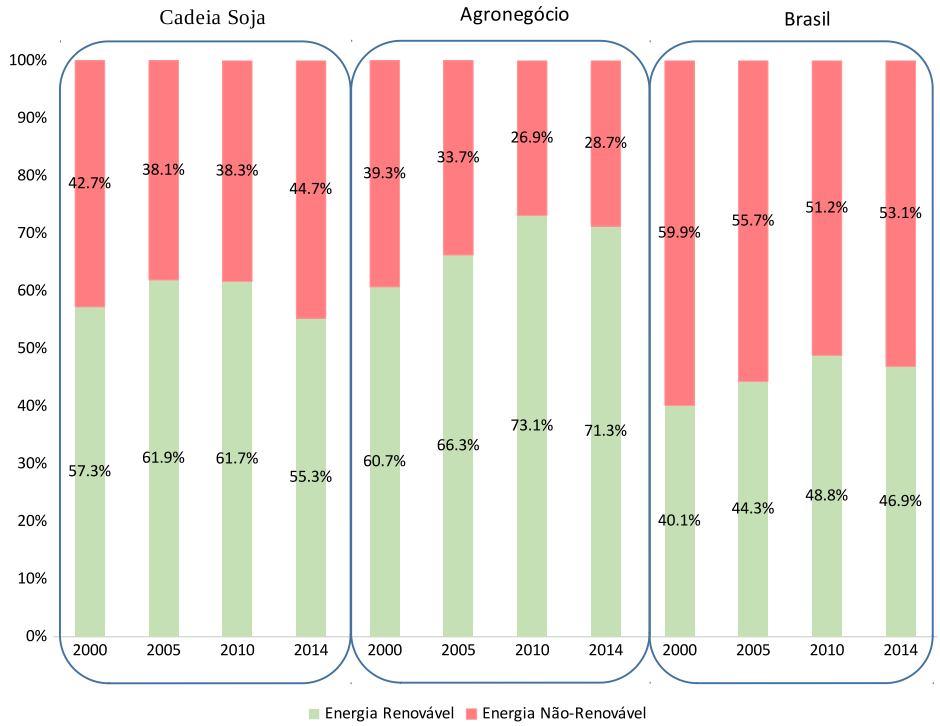


Figura 3. Evolução do consumo de energia renovável e não-renovável na Cadeia Soja, no Agronegócio e no Brasil – 2000 a 2014.

Já na composição do consumo de energia da Cadeia Soja, em termos gerais, observa-se que a participação da energia renovável, quando comparada ao agronegócio, apresenta um padrão relativo de menor consumo. Contudo, a presença de energia renovável na cadeia é majoritária; em 2000 a participação da energia renovável foi de 57,30%, em 2005 aumentou para 61,90%, em 2010 se manteve em 61,70% e, apresentando recuo significativo para 55,30% em 2014 (Figura 3). Portanto, fica evidente, no período, uma relativa estabilidade do consumo de energia renovável e não renovável nas atividades econômicas da Cadeia.

Embora na Cadeia Soja o uso de energia renovável seja predominante, os segmentos insumos, produto soja em grão e serviços utilizam majoritariamente energia não renovável em todo o período analisado (Figura 4). Entre 2000 e 2014 a participação relativa do consumo de energia não renovável no segmento Insumos, em média, foi de 69,50%; do segmento produto soja foi de 63,82%; e do segmento serviços 73,72%. Apesar das tendências decrescentes no uso de energia não renovável no segmento Insumos e das tendências crescentes nos segmentos produto da soja e serviços, o grande consumo de energia renovável que apresenta a Cadeia Soja foi impulsionado fortemente pelo segmento Indústria da soja. Isto é, a indústria da soja, além de consumir, em média, 45,05% (Tabela 4) da energia total da cadeia no período, 92,12% dessa energia é renovável e somente 7,88% é energia não renovável (Figura 4).

Se considerarmos o crescimento econômico acelerado da Cadeia Soja, o consumo de energia não renovável continuará a crescer e, com isso, nos segmentos insumo, produção de soja e serviços, os riscos e as incertezas da maior degradação do meio ambiente pelo uso de energia fóssil, principalmente do petróleo e de seus derivados, serão um grande desafio para

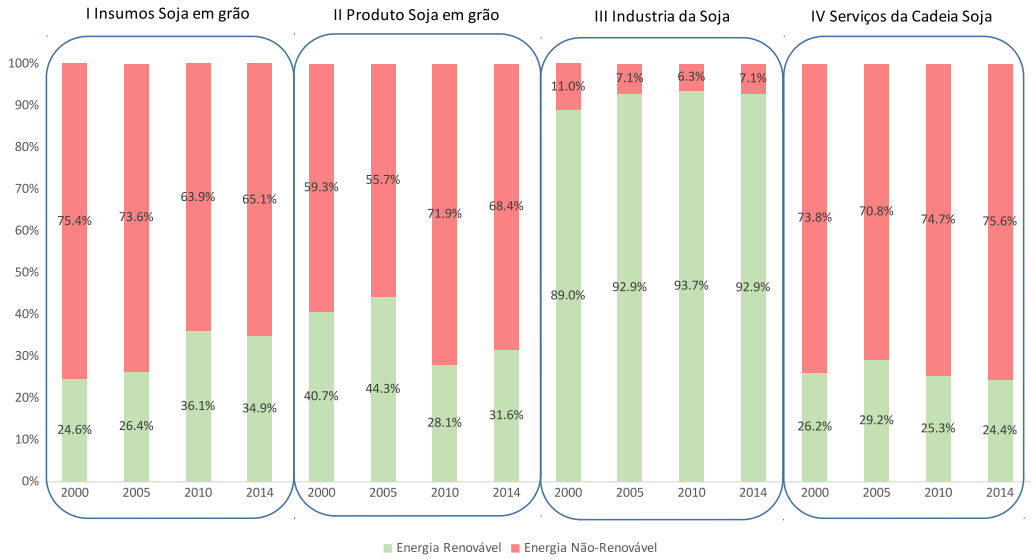


Figura 4. Evolução do consumo de energia renovável e não-renovável nos Segmentos da Cadeia Soja – 2000 a 2014.

o crescimento econômico sustentável de alta produtividade. Será preciso definir com clareza as metas e o papel que a Cadeia Soja deverá desempenhar no crescimento econômico e energético do agronegócio e do país.

3.4 As emissões de CO_2 pelo consumo de energia

O crescente consumo de energia observado na economia do país e do agronegócio no período de 2000 a 2014 salienta a importância de avaliar as emissões de CO_2, em particular na Cadeia Soja que apresentou acelerado crescimento no consumo de energia. Assim, verifica-se, com base na Tabela 4, que, de 2000 a 2014 as emissões decorrentes do agronegócio passaram de 100.600 para 191.899 Gg de CO_2, ou seja, as emissões aumentaram 90,75%. Já as emissões da Cadeia Soja, no mesmo período, passaram de 6.523 para 16.638 Gg de CO_2, aumentaram, portanto, 155,07%, o que representa 64,32 pontos percentuais a mais do que o agronegócio. Por conta disso, a participação relativa ou o peso da Cadeia Soja nas emissões do agronegócio aumentou significativamente, passando de 6,50% em 2000, para 8,70% em 2014.

Os resultados da Tabela 4 demonstram, no período de 2000 a 2014, que, em média, o segmento Indústria da soja (63,75%) contribui com a maior parcela das novas emissões da Cadeia Soja, seguido de longe pelos segmentos produto soja em grão (17,98%), serviços (10,40%) e insumos (7,88%). Contudo, para estabelecer uma análise mais objetiva de controle das emissões, torna-se necessário avaliá-las por fonte energética renovável e não renovável. Isso até porque, os riscos sobre as alterações do clima devido ao "efeito estufa" se agravam na medida em que o aumento das emissões de CO_2 forem oriundas do uso de combustíveis fósseis, ou seja, o acúmulo de CO_2 na atmosfera terá um impacto maior se as emissões forem produtos da queima de combustíveis não renováveis.

Nesse sentido, as emissões de fontes renováveis devem ser vistas como, ecologicamente, mais adequada para o gerenciamento do "efeito estufa". Embora a queima de biomassa e bioenergia contribua para emissão de CO_2, este efeito é minimizado pela absorção das plantas

Tabela 4. Emissões de CO_2 pelo consumo de energia na Cadeia Soja no período de 2000 a 2014 (valores em Gg de CO_2).

Segmentos	2000 Valores em Gg de CO_2	2005 Valores em Gg de CO_2	2010 Valores em Gg de CO_2	2014 Valores em Gg de CO_2	Taxa crescimento a.a. de 2000 a 2014
I Insumos Soja em grão	**548**	**897**	**950**	**1.450**	**6,9%**
II Produto Soja em grão	**1.284**	**1.994**	**2.167**	**3.285**	**6,7%**
III Indústria da Soja	**3.902**	**7.291**	**10.074**	**10.237**	**6,9%**
IV Serviços da Cadeia Soja (A + B)	**788**	**1.358**	**1.097**	**1.665**	**5,3%**
A) Serviços da soja em grão	**267**	**559**	**445**	**935**	**9,0%**
IV - a) Comercialização da soja	1	1	18	31	29,1%
IV - b) Transporte da soja	217	426	303	642	7,7%
IV - c) Outros Serviços da soja	49	131	124	262	12,0%
B) Serviços da Industria da Soja	**521**	**800**	**653**	**730**	**2,4%**
V - a) Comercialização da indústria da soja	1	2	27	24	22,5%
V - b) Transporte da indústria da soja	425	611	444	501	1,2%
V - c) Outros Serviços da indústria da soja	96	187	182	205	5,4%
Cadeia Soja (I + II + III+ IV)	**6.523**	**11.541**	**14.289**	**16.638**	**6,7%**
Agronegócio	**100.600**	**133.133**	**190.216**	**191.899**	**4,6%**
Brasil	**256.450**	**312.736**	**356.485**	**379.595**	**2,8%**
Participação da Cadeia Soja no Agronegócio	**6,5%**	**8,7%**	**7,5%**	**8,7%**	
Participação da Cadeia Soja no Brasil	**2,5%**	**3,7%**	**4,0%**	**4,4%**	

durante seu crescimento, no processo de fotossíntese, o que ajuda a minimizar o impacto ambiental. Portanto, o foco para conciliar o crescimento econômico com a preservação do meio ambiente passa também pela maior utilização de fontes energéticas renováveis.

Conforme a Figura 5, como esperado, em função da composição do consumo de energia, os resultados para a economia brasileira, para o agronegócio e para a Cadeia Soja, em geral, mostraram em termos relativos que as emissões de CO_2 oriundas da queima de energia não renovável são menores que as emissões de CO_2 pelo consumo de energia renovável no período em análise.

Em particular, na Cadeia Soja, conforme a Figura 5, as emissões pelo consumo de energia não renovável foram relativamente pequenas. Em 2000, essas representavam 31,80%, passando, em 2005, para 24,70%, em 2010 para 25,20% e em 2014 com um significativo aumento para 32,40%. Nota-se que essas emissões se localizam num patamar relativamente inferior ao da economia brasileira e superior ao do agronegócio.

A Cadeia Soja apresenta certa estabilidade nas emissões de fontes de energia renováveis em contraponto ao aumento total da produção para a geração de renda no período estudado e o avanço de segmentos intensivos em uso de fontes não renováveis de energia como os serviços e o produto soja em grão. Já o Agronegócio apresentou uma elevação de emissões de CO_2 pelo uso de energia renovável entre 2000 e 2014, passando de 69,60% em 2000 para 81,90% em 2014 (Figura 5). Em outras palavras, apresenta, em geral, um resultado positivo para o meio ambiente em função de ter reduzido as emissões de fontes não renováveis de 30,40% para 18,10% no mesmo período.

Observa-se, também, que o agronegócio caminha no mesmo sentido dás emissões em nível nacional, uma vez que o país aumentou de 45,10% para 53,20% as emissões por uso de energia renovável e reduziu as emissões de fonte não renovável de 54,90% para apenas 46,80%. Contudo, fica evidente, portanto, que o agronegócio em relação ao Brasil e à Cadeia Soja, em termos relativos, não somente é mais eficiente na emissão de gases ecologicamente corretos, mas apresenta, igualmente, avanço significativo nas emissões de fontes renováveis

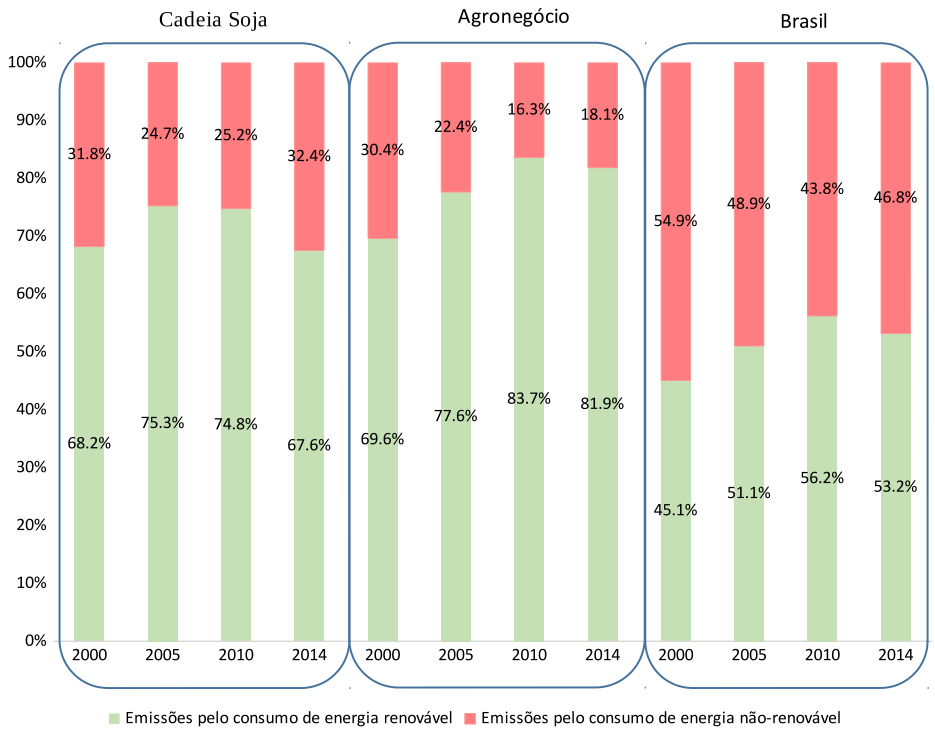


Figura 5. Evolução das emissões de CO_2 pelo consumo de energia renovável e nãorenovável na Cadeia Soja, no Agronegócio e no Brasil – 2000 a 2014.

no período. Ou seja, no mercado energético, o agronegócio no desenvolvimento de suas atividades produtivas está mitigando o meio ambiente.

Na Figura 6, o maior grau de transformação estrutural na tendência de emissões de CO_2 de fontes não renováveis se deu no segmento da soja em grão, o qual passou de 58,10% em 2000 para 79,10% em 2014, ou seja, a maior mudança observada dentre os quatro segmentos. A elevada taxa de crescimento ao ano do PIB do produto soja em grão (8,60% a.a.) no período de 2000 a 2014 aliada à sua crescente participação relativa na composição da Cadeia Soja, que avançou de 37,10%, em 2000, para 39,00% em 2014 (Tabela 1), explicam a mudança estrutural nas emissões da cadeia.

Entretanto, com exceção da indústria da soja (Figura 6), que, além de apresentar as menores emissões de energia não renováveis, conseguiu reduzi-las de 5,70% para 3,10% entre 2000 e 2014, resta muito por fazer nos demais segmentos da Cadeia Soja para reduzir as emissões decorrentes do consumo de energia não renovável. Sobretudo, considerando que, no segmento serviços, em média, 84,98% das emissões decorrem do consumo de energia não renovável, no segmento produto soja em grão e segmento Insumos, essas emissões, em média, participam com 67,85% e 67,18%, respectivamente. Portanto, os esforços para substituir combustíveis fósseis deverão focalizar esses segmentos que emitem majoritariamente CO_2 de energia não renovável.

Ainda, a análise comparativa das Figuras 5 e 6 demonstram na Cadeia Soja uma tendência de estabilidade nas emissões por fontes de energia renovável que oscilam em torno de 71,48% e as transformações observadas nos segmentos insumos e serviços indicam que os aumentos de emissões no segmento da soja em grão por fontes não renováveis foram

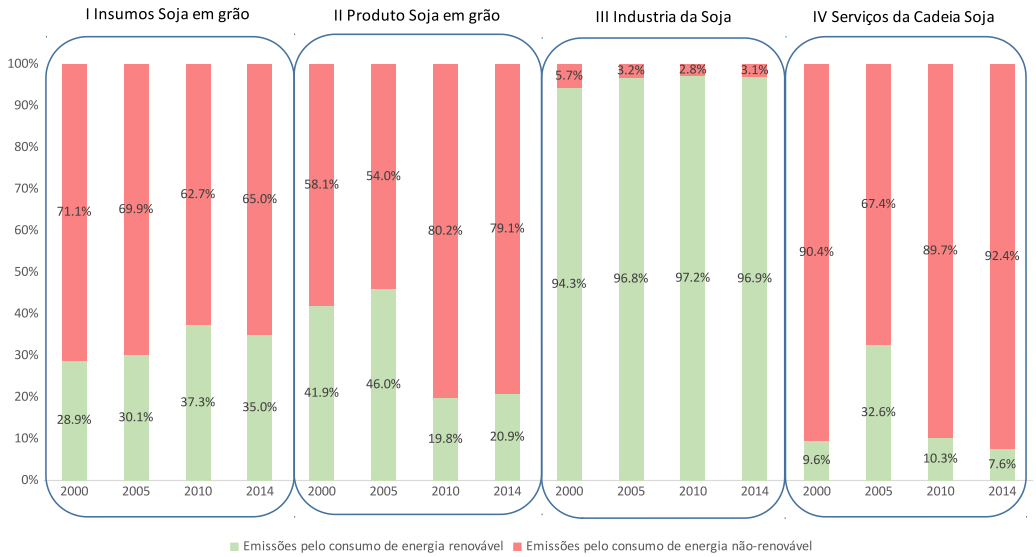


Figura 6. Evolução das Emissões de CO2 pelo consumo de energia renovável e nãorenovável nos segmentos da Cadeia Soja – 2000 a 2014.

mais que compensados pela emissão de CO_2 por fontes de energia renováveis do segmento Indústria da soja. Essa composição estrutural se constata em virtude de dois fatores chaves, pelo o uso de energia renovável do segmento Indústria e por sua participação relativa no total de consumo de energia. Em que pese a queda da contribuição do segmento Indústria no PIB total da Cadeia Soja, a sua utilização de fontes energéticas renováveis contribuiu para a estabilidade de emissões ecologicamente mais adequadas para o gerenciamento do "efeito estufa" na Cadeia Soja. Assim, se persistir nos próximos anos a queda das atividades da indústria da soja, essa estabilidade poderá dar espaço para maiores riscos e incertezas nos padrões de emissões da Cadeia no meio e longo prazo.

3.5 Indicadores físico-econômico da Cadeia Soja

A fim de compreender melhor as implicações ambientais da Cadeia Soja, a seguir, são analisadas as relações entre o pessoal ocupado, o consumo de energia e as emissões de CO_2 por unidade de renda e empregos gerados. A Figura 7 mostra a intensidade de uso dos insumos trabalho, energia e do CO_2, por milhão de reais de renda gerada pela cadeia de soja, pelo agronegócio e pelo país, permitindo avaliar a dinâmica destes indicadores nos anos 2000 a 2014. Um dos indicadores mais utilizados para a avaliação do grau de modernização e/ou industrialização de um país é a intensidade de uso do fator trabalho ou do fator capital físico. Na análise a seguir a intensidade de mão de obra é captada pela divisão do número de trabalhadores pelo PIB. A intensidade do uso de energia que é uma medida de eficiência do uso do capital físico, neste caso medida pela razão do consumo de energia em tep e a renda setorial. Por fim a intensidade de emissão de CO_2 por milhão de renda gerada, media pelo PIB, permite avaliar se a cadeia de soja é mais limpa, ou menos poluidora do que o agronegócio como um todo ou até mesmo que o país.

Já a Figura 8 mostra os indicadores de produtividade do trabalhador quanto à geração de renda, e do uso de energia e de emissões de gases. Claro, o desenvolvimento do país será

melhor quanto maior a produtividade de renda dos trabalhadores e ao contrário, quanto menor o seu gasto energético e emissão correspondente de CO_2, que é um subproduto do desenvolvimento que gera externalidades indesejáveis, pressionando negativamente o meio ambiente.

3.5.1 A intensidade do uso da mão de obra, do consumo energético e das emissões de CO_2 por unidade de renda gerada

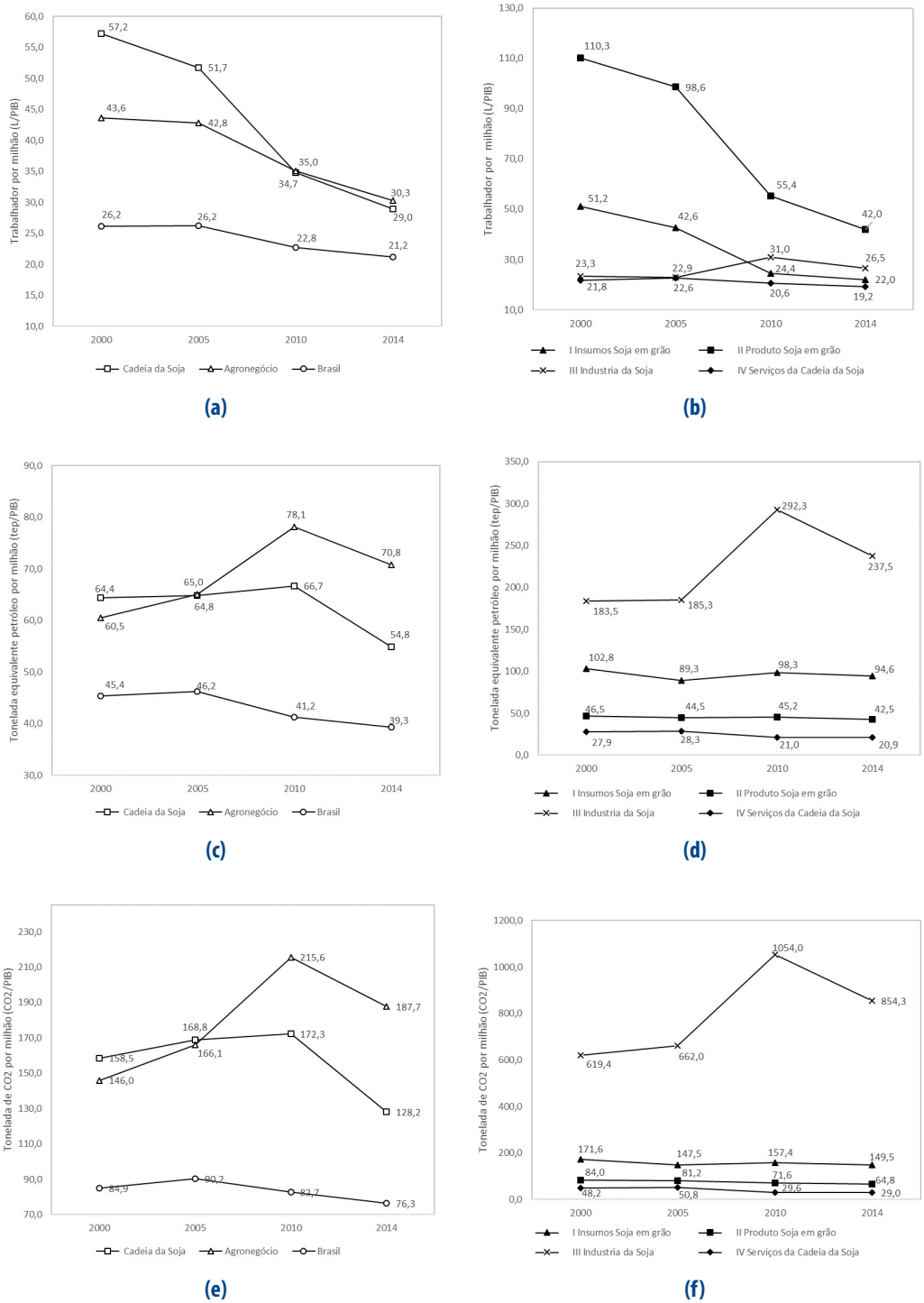
A intensidade de uso da mão de obra, medida pelo coeficiente trabalhador por PIB gerado ($L \div PIB$) mostra, na economia brasileira, no agronegócio e na Cadeia Soja (Figura 7(a)) que houve no período analisado uma redução constante de unidades de trabalhadores por milhões de unidades de renda. Contudo, na Cadeia Soja esse fenômeno de menor uso da mão de obra em suas atividades produtivas é mais intenso do que para o agronegócio como um todo, já que de 57,20 trabalhadores, por cada milhão de reais em 2000, passaram a utilizar somente 29,00 trabalhadores em 2014, ou seja, os ganhos de produtividade reduziram 28,20 trabalhadores por milhão de reais gerado no período. Observa-se ainda que o agronegócio é mais intensivo em mão de obra do que a economia brasileira como um todo que utilizou, em média, somente 21,2 trabalhadores por cada milhão produzido em 2014.

