



ECONOMIA APLICADA

BRAZILIAN JOURNAL OF APPLIED ECONOMICS

Vol. 25 – nº 1

Janeiro – Março 2021

ARTIGOS

Rotatividade de treinadores e o desempenho das equipes de futebol no Brasil

Caio Oliveira Azevedo, Aléssio Tony Cavalcanti de Almeida, Hilton Martins de Brito Ramalho

Padrões de modernização na agropecuária brasileira em 2006

Rodrigo Peixoto da Silva, Carlos Eduardo de Freitas Vian

The impact of postponing motherhood on women's income in Brazil

Juliana Lopes Andrade, Marina Silva da Cunha

Controle social da administração pública por agentes privados: avaliando o impacto dos observatórios sociais nas despesas dos municípios do Paraná

Renato Nunes de Lima Seixas, Marllon da Silva Banhos

Vulnerabilidade externa e os ciclos econômicos no Brasil pós-plano real

Gisele Ferreira Tiryaki, Diego Nunes Teixeira e Vinícius Ferreira de Araújo

ECONOMIA FEA-RP/USP



ECONOMIA APLICADA

Vol. 25 – nº 1 Janeiro – Março 2021

PAPERS

Head-coach turnover and the performance of football teams in Brazil

Caio Oliveira Azevedo, Aléssio Tony Cavalcanti de Almeida, Hilton
Martins de Brito Ramalho

Modernization patterns in Brazilian agriculture in 2006

Rodrigo Peixoto da Silva, Carlos Eduardo de Freitas Vian

The impact of postponing motherhood on women's income in Brazil

Juliana Lopes Andrade, Marina Silva da Cunha

**Social control of public administration by private agents: assessing
the impact of social observatories on the expenditure of
municipalities of Paraná**

Renato Nunes de Lima Seixas, Marllon da Silva Banhos

**External vulnerability and business cycles in Brazil after the real
plan**

Gisele Ferreira Tiryaki, Diego Nunes Teixeira e Vinícius Ferreira de
Araújo

ISSN 1980-5330



APOIO:



ECONOMIA APLICADA

Vol. 25 – nº 1

Janeiro – Março 2021

Editor

Eliezer Martins Diniz

Editores Associados

Edson Zambon Monte

Fernando Antonio de Barros Júnior

Reynaldo Fernandes

Eliezer Martins Diniz

Lízia de Figueirêdo

Sergio Naruhiko Sakurai

Conselho Editorial

Affonso Celso Pastore

USP

Cássio F. Camargo Rolim

UFPR

Clélio Campolina Diniz

CEDEPLAR

Eleutério F. S. Prado

USP

Francisco Anuatti Neto

USP/RP

Geraldo Sant'ana de Camargo Barros

ESALQ/USP

José Marcelino da Costa

NAEA/PA

Marcelo Portugal

UFRGS

Márcio Gomes Pinto Garcia

PUC/RJ

Paulo César Coutinho

UnB

Pierre Perron

Boston University

Ricardo R. Araújo Lima

UnB

Roberto Smith

UFCE

Rogério Studart

UFRJ

Sérgio Werlang

FGV/RJ

Victor Bulmer-Thomas

University of London

Antônio Barros de Castro

UFRJ

Cláudio Monteiro Considera

UFF

Denisard C. de Oliveira Alves

USP

Fernando de Holanda Barbosa

FGV-UFF

Geoffrey J. D. Hewings

University of Illinois

Gustavo Maia Gomes

IPEA

José A. Scheinkman

Princeton University

Maria José Willumsen

Florida International University

Mário Luiz Possas

UFRJ

Paulo Nogueira Batista Júnior

FGV/SP

Pedro Cesar Dutra Fonseca

UFRGS

Robert E. Evenson

Yale University

Rodolfo Hoffmann

ESALQ/USP

Russell E. Smith

Washburn University

Tomás Málaga

FGV/SP

Wilson Suzigan

Unicamp



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

Secretaria e Divulgação: Marlene Dietrich

Capa: Christof Gunkel

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

Diagramação: Manuelle Iamakami Peguini

Endereço

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

Avenida dos Bandeirantes, 3900, Ribeirão Preto, SP.

CEP 14040-905

Telefone: (0xx16) 3315-0407

E-mail: revecap@usp.br

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

FICHA CATALOGRÁFICA

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

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

Trimestral

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

ISSN 1980-5330

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

CDD 22.ed – 330.