Observando os segmentos da Cadeia Soja (Figura 7(b)) pode atribuir que houve uma inovação tecnológica, com ganhos de produtividade na mão de obra, no segmento de produção de insumos para a soja e, principalmente, com mais intensidade no segmento propriedade rural, visto que, no período de 2000 a 2014, o segmento "antes da porteira" insumos da soja em grão passou de 51,20 para 22,00 trabalhadores por milhão de reais e o segmento "dentro da porteira" produção de soja em grão passou de 110,30 para 42,00 trabalhadores por milhão. Em particular, chama atenção os ganhos de produtividade da mão de obra no produto soja em grão, já que no período reduziu 68,30 trabalhadores por milhão de reais gerado.

Em caminho contrário, a indústria da soja apresentou aumento da intensidade de uso de mão de obra por unidade de renda gerada no período, uma vez que em 2000 utilizava 23,30 trabalhadores por milhão e, em 2014, passou a utilizar 26,50 trabalhadores por milhão, ou seja, teve perda de eficiência na ordem de 3,2 trabalhadores por milhão. Cabe dizer que com o aumento da intensidade do uso do fator trabalho haverá uma perda de produtividade deste fator no segmento da indústria de beneficiamento da soja. Também pode-se dizer que a produtividade costuma ser menor nos setores de trabalho intensivo o que será verificado adiante.

Trata-se de um resultado que difere do contexto da Cadeia Soja, do Agronegócio e do país, sendo que fica registrada a necessidade de se avaliar de forma mais aprofundada as mudanças estruturais ocorridas dentro da indústria da soja. Contudo, o número maior de trabalhador por milhão que equivale à menor produtividade de renda por trabalhador sugere uma mudança estrutural na produção da indústria da soja direcionada para a produção de produtos com menor valor agregado e, portanto, com menor capacidade para a geração de renda por trabalhador. As estatísticas de comércio exterior da MDIC (2015) corroboram essa percepção já que, nas exportações brasileiras do complexo soja do período de 2000 para 2014, a soja em grão registra, na participação total, um aumento relativo de 52,72% para 74,43%, e redução significativa no farelo de 39,78% para 22,38%, bem como no óleo de 7,50% para 3,19%.

A intensidade de uso de energia, medida pelo coeficiente do consumo de energia em tep por milhão de reais ($tep \div PIB$) de 2014 evidência, na Cadeia Soja (54,80 tep), uma



Fonte: Elaborado com base nas Tabelas 1, 2, 3 e 4.

Figura 7. Evolução da intensidade do uso da mão de obra, do consumo energético e das emissões de CO2 por unidade de renda gerada na Cadeia Soja – 2000 a 2014.

menor intensidade no uso de energia do que no Agronegócio (70,80 tep) e maior uso de energia do que na economia brasileira (39,30 tep) (Figura 7(c)). Cabe observar ainda que a intensidade de uso de energia, considerando ano inicial e final, caiu para a Cadeia Soja e para a economia do país ao longo do tempo, mas aumentou para o agronegócio como um todo. Portanto, pode-se afirmar que a Cadeia Soja em relação ao restante da economia é uma atividade que apresenta acelerada expansão da renda com menor uso relativo de energia.

Nesse panorama, conforme a Figura 7(d), o segmento Indústria da soja (237,50 tep) no final do período consolida-se como o de maior intensidade no uso de energia da Cadeia Soja, seguido de longe pelo segmento Insumo da soja em grão (94,60 tep). Contudo, cabe lembrar que em média 92,12% da energia que utiliza a indústria da soja são provenientes de fontes de energia renováveis (Figura 4).

A intensidade de emissão de gases, medida pelos coeficientes de emissões de CO_2 por milhão de reais ($CO_2 \div PIB$) apresentam a mesma hierarquia observada no consumo de energia por milhão de reais ($tep \div PIB$). Entretanto, observa-se que as maiores proporções de emissões pelo consumo de energia localizam-se na indústria da soja, ou seja, trata-se de um segmento que, por unidade monetária, emite CO_2 com maior intensidade no meio ambiente se comparado com os outros segmentos da Cadeia, e inclusive em relação ao Agronegócio e à economia brasileira (figuras 7(e) e 7(f)). Assim, pode-se afirmar que a eficiência do insumo energia e de suas emissões dependem fundamentalmente mais da composição setorial do segmento Indústria da soja do que da trajetória determinada pela renda obtida por cada trabalhador.

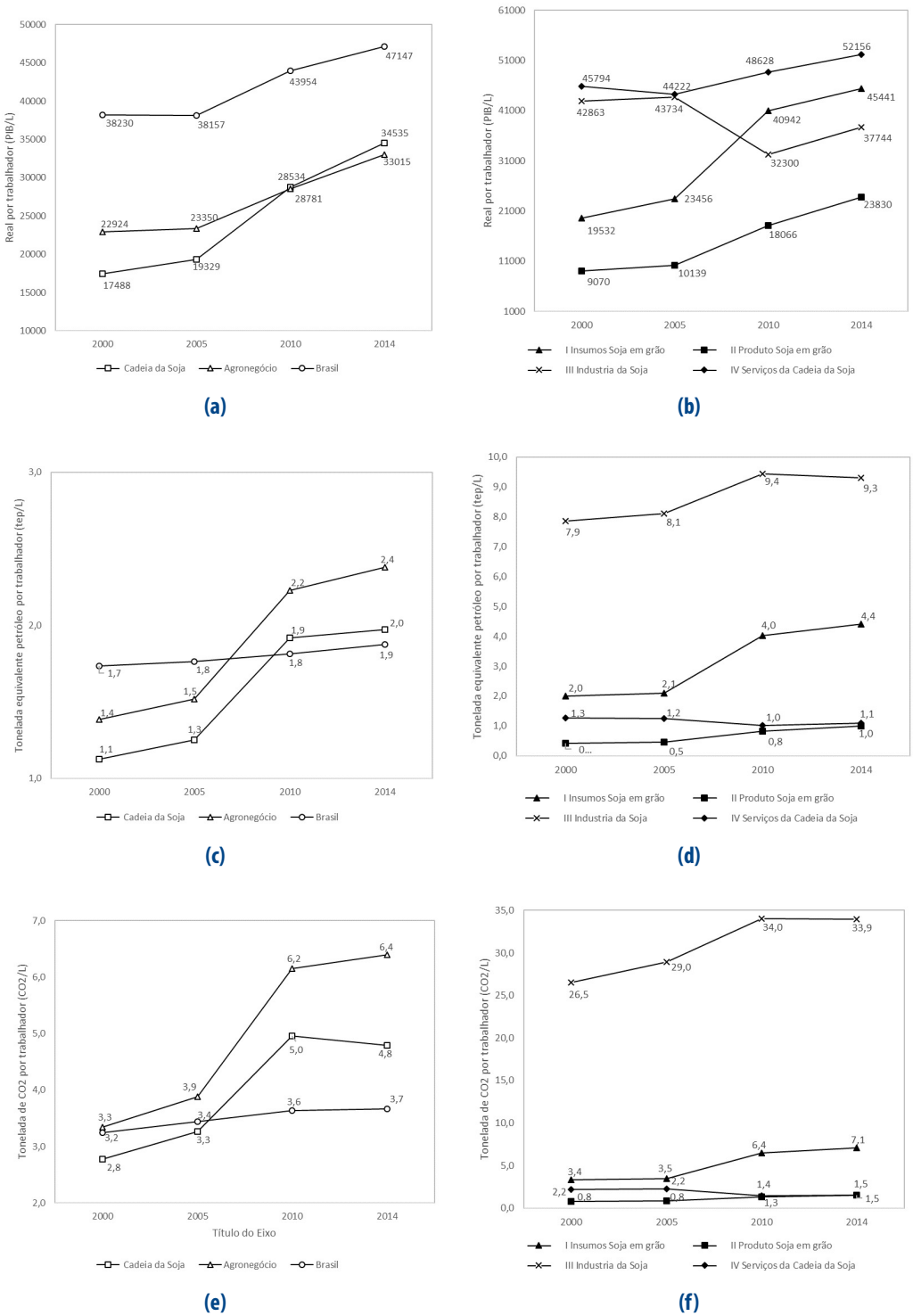
3.5.2 A produtividade da renda, do consumo energético e das emissões de CO_2 por trabalhador

Como era de se esperar, conforme a Figura 8(a), a produtividade do fator trabalho, medido pelo coeficiente da renda gerada por trabalhador ($PIB \div L$) indica na Cadeia Soja que a renda gerada por trabalhador aumentou de R$17.488 em 2000, para R$34.535 em 2014. Em virtude disso, em 2014, a renda gerada na Cadeia Soja (com crescimento de 4,9% ao ano) tornou-se maior que no Agronegócio (R$33.015 com crescimento de 2,6% ao ano) e menor do que no Brasil (R$47.147 com crescimento de 1,5% ao ano).

Da comparação dos diversos segmentos da cadeia soja emergem três tendências na renda gerada por trabalhador no período de 2000 a 2014: a) níveis de produtividade da mão de obra com taxas de crescimento elevadas, sendo que no segmento de insumos da soja em grão foi de 6,0% a.a. passando de R$19.532 para R$45.441 e, no segmento produto soja em grão foi de 6,9% a.a. passando de R$9.070 para R$23.830; b) níveis de produtividade da mão de obra com baixo crescimento no segmento de serviços da Cadeia Soja sendo de apenas 0,9% a.a. passando de R$45.794 para R$52.156; e c) níveis decrescentes de produtividade do fator trabalho no segmento da indústria da soja (−0,9% a.a. passando de R$42.863 para R$37.744).

As tendências da produtividade apresentadas pelo segmento produto soja em grão e serviços no Brasil são observadas, também, por Menezes Filho, Campos, e Komatsu (2014, p.18). Em particular, esse autor afirma que a agropecuária foi aquela cuja produtividade na mão de obra mais cresceu em termos relativos na década de 2000 (4,3% a.a.), enquanto que a produtividade dos serviços, foi quase estável, cresceu somente 0,4% a.a.

Cabe salientar, nesse contexto, que a renda gerada por trabalhador no segmento serviços em 2000 era 5,05 vezes maior do que a renda gerada no produto Soja em grão (R$45.794÷



Fonte: Elaborado com base nas Tabelas 1, 2, 3 e 4.

Figura 8. Evolução da produtividade da renda, do consumo energético e emissões de CO2 por unidade de emprego gerado na Cadeia Soja – 2000 a 2014.

R$9.070 = 5,05), contudo em 2014 essa proporção caiu para 2,19 vezes (R$52.156÷R$23.830 = 2,19), o que indica elevados ganhos de produtividade do fator de produção capital no campo, ou seja, no produto soja em grão. A respeito, a decomposição estrutural do crescimento da produtividade da mão de obra na agropecuária do Brasil, segundo Menezes Filho et al. (2014, p.23), se explica fundamentalmente pelo efeito tecnológico pautado por práticas produtivas intensivas em capital.

Por sua vez, um argumento plausível para explicar a perda de produtividade da mão de obra na indústria da soja pode ser encontrado no aumento da produção de produtos industriais com pouco valor agregado e com maior uso de mão de obra, isto é, o aumento de proporções maiores de produção de farelo de soja ao invés de óleo de soja. A respeito, segundo Rodrigues et al. (2011), as barreiras tarifarias da China e da Europa para a indústria da soja podem ser um dos fatores que prejudicaram a produção de farelo de soja e com mais incidência o óleo de soja no país.

Observando a Figura 8(c), verifica-se que o consumo de energia por trabalhador ($tep \div L$) na economia como um todo vem aumentando lentamente ao longo do tempo, passando de 1,7 tep por trabalhador para 1,9 tep por trabalhador em 2014. Destaca-se que, como visto anteriormente, a intensidade de consumo energético na economia brasileira diminuiu ao longo do tempo, fator positivo para o meio ambiente e do ponto de vista da eficiência deste insumo, e ao mesmo tempo houve um aumento da eficiência dos trabalhadores brasileiros, fator positivo para a criação de riqueza pelo fator trabalho.

Interessante observar que tanto a Cadeia Soja quanto o agronegócio ultrapassaram a economia brasileira quanto ao consumo de energia entre 2005 e 2010. Em particular, na Cadeia Soja passou de 1,1 tep por trabalhador em 2000, para 2,0 tep em 2014.

Observando a Figura 8(d), verifica-se que dos distintos segmentos da Cadeia, o consumo de energia em 2014 apresenta padrões diferenciados. O segmento de serviços prestados para a Cadeia Soja diminuiu ao longo do tempo sendo de 1,1 tep no final do período. Os demais segmentos aumentaram o consumo de energia, justificando a ultrapassagem observada anteriormente sendo que o segmento da indústria de beneficiamento da soja se destaca como o maior consumidor, em virtude de utilizar 9,3 tep por trabalhador, seguido pelos insumos com 4,4 tep e pelo produto soja em grão com 1,0 tep por trabalhador.

Como resultado, as emissões de CO_2 por trabalhador aumentaram consideravelmente na Cadeia Soja e no agronegócio, concentrando-se, significativamente, na indústria da soja por apresentar 33,9 toneladas de CO_2 por trabalhador (figuras 8(e) e 8(f)).

4. Conclusões

O artigo avalia na Cadeia Soja brasileira, dos anos e 2000, 2005, 2010 e 2014, a geração de renda e emprego, bem como suas implicações sobre o consumo de energia e emissões de CO_2 por fonte de energia. Verificou-se que a Cadeia Soja em 2014 responde no agronegócio por 12,70% do PIB, 12,10% dos empregos, 9,80% do consumo de energia e por 8,70% das Emissões de CO_2 decorrentes do consumo de energia.

Em particular, o PIB da Cadeia Soja indica que existe uma mudança estrutural pautada pela expansão relativa do produto soja em grão em detrimento da industrialização e do processamento da soja no período analisado. Em virtude disso, os serviços da indústria vêm perdendo espaço para os serviços da soja em grão, o que permite afirmar que existe uma

constante especialização dos serviços para a exportação com pouco valor agregado. Verificou-se, também, que nos serviços de transportes, o valor agregado além de ser relativamente pequeno, está reduzindo na Cadeia Soja, passando de 2,60% em 2000, para 1,90% em 2014.

Na composição do emprego da Cadeia em estudo, verificou-se no produto soja em grão uma tendência decrescente de empregos, de 71,60% em 2000, para 56,60% em 2014 e, um avanço significativo do segmento serviços da cadeia, passando de 15,20% em 2000, para 29,30% em 2014. No resultado dessas tendências contrarias primou, no período de 2000 a 2014, um saldo positivo de 1.405.937 novos empregos na Cadeia Soja.

Com relação ao consumo energético, verificou-se que o mercado da Cadeia Soja aumentou em 2,68 vezes, passando de 2.651 mil tep em 2000, para 7.120 mil tep em 2014. Entretanto, na Cadeia Soja, em média, 59,05% da energia utilizada no período advém de fontes renováveis, o que permite afirmar que suas emissões tendem a ser, ecologicamente, mais adequadas para o gerenciamento do "efeito estufa" o que facilitará a conciliação do crescimento econômico de alta tecnologia com a preservação do meio ambiente. Cabe salientar, contudo, que o consumo de energia não renovável é majoritário nos segmentos insumos, produto soja em grão e serviços. Ficou, "na verdade", evidente que o grande consumo de energia renovável da Cadeia Soja está impulsionado fortemente pelo segmento Indústria da soja.

Com relação ao indicador físico-econômico, verificou-se uma menor intensidade do uso da mão de obra na cadeia da soja, medida pelo coeficiente trabalhador por PIB gerado ($L \div PIB$) revelando a introdução de inovações tecnológicas com ganhos de produtividade na mão de obra na ordem de 28,20 trabalhadores a menos por milhão de reais. Tal produtividade ocorreu, principalmente, na propriedade rural, ou seja, no produto soja em grão que reduziu 68,30 trabalhadores por milhão de reais gerado. Contudo, verificou-se que a indústria da soja foi o único segmento que teve perda de produtividade na ordem de 3,2 trabalhadores por milhão, o que sugere uma mudança estrutural na indústria da soja direcionada para a produção de produtos com menor valor agregado e, portanto, com menor capacidade para a geração de renda por trabalhador.

A produtividade do trabalhador, medida pelo coeficiente da renda gerada por trabalhador ($PIB \div L$) na cadeia corrobora essa tendência já que evidência níveis crescentes na renda gerada por trabalhador nos serviços da Cadeia Soja, nos insumos soja em grão, no produto soja em grão e níveis decrescentes na indústria da soja. Um argumento plausível para explicar tal fato pode ser encontrado no aumento da produção de produtos industriais com pouco valor agregado, em função das barreiras tarifarias internacionais impostas à indústria da soja brasileira.

O coeficiente do consumo de energia em tep por milhão de reais ($tep \div PIB$) em 2014 consolida a indústria da soja (237,5 tep) como o segmento de maior intensidade no uso de energia da cadeia, seguido de longe pelo insumo soja em grão (94,6 tep). Contudo, cabe lembrar que 92,90% da energia utilizada pela indústria da soja nesse ano são provenientes de fontes de energia renovável. Os coeficientes de emissões de CO_2 por milhão de reais ($CO_2 \div PIB$) apresentam a mesma hierarquia observada no consumo de energia por milhão de reais ($tep \div PIB$).

Por fim, o conjunto de informações geradas permite compreender com mais detalhe as interações das atividades da Cadeia Soja com o meio ambiente, bem como, fornece subsídios para um melhor planejamento energético e de emissões nos próximos anos. Um avanço natural desta pesquisa seria a comparação dos indicadores analisados para diferentes países

de forma a verificar se consumo de energia renovável e a emissão de gases na atmosfera da cadeia de soja são similares ou não.

Referências bibliográficas

Araújo, N. B. d., Wedekin, I., & Pinazza, L. A. (1990). *Complexo agroindustrial: O "agribusiness" brasileiro*. São Paulo: Agroceres.

Brum, D. M. (2013). *A deterioração recente nas transações correntes brasileiras* [Comentário macroeconômico].

Capeletto, G. J., & Moura, G. H. Z. d. (2010). *Balanço Energético do Rio Grande Do Sul – 2010: Ano base 2009* [Séries Históricas RS – 30 anos]. Porto Alegre: Grupo CEEE, Secretaria de Infra-Estrutura e Logística do Rio Grande do Sul. http://www.ceee.com.br/pportal/ceee/archives/BERS2012/Balanco_Energetico_RS_2010-base_2009.pdf

CEPEA. (2013). *Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada – Esalq/USP* [sítio eletrónico]. Acessado em 28 de março de 2013: http//www.cepea.esalq.usp.br

Dall'Agnol, A. (2006). *A Embrapa Soja no contexto do desenvolvimento da soja no Brasil: Histórico e contribuições*. Brasília, DF: Embrapa. http://ainfo.cnptia.embrapa.br/digital/bitstream/item/142568/1/Livro-EmbrapaSoja-desenvolvimento-BR-OL.pdf

Davis, J. H., & Goldberg, R. A. (1957). *A concept of agribusiness*. Boston: Harvard University Press.

Dilson Trennepohl, C. Á. N. P. (2011). A importância da sojicultura para o desenvolvimento da Região Noroeste do Rio Grande do Sul. *Ensaios FEE*, *31*(Número Especial), 741–778. https://revistas.fee.tche.br/index.php/ensaios/article/view/2578

EIA – U.S. Energy Information Administration. (2009, maio). *International energy outlook 2009*. Washington, DC: EIA. https://www.eia.gov/outlooks/archive/ieo09/index.html

EPE – Empresa de Pesquisa Energética. (2015). *Balanço Energético Nacional 2015: Ano base 2014*. Rio de Janeiro, RJ: EPE. http://www.epe.gov.br/pt/publicacoes-dados-abertos/publicacoes/Balanco-Energetico-Nacional-2015

Furtuoso, M. C. O. (1998). *O produto interno bruto do complexo agroindustrial brasileiro* (Tese de Doutorado). Esalq/USP, Piracicaba, SP.

Guilhoto, J. J. M., Furtuoso, M. C. O., & Barros, G. S. d. C. (2000). *Agronegócio na economia brasileira 1994 a 1999* (Relatório de Pesquisa). Piracicaba, Esalq/USP: ESALQ-USP/CEPEA, CNA.

Guilhoto, J. J. M., & Sesso Filho, U. A. (2005). Estimação da matriz insumo-produto a partir de dados preliminares das contas nacionais. *Economia Aplicada*, *9*(2), 277–299.

Guilhoto, J. J. M., & Sesso Filho, U. A. (2010). Estimação da matriz insumo-produto utilizando dados preliminares das contas nacionais: Aplicação e análise de indicadores econômicos para o Brasil em 2005. *Economia & Tecnologia*, *6*(23). http://www.usp.br/nereus/wp-content/uploads/Metodologia-guilhoto-sesso-EA-2010.pdf

IPCC 2006. (2006). *IPCC guidelines for National Greenhouse Gas Inventories* (Vols. 2, Energy) [Prepared by the National Greenhouse Gas Inventories Programme, Eggleston H.S., Buendia L., Miwa K., Ngara T., and Tanabe K. (eds)]. Hayama, Japão. http://www.ipcc-nggip.iges.or.jp/public/2006gl/vol2.html

Lauschner, R. (1993). *Agribusiness, cooperativa e produtor rural*. São Leopoldo: Unisinos.

Leontief, W. W. (1951). *The structure of the Americam economy, 1919–1939: An empirical application of equilibrium analysis* [2º edição ampliada]. New York: Oxford University Press.

Malassis, L. (1969). Analyse du complexe agro-analimentaire d'apres la Comptabilité Nacionale française. *Économies et Societés*, *3*(9), 1667–1687.

MDIC – Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior. (2015). *Estatísticas do Comercio Exterior: Series históricas – 2015.* Acessado em 9 de dezembro de 2016: http://www.mdic.gov.br/index.php/comercio-exterior/estatisticas-de-comercio-exterior/series-historicas

Menezes Filho, N. A., Campos, G. S., & Komatsu, B. K. (2014, agosto). *A evolução da produtividade no Brasil* (Policy Paper Nº 12). São Paulo, SP: Insper/CPP. https://www.insper.edu.br/wp-content/uploads/2018/09/Evolucao-Produtividade-Brasil.pdf

Messa, A. (2014). Metodologias de cálculo da produtividade total dos fatores e da produtividade da mão de obra. *In* F. De Negri & L. R. Cavalcante (Orgs.), *Produtividade no Brasil: Desempenho e determinantes* (pp. 87–109). Brasília: IPEA. http://ipea.gov.br/portal/images/stories/PDFs/livros/livros/produtividade_no_brasil_miolo_cap03.pdf

Montoya, M. A., & Finamore, E. B. (2001). Evolução do PIB do agronegócio brasileiro de 1959 a 1995: Uma estimativa na ótica do valor adicionado. *Revista Teoria e Evidencia Econômica*, *9*(16), 9–24.

Montoya, M. A., & Guilhoto, J. J. M. (2000). O agronegócio brasileiro entre 1959 e 1995: Dimensão econômica, mudança estrutural e tendências [Capítulo 1]. *In* M. A. Montoya & J. L. Parré (Orgs.), *O agronegócio brasileiro no final do século XX: Estrutura produtiva, arquitetura organizacional e tendências* (Vol. 1, pp. 3–32). Passo Fundo, RS: UPF Editora. http://editora.upf.br/index.php/obras-digitalizadas/93-o-agronegocio-brasileiro-no-final-do-seculo-xx

Montoya, M. A., Lopes, R. L., & Guilhoto, J. J. M. (2014). Desagregação setorial do balanço energético nacional a partir dos dados da matriz insumo-produto: Uma avaliação metodológica. *Economia Aplicada*, *18*(3), 379–419. http://dx.doi.org/10.1590/1413-8050/ea463

Montoya, M. A., & Pasqual, C. A. (2015). O uso setorial de energia renovável versus não renovável e as emissões de CO_2 na economia brasileira: Um modelo insumo-produto híbrido para 53 setores. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, *45*(2), 289–335. http://ppe.ipea.gov.br/index.php/ppe/article/view/1627

Montoya, M. A., Pasqual, C. A., Lopes, R. L., & Guilhoto, J. J. M. (2016). Consumo de energia, emissões de CO_2 e a geração de renda e emprego no agronegócio brasileiro: Uma análise insumo-produto. *Economia Aplicada*, *20*(4), 383–412. http://dx.doi.org/10.11606/1413-8050/ea134600

Rodrigues, F. R., Burnquist, H. L., & Costa, C. C. d. (2011). Escalada tarifária e exportações brasileiras da agroindústria do café e da soja. *Revista de Economia e Sociologia Rural*, *49*(2), 295–322. http://dx.doi.org/10.1590/S0103-20032011000200002

RTRS – Associação Internacional para a Soja Responsável. (2016). *Soja e o Cerrado: A joia esquecida do Brasil* [Sumário Executivo]. Acessado em 17 de agosto de 2016: https://d3nehc6yl9qzo4.cloudfront.net/downloads/sumario_executivo_relatorio_soja.pdf

Santos, D. A. d., & Marta, J. M. C. (2014). A Lei Kandir e o desenvolvimento de Mato Grosso: Análise do período 1990–2009. *Revista Brasileira de Gestão e Desenvolvimento Regional*, *10*(1), 206–228. https://www.rbgdr.net/revista/index.php/rbgdr/article/view/1217

Soccoloski, V., & Montoya, M. A. (2017, agosto). Os impactos econômicos da Lei Kandir no Corede Produção – RS: Uma análise sobre as exportações de soja, de 1997 a 2014. *In 55° Congresso da Sociedade Brasileira de Economia e Sociologia Rural (Sober)*, Santa Maria, RS.

r b e
REVISTA BRASILEIRA DE ECONOMIA
DOI 10.5935/0034-7140.20190017
ISSN 1806-9134 (online)
FGV
FUNDAÇÃO GETULIO VARGAS

Uma Nota Sobre o Impacto da Presença de um Idoso Aposentado na Saúde das Famílias no Brasil

Veronica Ines Fernandez Orellano[*]
Júlia Emília dos Santos Neto[†]
Enlinson Henrique Carvalho de Mattos[‡]

Sumário

1. Introdução 371
2. Previdência Social no Brasil 372
3. Estratégica empírica e dados 373
4. Resultados 380
5. Conclusões 384

Palavras-chave
Aposentadoria, saúde da família, regressões com descontinuidade

JEL Codes
H55, I12

Resumo • Abstract

This study analyzes the impact of the presence of a retired elderly on family health. We consider The Special Health Supplement of the National Household Sample Survey (*Suplemento Especial de Saúde da PNAD–IBGE*), conducted on 2008, and the retirement age rule to construct the treatment and control groups, necessary to implement the regression discontinuity design (RDD) methodology. We find evidence that having a retiree in the family improves the perception of family members about their own health conditions and their capacity to perform daily activities, in addition to reducing the incidence of a set of diseases. This positive effect can be explained, at least partially, by the extra time that retired people gain to take care of themselves and their relatives.

1. Introdução

Este estudo tem como objetivo analisar o impacto da presença de um idoso aposentado na saúde dos integrantes da família deste idoso, ou seja, na decisão familiar de alocação de recursos na saúde, buscando também evidências sobre os mecanismos através dos quais ocorre esse possível impacto. Além de prováveis variações de estabilidade e nível de renda, a aposentadoria proporciona, a princípio, maior disponibilidade de tempo por parte do idoso para cuidar de si mesmo e daqueles que o cercam, possivelmente trazendo também mais tranquilidade e oportunidades de lazer e descanso.

Bound e Waidmann (2007) estimaram a magnitude de efeitos diretos da aposentadoria sobre a saúde e encontraram algumas evidências de efeito positivo, pelo menos para os homens. Gorry, Gorry, e Slavov (2015), por sua vez, concluem que a aposentadoria impacta positivamente tanto a saúde quanto o bem-estar, porém esse efeito não é imediato. Para o

[*]Fundação Getulio Vargas, Escola de Economia de São Paulo (FGV/EESP). Rua Itapeva, 474, sala 1005, Bela Vista, São Paulo, SP, CEP 01332-000, Brasil.

[†]Mestre em Economia de Empresas (FGV/EESP). Av. Paulista, 1374 16º andar, Bela Vista, São Paulo, SP, CEP 01310–916, Brasil.

[‡]Fundação Getulio Vargas, Escola de Economia de São Paulo (FGV/EESP). Rua Itapeva, 474, sala 1217, Bela Vista, São Paulo, SP, CEP 01332-000, Brasil.

vfernandezorellano@gmail.com julia_emilia@msn.com enlinson.mattos@fgv.br

This is an open-access article distributed under the terms of the Creative Commons Attribution License.

Recebido em 3 de julho de 2018
Aceitação final em 17 de setembro de 2018

bem-estar ele ocorre nos primeiros quatro anos após a aposentadoria e para a saúde a partir de quatro anos de aposentadoria.

Dentre os estudos desenvolvidos sobre o Brasil, Ponczek (2011) analisa especificamente o impacto de uma alteração na legislação brasileira referente à aposentadoria rural sobre a educação e a saúde dos membros das famílias. Conclui que a mudança na legislação da aposentadoria rural em 1991 teve resultados significativamente positivos sobre a saúde dos residentes com um aposentado do gênero masculino. Mountian, Diaz, Lebrão, e Duarte (2016), por sua vez, investigaram o impacto da aposentadoria na saúde dos idosos na cidade de São Paulo e concluíram que a aposentadoria melhora os indicadores de mobilidade e a saúde dos homens e, portanto, qualquer alteração que for sugerida na legislação voltada à aposentadoria deve ser acompanhada de mudanças no sistema de saúde para evitar o aumento dos gastos neste setor.

Utilizando os dados do Suplemento Especial de Saúde da PNAD de 2008, este estudo adota a metodologia de regressão com descontinuidade (RDD) como principal estratégia de identificação, usando a regra de aposentadoria por idade para determinar pontos de corte (*cutoff points*) e construir grupos de tratamento e controle. Essa estratégia é semelhante às adotadas por Bound e Waidmann (2007) e Ponczek (2011).

Este artigo está organizado em quatro seções, além desta introdução. A seção 2 apresenta as principais normas da aposentadoria no Brasil e a seção 3 apresenta os dados utilizados no desenvolvimento deste trabalho, bem como a estratégia empírica, construção das variáveis e o modelo econométrico proposto. Finalmente, a seção 4 apresenta os resultados e a seção 5 traz as conclusões e considerações finais.

2. Previdência Social no Brasil

No Brasil, o estatuto do idoso define que uma pessoa é caracterizada como *idosa* a partir dos 60 anos e a legislação vigente para a aposentadoria possui três grandes regimes previdenciários: Regime Geral de Previdência Social (RGPS), Regime Próprio dos Servidores Públicos (RPSP), e o Regime Complementar (RG). Os dois primeiros são públicos e possuem regras de elegibilidade diferentes. O RGPS, gerido pelo Instituto Nacional do Seguro Social (INSS), atende apenas os empregados (incluindo domésticos e trabalhadores rurais), empregadores e autônomos do setor privado, que são contribuintes do sistema. A contribuição é compulsória, a aposentadoria pode ser concedida por idade ou tempo de contribuição e o cálculo do benefício é baseado nesses dois fatores, sendo segregado por gênero. Homens podem se aposentar a partir de 65 anos de idade e as mulheres a partir de 60 anos, se estes residirem e atuarem na área urbana. No caso de área rural os homens com 60 anos e as mulheres com 55 anos podem pedir a aposentadoria. O tempo de contribuição é aplicado apenas na área urbana, sendo de 35 anos para os homens e 30 anos para as mulheres e não há idade mínima para efetuar a solicitação de aposentadoria por tempo de contribuição.[1]

[1] A reforma da previdência de 1998 instituiu a regra do fator previdenciário, que na prática é um redutor do valor da aposentadoria por tempo de contribuição (quanto mais cedo a pessoa se aposentar menos irá receber se comparado com a aposentadoria por idade). Em 2015 foi atrelada ao fator previdenciário a regra 85/95 que determina que, no ano que se aposentar o indivíduo deve somar sua idade ao tempo de contribuição. Em 2015, 85 eram os pontos necessários para a não aplicação do fator previdenciário para mulheres (95 para homens). O número de pontos necessários previstos para afastar a aplicação do fator previdenciário começa em 85/95 e evolui a partir de 2017 até 2026, chegando a 90/100. Por fim, os segurados filiados só podem solicitar a aposentadoria por idade após terem feito pelo menos 180 contribuições mensais.

O RPSP é o regime que atende os servidores públicos e é compulsório com teto e subteto definidos na emenda constitucional nº 41/2003. Por esse regime é possível requerer a aposentadoria por idade, sendo 60 anos para homens e 55 anos para mulheres, não tendo a divisão entre região urbana e rural e tendo aposentadoria compulsória aos 70 anos para ambos os sexos. Já o RG é voluntário e sua administração não é do INSS, é privada, ficando as escolhas a critério do cidadão. Tanto os funcionários do setor público quanto privado podem optar por fazê-lo.

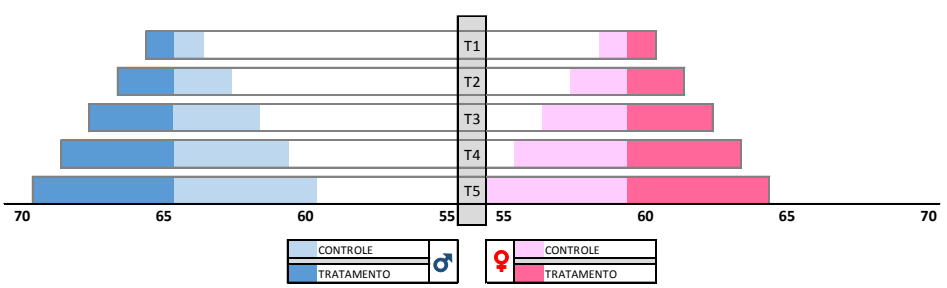
3. Estratégica empírica e dados

Os dados utilizados provêm da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) de 2008, de responsabilidade do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). A PNAD de 2008 inclui a Pesquisa Suplementar de Saúde, que traz informações referentes à utilização de serviços de saúde, indicadores de saúde e mobilidade física dos moradores e sobre a realização de exames preventivos da saúde das mulheres. "Na PNAD (2008) foram pesquisadas 391.868 pessoas em 150.591 unidades domiciliares, distribuídas por todas as Unidades da Federação" (IBGE, Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios 2008).

Para possibilitar a adoção da estratégia empírica a ser apresentada na próxima seção, alguns tratamentos da base de dados foram essenciais. O primeiro tratamento foi a segregação da base total das famílias em aquelas que possuem idosos com idade suficiente para se aposentar (elegíveis) versus as famílias que possuem idosos próximos da idade de se aposentar (quase elegíveis). As famílias que possuem pelo menos um idoso elegível formam o grupo de Tratamento e o grupo de Controle é formado por famílias que possuem apenas idoso(s) próximo(s) da aposentadoria.

A Figura 1 ilustra como foram separados os diferentes grupos de tratamento e controle, visando a estimação de regressões. Conforme já foi destacado, as famílias que possuem pelo menos um idoso com idade para se aposentar (elegíveis) formarão os grupos de *Tratamento*;e os grupos de *Controle* são formados por famílias que possuem idosos próximos da aposentadoria (quase elegíveis). Contudo, a definição do que seria um período suficientemente próximo da idade de aposentadoria é arbitrária. Com isso, as estimações serão feitas considerando diferentes distâncias à idade de aposentadoria, o que gera diferentes sub amostras.

Como pode ser visto no gráfico da Figura 1, cinco definições diferentes de grupos de tratamento e controle foram especificadas inicialmente, gerando cinco sub amostras. Na



Fonte: PNAD (2008).

Figura 1. Cinco grupos de tratamento e controle.

primeira definição (grupo T1), o grupo de tratamento corresponde aos domicílios em que reside um homem idoso com idade de 65 anos ou uma mulher com idade de 60 anos (e nenhum homem ou mulher mais velhos), enquanto o grupo de controle é formado por domicílios em que o residente mais velho é um homem com 64 anos ou uma mulher com 59 anos. Nas demais sub amostras, o grupo dos tratados vai incluindo idosos com idade um pouco maior que a idade mínima para se aposentar, enquanto o grupo de controle, definido por indivíduos com idade menor do que a idade de aposentadoria, vai incluindo indivíduos gradativamente mais jovens, chegando a 60 para homens e 55 para mulheres no grupo 5.[2]

Com base na divisão dos grupos de tratamento e controle descritos na Figura 1, são apresentados na Tabela 1 a quantidade de domicílios incluídos em cada grupo de tratamento/controle (para grupos T1, T2, T3, T4 e T5), bem como sua proporção com relação ao total de domicílios participantes da pesquisa PNAD (2008). Vale destacar que, como a regra de idade utilizada no estudo baseou-se na regra de elegibilidade do RGPS para a área urbana, mantivemos na base apenas os domicílios urbanos.

A Tabela 2 apresenta estatísticas descritivas comparando os domicílios selecionados no grupo T5 (mas incluindo os rurais, que foram excluídos da análise econométrica) com os demais domicílios entrevistados para a PNAD (2008). Em uma primeira análise desta tabela é possível verificar que a sub amostra selecionada para este artigo (considerando a maior – grupo T5) é formada por domicílios com chefes de família mais velhos, com maior renda per capita, maior incidência de doenças crônicas e maior investimento em seguro de saúde em comparação aos demais domicílios entrevistados para a PNAD (2008), diferindo, portanto, em fatores que contribuem para a determinação da alocação da renda na saúde. Portanto, a Tabela 2 revela que os resultados obtidos neste estudo deverão ser considerados

Tabela 1. Quantidade e proporção de domicílios por grupos de tratamento e controle.

			Tratamento		Controle	
Grupo	**Total de domicílios** 150.591		Quantidade absoluta de domicílios	Quantidade relativa de domicílios	Quantidade absoluta de domicílios	Quantidade relativa de domicílios
T1	2.696	1,8%	1.325	0,9%	1.371	0,9%
T2	5.596	3,7%	2.723	1,8%	2.873	1,9%
T3	8.306	5,5%	3.957	2,6%	4.349	2,9%
T4	11.203	7,4%	5.188	3,4%	6.015	4,0%
T5	14.357	9,5%	6.369	4,2%	7.988	5,3%

Fonte: PNAD (2008).

[2]Importante notar que a definição dos grupos é baseada na identificação do integrante mais velho da família, levando em consideração o gênero deste. Isto é, para o grupo 1, por exemplo, primeiramente identifica-se o integrante mais velho da família. Se este tiver 65 anos e for homem, ou se tiver 60 anos e for mulher, o domicílio é selecionado como pertencendo ao grupo de tratamento do grupo T1. Em seguida, dentre os domicílios restantes (não classificados), toma-se novamente o integrante mais velho. Se este for homem e tiver 64 anos, ou se for mulher e tiver 59 anos, o domicílio é selecionado como pertencendo ao grupo de controle do grupo T1. A partir de então o grupo T1 faz parte dos demais grupos e vão sendo acrescentados domicílios gradativamente, dentre aqueles ainda não classificados, observando sempre a idade do integrante mais velho e seu gênero. Desse modo, a classificação do domicílio depende sempre de um só integrante da família, que mais adiante chamaremos de "idoso de referência" do domicílio.

Tabela 2. Comparativo entre grupo T5 e demais domicílios entrevistados pela PNAD 2008.

	Domicílios Grupo T5		Demais domic.	
Variável	Média	Desvio Padrão	Média	Desvio Padrão
Idade Chefe Família	67,38	8,8%	47,5	3,3%
Renda Per Capita	704,5	5,5%	563,3	1,7%
Anos Estudo Chefe	7,0	3,0%	7,5	0,9%
% Urbano	84,7%	0,2%	84,2%	0,1%
% Doenças	34,0%	0,2%	22,5%	0,1%
% Seguro Saúde	25,8%	0,2%	24,8%	0,1%

Fonte: PNAD (2008).

com cautela, uma vez que não se pode afirmar com certeza como a presença de um idoso aposentado afetaria um domicílio só com residentes jovens, sem nenhum integrante que esteja próximo da idade de aposentadoria, pois nas nossas amostras todos os domicílios possuem pelo menos uma pessoa com 55 anos ou mais.

Já para a validação interna dos modelos de RDD, é preciso que, dentro da amostra selecionada, as observações à esquerda e à direita do *cutoff point* tenham características médias iguais. Os modelos de RDD clássicos não incluem controles (apenas a *running variable* e o tratamento). Contudo, nem sempre é possível obter balanceamento da amostra em torno do *cutoff point* com relação a todas às demais características dos indivíduos investigados (domicílios neste caso). Assim sendo, na seção 3.2 serão apresentados alguns testes de validade interna, comparando os domicílios dos grupos de controle e de tratamento no que diz respeito a características observadas que podem afetar indicadores de saúde.

Finalmente, a Tabela 3 apresenta uma breve descrição das 17 variáveis dependentes que foram construídas com base no questionário da PNAD (2008) para verificação do impacto da presença de um idoso aposentado na saúde das famílias no Brasil. Todas as variáveis dependentes correspondem a proporções e são referentes às unidades domiciliares (à família em conjunto). Na sua construção foram consideradas questões ligadas diretamente a indicadores de saúde, além de cuidados com a saúde e percepção de bem-estar e estado geral de saúde.

A organização da Tabela 3 mostra que as 17 variáveis dependentes foram divididas em 6 categorias.

3.1 Modelo Empírico

Ponczek (2011) argumenta que as características não observadas das famílias podem ser correlacionadas não apenas com a renda, mas também com o investimento em educação e saúde. Com isso o autor destaca a importância do uso de um modelo de painel (diferenças em diferenças), mesmo usando a metodologia de regressão com descontinuidade (RDD) e observando apenas domicílios com idosos elegíveis e quase elegíveis. Como o presente estudo não possui dados de painel disponíveis, na próxima subseção será analisada e discutida a necessidade de controlar características observáveis dos domicílios que possam

Tabela 3. Variáveis dependentes utilizadas nas regressões estimadas.

Categoria	Varíavel	Descrição
Auto avaliação do estado de saúde	*p_saude_muitobom*	Proporção de pessoas do domicílio que responderam a auto avaliação de saúde como: muito bom
	p_saude_bom	Proporção de pessoas do domicílio que responderam a auto avaliação de saúde como: bom
	p_saude_regular	Proporção de pessoas do domicílio que responderam a auto avaliação de saúde como: regular
	p_saude_ruim	Proporção de pessoas do domicílio que responderam a auto avaliação de saúde como: ruim
	p_saude_muitoruim	Proporção de pessoas do domicílio que responderam a auto avaliação de saúde como: muito ruim
Saúde da Mulher	*p_exames*	Proporção total de mulheres com idade maior ou igual a 25 anos do domicílio que realizaram o exame preventivo ao câncer de mama
	p_exames_041	Proporção de mulheres com idade entre 25 e 40 anos do domicílio que realizaram o exame preventivo ao câncer de mama
	p_exames_41	Proporção de mulheres com idade maior ou igual a 41 anos do domicílio que realizaram o exame preventivo ao câncer de mama
Atividade habituais	*p_atividades_dom*	Proporção de pessoas do domicílio que nas duas últimas semanas deixaram de realizar quaisquer de suas atividades habituais
	p_atmotivo_dom	Proporção de pessoas do domicílio que nas duas últimas semanas deixaram de realizar quaisquer de suas atividades habituais por motivo de saúde
Doenças Crônicas	*p_doencas_dom*	Proporção de pessoas do domicilio que reportaram possuir alguma doença crônica
Procurou Serviço de Saúde	*p_procuroum_dom*	Proporção de pessoas do domicílio que nas duas últimas semanas procurou algum lugar, serviço ou profissional de saúde para atendimento relacionado à própria saúde
	p_procurou_mpub_dom	Proporção de pessoas do domicílio que nas duas últimas semanas procurou serviço de saúde público
	p_procurou_mpart_dom	Proporção de pessoas do domicílio que nas duas últimas semanas procurou serviço de saúde particular
Necessidade de serviços hospitalares	*p_internacao*	Proporção de pessoas no domicílio que nos 12 últimos meses esteve internado
	p_internacao_pub	Proporção de pessoas no domicílio que nos últimos 12 meses esteve internado em hospital público
	p_internacao_part	Proporção de pessoas no domicílio que nos últimos 12 meses esteve internado em hospital particular

Fonte: Dados do estudo (PNAD).

afetar investimento/cuidados em saúde, de modo a minimizar/eliminar fatores que possam implicar viés nas estimações.[3]

Este estudo usa a estratégia de *intent-to-treat* através da adoção de um modelo RDD cujo *cutoff point*, determinado por idade, separa quase elegíveis de elegíveis. Isso é desejável porque os efetivamente tratados (domicílios com idosos efetivamente aposentados) podem ter características próprias (a decisão de pedir a aposentadoria e o *timing* do pedido podem ser variáveis endógenas), portanto o modelo RDD deve usar uma atribuição de tratamento para a determinação do *cutoff point* decorrente de uma regra exógena. O uso de famílias com idosos elegíveis na construção do grupo dos tratados visa solucionar esse possível problema de endogeneidade.

Em modelos de regressão com descontinuidade, a abordagem mais simples para estimar o efeito marginal médio do tratamento é estimar uma regressão linear local na vizinhança do ponto de corte (*cutoff point*), com a variável dependente (*outcome variable*) sendo regredida sobre a variável de tratamento, um polinômio sobre a variável que determina o ponto de corte (*running variable*) e a interação dessas variáveis. Contudo, como coloca Pustejovsky (2016), na prática é bastante comum a inclusão de covariadas adicionais na regressão linear local.

Para o desenvolvimento do estudo empírico e a identificação causal entre a aposentadoria e os indicadores de saúde familiar, foram realizadas estimações utilizando o seguinte modelo RDD sharp geral:

$$Saude_i = \beta_0 + \beta_1 * tratamento_domicilios_i + f(Id_i) + \beta_2 * controles_i + \mu_i, \qquad (1)$$

em que $Saude_i$ é um indicador de saúde ou cuidados com a saúde do domicílio i; $tratamento_domicilios_i$ é uma variável binária indicando se o domicílio pertence ao grupo dos tratados (valor igual a 1) ou ao grupo de controle (valor igual a 0); $controles_i$ corresponde a um vetor de variáveis de controle do domicílio i, a serem discutidas e apresentadas na próxima subseção; e Id_i é a variável a partir da qual os grupos de tratamento e controle foram construídos (*running variable*[4]). Melhor explicando, todos os domicílios considerados nas regressões têm um residente (com idade igual ou próxima à idade mínima de aposentadoria) cuja idade foi usada para construir os grupos de tratamento e controle, integrante esse que chamaremos de "idoso de referência do domicílio" (ver nota de rodapé 2 na página 374). Se o *idoso de referência do domicílio i* for um homem, a variável Id_i é igual à diferença entre a idade desse idoso e o valor 65. Se o *idoso de referência do domicílio i* for uma mulher, a variável Id_i é igual à diferença entre a idade dessa mulher e o valor 60. Assim sendo, para o grupo T5 (ver Figura 1), Id_i varia de −5 a 4. Finalmente, a função $f(Id_i)$ corresponde a uma função polinomial calculada com a variável Id_i.[5]

Neste ponto vale destacar que, para o grupo T1 (ver Figura 1), Id_i assume apenas dois valores (−1 e 0), ou seja, Id_i corresponde a uma variável binária, assim como a variável de tratamento. Para o grupo T2 (Figura 1) a *running* variable Id_i não é binária, porém assume

[3] Ponczek (2011) também adota a estratégia de *intent-to-treat*, mas utiliza como variáveis de saúde da família a ocorrência de doença na família e a utilização de algum serviço de saúde pública nas duas semanas anteriores à entrevista. Dentre as variáveis utilizadas neste artigo, também serão utilizadas as propostas por Ponczek, porém neste estudo foi possível investigar muitos outros indicadores de saúde (conforme ilustra a Tabela 3).

[4] Como colocam Lee e Lemieux (2010), outros termos, como *assignment variable* ou *forcing variable*, são usados na literatura para designar essa variável. Neste artigo usaremos o termo *running variable*.

[5] Diferentes funções polinomiais serão usadas.

apenas 4 valores (−2, −1, 0 e 1), o que ainda causa problemas de colinearidade em algumas regressões. Por esse motivo os grupos T1 e T2 não foram usados nas regressões.

As variáveis dependentes já foram descritas na Tabela 3 e foram classificadas em seis categorias, mas vale ressaltar alguns detalhes sobre alguns dos indicadores de saúde/cuidados com a saúde. As variáveis da categoria "saúde da mulher" (*p_exames*, *p_exames_041* e *p_exames_41*) correspondem a proporções de mulheres adultas (de diferentes faixas etárias) que realizaram o exame preventivo do câncer de mama. Assim sendo, para essas variáveis foram considerados apenas os domicílios em que reside alguma mulher adulta dentro dessas faixas etárias.

A categoria "doenças crônicas" tem apenas uma variável (p_doenças_dom), que corresponde à proporção de indivíduos da família que tem pelo menos uma doença dentre um conjunto de doenças consideradas como crônicas no questionário (problema na coluna/costas, artrite, reumatismo, câncer, diabetes, bronquite/asma, hipertensão, coração, renal crônica, depressão, tuberculose, tendinite/tenossite e cirrose). Considerou-se a somatória de pessoas com alguma dessas doenças por família e com isso calculou-se a proporção de incidência dessas doenças por família. Apesar de serem consideradas doenças crônicas, vale notar que algumas delas claramente podem ser causadas/agravadas por excesso de trabalho, como problema na coluna/costas e depressão.

A ideia então é estimar a equação (1) para cada variável dependente descrita na Tabela 3, separadamente para três dos cinco grupos ilustrados no Figura 1 (grupos T3 a T5). Para cada grupo T_i, com i variando de 3 a 5, a variável de tratamento, *dom_t_i*(T_i) corresponde a uma variável *dummy* igual a 1 para domicílios em que o "idoso de referência do domicílio" (ver nota de rodapé 2) é um homem com idade entre 65 e $65 + (i - 1)$ anos ou uma mulher com idade entre 60 e $60 + (i - 1)$ anos, e igual a zero para domicílios em que o "idoso de referência do domicílio" é um homem com idade entre $65 - i$ e 64 anos ou uma mulher com idade entre $60 - i$ e 59 anos. Cada variável de tratamento *dom_t_i* foi utilizada para o grupo T_i, composto apenas por domicílios cujo "idoso de referência" tem uma dessas características.

3.2 Validade Interna e variáveis de controle

O modelo empírico deste artigo testa a hipótese de que, na equação (1), o parâmetro β_1 seja positivo e significante para as variáveis ligadas à melhora da saúde e/ou negativo e significante para as variáveis que demonstram a deterioração da saúde. Ou seja, o objetivo é testar se o fato de um residente do domicílio se aposentar melhora a saúde (ou o cuidado com a saúde) da família, em comparação a grupos muito parecidos que se diferenciam apenas pela idade do idoso que está próximo da aposentadoria (*idoso de referência do domicílio* — se elegível ou não elegível).

Espera-se que aqueles domicílios que estão abaixo do *cutoff point* sejam muito similares aos que estão um pouco acima deste. Contudo, o modo como os grupos de tratamento e controle foram construídos tende a gerar uma diferença na proporção de idosos da família à esquerda e à direita do *cutoff point*, em grande parte porque mulheres entre 55 e 59 anos, apesar de estarem próximas da idade de aposentadoria (quase elegíveis) não são classificadas como idosas, passando a ser classificadas como tal só a partir de 60 anos, mas também porque é possível que a presença de um idoso elegível em um domicílio esteja relacionada positivamente à probabilidade de que outro idoso seja residente.

Além disso, também é possível que a forma de construção dos grupos de tratamento e controle esteja relacionada a alguma diferença de expectativa de vida (mesmo que pequena) em torno do *cutoff point*. Isto é, é possível que os domicílios à direita do *cutoff point* representem domicílios com expectativa de vida ligeiramente mais elevada, na média. Isto, por sua vez, pode estar relacionado à renda per capita domiciliar.

Para testar essas hipóteses, algumas variáveis chave, como proporção de idosos no domicílio, renda per capita domiciliar e variáveis de acesso a saneamento (relacionadas à renda per capita e à expectativa de vida), foram analisadas em torno do *cutoff point*. Para isso foram rodadas regressões em que essas variáveis chave foram colocadas como variáveis dependentes numa equação similar à equação (1), porém sem controles adicionais. Isto é, cada uma dessas variáveis foi regredida contra a variável de tratamento e um polinômio linear em Id_i, sem nenhuma variável de controle adicional.

As variáveis testadas são: *p_idoso*, que corresponde ao total de moradores de 60 anos ou mais dividido pelo número de moradores do domicílio, isto é, a proporção de idosos do domicílio; *renda*, que corresponde à Renda per capita do domicílio medida em reais (2008); *lixo*, que é uma variável dummy indicando se o domicílio possui coleta de lixo; *esgoto*, variável dummy indicando se o domicílio possui tratamento de esgoto; e finalmente *agua*, variável dummy indicando se o domicílio possui água encanada.

Os resultados para o grupo T5 podem ser vistos na Tabela 4.[6]

Conforme esperado, os resultados indicam que os domicílios tratados (à direita do *cutoff point*) têm uma proporção maior de integrantes idosos e, além disso, esses domicílios têm maior renda per capita. A diferença de renda per capita pode ser relacionada ao fato desses domicílios apresentarem, possivelmente, uma expectativa de vida ligeiramente maior na média, ou então pode decorrer justamente do fato desses domicílios terem aposentados como residentes.[7] No que se refere às variáveis de saneamento, os domicílios à esquerda e à direita do *cutoff point* são semelhantes com relação à coleta de lixo e tratamento de esgoto, mas os tratados têm uma proporção ligeiramente maior de domicílios que contam com abastecimento de água.

Tabela 4. Testes de Validade Interna.

Variável	Coeficiente associado ao tratamento
p_idoso (proporção de idosos)	0,2528***
renda (renda per capita domiciliar)	273,44***
lixo (coleta de lixo)	0,0084
esgoto (tratamento de esgoto)	0,00375
agua (abastecimento de água)	0,0221***

*** $p < 0{,}01$; ** $p < 0{,}05$; * $p < 0{,}1$.

[6] Qs resultados são semelhantes para os demais grupos.

[7] Contudo, vale ressaltar que não se sabe ao certo qual o efeito da aposentadoria sobre a renda do aposentado e de sua família, pois pode ocorrer tanto uma queda dos rendimentos quanto um aumento, se o aposentado continuar trabalhando.

Dados esses resultados, todas as regressões serão estimadas primeiramente incluindo a proporção de idosos como variável de controle e, em seguida, incluindo também como controles a renda per capita e as variáveis de saneamento.

A inclusão da renda per capita como uma variável de controle nas regressões tem a vantagem de contribuir para a análise dos mecanismos através dos quais a aposentadoria pode afetar a saúde da família. Com o controle da renda per capita, saberemos que qualquer possível efeito encontrado da aposentadoria sobre a saúde familiar não terá sido causado por variações de renda e sim por outros canais.

3.3 Canais de relação entre aposentadoria e saúde

Uma vez controlado o possível efeito de variações de renda sobre a saúde da família, a pergunta que surge é: quais são os mecanismos a partir dos quais a aposentadoria de um idoso poderia ter impacto sobre a saúde dos membros de sua família? Para buscar evidências sobre essa questão, este estudo analisará duas variáveis.

Conforme já foi colocado na introdução deste artigo, além de possíveis variações de nível e estabilidade de renda, a aposentadoria proporciona, a princípio, maior disponibilidade de tempo por parte do idoso para cuidar de si mesmo e daqueles que o cercam, possivelmente trazendo também mais tranquilidade e oportunidades de lazer e descanso. Essas mudanças podem afetar as decisões de alocação de recursos (pecuniários e não pecuniários) entre os membros da família.

Assim sendo, a primeira variável a ser investigada será o número de horas semanais de trabalho do *idoso de referência* do domicílio. Isto é, o número de horas por semana que o *idoso de referência* do domicílio declarou trabalhar por semana (em média), na semana de referência da entrevista da PNAD (*horas_trab*). Com a aposentadoria espera-se que o idoso (aquele com idade elegível) deixe de trabalhar, ou ao menos reduza significativamente suas horas de trabalho, provocando com isso alterações na dinâmica familiar. Assim sendo, a ideia é verificar se esse pressuposto de redução de horas de trabalho é verdadeiro, e para isso será estimada uma regressão usando um modelo RDD semelhante ao da equação (1), porém usando a variável *horas_trab* como variável dependente. Espera-se uma queda significativa no valor dessa variável à direita do *cutoff point*.

A outra variável a ser investigada é o investimento da família em seguro de saúde particular, medido pela proporção de pessoas do domicílio cobertas por seguro de saúde particular (*p_seguro_saúde_part*). Considerando o ato de pagar seguro saúde como um investimento, a ideia é investigar se essa decisão de investimento é influenciada pela aposentadoria e com isso avaliar se esta poderia ser um dos mecanismos pelos quais a aposentadoria poderia influenciar as condições de saúde da família. Para isso utilizou-se a mesma estratégia empírica adotada para a variável *horas_trab*.

4. Resultados

Esta seção apresenta os resultados das regressões estimadas com base na estratégia empírica apresentada na seção anterior, primeiramente buscando avaliar o impacto da aposentadoria de um idoso sobre alguns indicadores de saúde da família e, em seguida, buscando investigar alguns possíveis mecanismos que poderiam explicar tal impacto.

4.1 Efeito da aposentadoria em indicadores de saúde do domicílio

O modelo (1) apresentado na seção 3.1 foi estimado utilizando polinômio linear e quadrático sobre a *running variable* (Id_i) e diferentes funções *kernel*: uniforme, triangular e parabólica (Epanechnicov), que são as três funções *kernel* disponíveis como opções no comando `rdrobust` do software utilizado (Stata). Os resultados obtidos para os diferentes graus de polinômio e diferentes funções *kernel* foram sempre os mesmos no que diz respeito ao sinal dos parâmetros estimados e quase sempre iguais com relação ao nível de significância estatística, sendo estes parâmetros também bastante semelhantes em magnitude. Ao usar o comando `rdrobust`, a largura dos intervalos à esquerda e à direita do *cutoff point* (*bandwidths*) foi especificada de acordo com o grupo utilizado na regressão (*dom_T_3* a *dom_T_5*, ver Figura 1).

Para cada grau de polinômio/*kernel function*/grupo, foram estimadas duas regressões para cada uma das 17 variáveis dependentes de saúde (Tabela 3), conforme apresentado no modelo (1), totalizando 34 (duas vezes 17) regressões para cada um dos grupos/grau de polinômio/*kernel function*. As primeiras 17 regressões de cada grupo/grau de polinômio/*kernel function* incluem apenas a proporção de idosos no domicílio (*p_idoso*) como variável de controle, e as outras 17 incluem também a renda per capita e as variáveis de saneamento[8] (*renda*, *lixo*, *esgoto* e *agua*). Isso resultou finalmente em 204 ($2 \times 34 \times 3$) regressões para cada uma das três funções *kernel*.

Na Tabela 5 são apresentados os resultados para as regressões com polinômio linear e função *kernel* uniforme. Os resultados para as regressões com polinômio quadrático e para polinômio linear com funções *kernel* triangular e parabólica (Epanechnicov) podem ser solicitados aos autores.[9]

Como podemos observar na Tabela 5, para a primeira categoria de variáveis dependentes, *auto avaliação de saúde*, temos que nos domicílios do grupo de tratamento (com idosos elegíveis para a aposentadoria) os moradores consideram que seu estado geral de saúde é melhor em comparação com os moradores de domicílios do grupo de controle (quase elegíveis). Em todas essas regressões observamos que no grupo de tratamento há uma maior proporção de pessoas que auto avaliaram sua saúde como muito boa ou boa, e uma menor proporção de pessoas que auto avaliaram seu estado de saúde como regular, ruim ou muito ruim. O efeito foi estatisticamente significativo a 1%, com exceção apenas de duas regressões associadas à proporção de pessoas que auto avaliaram sua saúde como boa.

Além disso, ao observarmos a terceira categoria (*atividades habituais*) e a quarta (*doenças crônicas*), temos que todos os parâmetros estimados são negativos e significantes a 1%. Isto quer dizer que para os domicílios que possuem idosos elegíveis temos uma proporção menor de pessoas que deixaram de realizar alguma atividade habitual e também uma proporção menor de pessoas que deixaram de realizar alguma atividade habitual por motivo de doença, além de observarmos uma proporção menor de pessoas que declararam

[8] Também foram estimadas regressões incluindo outras variáveis de controle, como idade e anos de estudo do chefe da família e *dummies* de região geográfica. Os resultados foram os mesmos: mesmo sinal e significância estatística dos coeficientes e magnitude semelhante. Os resultados podem ser solicitados aos autores.

[9] Usando polinômio linear e função *kernel* triangular ou parabólica (Epanechnicov), algumas regressões referentes ao grupo 3 (T3) com apenas uma variável de controle (*p_idosos*) não foram estimadas porque apresentaram problemas de invertibilidade da matriz de variância e covariância. Aconteceu o mesmo nas regressões com polinômio quadrático e função *kernel* triangular ou parabólica (Epanechnicov) para os grupos 3 e 4 (T3 e T4).

Tabela 5. Resultados Regressões RDD 00 Polinômio linear e *Uniform Kernel function*.

		Grupos (T3 a T5)					
Categoria	**Variável Dependente**	*dom_t_3*	*dom_t_3*	*dom_t_4*	*dom_t_4*	*dom_t_5*	*dom_t_5*
1	*p_saude_muitobom*	0,0520***	0,0511***	0,0414***	0,0384***	0,0370***	0,0296***
	p_saude_bom	0,0127	0,0113	0,0257***	0,0230***	0,0424***	0,0470***
	p_saude_regular	−0,0423***	−0,0423***	−0,0424***	−0,0442***	−0,0508***	−0,0514***
	p_saude_ruim	−0,0158***	−0,0158***	−0,0138***	−0,0177***	−0,0226***	−0,0199***
	p_saude_muitoruim	−0,0070***	−0,0070***	−0,0062***	−0,0044***	−0,0060***	−0,0052***
2	*p_exames*	0,0331	0,0328	0,0564	0,023	0,0508*	0,0322
	p_exames_041	0,0801***	0,0656	0,0603	0,016	0,0525	0,0359
	p_exames_41	0,0632	−0,0715**	−0,0532	−0,0768**	−0,0581**	−0,0759***
3	*p_atividades_dom*	−0,0316***	−0,0294***	−0,0318***	−0,0185***	−0,0191***	−0,0168***
	p_atmotivo_dom	−0,0272***	−0,0257***	−0,0274***	−0,0175***	−0,0204***	−0,0188***
4	*p_doencas_dom*	−0,0732***	−0,0703***	−0,0775***	−0,0691***	−0,0671***	−0,0681***
5	*p_procuroum_dom*	−0,0029	−0,0043	0,0002	−0,0028	−0,0106**	−0,0096*
	p_procurou_mpub_dom	−0,0032	−0,0016	−0,0006	−0,0023	−0,0100**	−0,0068*
	p_procurou_mpart_dom	0,0008	−0,0022	0,0018	−0,0009	−0,0003	−0,0027
6	*p_internacao*	−0,0021	−0,0018	−0,0037	−0,0074*	−0,0054*	−0,0056*
	p_internacao_pub	−0,0005	−0,0007	−0,002	−0,0047	−0,0035	−0,0034
	p_internacao_part	−0,0017	−0,0014	−0,0018	−0,0029	−0,0019	−0,0025
Variáveis de Controle							
p_idoso (% de idosos no domic.)		Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
variáveis de saneamento		Não	Sim	Não	Sim	Não	Sim

*** $p < 0{,}01$; ** $p < 0{,}05$; * $p < 0{,}1$.

ser portadoras de alguma das doenças consideradas crônicas no questionário da PNAD (ver descrição da variável *p_doencas_dom* na seção 3.1).

De um modo geral, para os demais indicadores de saúde da família não foram encontrados efeitos significativos para a presença de um idoso aposentado. Porém, para algumas das regressões referentes aos grupos T4 e T5, observa-se que nos domicílios do grupo de tratamento os indivíduos procuraram menos os serviços de saúde, tanto de internação quanto outros serviços, principalmente no setor público (serviços como um todo ou somente o público). Contudo, o nível de significância dos parâmetros nessas regressões nunca é maior que 5%, sendo de 10% na maioria dos casos.

Por fim, no que se refere aos indicadores de *saúde da mulher* (categoria 2), em geral não foram encontrados efeitos significantes. Em apenas duas regressões observa-se uma proporção significativamente maior de mulheres (acima de 25 anos ou entre 25 e 40) que realizaram o exame preventivo do câncer de mama. Por outro lado, para quatro regressões referentes à proporção de mulheres com idade superior a 40 (*p_exames_041*), observa-se, no grupo de tratamento, que uma proporção significativamente menor dessas mulheres declara ter realizado o exame preventivo. Este último é o único resultado encontrado que foi contrário ao esperado, com a presença de um idoso elegível tendo impacto negativo em um indicador que mede cuidados preventivos com a saúde. Mas vale ressaltar que para essas regressões a amostra é menor do que para as demais, pois só são considerados os domicílios que tinham pelo menos uma mulher com idade superior a 40 anos.

De um modo geral, pode-se dizer com segurança que o fato de um domicílio ter um idoso aposentado afeta de modo positivo e significativo a avaliação que a família tem de sua condição de saúde e de sua capacidade de realizar atividades habituais, seja por motivo de doença ou não. Além disso, a presença de um aposentado tem o efeito de reduzir a proporção de pessoas da família que declaram ter alguma das doenças consideradas crônicas no questionário da PNAD.[10]

4.2 Análise dos canais de relação entre aposentadoria e saúde da família

Nesta subseção são apresentados os resultados da análise (descrita na seção 3.3) sobre os mecanismos a partir dos quais a aposentadoria de um idoso poderia ter impacto sobre a saúde dos membros de sua família.

Conforme explicado na seção 3.3, para buscar evidências sobre essa questão este estudo analisou duas variáveis: número de horas por semana que o *idoso de referência* do domicílio declarou trabalhar (em média) na semana de referência da entrevista da PNAD (*horas_trab*); e proporção de pessoas do domicílio cobertas por seguro de saúde particular (*p_seguro_saúde_part*). Foram estimadas regressões usando um modelo RDD semelhante ao da equação (1), porém usando as duas variáveis citadas acima como variáveis dependentes.

A Tabela 6 apresenta os resultados dessas regressões para os grupos T3 a T5 e para as formas funcionais uniforme e triangular.[11] Em todas as regressões foram incluídas as variáveis *p_idoso*, *renda* e as variáveis de saneamento (*lixo*, *esgoto* e *agua*) como controles.

Os resultados da Tabela 6 corroboram fortemente a hipótese de que com a aposentadoria o idoso reduz fortemente o número de horas semanais de trabalho, uma vez que todos os coeficientes estimados para a variável *horas_trab* são negativos e significativos a 1%, o que já era esperado. Não parece ser surpresa o fato de observamos mais tempo de lazer para os aposentados e consequente aumento de seu bem-estar. O que torna o resultado interessante é que a família como um todo apresenta melhora em seu bem-estar. Com isso, ganha força a ideia de que um dos mecanismos a partir dos quais a aposentadoria de um idoso se relaciona

Tabela 6. Resultados Regressões com variáveis dependentes *horas_trab* e *p_seguro_saude_part*.

	Grupos (T3 a T5)					
Variável Dependente	*dom_t_3*	*dom_t_3*	*dom_t_4*	*dom_t_4*	*dom_t_5*	*dom_t_5*
p_horas_trab	-51,262***	–	-52,737***	-48,594***	-50,021***	-50,241***
p_seguro_saúde_part	-0,0086	–	-0,0060	-0,0038	-0,0087	-0,0110
Kernel Function	Uniforme	Triangular	Uniforme	Triangular	Uniforme	Triangular

*** $p < 0{,}01$; ** $p < 0{,}05$; * $p < 0{,}1$.

[10] Foram construídos gráficos plotando as variáveis dependentes (indicadores de saúde) sobre a *running variable* e ilustrando o ajuste de um polinômio do primeiro grau de cada lado do *cutoff point*. Esses gráficos fornecem evidência visual da descontinuidade de cada variável dependente à esquerda e à direita do *cutoff point*, quando controladas as variáveis *p_idoso*, renda per capita e de saneamento. De um modo geral, as variáveis para as quais é possível visualizar uma quebra (ou salto descontínuo) no *cutoff point* são justamente as variáveis para as quais foram encontrados efeitos significativos do tratamento.

[11] Também foram estimadas regressões usando a forma funcional parabólica e foram obtidos os mesmos resultados, que podem ser solicitados aos autores.

positivamente com a saúde familiar pode ser o maior tempo disponível deste idoso, que pode ser dedicado a diversos cuidados com o bem-estar e saúde de seus familiares.

Por outro lado, constatamos que o investimento em seguro de saúde privado não é um canal a partir do qual a aposentadoria influencia positivamente a saúde da família, dado que os coeficientes estimados para a variável *p_seguro_saúde_part* não foram estatisticamente significativos.

5. Conclusões

A partir da utilização dos dados da PNAD (2008), que inclui um suplemento especial de saúde, o presente estudo analisou empiricamente o impacto da presença de um idoso aposentado na saúde dos integrantes da família do idoso. Para isso foram estimadas regressões a partir do modelo de regressão com descontinuidade (RDD), usando a regra de aposentadoria por idade para determinar pontos de corte (*cutoff points*) e construir os grupos de tratamento e controle.

Foram encontradas evidências robustas de que ter um idoso aposentado na família melhora alguns indicadores ligados à saúde, especialmente os indicadores que dizem respeito à auto avaliação de saúde e à percepção que os membros da família têm da própria capacidade de realizar atividades habituais. Além disso, a presença de um aposentado reduz a incidência na família de um conjunto de doenças.

Também foi observado que a aposentadoria reduz consideravelmente as horas de trabalho semanais do idoso, dando suporte à ideia de que um dos mecanismos a partir dos quais a aposentadoria de um idoso se relaciona positivamente com a saúde familiar deve ser o maior tempo disponível deste idoso, de forma direta. Este tempo adicional pode ser dedicado a diversos cuidados com o seu bem-estar e de seus familiares, já que observamos uma melhora significativa em indicadores de saúde e bem-estar de toda a família.

Referências bibliográficas

Bound, J., & Waidmann, T. (2007, outubro). *Estimating the health effects of retirement* (Working Paper Nº 2007-268). University of Michigan Retirement Research Center. http://hdl.handle.net/2027.42/57430

Gorry, A., Gorry, D., & Slavov, S. (2015, julho). *Does retirement improve health and life satisfaction?* (Working Paper Nº 21326). National Bureau of Economic Research (NBER). http://dx.doi.org/10.3386/w21326

Lee, D., & Lemieux, T. (2010). Regression discontinuity designs in economics. *Journal of Economic Literature*, *48*(2), 281–355. http://dx.doi.org/10.1257/jel.48.2.281

Mountian, A. G., Diaz, M. D. M., Lebrão, M. L., & Duarte, Y. A. d. O. (2016, dezembro). Os efeitos da aposentadoria na saúde dos idosos de São Paulo. *In 44°Encontro Nacional de Economia*. https://www.anpec.org.br/encontro/2016/submissao/files_I/i12-b78dc4f37f7082f7c55dfa801ed39bb2.pdf

Ponczek, V. (2011). Income and bargaining effects on education and health in Brazil. *Journal of Development Economics*, *94*(2), 242–253. http://dx.doi.org/10.1016/j.jdeveco.2010.01.011

Pustejovsky, J. E. (2016). *Regression discontinuities with covariate interactions in the rdd package.* https://www.jepusto.com/rdd-interactions/

r b e
REVISTA BRASILEIRA DE ECONOMIA
DOI 10.5935/0034-7140.20190018
ISSN 1806-9134 (online)
FGV
FUNDAÇÃO GETULIO VARGAS

Efeito da Formação Docente Sobre Proficiência no Início do Ensino Fundamental*

Geraldo Andrade da Silva Filho†

Sumário

1. Introdução 385
2. Modelo Empírico e Método de Estimação 388
3. Base de dados 391
4. Resultados 396
5. Considerações Finais 405
Apêndice. 410

Palavras-chave
Modelo de valor adicionado, formação docente, qualidade do professor, primeiro ciclo do ensino fundamental

JEL Codes
I21, I24, C13

Resumo · Abstract

The effects of teacher education on public school students' performance are assessed through a value-added model that deals with endogeneity. No statistically significant effects of higher education were found on students' proficiency. However, students who had teachers with major in Mathematics showed an average gain in proficiency in Mathematics of about 4 points on the SAEB scale (7% of σ) higher than students who had teachers without higher education. On the other hand, the effect of teachers who have major in Languages was lower, with an average proficiency gain in Mathematics of about 14 points (2,6% of σ).

1. Introdução

Há consenso de que a qualidade docente importa bastante para o sucesso escolar de seus alunos (Hanushek, Kain, O'Brien, & Rivkin, 2005; Rivkin, Hanushek, & Kain, 2005; Rockoff, 2004), especialmente os alunos de baixo desempenho, e também para seu sucesso ao longo da vida no mercado de trabalho (Chetty, Friedman, & Rockoff, 2014a, 2014b). No entanto, os determinantes da qualidade docente não são consensuais entre os participantes desse debate. Estudos indicam que a qualidade do professor não é tanto explicada por características observáveis, tais como experiência e escolaridade, mas principalmente por características geralmente não observadas pelos analistas (Aaronson, Barrow, & Sander, 2007; Hanushek, 1986; Hanushek & Rivkin, 2006, 2010; Kane, Rockoff, & Staiger, 2008). Com relação às características observáveis do professor, parte da literatura aponta a experiência e o conhecimento específico sobre o conteúdo da disciplina que leciona como fatores com relativa importância para explicar a variabilidade de aprendizagem entre os alunos.[1]

*O Autor agradece a Luiz Scorzafave, Guilherme Hirata, Ana Carolina Zoghbi, Joana Costa, Maria Regina Carvalho e demais participantes dos seminários no IPEA, Inep, UCB e Anpec 2017 por comentários e sugestões.

†Especialista em Políticas Públicas e Gestão Governamental em exercício no Instituto de Estudos e Pesquisas Educacionais Anísio Teixeira – INEP. SQN 105, Bloco C, apto 305, Brasília, DF, CEP 70735-030, Brasil.

geraldo.asf@gmail.com

[1]Metzler e Woessmann (2012) afirmam que um dos poucos atributos dos professores que estão correlacionados com o desempenho de seus alunos são suas competências acadêmicas, medidas pelo desempenho em testes padronizados.

This is an open-access article distributed under the terms of the Creative Commons Attribution License.

Recebido em 1º de janeiro de 2018
Aceitação final em 14 de agosto de 2018

Especificamente quanto à contribuição da escolaridade do professor sobre o desempenho de seus alunos, os resultados das pesquisas são mistos: alguns estudos mostram que a escolaridade adicional do professor tem uma correlação positiva com o desempenho do aluno, mas outros encontram uma relação negativa, com poucos estudos inferindo causalidade entre escolaridade do docente e desempenho escolar.[2]

Evidências de efeitos devidos à formação inicial específica do professor são escassas. Em países ou regiões em que a promoção da formação docente ainda é um desafio, estudar os efeitos da formação específica do docente é relevante. Neste artigo, estimam-se os impactos de professores do 4º e 5º anos do ensino fundamental (EF), com curso superior e com formação inicial específica, sobre a proficiência acumulada entre o final do 3º ano e o final do 5º ano.

Revisões da literatura apontam que: (i) as evidências dos efeitos da formação e da certificação de professores é inconclusiva, com exceção da área de Matemática, em que estudantes do ensino médio apresentam desempenho superior quando tiveram professores com certificação e/ou com diploma em Matemática; e (ii) estudantes tendem a aprender mais com docentes de maior habilidade, que apresentaram melhor desempenho em exames padronizados e que obtiveram diploma em universidades mais seletivas (Coenen, Groot, van den Brink, & Van Klaveren, 2016; Goe, 2007; Wayne & Youngs, 2003).

Goldhaber e Brewer (1997) verificaram que a escolaridade do professor não é geralmente associada ao aumento da aprendizagem dos alunos do oitavo ao décimo ano, mas ter formação em Matemática e Ciências para os professores de matemática e ciências, respectivamente, eleva o desempenho dos alunos nessas disciplinas. Esses resultados não foram encontrados para professores de inglês ou história. Diante desses resultados os autores concluem que é a formação específica do docente e não sua qualidade em geral que explica o diferencial dos alunos em Matemática e Ciências.

Entretanto, Dee e Cohodes (2008) apontam para a possibilidade de os estudos que encontraram efeito da formação específica do docente terem obtido resultados enviesados pela alocação não aleatória de estudantes a professores. Nye, Konstantopoulos, e Hedges (2004) exploram experimento aleatório no Tennessee, em que alunos e professores foram sorteados, e encontraram efeitos dos professores semelhantes ao anteriormente encontrados na literatura, porém maiores para a disciplina Matemática do que em leitura. Mas Nye et al. (2004) não investigam o efeito da formação específica do docente. Apesar de não termos experimento aleatório a explorar, neste artigo, aproveita-se do contexto das escolas públicas brasileiras, caracterizado frequentemente pela diversidade de formação de docentes intra-escola e de alocação quase aleatória de professores entre turmas em parte das escolas. Assim, emprega-se metodologia destinada a evitar o viés de alocação não aleatória de docentes aos estudantes.

A primeira contribuição do presente artigo é, ao se aproveitar desse contexto de diversidade de formações docentes intra-escola, fornecer, na ausência de experimento aleatório, um bom teste para o efeito da formação docente sobre o desempenho escolar ao longo do 4º e 5º anos do ensino fundamental (EF), suprindo lacuna na literatura brasileira no que se refere à investigação sobre o efeito da escolaridade e da formação específica do

[2] Greenwald, Hedges, e Laine (1996) e Hanushek (1986) empreenderam meta-análises de estudos publicados a respeito, com resultados mistos.

professor sobre a proficiência escolar e fornecendo evidências para auxiliar a formulação e condução de política pública.

Por meio de modelo de valor adicionado com efeitos fixos de escolas, este artigo estima o valor adicionado em termos de aprendizado de alunos em Matemática e Língua Portuguesa pelos docentes de escolas públicas que possuem formação inicial de nível superior. Estima também o efeito da formação superior específica do docente. Para contornar o problema da atribuição não aleatória de docentes às turmas dentro das escolas, testamos a robustez dos resultados com amostra restrita a escolas em que o diretor informou existir alocação aleatória ou quase aleatória.

No contexto brasileiro, Moriconi (2012), usando um modelo de valor adicionado para o município de São Paulo, concluiu que a variação da efetividade do professor explica em torno de 9% da variabilidade de notas entre alunos, em menor grau que a variabilidade das características socioeconômicas (15%), mas em maior grau que a variabilidade das características das escolas (5%). A autora estimou que a efetividade um desvio padrão (σ) maior poderia elevar as notas nos testes entre 0,062 e 0,31σ em Português, e entre 0,049 e 0,308σ em Matemática. Corroborando os achados da literatura internacional, Guimarães (2014) encontraram evidências de que os professores com mais conhecimento do conteúdo de Matemática têm maior impacto sobre resultados dos testes de seus alunos nessa disciplina, um efeito que é ainda mais intenso no nível da escola. Fernandes (2013) também corroborou a conclusão acerca da relevância do conhecimento do professor sobre o conteúdo da disciplina que leciona para explicar o desempenho dos alunos do município de São Paulo. Adicionalmente, a principal conclusão deste autor foi a de que as habilidades didáticas dos professores são o fator mais importante para explicar o desempenho de seus alunos.

Apesar de não termos conhecimento de estudo que investigue, no contexto brasileiro, as conclusões de Goldhaber e Brewer (1997), no âmbito das políticas públicas, a meta 15 do Plano Nacional de Educação 2014–2024 (PNE 2014–2024) prevê que "[...] todos os professores e as professoras da educação básica possuam formação específica de nível superior, obtida em curso de licenciatura na área de conhecimento em que atuam" (Brasil, 2014). Refletindo essa preocupação e diretriz de política, os governos brasileiros nas esferas federal, estadual e municipal possuem programas de estímulo à formação em licenciaturas e Pedagogia de professores que atuam nas redes públicas de ensino.[3]

Para os anos iniciais do EF exige-se dos atuais ingressantes na carreira docente a formação específica em Pedagogia e, dos já docentes, que busquem essa formação. Os resultados obtidos nesse artigo, ao contrário do que se esperaria, não indicam que pedagogos sejam mais efetivos, sob o ponto de vista estritamente da proficiência escolar em Matemática e Língua Portuguesa, em agregar conhecimento a seus alunos nos últimos dois anos da etapa inicial do EF. Encontrou-se que apenas os docentes com formação específica em Matemática ou Letras agregam mais valor aos seus alunos em Matemática do que estudantes que tiveram docentes sem formação de nível superior (7% e 2,6% do σ, respectivamente).

[3]Para se ter noção da dimensão de recursos gastos com formação inicial (primeira licenciatura, para quem não possui diploma de ensino superior) ou continuada (complementação pedagógica, para quem possui apenas bacharelado; ou segunda licenciatura, para quem possui licenciatura em área não correspondente à disciplina que leciona) de professores das redes públicas, o governo federal, em 2015, de acordo com dados do Orçamento Geral da União, gastou pouco mais de R$1 bilhão em programas destinados a esse tipo de formação. Importante notar que, nesse montante, não estão incluídas despesas de estados e municípios.

A segunda contribuição do artigo é ajudar a difundir na literatura brasileira a investigação sobre políticas educacionais utilizando medida de valor adicionado em larga escala, mais adequada à investigação de efeitos causais. Ao usar o painel longitudinal dos estudantes da coorte que frequentou o 5º ano do EF em 2015, incluindo medida de proficiência defasada (3º ano do EF), o artigo também contribui para a discussão sobre valor adicionado nos anos iniciais do EF e sobre o efeito da escola para o desempenho acadêmico dos alunos, após o controle de características socioeconômicas dos alunos, do contexto das escolas e da proficiência prévia dos estudantes.

Além desta introdução, o artigo contém uma seção apresentando o modelo econométrico e o método de estimação do efeito da formação do docente à disciplina por ele ministrada sobre a proficiência escolar de seus alunos, seguida de seção apresentando as bases de dados utilizadas. Na quarta seção apresentam-se os resultados e na quinta seção discutem-se os resultados e apresentam-se as considerações finais.

2. Modelo Empírico e Método de Estimação

Para se estimar o efeito da formação inicial do professor sobre a proficiência de seus alunos em cada uma das disciplinas, Matemática e Língua Portuguesa, foi proposto o seguinte modelo de valor adicionado no nível dos estudantes:

$$\begin{aligned} Nota_{5^{o}\text{ano},i} = {} & \alpha + \gamma_1 FormDocente_{5^{o}\text{ano},i} + \gamma_2 FormDocente_{4^{o}\text{ano},i} \\ & + \gamma_3 FormDocente_{4^{o}\&5^{o}\text{ano},i} + \sum_{n=4;5} \sum_{k} \beta_k CaractProf_{k,n_i} \\ & + \sum_{n=4;5} \tau_n TamTurma_{n,i} + \sum_{S} \sigma_s ISE_i + \sum_{J} \rho_j InfraEsc_i \\ & + \delta Nota_{3^{o}\text{ano},i} + \lambda_{rede,i} + \theta_{escola,i} + \epsilon_i, \end{aligned} \tag{1}$$

onde $FormDocente_{n^{o}\text{ano},i}$ é a variável indicadora da formação do professor do aluno i no n-ésimo ano do EF; $CaractProf_{k,n_i}$ é um vetor de K outras características do professor do aluno i no n-ésimo ano do EF, tais como idade (proxy para sua experiência), forma de contratação de acordo com seu contrato de trabalho, se o professor possui pós-graduação, etc; $TamTurma_{n,i}$ é a quantidade de alunos da turma do aluno i no n-ésimo ano do EF; ISE_i é um vetor de características socioeconômicas do aluno i no 5º ano (2015), de tamanho S; $InfraEsc_i$ é um vetor de características associadas a infraestrutura da escola do aluno i no 5º ano (2015), de tamanho J; $Nota_{3^{o}\text{ano},i}$ é a nota padronizada do aluno i na ANA, edição 2013, representando a aprendizagem prévia do aluno ao ingressar no 4º ano (2014); $\lambda_{rede,i}$ é o efeito fixo da rede escolar onde o aluno i fez o 5º ano do EF; $\theta_{escola,i}$ é o efeito fixo da escola onde aluno i fez o 5º ano do EF (quando incorporado ao modelo, abandona-se, naturalmente, o vetor de infraestrutura escolar); e ϵ_i é o termo de erro idiossincrático.

Os coeficientes de interesse são os γ, que medem o efeito da formação inicial dos professores de cada uma das disciplinas.[4] Os coeficientes γ_1 e γ_2 representam o quanto, em média, ter tido professor com determinada formação apenas no 5º ano ou no 4º ano do EF, respectivamente, aumenta a proficiência do aluno em cada uma das disciplinas analisadas

[4]Nos anos iniciais do EF comumente um professor leciona mais de uma disciplina. No entanto, neste trabalho, analisamos as duas disciplinas avaliadas nos exames padronizados separadamente.

separadamente. Já o coeficiente γ_3 representa o efeito médio de docentes com determinada formação nos dois anos letivos.

Ao estimar esses efeitos o analista enfrenta um conjunto de problemas que frequentemente se apresenta no contexto de estudos sobre os determinantes da qualidade da educação e da aprendizagem. As principais dificuldades para a identificação do efeito do professor sobre a aprendizagem se refere aos problemas de variáveis omitidas e à frequente atribuição não aleatória de docentes aos alunos, gerando endogeneidade entre formação do professor e desempenho do estudante. Adicionalmente, o processo de produção de habilidades cognitivas é um processo cumulativo, exigindo que a análise do impacto de fatores contemporâneos sobre o desempenho dos alunos seja condicionada a toda a história de insumos escolares, familiares e habilidades dos alunos (Todd & Wolpin, 2003). A incapacidade prática de se incorporar todas essas informações em um modelo empírico implica a existência de variáveis omitidas relevantes.

Ao se adotar o modelo de valor adicionado como controle para o desempenho pregresso dos alunos, conforme expressão (1), pressupõe-se que uma medida de proficiência defasada[5] dos alunos na disciplina analisada é uma estatística suficiente para todo o conjunto de informações anteriores não observadas (Chetty et al., 2014a; Todd & Wolpin, 2003, 2007). Esse pressuposto metodológico foi testado por Bifulco (2012),[6] que investigou a consistência de estimadores não-experimentais. Usando dados de avaliação de estudantes de duas escolas de referência localizadas em dois distritos vizinhos nos EUA, o autor conduziu estimação de valor adicionado adotando como grupo de comparação estudantes do mesmo distrito ou de distrito com estudantes que tivessem características semelhantes e concluiu que utilizar as notas em testes realizados antes do tratamento, como medida de desempenho acadêmico pregresso, reduziu o viés de métodos não-experimentais entre 64% e 96%. A incorporação de notas prévias não logrou reduzir muito o viés quando o grupo de comparação (ou controle) consistiu em estudantes oriundos de distritos com corpo de estudantes dotados de características diferentes dos estudantes tratados. Portanto, utilizar uma medida de conhecimento prévio dos estudantes e construir o grupo de comparação utilizando indivíduos com características semelhantes melhora a consistência de estimadores não-experimentais.

Os professores, ao se candidatarem a uma vaga como professor, se auto-selecionam, além de serem selecionados pelas redes de ensino, seleção esta que, muitas vezes, se dá com base em características não observadas pelo analista, trazendo dificuldades práticas à análise, uma vez que se caracterizaria um problema de endogeneidade para a estimação do efeito da formação inicial do professor.[7]

No caso dos anos iniciais do EF, as redes de ensino podem selecionar professores com base em sua formação. Assim, além de controlar as características observáveis das redes de ensino é importante também tentar controlar as características não observáveis das redes, o que fazemos ao incluir no modelo de valor agregado a interação entre as variáveis indicadoras

[5] É importante considerar o quanto os estudantes já detinham em termos de proficiência escolar ao serem expostos aos insumos escolares cujos efeitos serão estimados. Assim, utiliza-se uma medida de proficiência observada na linha de base, isto é, no 3º ano do EF.

[6] Chetty et al. (2014b) também confirmaram esse pressuposto metodológico.

[7] Dito de outra forma, considere o modelo (1) sem a inclusão dos efeitos fixos, no caso de professores se auto-selecionarem ou serem selecionados a redes e/ou escolas e/ou turmas, teríamos que $\mathbb{E}\left[FormDocente_{n,i} \times \epsilon_i\right] = 0$, tornando os estimadores de MQO enviesados e/ou inconsistentes.

de redes de ensino e de município. De forma análoga, professores de uma determinada rede, até certo ponto, se auto-selecionam para dar aulas em uma escola específica da rede de ensino e a própria rede, por meio de critérios de alocação, define a seleção de docentes com certo tipo de formação inicial para determinadas escolas. Portanto, também é importante, para evitar endogeneidade, que se trabalhe com modelo de efeito fixo de escolas.

Por outro lado, às vezes, diretores ou redes de ensino definem a alocação de professores a turmas de acordo com suas habilidades. Esse aspecto também pode acarretar viés nas estimativas do efeito do professor sobre a aprendizagem dos alunos. Uma hipótese subjacente ao modelo é que a atribuição dos alunos e docentes às turmas é aproximadamente aleatória (Rothstein, 2010). Para obterem-se estimativas consistentes, exige-se a hipótese de alocação aleatória de professores ou, de forma menos forte, que a alocação não esteja diretamente relacionada às habilidades de professores e alunos. Kane et al. (2008) compararam as estimativas experimentais e observacionais do efeito do professor sobre o ganho de desempenho dos alunos para uma amostra de professores de Los Angeles, concluindo que condicionar à nota defasada dos estudantes é suficiente para eliminar o viés decorrente da atribuição não aleatória de professores às turmas. Em nosso caso, como o Questionário do Diretor do SAEB nos fornece informação sobre critérios para formação de turmas e a forma de alocação de professores às turmas da escola dirigida pelo respondente, será possível testar a robustez dos resultados das estimativas do efeito da formação do professor obtidos no modelo com amostra irrestrita, usando como comparação os resultados obtidos com amostra que inclua apenas escolas cujo critério de formação de turmas e a forma de alocação de professores às turmas, segundo relato do diretor da escola, não esteja associado ao desempenho ou características dos alunos.

De fato, conforme esperado, tendo em vista a auto-seleção de professores a turmas, utilizando-se um modelo Logit, observa-se que, quanto maior a nota e menor a defasagem idade-série dos alunos, maior a probabilidade do docente possuir formação superior no 4º ano ou no 5º ano. Quando se considera o modelo com efeitos fixos de escola, as variáveis que caracterizam o desempenho dos alunos até o 3º ano perde poder preditivo quanto à formação do docente alocado aos mesmos no 4º e 5º anos. Já quando se restringe a amostra às escolas em que os diretores informaram que o critério de formação de turmas e a forma de alocação de professores às turmas, essas características dos alunos deixam de ser relevantes para explicar a probabilidade de alocação de professores (ver Tabela A-2 no Apêndice).

Utilizando-se todos os cuidados metodológicos explicados nos parágrafos anteriores, argumenta-se ser possível estimar consistentemente o efeito da formação inicial do professor por meio do modelo descrito na equação (1) acima, aplicando o método dos Mínimos Quadrados Ordinários (MQO). Para se empreender a inferência, os erros padrões das estimativas foram corrigidos para heterocedasticidade dos erros idiossincráticos associados aos alunos e ajustados considerando a existência de autocorrelação entre os erros idiossincráticos da nota de alunos de uma mesma turma (cluster de turma).

A construção das variáveis de interesse, indicadoras da formação inicial, foi feita a partir do cruzamento da informação sobre a formação de nível superior e qual(is) curso(s) superior(es) o docente possui, obtidas a partir do Censo da Educação Básica de 2014 e 2015. A unidade de análise é o aluno que em 2015 frequentou o 5º ano do ensino fundamental (EF) regular das redes públicas de ensino, e pretende-se avaliar o efeito sobre sua aprendizagem em Matemática e Língua Portuguesa atribuído à formação inicial de seus professores nessa disciplina no 4º e 5º anos do EF. Assim, para cada aluno presente em nossa base de dados,

foram construídas variáveis indicadoras da formação de seu professor da disciplina em análise nos anos iniciais do EF, tanto em 2014, quando frequentou o 4º ano, quanto em 2015, quando frequentou o 5º ano.

3. Base de dados

A base de dados utilizada neste artigo foi obtida por meio da junção de diversas bases de dados do Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais Anísio Teixeira (INEP), com identificação do indivíduo.[8]

No Censo Escolar da Educação Básica (CEB) de 2015, para escolas públicas no 5º ano do ensino fundamental, foram contabilizados 178.838 docentes, 146.045 com formação superior (81,7%), sendo 68.404 com pós-graduação (38,2%). Na totalização para o nível Brasil, 57.013 (31,9%) docentes que lecionavam Matemática tinham formação inicial compatível com essa disciplina, ou seja, tinham licenciatura ou bacharelado com complementação pedagógica em Matemática ou em Pedagogia.

Já de acordo com o CEB de 2014, havia 175.975 docentes lecionando no 4º ano do EF em escolas públicas. Desses, 141.258 possuíam formação superior (80,3%), e 62.151 detinham diploma de pós-graduação (35,3%). Considerando a totalização no nível Brasil, 58.065 (32,9%) docentes que lecionavam Matemática tinham formação compatível com essa disciplina, conforme os critérios de compatibilidade descritos anteriormente.

Para atender ao objetivo deste trabalho — fornecer uma estimativa do efeito da formação do docente sobre a proficiência de seus alunos em Matemática e Língua portuguesa — será estimado o efeito da formação do professor sobre a aprendizagem acumulada ao longo do 4º e 5º anos do EF com base nas notas obtidas na Prova Brasil (PB) de 2015[9] para os estudantes matriculados no 5º ano do EF. Para tanto, em cada disciplina, só foram considerados os alunos cujas turmas tiveram apenas um professor ao longo de cada ano letivo; caso contrário, não teríamos como atribuir a característica específica de formação inicial do professor da turma aos alunos, unidade de análise deste estudo. Além disso, para controlarmos o nível de conhecimento prévio desses alunos quando ingressaram no 4º ano, foi considerado seu conhecimento prévio na disciplina medido pela nota obtida na ANA feita no final de 2013, quando os alunos estavam concluindo o 3º ano do EF.

Em 2013, os testes da ANA foram realizados por alunos do 3º ano regular do EF a partir de sorteio aleatório. Metade dos estudantes de cada turma respondeu ao teste de Leitura e a outra metade, ao teste de Matemática, e todos os estudantes responderam aos itens de produção escrita. De acordo com os dados do CEB, o Brasil possuía, em 2013, 2.617.867 estudantes no 3º ano regular do EF matriculados em 55.781 escolas. Desses estudantes, 1.131.566 responderam ao teste de Leitura e 1.127.076 ao de Matemática, isto é, houve 43,22% e 43,05% de taxa de cobertura, respectivamente. Entre os alunos destacados para

[8] As bases de dados do Inep contendo identificação dos indivíduos podem ser obtidas por meio do Serviço de Apoio ao Pesquisador (SAP). Maiores informações sobre a forma de solicitação de acesso às bases podem ser obtidas em http://portal.inep.gov.br/solicitacao-de-acesso

[9] A Avaliação Nacional do Rendimento Escolar (Anresc, conhecida como "Prova Brasil") é uma avaliação censitária envolvendo os alunos da 4ª série/5º ano e 8ª série/9º ano do ensino fundamental das escolas públicas das redes municipais, estaduais e federal, com o objetivo de avaliar a qualidade do ensino ministrado nas escolas. Participam desta avaliação as escolas que possuem, no mínimo, 20 matrículadas nas séries/anos avaliados. A Anresc ou "Prova Brasil" é uma das três avaliações externas em larga escala que compõem o Saeb. As demais são a Avaliação Nacional da Educação Básica (Aneb) e a Avaliação Nacional da Alfabetização (ANA).

fazer a prova de Matemática, 1.113.256 tiveram seus resultados validados, representando 99% dos estudantes presentes. Os desempenhos em Leitura e Matemática foram analisados com base no modelo unidimensional logístico de três parâmetros da Teoria de Resposta ao Item (TRI), seguindo a mesma metodologia utilizada no Sistema de Avaliação da Educação Básica (SAEB). Estabeleceram-se, assim, duas escalas, uma para Leitura e outra para Matemática, cujo valor da média é 500 e o do desvio padrão 100, sendo que 500 representa a média da distribuição das proficiências dos alunos do 3° ano do EF regular de escolas públicas em 2013 (Brasil, INEP 2015).

Em resumo, a base de dados construída para as estimações deste artigo contém todos os alunos matriculados em redes públicas em 2015 que fizeram a PB em 2015 e o exame da ANA de 2013 e que tiveram apenas um professor no 4º ano em 2014 e no 5º ano em 2015, suas notas nessas avaliações e respostas aos questionários da PB, bem como as características de seus docentes e suas escolas, segundo os CEB 2014 e 2015.

Obviamente, só poderíamos encontrar nos microdados da ANA os alunos que não abandonaram, não evadiram e não reprovaram entre o momento em que fizeram a ANA no 3º ano em 2013 e a PB no 5º ano em 2015, bem como os possíveis casos de indivíduos que saltam uma série, incluindo os que passaram direto do 3º ano em 2013 para o 5º ano em 2014, sendo aprovados em 2014, e os que passaram do 4º ano em 2014 para o 6º ano em 2015, não cursando o 5º ano em 2015. Adicionalmente, apenas cerca de metade dos alunos do 3º ano fez a prova de Matemática, tendo, a outra metade, feito a prova de Leitura.

Assim, devido às limitações em termos de bases de dados, o conjunto de alunos com o qual trabalhamos para se estimar os efeitos da formação dos professores sobre o ganho em termos de proficiência por parte dos alunos ao longo do 4º e 5º anos do EF é diferente do total de alunos do 5º ano do EF. É importante destacar, em primeiro lugar, que é de se esperar que esses alunos apresentem melhor desempenho nos testes padronizados, tanto da ANA quanto do SAEB, uma vez que não sofreram retenção nesse período; em segundo lugar, que nesta versão do trabalho, nas análises de cada disciplina, optou-se por incluir na amostra de alunos que tiveram somente um professor na respectiva disciplina no 4º e 5º anos do EF, para que fosse possível garantir a exata identificação da formação e demais características do professor. Assim, acabamos por perder pouco mais de 9% das turmas de 5º ano em cada uma das análises, pois tiveram mais de um professor.[10]

Nem todas as redes de ensino puderam ser contempladas no estudo. Das 5.484 redes/sistemas municipais de ensino presentes nas bases do Censo Escolar de 2015, 5.100 (93,0%) possuem ao menos um aluno com nota na Prova Brasil 2015, e 5.015 (85,8%) possuem alunos com notas também na ANA e estão, portanto, incluídos em nossa análise. Todas as redes estaduais foram contempladas no conjunto final de alunos.

Como não há exames que avaliem a proficiência escolar anualmente, ao se trabalhar apenas com quem fez a ANA em 2013 e a PB de 5º ano em 2015, além de se considerar apenas os alunos que não ficaram retidos no 3º nem no 4º ano, perde-se quase um quarto das turmas de escolas públicas presentes no CEB, por não terem sequer um aluno que tenha feito os dois exames nacionais (ver Tabela 1). Conforme os dados da Tabela 1, verifica-se ainda que quase metade das turmas que participam do presente estudo contém até no máximo 5 alunos presentes na amostra a partir da qual estimamos os efeitos da formação do professor.

[10]Os dados e as tabelas apresentadas na sequência referem-se a disciplina Matemática. Devido a limitações de espaço e porque as disciplinas apresentam dados semelhantes, optou-se por apresentar apenas os dados referente às turmas pela perspectiva da Matemática.

Tabela 1. Características das turmas de 5º ano de escolas públicas incluídas no estudo com relação à quantidade de alunos que fizeram Prova Brasil e ANA – Matemática

Turmas de 5º ano de escolas públicas em 2015	Quantidade	Participação no total (%)
Total	105.904	
Turmas de 5º ano de escolas públicas em 2015 com apenas um professor de matemática	96.089	90,7%
Turmas de 5º ano de escolas públicas em 2015 com alunos que tiveram apenas um professor de matemática no 4º ano	92.446	87,3%
Com aluno com nota na Prova Brasil 2015	79.944	75,5%
Com aluno com notas nas duas provas (subconjunto final)	71.758	67,8%
Com apenas um aluno com nota nas duas provas	9.685	9,1%
Entre 2 e 5 alunos com nota nas duas provas	24.411	23,1%
Entre 6 e 10 alunos com nota nas duas provas	29.735	28,1%
Mais de 10 alunos com nota nas duas provas	7.927	7,5%

Fonte: Censo da Educação Básica, Prova Brasil 2015 e ANA 2013.

Para afastar eventuais vieses associados à má representação das turmas por poucos alunos, nas estimações efetuadas neste estudo, empreendemos análise de robustez dos resultados utilizando apenas a amostra de turmas com mais de 5 alunos. Os resultados se mantiveram qualitativamente semelhantes.

Considerando que a nossa amostra final não contempla todas as turmas do 5º ano das redes públicas, e considerando que nossa amostra não inclui os alunos que reprovaram ou evadiram — uma vez que não fizeram os dois exames padronizados (PB 2015 e ANA 2013) —, seria de se esperar que houvesse diferenças no conjunto de características dos alunos dessa amostra em relação ao conjunto de características da população total de alunos do 5º ano.

De fato, como mostra a Tabela A-1 do Apêndice, a amostra final de alunos (compreende alunos com nota válida na PB 2015 e ANA 2013, com apenas uma matrícula nos Censos 2014 e 2015 e com apenas um professor de matemática no 4º e 5º anos) apresentou diferenças em termos de média para a maioria de suas características, estatisticamente significantes a 1%, quando comparada à amostra compreendendo alunos que, dentre os critérios anteriores, apenas não possuem nota válida de Matemática na ANA 2013. Essa diferença foi apurada para a maioria das características observadas: nível socioeconômico e outras características dos alunos, localização, região geográfica, infraestrutura e rede de ensino das escolas. Entre as características de professor, a maioria delas apresentou diferenças, exceto: idade dos professores de 2015, proporção de alunos cujos professores de 2015 e de 2014 possuíam formação em Matemática, sexo dos professores de 2015, posse de diploma de mestrado ou doutorado e proporção de alunos cujos professores de 2015 eram efetivos/temporários.

Portanto, observa-se que, em geral, a amostra que foi utilizada para empreender as estimações que serão apresentadas na próxima seção superestima a situação socioeconômica dos alunos de 5º ano e a situação em termos de infraestrutura escolar das redes públicas e sub-representa os alunos das regiões Norte e Nordeste, mas, em termos de características de professores, as diferenças são menos pronunciadas.

Quando se adota um modelo com efeitos fixos de rede ou escola, é preciso garantir que haja variabilidade da variável de interesse, cujo efeito se busca estimar, dentro das redes e das escolas. Ou seja, no caso em tela, é preciso que haja variabilidade de formação de professores das turmas de 4º ano em 2014 e 5º em 2015 tanto intra-redes quanto intra-escolas. Todas as redes estaduais de ensino e quase metade das redes municipais de ensino (46,1%) possuem alunos na amostra final com cada um dos três tipos de formação de professor (formação superior compatível, outras formações superiores e sem formação superior).

Para se ter uma ideia da distribuição dos tipos de formação dos professores entre as redes municipais, a Tabela 2 mostra a quantidade de redes municipais para cada combinação desses tipos de formação, entre os 5.015 municípios selecionados na nossa amostra (cujos alunos possuem tanto a nota na PB 2015 quanto a nota na ANA 2013.

Importante mencionar também que todas as regiões geográficas e estados estão contemplados por redes ou sistemas de ensino em nossa amostra: redes com os três tipos de formação de professor e redes com apenas os dois tipos de formação superior. Assim, argumenta-se ser possível adotar modelo com efeito fixo de rede, pois há significativa variabilidade de formação intra-redes de ensino.

Em relação à variabilidade de formação de professores dos alunos analisados dentro de uma mesma escola da rede pública, temos que 67,4% das escolas contribuem para a estimação dos valores agregados pela formação dos professores, 74,6% das estaduais e 65,5% das municipais. Entre essas, a tipologia mais frequente é a que apresenta alunos cujos professores de Matemática possuíam formação superior, compatível ou não com o ensino da disciplina: 51,8% das escolas estaduais e 44,0% das escolas municipais, conforme a Tabela 3.

Tabela 2. Quantidade de redes municipais por tipologia de formação dos docentes.

Tipologia de formação de professores no 4º ou 5º ano do EF			
Sem formação superior	Formação superior (outras)	Formação superior (compatíveis)	**Quantidade de redes municipais**
✔	✔	✔	2.311
	✔	✔	1.819
✔		✔	276
✔	✔		126
		✔	306
	✔		92
✔			85
Total			5.015

Fonte: Censo da Educação Básica, Prova Brasil 2015 e ANA 2013. Elaboração própria.

Tabela 3. Quantidade de escolas municipais e estaduais por tipologia de formação de professores dos alunos que compõem a amostra.

Tipologia de formação de professores no 4º ou 5º ano do EF			Quantidade de escolas					
Sem formação superior	Formação superior (outras)	Formação superior (compatíveis)	municipais		estaduais		municipais + estaduais	
✔	✔	✔	4.185	14,6%	1.282	17,1%	5.467	15,1%
	✔	✔	12.612	44,0%	3.892	51,8%	16.504	45,6%
✔		✔	1.967	6,9%	431	5,7%	2.398	6,6%
		✔	3.984	13,9%	1.005	13,4%	4.989	13,8%
✔	✔		1.113	3,9%	144	1,9%	1.257	3,5%
	✔		1.810	6,3%	269	3,6%	2.079	5,8%
✔			2.973	10,4%	488	6,5%	3.461	9,6%
Total			28.644	100,0%	7.511	100,0%	36.155	100,0%

Fonte: Censo da Educação Básica, Prova Brasil 2015 e ANA 2013. Elaboração própria.

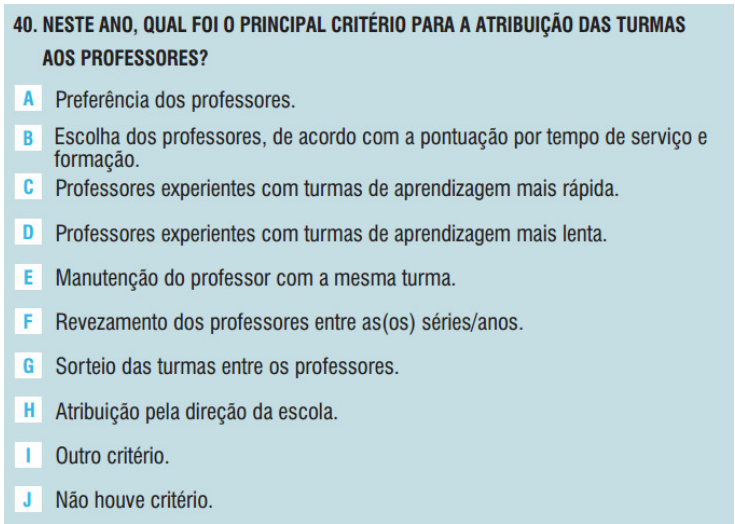
Conforme explicado na metodologia, utilizamos o Questionário do Diretor do SAEB para testar a robustez dos resultados das estimativas do efeito da adequação da formação do professor para os casos em que o critério de atribuição do professor à turma parecesse aleatório. Mais especificamente foram utilizadas as respostas a duas questões referentes ao critério para formação das turmas na escola (Questão 39) e para alocação dos professores às turmas (Questão 40).

Estimamos o modelo principal com amostra restrita às escolas em que, no ano letivo de 2015, segundo informações de seu diretor, a alocação de professores às turmas foi feita por meio de sorteio ou revezamento de professores entre anos/séries. Para tanto, restringimos a amostra às escolas cujo diretor respondeu à Questão 40 com as alternativas consideradas "f" ou "g", conforme a Figura 1.

Adicionalmente, verificamos a robustez dos resultados restringindo ainda mais a amostra, considerando apenas as escolas em que as turmas, conforme informado pelo diretor, não foram formadas sob o critério de homogeneidade. Na Questão 39, descrita na Figura 2, as alternativas consideradas foram "c", "d", "e" ou "f".

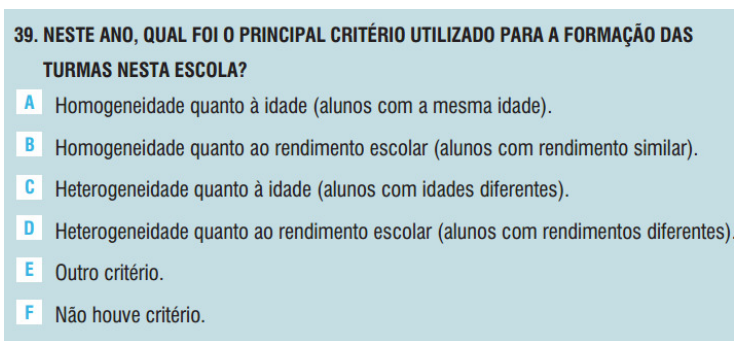
Assim, será possível testar a robustez dos resultados das estimativas do efeito da formação do professor obtidos no modelo com amostra irrestrita, usando como comparação os resultados obtidos com amostra que inclua apenas escolas cujo critério de formação de turmas e a forma de alocação de professores às turmas, segundo relato do diretor da escola, não esteja associado ao desempenho ou características dos alunos.

Adicionalmente, testou-se a robustez dos resultados obtidos regredindo o resultado dos estudantes em Matemática (Língua Portuguesa) nas variáveis dependentes do modelo de Língua Portuguesa (Matemática). Assim foi possível verificar se a formação específica em Matemática, por exemplo, impacta o resultado do aluno independentemente da disciplina.


40. NESTE ANO, QUAL FOI O PRINCIPAL CRITÉRIO PARA A ATRIBUIÇÃO DAS TURMAS AOS PROFESSORES?

A Preferência dos professores.
B Escolha dos professores, de acordo com a pontuação por tempo de serviço e formação.
C Professores experientes com turmas de aprendizagem mais rápida.
D Professores experientes com turmas de aprendizagem mais lenta.
E Manutenção do professor com a mesma turma.
F Revezamento dos professores entre as(os) séries/anos.
G Sorteio das turmas entre os professores.
H Atribuição pela direção da escola.
I Outro critério.
J Não houve critério.

Figura 1. Questão 40 do Questionário do Diretor do SAEB 2015.


39. NESTE ANO, QUAL FOI O PRINCIPAL CRITÉRIO UTILIZADO PARA A FORMAÇÃO DAS TURMAS NESTA ESCOLA?

A Homogeneidade quanto à idade (alunos com a mesma idade).
B Homogeneidade quanto ao rendimento escolar (alunos com rendimento similar).
C Heterogeneidade quanto à idade (alunos com idades diferentes).
D Heterogeneidade quanto ao rendimento escolar (alunos com rendimentos diferentes).
E Outro critério.
F Não houve critério.

Figura 2. Questão 39 do Questionário do Diretor do SAEB 2015.

4. Resultados

As estimativas obtidas por meio do modelo de valor adicionado e estimadores de mínimos quadrados ordinários indicam que não se pode rejeitar a hipótese de os efeitos da formação superior dos professores de 4º e 5º anos do ensino fundamental de escolas públicas brasileiras serem nulos, ou seja, não se verificou empiricamente, por meio de modelo de valor adicionado com efeitos fixos de escola, a relevância da formação do professor na geração de proficiência escolar nos 4º e 5º anos do EF, tanto em Matemática quanto em Língua Portuguesa (LP). No entanto, considerando a formação específica dos docentes de Matemática, há indícios de que docentes formados em Matemática agregam mais proficiência nesta disciplina a seus alunos do que os professores sem formação superior.

Inicialmente apresentam-se na coluna 1 da Tabela 4 as diferenças em relação à média das notas dos alunos no 5º ano de acordo com a formação de seus professores de Matemática

Tabela 4. Efeito da formação superior dos professores de Matemática e Língua Portuguesa no 4º e 5º anos do ensino fundamental de escolas públicas.

	MQO sem baseline		MQO com baseline					
Variáveis	simples	com contexto	com contexto	contexto e caract. turma	contexto e caract. turma e escola	**Efeitos Fixos**	**Efeitos Fixos**	**Efeitos Fixos (amostra restrita)**
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
PAINEL A – Disciplina: Matemática								
Prof. com curso superior 4º e 5º anos	0,227***	0,136***	0,0673***	0,0516***	0,0399***	0,0123*	0,00249	−0,0312
	(0,00977)	(0,00919)	(0,00719)	(0,00724)	(0,00725)	(0,00699)	(0,00715)	(0,0393)
Prof. com curso superior só 5º ano	0,0381***	0,0284***	0,0136*	0,00845	0,0077	−0,00196	−0,0102	−0,0503
	(0,0108)	(0,0102)	(0,00796)	(0,00802)	(0,00800)	(0,00746)	(0,00749)	(0,0380)
Prof. com curso superior só 4º ano	0,111***	0,0592***	0,0182**	0,0112	0,00458	−0,0164**	−0,0154*	−0,03
	(0,0114)	(0,0108)	(0,00847)	(0,00856)	(0,00857)	(0,00795)	(0,00812)	(0,0417)
Nota mat 3º ano padronizada			0,526***	0,520***	0,513***	0,497***	0,498***	0,441***
			(0,00200)	(0,00203)	(0,00207)	(0,00200)	(0,00195)	(0,00987)
Constante	−0,656***	−1,048***	−0,849***	−0,902***	−1,125***	−0,788***	−0,856***	−0,975***
	(0,00950)	(0,0126)	(0,0101)	(0,0282)	(0,164)	(0,166)	(0,0383)	(0,166)
Observações	497.183	327.930	327.930	324.001	318.159	318.159	324.001	12.316
R^2	0,009	0,171	0,438	0,442	0,446	0,491	0,551	0,55
Caract. estudantes		Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Desempenho prévio – DP			Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Caract. professor e tamanho da turma				Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Infraestrutura escolar					Sim	Sim		
Efeito Fixo Rede						Sim		
Efeito Fixo Escola							Sim	Sim
PAINEL B – Disciplina: Língua Portuguesa								
Prof. com curso superior 4º e 5º anos	0,217***	0,128***	0,0627***	0,0516***	0,0425***	0,0167**	0,00529	0,0109
	(0,00951)	(0,00860)	(0,00679)	(0,00686)	(0,00688)	(0,00675)	(0,00709)	(0,0383)
Prof. com curso superior só 5º ano	0,0311***	0,0251***	0,0128*	0,00895	0,0088	−0,000642	−0,00644	−0,0132
	(0,0106)	(0,00961)	(0,00759)	(0,00766)	(0,00767)	(0,00727)	(0,00744)	(0,0396)
Prof. com curso superior só 4º ano	0,103***	0,0553***	0,0248***	0,0175**	0,0124	−0,00461	−0,00471	−0,00473
	(0,0112)	(0,0102)	(0,00815)	(0,00824)	(0,00825)	(0,00792)	(0,00820)	(0,0450)
Nota mat. 3º ano padronizada			0,521***	0,517***	0,513***	0,501***	0,500***	0,471***
			(0,00196)	(0,00198)	(0,00202)	(0,00198)	(0,00195)	(0,0105)
Constante	−0,869***	−1,358***	−1,154***	−1,247***	−1,608***	−1,487***	−1,270***	−1,586***
	(0,00925)	(0,0120)	(0,00980)	(0,0257)	(0,105)	(0,121)	(0,0395)	(0,182)
Observações	499.338	329.757	329.757	325.809	320.060	320.060	325.809	11.239
R^2	0,008	0,176	0,423	0,424	0,426	0,455	0,509	0,526
Características estudantes		Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Desempenho prévio – DP			Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Caract. professor e tamanho da turma				Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Infraestrutura escolar					Sim	Sim		
Efeito Fixo Rede						Sim		
Efeito Fixo Escola							Sim	Sim

Notas: Foram incluídos nas regressões apenas os estudantes de escolas em que havia heterogeneidade em termos de formação docente. A amostra restrita engloba apenas as escolas cujos diretores informaram que a alocação dos docentes e alunos às turmas é aleatória ou pelo menos não relacionada a desempenho ou defasagem. Erros-padrão robustos a heterocedasticidade, clusterizados em turmas do 5º ano, entre parênteses.

(Painel A) e de Língua Portuguesa (Painel B) no 4º e 5º anos do EF. Em Matemática, verifica-se que a média da nota de matemática dos alunos de 5º ano cujos professores nos 4º e 5º anos do EF não possuíam formação superior foi de $-0{,}66\sigma$, enquanto a dos alunos cujos professores possuíam formação superior foi $0{,}23\sigma$ maior. Estudantes que tiveram professor com formação superior apenas no 4º ano apresentaram nota média em Matemática $0{,}11\sigma$ maior que estudantes que tiveram apenas docentes sem formação superior nos dois anos de escolarização, e estudantes cujo docente tinha formação superior apenas no 5º ano tiraram nota superior em média $0{,}04\sigma$. Em LP, a média da nota ao final do 5º ano dos alunos cujos professores nos 4º e 5º anos do EF não possuíam formação superior foi de $-0{,}87\sigma$, enquanto a dos alunos cujos professores possuíam formação superior foi $0{,}22\sigma$ maior. Estudantes que tiveram professor com formação superior apenas no 4º ano apresentaram nota média em LP $0{,}10\sigma$ maior que estudantes que tiveram apenas docentes sem formação superior nos dois anos de escolarização, e estudantes cujo docente tinha formação superior apenas no 5º ano tiraram nota superior em média $0{,}03\sigma$.

Há larga evidência da associação entre desempenho escolar e condições familiares e socioeconômicas. Ao se controlar essas condições por meio de um vetor de características socioeconômicas e familiares dos estudantes captadas por meio dos questionários do estudante da PB, os coeficientes das variáveis que indicam a formação docente se reduzem (ver coluna 2). No entanto, é necessário considerar a natureza cumulativa do aprendizado escolar. Assim, ao incluirmos no modelo a nota na ANA de 2013, quando esses alunos estavam concluindo o 3º ano do EF, leva-se em conta o que os alunos já haviam aprendido antes de ingressarem no 4º ano.

Importante notar a forte relevância do aprendizado na linha de base (baseline) para explicar a variabilidade de notas entre os estudantes ao final do 5º ano. Antes da inclusão da nota ao final do 3º ano, o modelo explicava cerca de 17% da variabilidade de notas do 5º ano em ambas as disciplinas. Com a inclusão do desempenho pregresso dos estudantes, o modelo passa a explicar quase 44% da variabilidade de proficiência de Matemática, e 42% da de LP. A coluna 3 da Tabela 4 apresenta estimativas desse modelo de valor adicionado no 4º e 5º anos. Percebe-se que o conhecimento previamente adquirido possui importante papel em explicar o desempenho obtido na PB de 2015. Um adicional de um desvio padrão na nota na ANA explica $0{,}53\sigma$ na PB de Matemática, e $0{,}52\sigma$ na PB de LP, ao final do 5º ano, ou quase 30 pontos na escala SAEB. Sob outro prisma, a nota pregressa (3º ano) explica sozinha pouco mais de 1/3 da variabilidade explicada da nota no 5º ano,[11] em outras palavras, deixar de fora essa medida de proficiência prévia reduz a capacidade de explicação do modelo em 1/3.

Uma vez controlada a nota obtida ao final do 3º ano, além do contexto socioeconômico, a estimativa da contribuição da formação do docente, em termos de aprendizagem medida pela PB, cai bastante. Os alunos cujos professores de Matemática no 4º e 5º anos do EF possuíam formação superior apresentaram nota média 6,7% de σ mais elevada que os que tiveram professores sem formação superior nos dois anos letivos. Os alunos que tiveram professor com formação superior em apenas um ano letivo, no 4º ou no 5º ano, apresentaram nota média apenas 1,8% e 1,4% de σ superior, respectivamente, aos que não tiveram docente com formação superior. No caso da disciplina LP, os alunos que tiveram docente com

[11] Em Matemática, o coeficiente R2 da regressão do modelo com especificação completa com efeito fixo de escola ficou em 0,55, enquanto que, ao se excluir a nota pregressa do modelo, o coeficiente cai para 0,36.

formação superior nos dois anos letivos apresentaram nota em média 6,3% de σ maior que os que tiveram professor sem formação superior. O diferencial de nota de alunos cujos docentes apresentaram formação superior em apenas um dos anos letivos também caiu bastante em LP, 2,5% e 1,3% do σ no caso de docente com formação superior apenas no 4º ano e no 5º ano, respectivamente.

Ao se incluir no modelo as variáveis associadas às demais características dos docentes (além da formação, obviamente) e o tamanho da turma (coluna 4); e à infraestrutura das escolas (coluna 5), a estimativa pontual dos efeitos da formação do professor se reduz sucessivamente, mesmo que o poder preditivo do modelo não tenha variado tanto. Em Matemática, os coeficientes se reduzem para 4,0% do σ no caso do desempenho de alunos que tiveram docentes com formação superior nos dois anos e, no caso de alunos que tiveram professor com formação superior apenas no 4º ano ou apenas no 5º ano, os coeficientes se tornaram quase nulos, sem apresentar significância estatística. Algo semelhante ocorreu em LP, com queda do coeficiente associado à formação superior docente nos dois anos letivos, para 4,25% do σ, e com perda de significância estatística para o caso de alunos cujos docentes apresentaram formação superior apenas no 4º ano ou no 5º ano do EF.

É sabido que há grande heterogeneidade entre diferentes redes e sistemas de ensino público no vasto território brasileiro. Assim, optou-se por estimar um modelo que considerasse efeitos fixos de rede ou sistema de ensino e município,[12] que permite estimar os efeitos da formação do professor considerando as diferenças existentes entre as redes, ou seja, controlando também as características da rede não observadas pelo analista. Os resultados são apresentados na coluna 6 da Tabela 4. Nesse caso, os coeficientes associados a estudantes que tiveram docentes com formação superior nos dois anos letivos reduziram-se no que concerne às duas disciplinas. Em LP, o coeficiente associado ao diferencial de nota de estudantes cujos docentes possuíam formação superior nos dois anos letivos caiu para 1,7% do σ, significante a 5%. Já em Matemática o coeficiente reduziu-se para 1,3% do σ, mantendo-se estatisticamente significante apenas a 10%. Para ambas as disciplinas, os coeficientes da formação docente superior em apenas um dos anos letivos passaram a apresentar sinal negativo, apesar de não estatisticamente significantes, exceto para o efeito de docentes com formação superior apenas no 4º ano, que apresentou significância estatística a 5%.

Mesmo após considerar os efeitos fixos de rede, é possível que ainda haja variável omitida referente a diferenças intra-redes, como, por exemplo, a forma como a escola é gerida, como as ações pedagógicas e relacionadas ao ensino são coordenadas e como professores são alocados a diferentes escolas. Assim, estimamos outro modelo, considerando os efeitos fixos das escolas, o que permite controlar essas e outras características não observadas de escolas, mesmo que pertencentes a uma mesma rede. A coluna 7 da Tabela 4 apresenta os resultados desse modelo, com todas as estimativas obtidas para os efeitos da formação do professor para ambas as disciplinas não estatisticamente diferentes de zero, considerando nível de significância estatística de 5%.

Esses últimos resultados pressupõem que, controladas as notas pregressas (ANA) e as características dos estudantes e de professores, ter-se-ia uma alocação quase aleatória dos professores às turmas. A robustez desses resultados foi testada em um cenário mais próximo

[12]Na regressão foram incluídas variáveis dummies para cada rede de ensino municipal e, no caso das redes estaduais, incluímos uma variável interação entre a dummy do estado e a dummy para cada município.

à aleatoriedade da alocação de professores intra-escolas. Usando informações fornecidas pelos diretores, estimaram-se os efeitos da formação docente utilizando apenas escolas cujo critério de formação de turmas e a forma de alocação de professores às turmas não estavam associados ao desempenho ou características dos alunos nem dos docentes, ou seja, simulamos uma alocação aleatória de professores a alunos. A coluna 8 da Tabela 4, tanto para o Painel A quanto para o Painel B, mostra que os resultados se mantiveram qualitativamente semelhantes, isto é, não apontam diferenças em termos de proficiência escolar entre estudantes que tiveram professores com ou sem formação superior nos 4º e 5º anos do EF, tanto para a disciplina Matemática quanto para LP.

Entretanto, a estimativa do efeito da formação docente sobre o desempenho dos estudantes em termos de possuir ou não curso superior considera a média de todos os docentes, com formações diversas em termos de cursos da educação superior. Essa estimativa pode mascarar heterogeneidades de efeitos associados à formação específica do docente e a relação dessa formação com a disciplina lecionada.

Com o objetivo de investigar se docentes formados em Matemática agregam mais conhecimento na disciplina do que seus pares com outras formações, estimou-se o modelo anterior com detalhamento do curso em que o docente se graduou. Analogamente, investigou-se o diferencial de efeito dos professores formados em Letras sobre a proficiência escolar em LP de seus alunos.

Na Tabela 5 são apresentados os resultados das estimações para a disciplina Matemática. A categoria de docentes com formação superior foi desagregada em três, docentes com formação em Matemática, docentes com formação em Pedagogia, a formação exigida em concursos para atuar nos anos iniciais do EF das redes públicas de ensino, e docentes com outro curso superior, incluindo todos os demais cursos. A coluna 1 apresenta, à esquerda, a quantidade de observações, isto é, alunos que tiveram os tipos de docentes correspondentes em termos de formação superior e, à direita, os coeficientes estimados juntamente com os erros calculados entre parênteses. A categoria de referência são alunos que tiveram, nos dois anos letivos, docentes sem formação superior. Os coeficientes estimados indicam o diferencial em termos de média, condicionada a seu desempenho pregresso, dos alunos que tiveram docentes com a formação informada em relação à categoria de referência. Percebe-se que a agregação média de proficiência em Matemática foi superior entre alunos cujos docentes eram formados em Matemática (0,267σ acima da média dos que tiveram docentes sem formação superior nos dois anos letivos), seguido dos alunos cujos professores tinham formação em Matemática em um ano e Pedagogia em outro (0,243σ) e, na sequência, por alunos cujos docentes eram formados em Matemática em um ano letivo e em outro curso superior no outro ano letivo (0,178σ).

À medida que se incorpora controles ao modelo os coeficientes estimados tendem a se reduzir, permanecendo com significância estatística a 1% as seguintes combinações de formação docente: ambos com formação em Matemática (0,118σ), Matemática em um ano letivo e outro curso superior em outro ano letivo (0,0546σ), Matemática em um ano e Pedagogia no outro (0,0504σ), ambos com formação em outro curso superior (0,0394σ), Pedagogia em um ano e outro curso superior no outro ano letivo (0,0311σ) e ambos docentes com formação em Pedagogia (0,0256σ), conforme coluna 4 da Tabela 5.

Quando se estima modelo de efeitos fixos, tanto de rede quanto de escola, apenas o coeficiente relacionado a ambos os docentes com formação em Matemática apresenta-se com sinal positivo e com significância estatística a 1%, 0,0884σ no modelo de efeito fixo

Tabela 5. Efeito da formação superior específica dos professores de Matemática.

Variáveis	MQO não contextualizado (1)		MQO com baseline: com contexto (2)	MQO com baseline: contexto e caract. turma (3)	MQO com baseline: contexto e caract. turma e escola (4)	Efeitos Fixos (5)	Efeitos Fixos (6)	Efeitos Fixos (amostra restrita) (7)	
	# obs							# obs	
Matemática 4º e 5º anos	2.068	0,267***	0,147***	0,135***	0,118***	0,0884***	0,0710***	81	0,205
		(0,0340)	(0,0255)	(0,0257)	(0,0260)	(0,0218)	(0,0231)		(0,144)
Matemática só no 4º ano, sem superior no 5º ano	886	0,0786*	0,0526*	0,0444	0,0421	−0,00893	0,0063	41	0,0205
		(0,0433)	(0,0295)	(0,0294)	(0,0289)	(0,0264)	(0,0294)		(0,143)
Matemática só no 5º ano, sem superior no 4º ano	2.052	0,0354	0,0383*	0,033	0,0327	0,0187	0,0133	119	0,0629
		(0,0299)	(0,0204)	(0,0206)	(0,0200)	(0,0184)	(0,0204)		(0,0929)
Matemática em um ano e Pedagogia em outro	10.250	0,243***	0,0789***	0,0601***	0,0504***	0,0115	0,00706	347	0,0922
		(0,0142)	(0,0108)	(0,0110)	(0,0111)	(0,0106)	(0,0111)		(0,0623)
Pedagogia 4º e 5º anos	215.092	0,160***	0,0458***	0,0351***	0,0256***	0,00783	0,000913	7.672	−0,0147
		(0,00664)	(0,00490)	(0,00556)	(0,00556)	(0,00583)	(0,00675)		(0,0362)
Pedagogia só no 4º ano, sem superior no 5º ano	23.100	0,0561***	0,00216	$4{,}81 \times 10^{-5}$	−0,00463	−0,0171**	−0,0163*	924	−0,0194
		(0,0104)	(0,00762)	(0,00811)	(0,00809)	(0,00775)	(0,00841)		(0,0426)
Pedagogia só no 5º ano, sem superior no 4º ano	38.893	−0,0194**	−0,00199	−0,00346	−0,00222	−0,00371	−0,0107	1.615	−0,0119
		(0,00876)	(0,00644)	(0,00697)	(0,00695)	(0,00691)	(0,00757)		(0,0370)
Matemática em um ano e Outro curso em outro	4.620	0,178***	0,0765***	0,0594***	0,0546***	0,0112	0,00923	182	0,134
		(0,0214)	(0,0158)	(0,0161)	(0,0160)	(0,0148)	(0,0155)		(0,121)
Pedagogia em um ano e Outro curso em outro	84.087	0,173***	0,0530***	0,0388***	0,0311***	0,005	−0,00124	3.292	−0,0304
		(0,00747)	(0,00549)	(0,00610)	(0,00610)	(0,00623)	(0,00708)		(0,0379)
Outro superior 4º e 5º anos	33.130	0,155***	0,0639***	0,0513***	0,0394***	0,0123*	0,00755	1.622	−0,0681
		(0,00975)	(0,00718)	(0,00763)	(0,00761)	(0,00749)	(0,00836)		(0,0429)
Outro superior no 4º ano, sem superior no 5º ano	15.887	−0,0404***	−0,0101	−0,00958	−0,00736	−0,0117	−0,0174*	1.000	−0,0961**
		(0,0120)	(0,00893)	(0,00935)	(0,00936)	(0,00892)	(0,00973)		(0,0468)
Outro superior no 5º ano, sem superior no 4º ano	7.977	0,0158	−0,0124	−0,0152	−0,0177	−0,0329***	−0,0276**	316	−0,0235
		(0,0148)	(0,0108)	(0,0111)	(0,0112)	(0,0108)	(0,0111)		(0,0561)
Nota mat 3º ano padronizada			0,526***	0,520***	0,513***	0,497***	0,498***		0,441***
			(0,00200)	(0,00203)	(0,00207)	(0,00200)	(0,00195)		(0,00986)
Constante		−0,586***	−0,829***	−0,880***	−1,113***	−0,790***	−0,855***		−1,001***
		(0,00595)	(0,00841)	(0,0278)	(0,164)	(0,166)	(0,0382)		(0,168)
Observações		497.193	327.930	324.001	318.159	318.159	324.001		11.112
R^2		0,009	0,439	0,442	0,446	0,492	0,551		0,556
Desempenho prévio – DP			Sim	Sim	Sim	Sim	Sim		Sim
Características estudantes			Sim	Sim	Sim	Sim	Sim		Sim
Características professor e tamanho da turma				Sim	Sim	Sim	Sim		Sim
Infraestrutura escolar					Sim	Sim			
Efeito Fixo Rede						Sim			
Efeito Fixo Escola							Sim		Sim

Notas: Foram incluídos nas regressões apenas os estudantes de escolas em que havia heterogeneidade em termos de formação docente. A amostra restrita engloba apenas as escolas cujos diretores informaram que a alocação dos docentes e alunos às turmas é aleatória ou pelo menos não relacionada a desempenho ou defasagem. Erros-padrão robustos a heterocedasticidade, clusterizados em turmas do 5º ano, entre parênteses.

de rede e 0,071σ no modelo de efeito fixo de escola. Algumas combinações de formação superior específica de docentes levam seus alunos a resultados piores do que alunos cujos professores não possuíam formação superior: professor com formação em Pedagogia no 4º ano e sem curso superior no 5º ano (−0,0163σ), significante estatisticamente a 10%, e professor com outra formação superior no 4º ano e sem superior no 5º ano (−0,0276σ), significante a 5%.

Quando se restringe a amostra a apenas as escolas em que o diretor afirmou terem sido as turmas formadas e atribuídas aos docentes quase-aleatoriamente, o coeficiente associado a ambos os docentes com formação em Matemática subiu bastante, mas perdeu significância estatística. Percebe-se que o tamanho da amostra ficou bastante reduzido, com poucos alunos na situação de terem tido ambos os professores com formação em Matemática (81 alunos, conforme indicado na coluna 7 da Tabela 5) reduzindo sobremaneira o poder do teste de hipótese.[13]

A Tabela 6 apresenta os resultados para Língua Portuguesa, considerando docentes com formação específica em Letras e Pedagogia, bem como demais cursos superiores. A partir do momento em que se agregam ao modelo variáveis relativas às características da turma os coeficientes deixam de ser estatisticamente significantes. No modelo de efeitos fixos de escolas, nosso preferido por melhor controlar a seleção de docentes a turmas e estudantes, nenhum coeficiente se mostrou estatisticamente significante a 5% (veja coluna 6). Novamente as estimativas com a amostra restrita às escolas cujos diretores quase-aleatorizam a alocação de docentes a estudantes ficaram prejudicadas pela reduzida amostra de estudantes e o consequente baixo poder do teste, mas, nesse caso, a estimativa pontual do coeficiente relativo a docentes formados em Letras se apresentou com sinal negativo.

Assim, ao contrário de Matemática, onde docentes com formação específica em Matemática apresentam maior efetividade no que se refere ao aprendizado de seus alunos, em Língua Portuguesa, docentes formados em Letras não se mostraram mais efetivos em agregar mais proficiência escolar a seus estudantes.

Por fim, testou-se a robustez dos resultados obtidos regredindo o resultado dos estudantes em Matemática (Língua Portuguesa) nas variáveis dependentes do modelo de Língua Portuguesa (Matemática). Assim foi possível verificar que a formação docente específica em Letras também apresenta impacto positivo e estatisticamente significante no resultado do aluno em Matemática, mesmo que em menor grau. A Tabela 7 compara os efeitos docentes tanto na disciplina Matemática quanto em Língua Portuguesa.

Os estudantes que tiveram aulas de Matemática com docentes formados em Letras tanto no 4º ano quanto no 5º ano apresentaram ganho de proficiência média 2,6% do σ ou 1,4 ponto na escala SAEB superior ao verificado em média entre os alunos cujos docentes não possuíam formação superior, resultado estatisticamente significante a 5%. Apesar de se ter encontrado efeito positivo e significante estatisticamente da formação docente em Matemática sobre o desempenho dos estudantes em Matemática, na disciplina Língua Portuguesa não se pode afirmar que esses docentes tenham impactado o desempenho de seus estudantes.

[13] Enquanto o poder do teste na amostra completa gira em torno de 95%, na amostra restrita ficou próximo dos 10%.

Tabela 6. Efeito da formação superior específica dos professores de Língua Portuguesa.

Variável dependente: nota Língua Portuguesa (5º ano)	MQO com baseline		MQO com baseline			Efeitos Fixos	Efeitos Fixos	Efeitos Fixos (amostra restrita)	
			com contexto	contexto e caract. turma	contexto e caract. turma e escola				
	(1)		(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	
	# obs							# obs	
Formação docentes: Letras 4º e 5º anos	9.096	0,150***	0,0292***	0,0136	0,00657	0,00717	0,0176	433	−0,000558
		(0,0150)	(0,0101)	(0,0106)	(0,0106)	(0,0109)	(0,0120)		(0,0652)
Letras no 4º ano e sem curso superior no 5º ano	2.858	0,0255	−0,0095	−0,0192	−0,0183	−0,00433	0,00232	131	−0,0315
		(0,0238)	(0,0159)	(0,0163)	(0,0164)	(0,0164)	(0,0174)		(0,101)
Letras no 5º ano e sem curso superior no 4º ano	6.177	−0,0297*	−0,0118	−0,0157	−0,0131	0,00145	0,00925	391	−0,0078
		(0,0176)	(0,0126)	(0,0132)	(0,0132)	(0,0126)	(0,0135)		(0,0783)
Letras em um ano e Pedagogia em outro	33.572	0,123***	0,0215***	0,0125**	0,00454	0,00271	0,00699	1.140	0,00994
		(0,00638)	(0,00450)	(0,00518)	(0,00522)	(0,00589)	(0,00696)		(0,0400)
Pedagogia 4º e 5º anos	212.178	0,0148	−0,0177**	−0,0248***	−0,0289***	−0,0214***	−0,0109	7.869	−0,00729
		(0,01000)	(0,00712)	(0,00768)	(0,00770)	(0,00787)	(0,00860)		(0,0475)
Pedagogia no 4º ano e sem curso superior no 5º ano	23.041	−0,0534***	−0,0278***	−0,0314***	−0,0298***	−0,0186***	−0,0134*	907	−0,0335
		(0,00854)	(0,00608)	(0,00663)	(0,00666)	(0,00699)	(0,00783)		(0,0431)
Pedagogia no 5º ano e sem curso superior no 4º ano	38.557	0,163***	0,0365***	0,0226***	0,0162**	0,00988	0,00523	1.611	−0,0074
		(0,00881)	(0,00641)	(0,00697)	(0,00701)	(0,00736)	(0,00841)		(0,0507)
Letras em um ano e Outro curso em outro	10.912	0,106***	0,00863	−0,00725	−0,0138	−0,0231**	−0,0108	414	−0,0154
		(0,0131)	(0,00944)	(0,00993)	(0,0100)	(0,0102)	(0,0113)		(0,0593)
Pedagogia em um ano e Outro curso em outro	64.026	0,127***	0,0193***	0,00738	0,00134	−0,00649	−0,00329	2.631	0,011
		(0,00758)	(0,00535)	(0,00598)	(0,00602)	(0,00652)	(0,00756)		(0,0429)
Outro superior 4º e 5º anos	22.204	0,116***	0,0272***	0,0143*	0,00433	0,00321	0,0102	1.085	0,0529
		(0,0106)	(0,00735)	(0,00793)	(0,00793)	(0,00832)	(0,00949)		(0,0519)
Outro curso superior no 4º ano e sem curso superior no 5º ano	6.301	−0,0861***	−0,0302***	−0,0340***	−0,0327***	−0,0197**	−0,0106	214	0,0262
		(0,0130)	(0,00934)	(0,00982)	(0,00990)	(0,00988)	(0,0108)		(0,0519)
Outro curso superior no 5º ano e sem curso superior no 4º ano	12.072	−0,00295	−0,00829	−0,0103	−0,013	−0,015	0,0112	729	0,0228
		(0,0169)	(0,0121)	(0,0127)	(0,0127)	(0,0126)	(0,0130)		(0,0770)
Nota LP 3º ano padronizada			0,521***	0,517***	0,513***	0,500***	0,500***		0,470***
			(0,00196)	(0,00203)	(0,00207)	(0,00203)	(0,00200)		(0,0106)
Constante		−0,776***	−1,115***	−1,202***	−1,566***	−1,468***	−1,282***		−1,555***
		(0,00572)	(0,00824)	(0,0259)	(0,105)	(0,122)	(0,0406)		(0,184)
Observações		499.338	329.757	313.015	307.450	307.450	313.015		11.090
R^2		0,007	0,423	0,425	0,426	0,456	0,51		0,525
Características estudantes			Sim	Sim	Sim	Sim	Sim		Sim
Desempenho prévio – DP				Sim	Sim	Sim	Sim		Sim
Características docente e tamanho da turma				Sim	Sim	Sim	Sim		Sim
Efeito Fixo Escola							Sim		Sim
Infraestrutura escolar					Sim	Sim			
Efeito Fixo Rede						Sim			

Notas: Foram incluídos nas regressões apenas os estudantes de escolas em que havia heterogeneidade em termos de formação docente. A amostra restrita engloba apenas as escolas cujos diretores informaram que a alocação dos docentes e alunos às turmas é aleatória ou pelo menos não relacionada a desempenho ou defasagem. Erros-padrão robustos a heterocedasticidade, clusterizados em turmas do 5º ano, entre parênteses.

Tabela 7. Efeito da formação superior específica em Letras sobre proficiência em Matemática e formação em Matemática sobre proficiência em Língua Portuguesa.

Variável dependente: Proficiência em Matemática		Variável dependente: Proficiência em Língua Portuguesa	
Formação docentes:		*Formação docentes:*	
Letras 4º e 5º anos	0,0256**	Matemática 4º e 5º anos	0,0345
	(0,0120)		(0,0216)
Letras só no 4º ano, sem superior no 5º ano	−0,0282*	Matemática só no 4º ano, sem superior no 5º ano	−0,0311
	(0,0170)		(0,0325)
Letras só no 5º ano, sem superior no 4º ano	−0,0223*	Matemática só no 5º ano, sem superior no 4º ano	−0,00996
	(0,0127)		(0,0212)
Letras em um ano e Pedagogia em outro	−0,00356	Matemática em um ano e Pedagogia em outro	0,0179
	(0,00800)		(0,0112)
Pedagogia 4º e 5º anos	0,000994	Pedagogia 4º e 5º anos	0,00525
	(0,00659)		(0,00667)
Pedagogia só no 4º ano, sem superior no 5º ano	−0,0166**	Pedagogia só no 4º ano, sem superior no 5º ano	−0,0128
	(0,00825)		(0,00839)
Pedagogia só no 5º ano, sem superior no 4º ano	−0,0109	Pedagogia só no 5º ano, sem superior no 4º ano	−0,0124
	(0,00739)		(0,00763)
Letras em um ano e Outro curso em outro	−0,0127	Matemática em um ano e Outro curso em outro	0,00168
	(0,0110)		(0,0149)
Pedagogia em um ano e Outro curso em outro	−0,00106	Pedagogia em um ano e Outro curso em outro	−0,00514
	(0,00719)		(0,00704)
Outro superior 4º e 5º anos	0,0103	Outro superior 4º e 5º anos	0,00468
	(0,00913)		(0,00835)
Outro superior no 4º ano, sem superior no 5º ano	−0,0136	Outro superior no 4º ano, sem superior no 5º ano	−0,00369
	(0,0108)		(0,00964)
Outro superior no 5º ano, sem superior no 4º ano	−0,0257**	Outro superior no 5º ano, sem superior no 4º ano	0,0101
	(0,0121)		(0,0113)
Nota 3º ano padronizada	0,498***	Nota 3º ano padronizada	0,500***
	(0,00195)		(0,00195)
Constante	−0,853***	Constante	−1,269***
	(0,0381)		(0,0394)
Observações	323.383	Observações	325.809
R^2	0,551	R2	0,509
Desempenho prévio – DP	Sim	Desempenho prévio – DP	Sim
Características estudantes	Sim	Características estudantes	Sim
Características professor e tamanho da turma	Sim	Características professor e tamanho da turma	Sim
Efeito Fixo Escola	Sim	Efeito Fixo Escola	Sim

Notas: Foram incluídos nas regressões apenas os estudantes de escolas em que havia heterogeneidade em termos de formação docente. A amostra restrita engloba apenas as escolas cujos diretores informaram que a alocação dos docentes e alunos às turmas é aleatória ou pelo menos não relacionada a desempenho ou defasagem. Erros-padrão robustos a heterocedasticidade, clusterizados em turmas do 5º ano, entre parênteses.
*** $p < 0{,}01$; ** $p < 0{,}05$; * $p < 0{,}1$.

5. Considerações Finais

Os determinantes da qualidade da educação são vários, mas, tirando os fatores associados às características socioeconômicas dos alunos, é o professor que desempenha o papel principal. A Meta 15 do PNE, que norteia a política educacional brasileira, estabelece que todos os professores devem possuir formação de nível superior, obtida em curso de licenciatura na área de conhecimento em que atuam. No entanto, de acordo com a literatura especializada, estudos a respeito do impacto da formação geral dos professores sobre o desempenho dos alunos se mostraram inconclusivos. Goldhaber e Brewer (1997) verificaram que a escolaridade do professor não é geralmente associada ao aumento da aprendizagem dos alunos do oitavo ao décimo ano, mas ter formação específica em Matemática e Ciências para os professores de Matemática e Ciências, respectivamente, impulsiona o desempenho dos alunos. Para o Brasil, não identificamos estudos que tenham investigado a formação específica do professor compatível com a disciplina que leciona. Esse artigo buscou suprir essa lacuna, estimando o impacto de professores do 4º e 5º anos do EF, com curso superior e com formação inicial específica, sobre a proficiência acumulada entre o final do 3º ano e o final do 5º ano. Para tanto, aplicou-se um modelo de valor agregado, utilizando uma base de dados única, resultado da junção de informações das bases das avaliações padronizadas e dos Censos da Educação Básica.

Mesmo não sendo o objetivo central do artigo, mostrou-se a importância de se utilizar medida de valor adicionado nos estudos destinados a investigar causalidade de insumos escolares sobre desempenho escolar dos estudantes. Além de o modelo completo explicar parte muito maior da variabilidade de nota entre alunos — 44,6% da variabilidade da variável explicada no caso da proficiência em Matemática, contra apenas 19,9% no caso desse modelo sem a nota ao final do 3º ano (baseline) —, os coeficientes estimados são profundamente afetados pela inclusão da nota pregressa dos estudantes no modelo.

Quando se analisa o efeito do professor é preciso lidar com a existência de endogeneidade da formação do professor, que pode ocorrer quando o professor se auto-seleciona para a turma, ou quando os docentes são selecionados pelas redes de ensino ou ainda quando são alocados pelo diretor a turmas específicas em função do perfil dos alunos ou algum outro critério não observado pelo analista. Para tentar contornar esse problema, adotamos modelo com efeitos fixos de rede e município[14] e de escola. É possível argumentar que a adoção do modelo de efeitos-fixos conjugado com o modelo de valor agregado resolva parte dos potenciais problemas devidos à endogeneidade da formação do professor. Não obstante, testou-se a robustez dos resultados obtidos com o modelo de efeitos fixos em um ambiente que simulasse a aleatorização de atribuição de professores às turmas. Compararam-se os resultados obtidos com a amostra irrestrita, com os resultados obtidos com amostra restrita a escolas cujo diretor informou não adotar como critério de formação de turmas a homogeneidade dos alunos em termos de desempenho e idade, e informaram também adotar como critério de alocação de professores sorteio ou revezamento por ano/série.

Os resultados deste artigo mostraram que não há efeito significativo da formação superior do docente sobre a proficiência dos alunos em Matemática e em Língua Portuguesa. Isto é, o fato de alunos terem tido professores com formação superior no 4º (2014) e/ou 5º ano (2015) do EF não os fez obter maiores ganhos, em média, em termos de proficiência,

[14]Consideramos efeito fixo para o par "rede ou sistema de ensino –- município", ou seja, para cada rede ou sistema municipal de ensino e, para cada interação sistema estadual–município.

do que alunos que tiveram professores sem formação superior. No entanto, indo ao encontro dos resultados de Goldhaber e Brewer (1997) para o contexto de séries que correspondem ao final do EF e início do ensino médio nos EUA, observa-se efeito positivo de se ter professor com formação específica em Matemática para o aprendizado em Matemática. Os alunos que estudaram Matemática com docentes formados em Matemática no 4º e 5º anos do EF obtiveram desempenho médio na PB superior em 4 pontos na escala SAEB ou 7% do σ aos que tiveram docentes sem formação superior nos dois anos letivos. Já os alunos cujos docentes eram formados em Letras também apresentaram leve ganho em termos de aprendizagem (1,4 ponto na escala SAEB ou 2,6% do σ) em relação aos que tiveram docentes sem formação superior.

Os resultados com respeito ao efeito da escolaridade do professor se mantiveram qualitativamente semelhantes mesmo com as amostras restritas, revelando a robustez do modelo utilizado a eventuais endogeneidades não tratadas pelo modelo de efeitos fixos. Já para as estimativas referentes à formação específica do docente, as estimativas pontuais mantiveram-se qualitativamente semelhantes às obtidas na amostra irrestrita, mas, devido ao reduzido tamanho da amostra restrita, o poder do teste para essa amostra de escolas se reduziu consideravelmente, afetando a confiança em relação às inferências. Ademais, não se verificou heterogeneidades associadas ao tamanho da turma ou ao nível socioeconômico dos alunos.[15]

Em relação a validade externa dos resultados encontrados, é preciso certa cautela tendo em vista que foram obtidos a partir de amostra escolas onde haviam professores com e sem formação superior e de estudantes que progrediram corretamente entre o 3º e o 5º ano de 2013 a 2015 e que realizaram os testes padronizados. Assim, não é possível saber se os efeitos da formação docente obtidos neste artigo também corresponderiam aos efeitos da formação docente no caso de estudantes que tenham reprovado ou abandonado a escola em pelo menos um dos anos letivos analisados.

Por fim, é preciso interpretar os resultados obtidos neste artigo. Uma conclusão possível, bastante presente na literatura, é a de que a melhor titulação acadêmica não torna, necessariamente, o professor mais eficaz. É importante lembrar que, dado o contexto, o desempenho do professor depende tanto de conhecimentos sobre o conteúdo ensinado, quanto das práticas necessárias ao aprendizado dos alunos, o que poderiam explicar o efeito aparentemente positivo de docentes com formação específica em Matemática, como também de processos de gerenciamento da sala de aula. Neste trabalho não foi possível investigar o efeito de nenhuma dessas categorias de conhecimento do professor sobre o ganho de proficiência por parte dos alunos dos anos iniciais do EF, investigação que se faz necessária para melhor entender a falta de efetividade da formação superior dos atuais professores de Matemática dos anos iniciais do EF em pesquisa futura.[16]

Tem se tornado frequente argumentos relacionados à deficiência de conteúdo relativo às práticas educacionais na formação inicial de docentes.[17] A hipótese da fragilidade da

[15]Os resultados dessas estimativas não foram apresentados neste texto, mas podem ser solicitadas ao autor.

[16]Guimarães (2014), encontraram evidência de que professores com conhecimentos mais elevados acerca do conteúdo programático impactam mais as notas em Matemática nos testes padronizados de seus alunos, efeito ainda mais expressivo no nível da escola.Fernandes (2013) concluiu que as habilidades didáticas do professor são o fator mais importante para a melhoria do desempenho de estudantes nos testes de proficiência escolar.

[17]Gatti e Barreto (2009) apontam para problemas na formação em termos de prática didática de professores. Analisaram ementas do currículo de 71 cursos de graduação em Pedagogia e concluíram: "(…) mesmo dentre

formação prática seria compatível com um cenário em que os professores, independentemente de sua formação, estariam em condição semelhante ao adentrar a sala de aula, acabando por assumir práticas didáticas e organizacionais adotadas previamente nas escolas, reproduzindo-as independentemente de sua formação inicial. Nesse caso, faria sentido a ausência de diferencial intra-escola em termos de valor adicionado à proficiência dos alunos encontrado quando se comparam docentes com distintas escolaridades.[18]

Uma última consideração sobre o efeito positivo de se ter tido, nas aulas de Matemática, docente formado em Matemática diz respeito a se esse efeito positivo decorre da formação do docente ou se indivíduos mais aptos ao ensino da Matemática escolhem justamente o curso superior de Matemática. Investigar essa questão esteve além dos objetivos do presente artigo, não tendo sido possível responder a essa questão com as bases de dados disponíveis. Assim, esta permanece uma questão em aberto para futura investigação.

Referências bibliográficas

Aaronson, D., Barrow, L., & Sander, W. (2007). Teachers and student achievement in the Chicago public high schools. *Journal of Labor Economics*, *25*(1), 95–135. http://dx.doi.org/10.1086/508733

Bifulco, R. (2012). Can nonexperimental estimates replicate estimates based on random assignment in evaluations of school choice? A within-study comparison. *Journal of Policy Analysis and Management*, *31*(3), 729–751. http://dx.doi.org/10.1002/pam.20637

Brasil. (2014, 26 de junho). *Lei nº 13.005, de 25 de junho de 2014: Aprova o plano nacional de educação – pne e dá outras providências.* Brasília, DF: Diário Oficial da União. Acessado em 10 de julho de 2016: http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/_Ato2011-2014/2014/Lei/L13005.htm

Chetty, R., Friedman, J. N., & Rockoff, J. E. (2014a). Measuring the impacts of teachers I: Evaluating bias in teacher value-added estimates. *American Economic Review*, *104*(9), 2593–2632. http://dx.doi.org/10.1257/aer.104.9.2593

Chetty, R., Friedman, J. N., & Rockoff, J. E. (2014b). Measuring the impacts of teachers II: Teacher value-added and student outcomes in adulthood. *American Economic Review*, *104*(9), 2633–2679. http://dx.doi.org/10.1257/aer.104.9.2633

Coenen, J., Groot, W., van den Brink, H. M., & Van Klaveren, C. (2016). *Teacher characteristics and their effects on student test scores: A best-evidence review* (Relatório técnico Nº 14/28). http://www.tierweb.nl/tier/assets/files/UM/Working%20papers/TIER%20WP%2014-28.pdf

Dee, T. S., & Cohodes, S. R. (2008). Out-of-field teachers and student achievement: Evidence from matched-pairs comparisons. *Public Finance Review*, *36*(1), 7–32. http://dx.doi.org/10.1177/1091142106289330

as disciplinas de formação específica, predominam as abordagens de caráter mais descritivo e que se preocupam menos em relacionar adequadamente as teorias com as práticas." Acrescentam que "[a]s disciplinas referentes à formação profissional específica apresentam ementas que registram preocupação com as justificativas sobre o por quê ensinar, o que, de certa forma, contribuiria para evitar que essas matérias se transformassem em meros receituários; entretanto, só de forma muito incipiente registram o quê e como ensinar." Por fim, ressaltam que "nas disciplinas de formação profissional, predominam os referenciais teóricos, seja de natureza sociológica, psicológica ou outros, com associação em poucos casos às práticas educacionais" (p.54).

[18] Os resultados de Jackson e Bruegmann (2009) sugerem a ocorrência de aprendizado entre professores, com destaque para os professores com menor experiência, e o efeito dos pares entre professores, em termos de aprendizagem, é duradouro. No caso do citado estudo, o efeito dos pares corresponde em média a cerca de 1/3 do efeito médio do próprio docente; e o efeito dos pares nos dois anos anteriores responde em média por cerca de 1/5 do efeito do professor.

Fernandes, M. M. (2013). *Ensaios em microeconomia aplicada* (Tese de Doutorado, Departamento de Economia, PUC-Rio, Rio de Janeiro, Brasil). http://dx.doi.org/10.17771/PUCRio.acad.25454

Gatti, B., & Barreto, E. (2009). *Professores do Brasil: Impasses e desafios*. Brasília: UNESCO. http://unesdoc.unesco.org/images/0018/001846/184682POR.pdf

Goe, L. (2007, outubro). *The link between teacher quality and student outcomes: A research synthesis* (Evaluative Report). National Comprehensive Center for Teacher Quality. https://eric.ed.gov/?id=ED521219

Goldhaber, D. D., & Brewer, D. J. (1997). Why don't schools and teachers seem to matter? Assessing the impact of unobservables on educational productivity. *Journal of Human Resources*, 505–523. http://dx.doi.org/10.2307/146181

Greenwald, R., Hedges, L. V., & Laine, R. D. (1996). The effect of school resources on student achievement. *Review of Educational Research*, *66*(3), 361–396. http://dx.doi.org/10.2307/1170528

Guimarães, R. (2014). The effect of teacher content knowledge on student achievement: A quantitative case analysis of six Brazilian states. *Reuniões da ABAVE*(7), 265–278. http://www.abave.com.br/ojs/index.php/Reunioes_da_Abave/article/view/29

Hanushek, E. A. (1986). The economics of schooling: Production and efficiency in public schools. *Journal of Economic Literature*, *24*(3), 1141–1177. http://dx.doi.org/https://www.jstor.org/stable/2725865

Hanushek, E. A., Kain, J. F., O'Brien, D. M., & Rivkin, S. G. (2005, fevereiro). *The market for teacher quality* (Working Paper N° 11154). National Bureau of Economic Research (NBER). http://dx.doi.org/10.3386/w11154

Hanushek, E. A., & Rivkin, S. G. (2006). Teacher quality. *In* E. Hanushek & F. Welch (Orgs.), *Handbook of the economics of education* (Vol. 2, pp. 1051–1078). Elsevier. http://dx.doi.org/10.1016/S1574-0692(06)02018-6

Hanushek, E. A., & Rivkin, S. G. (2010). Generalizations about using value-added measures of teacher quality. *American Economic Review*, *100*(2), 267–271. http://dx.doi.org/10.1257/aer.100.2.267

Jackson, C. K., & Bruegmann, E. (2009). Teaching students and teaching each other: The importance of peer learning for teachers. *American Economic Journal: Applied Economics*, *1*(4), 85–108. http://dx.doi.org/10.1257/app.1.4.85

Kane, T. J., Rockoff, J. E., & Staiger, D. O. (2008). What does certification tell us about teacher effectiveness? Evidence from New York City. *Economics of Education Review*, *27*(6), 615–631. http://dx.doi.org/10.1016/j.econedurev.2007.05.005

Metzler, J., & Woessmann, L. (2012). The impact of teacher subject knowledge on student achievement: Evidence from within-teacher within-student variation. *Journal of Development Economics*, *99*(2), 486–496. http://dx.doi.org/10.1016/j.jdeveco.2012.06.002

Moriconi, G. M. (2012). *Medindo a eficácia dos professores: O uso de modelos de valor agregado para estimar o efeito do professor sobre o desempenho dos alunos* (Tese de doutorado, EAESP/FGV, São Paulo). http://hdl.handle.net/10438/9620

Nye, B., Konstantopoulos, S., & Hedges, L. V. (2004). How large are teacher effects? *Educational evaluation and policy analysis*, *26*(3), 237–257. http://dx.doi.org/0.3102/01623737026003237

Rivkin, S. G., Hanushek, E. A., & Kain, J. F. (2005). Teachers, schools, and academic achievement. *Econometrica*, *73*(2), 417–458. http://dx.doi.org/10.1111/j.1468-0262.2005.00584.x

Rockoff, J. E. (2004). The impact of individual teachers on student achievement: Evidence from panel data. *American Economic Review*, *94*(2), 247–252. http://dx.doi.org/10.1257/0002828041302244

Rothstein, J. (2010). Teacher quality in educational production: Tracking, decay, and student achievement. *The Quarterly Journal of Economics*, *125*(1), 175–214. http://dx.doi.org/10.1162/qjec.2010.125.1.175

Todd, P. E., & Wolpin, K. I. (2003). On the specification and estimation of the production function for cognitive achievement. *The Economic Journal*, *113*(485), F3–F33. http://dx.doi.org/10.1111/1468-0297.00097

Todd, P. E., & Wolpin, K. I. (2007). The production of cognitive achievement in children: Home, school, and racial test score gaps. *Journal of Human Capital*, *1*(1), 91–136. http://dx.doi.org/10.1086/526401

Wayne, A. J., & Youngs, P. (2003). Teacher characteristics and student achievement gains: A review. *Review of Educational Research*, *73*(1), 89–122. http://dx.doi.org/10.3102/00346543073001089

Apêndice.

Tabela A-1. Comparação das características da amostra de alunos que fizeram a Prova Brasil e desses com os alunos que fizeram a ANA.

	Amostra sem nota ANA[a]		Amostra final[b]		
	Média	Observações	Média	Observações	Diferença
Localização da Escola					
Região N	0,1418	828.476	0,1194	426.537	0,022***
Região NE	0,3586	828.476	0,2913	426.537	0,067***
Região SE	0,3020	828.476	0,3719	426.537	−0,070***
Região S	0,1124	828.476	0,1297	426.537	−0,017***
Região CO	0,0851	828.476	0,0877	426.537	−0,003***
Zona urbana	0,8726	852.734	0,8956	439.785	−0,023***
Rede					
municipal	0,7707	852.734	0,7608	439.785	0,010***
estadual	0,2120	852.734	0,2377	439.785	−0,026***
Infraestrutura escolar					
sem energia elétrica	0,0006	852.734	0,0002	439.785	0,000***
sem esgotamento sanitário	0,0058	852.734	0,0041	439.785	0,002***
com coleta de lixo	0,9516	852.734	0,9645	439.785	−0,013***
possui sala de diretor	0,8698	852.734	0,8835	439.785	−0,014***
possui sala de profs	0,8104	852.734	0,8385	439.785	−0,028***
com laboratório de inform	0,7599	852.734	0,7865	439.785	−0,027***
com laboratório de ciências	0,0987	852.734	0,0986	439.785	0,000
com quadra de esportes	0,5507	852.734	0,5886	439.785	−0,038***
internet banda larga	0,7268	852.734	0,7617	439.785	−0,035***
banheiro dentro do prédio	0,9780	852.734	0,9812	439.785	−0,003***
banheiro adaptado	0,5473	852.734	0,5539	439.785	−0,007***
com biblioteca ou sala leitura	0,7273	852.734	0,7478	439.785	−0,020***
nº computadores para alunos	12,47	852.734	13,28	439.785	−0,807***
com água tratada	0,8559	852.734	0,8793	439.785	−0,023***
com água filtrada	0,8920	852.734	0,8944	439.785	−0,002***
merenda	0,9848	852.734	0,9991	439.785	−0,014***
Características do aluno					
aluno sexo fem	0,4829	795.240	0,5083	415.398	−0,025***
aluno branco	0,3284	690.669	0,3392	361.898	−0,011***
mora com mãe	0,8870	803.356	0,9044	417.699	−0,017***
geladeira duplex	0,6658	806.678	0,6986	419.474	−0,033***
geladeira	0,9684	802.661	0,9763	417.878	−0,008***
maq lavar	0,7814	806.555	0,8065	419.749	−0,025***
carro	0,4829	806.606	0,5209	420.226	−0,038***
comp em casa	0,5464	806.314	0,5878	419.351	−0,041***
empregada doméstica	0,1173	804.866	0,1017	418.157	0,016***
mãe possui EM	0,4118	486.840	0,4505	248.515	−0,039***
mora com pai	0,6822	739.750	0,7056	385.717	−0,023***
pais vão a reunião de pais	0,5659	799.226	0,5946	416.655	−0,029***
aluno trabalha	0,1439	793.058	0,1186	413.330	0,025***
ingressou na creche	0,4183	782.008	0,4149	408.242	0,003***
ingressou na pré-escola	0,7827	782.008	0,7962	408.242	−0,014***
defasado	0,2522	852.734	0,1061	439.785	0,146***
tamanho turma 2015	26,49	852.734	26,54	439.785	−0,051***
tamanho turma 2014	25,66	833.684	25,96	437.848	−0,302***
Características do professor de Matemática (5º ano)					
especialização	0,4429	652.661	0,4537	348.823	−0,011***
idade prof	41,48	828.476	41,52	426.537	−0,038
formação em Matemática	0,0231	828.476	0,0229	426.537	0,000
formação em Pedagogia	0,4744	828.476	0,4816	426.537	−0,007***
formação superior	0,7878	828.476	0,8178	426.537	−0,030***
reside área urbana	0,9017	813.316	0,9171	419.689	−0,015***
sexo feminino	0,8345	828.476	0,8361	426.537	−0,002
possui mestrado ou doutorado	0,0077	652.661	0,0073	348.823	0,000
possui formação normal	0,1241	827.762	0,1042	426.250	0,020***
cor branca	0,3600	828.476	0,4064	426.537	−0,046***
com contrato efetivo	0,7685	814.241	0,7681	426.036	0,000
com contrato temporário	0,2249	814.241	0,2244	426.036	0,000

(continua)

Tabela A-1. (Continuação)

	Amostra sem nota ANA[a]		Amostra final[b]		
	Média	Observações	Média	Observações	Diferença
Características do professor de Matemática (4º ano)					
especialização	0,3215	719.595	0,3424	422.970	−0,021***
idade prof	41,23	719.595	41,46	422.970	−0,231***
formação em Matemática	0,0157	719.595	0,0159	422.970	−0,000
formação em Pedagogia	0,4965	719.595	0,5139	422.970	−0,017***
formação superior	0,7749	719.595	0,7991	422.970	−0,024***
reside área urbana	0,9099	719.595	0,9164	422.970	−0,007***
sexo feminino	0,8730	719.595	0,8780	422.970	−0,005***
possui mestrado ou doutorado	0,0053	719.595	0,0053	422.970	−0,000
possui formação normal	0,1338	719.595	0,1194	422.970	0,014***
cor branca	0,3642	719.595	0,3941	422.970	−0,030***
com contrato efetivo	0,7719	692.702	0,7752	422.146	−0,003***
com contrato temporário	0,2199	692.702	0,2159	422.146	0,004***

Tabela A-2. Probabilidade de ter professor com formação superior em função de características dos estudantes – Modelo Logit com efeito fixo de escola (Disciplina: Matemática).

	Logit (Amostra total)		Logit com FE		Escolas com alocação dita quase-aleatória	
	4º ano Coef	5º ano Coef	4º ano Coef	5º ano Coef	4º ano Coef	5º ano Coef
Nota ANA (em DP)	0,2176593***	0,1359584***	0,01559*	0,02907***	−0,02731	0,02028
	(0,00469)	(0,00549)	(0,00790)	(0,00799)	(0,03820)	(0,03495)
Aluno com defasagem idade-série	−0,2235675***	−0,1628408***	−0,00384	−0,05142**	−0,03369	−0,13277
	(0,01548)	(0,01836)	(0,02321)	(0,02368)	(0,10127)	(0,09319)
Já reprovou	−0,0217856	−0,0014328	−0,07157***	−0,04229*	−0,09975*	0,00393
	(0,01380)	(0,01635)	(0,02041)	(0,02088)	(0,08995)	(0,08415)
Já abandonou ano letivo	−0,080256***	−0,0535207***	−0,00480	−0,01717	−0,08276	0,05020
	(0,01873)	(0,02211)	(0,02829)	(0,02845)	(0,12875)	(0,11673)
# observações	452.688	464.091	144.357	141.093	5.595	6.574

Notas: Nota ANA (em DP) refere-se a nota obtida no exame de Matemática da ANA 2013, realizado ao final do 3º ano do EF. Variável aluno com defasagem idade-série, assume valor 1 caso o aluno possua defasagem, e 0, caso contrário; variável já reprovou e já abandonou ano letivo, medida pelo questionário da Prova Brasil 2015. Como todos os alunos da amostra não reprovaram no 3º nem no 4º ano, as informações referem-se a antes do 3º ano do EF.