ECONOMIA APLICADA

Vol. 25 – nº 1

Janeiro – Março 2021

ARTIGOS

- 5 **Rotatividade de treinadores e o desempenho das equipes de futebol no Brasil**
Caio Oliveira Azevedo , Aléssio Tony Cavalcanti de Almeida , Hilton Martins de Brito Ramalho
- 33 **Padrões de modernização na agropecuária brasileira em 2006**
Rodrigo Peixoto da Silva , Carlos Eduardo de Freitas Vian
- 65 **The impact of postponing motherhood on women's income in Brazil**
Juliana Lopes Andrade , Marina Silva da Cunha
- 93 **Controle social da administração pública por agentes privados: avaliando o impacto dos observatórios sociais nas despesas dos municípios do Paraná**
Renato Nunes de Lima Seixas , Marllon da Silva Banhos
- 115 **Vulnerabilidade externa e os ciclos econômicos no Brasil pós-plano real**
Gisele Ferreira Tiryaki, Diego Nunes Teixeira e Vinícius Ferreira de Araújo

ROTATIVIDADE DE TREINADORES E O DESEMPENHO DAS EQUIPES DE FUTEBOL NO BRASIL

CAIO OLIVEIRA AZEVEDO *
ALÉSSIO TONY CAVALCANTI DE ALMEIDA †
HILTON MARTINS DE BRITO RAMALHO ‡

Resumo

Este trabalho analisa as consequências de mudanças de treinadores no transcórre de uma competição. Foram usados dados de nove temporadas do futebol brasileiro, com indicadores de resultado dos times rodada-a-rodada e informações de casas de apostas. A partir das estimativas obtidas, foram percebidas melhoras em várias medidas de desempenho após a substituição de treinador, considerando o jogo seguinte à mudança. No entanto, esse efeito acaba sendo estatisticamente não significativo, quando analisado sobre uma maior quantidade de jogos após a mudança. Dessa forma, verifica-se que a mudança de treinador não se mostra uma estratégia efetiva de melhoria de desempenho.

Palavras-chave: rotatividade, técnico, desempenho, futebol, Brasil.
Códigos JEL: C15, C23, C55.

Abstract

This studies aims to evaluate the consequences of in-season changes of head-coach on the performance. Data from nine seasons were used, with turn-by-turn team result indicators and bookmaker information. From the estimates obtained, improvement in several measures of performance after the substitution of coach was noticed, considering the game following the change. However, this effect turns out to be statistically insignificant, when analyzed on a larger number of games after the change. Thus, it turns out that the change of coach does not show itself as an effective strategy to improve performance.

Keywords: turnover, head-coach, performance, soccer, Brazil.
JEL codes: C15, C23, C55.

DOI: <http://dx.doi.org/10.11606/1980-5330/ea171487>

* Programa de Pós-Graduação em Economia, Universidade Federal da Paraíba. E-mail: caio.azevedo@live.com

† Departamento de Economia, Universidade Federal da Paraíba. E-mail: alessio@ccsa.ufpb.br

‡ Departamento de Economia, Universidade Federal da Paraíba. E-mail: hilton@ccsa.ufpb.br

1 Introdução

Mundialmente o Brasil é conhecido como o “País do Futebol”, e essa paixão nacional é também uma preferência global, já que o futebol é a modalidade esportiva mais popular do planeta, seja pela maior quantidade de praticantes ao redor do mundo (FIFA 2007) ou pelo maior número de seguidores espalhados pelas redes sociais¹. A preferência em torno do futebol faz desse esporte um mercado valioso do ponto de vista econômico. Segundo dados da análise econômico-financeira dos clubes de futebol do Brasil, realizada por Itaú BBA (2018), os 20 clubes da primeira divisão do Campeonato Brasileiro em 2017 somaram uma receita bruta total de R\$ 4,93 bilhões, obtendo um crescimento real de 13,3% quando comparado ao ano anterior.

No Brasil, além de símbolo nacional ao lado do carnaval, o futebol exerce um papel social e econômico de extrema relevância. A produção de entretenimento ocasionada pelos jogos de futebol impacta não somente a cadeia de negócios envolvidos diretamente ao espetáculo, mas também tem reflexos, por externalidades, em outros diversos segmentos da economia, acarretando em geração de emprego e renda (Nascimento et al. 2015).

Tamanha a sua importância, enquanto fenômeno de interesse social e econômico, que nos últimos anos tem mostrado ser uma área densa para pesquisas científicas,² por permitir uma gama de análises pela regularidade, variabilidade e alta frequência de dados (Ter Weel 2011). Szymanski (2003), por exemplo, argumenta que os dados provenientes dos esportes podem fornecer informações importantes sobre o comportamento do mercado de trabalho e Kahn (2000) complementa denominando o setor de esportes como um valioso laboratório para o mercado de trabalho.

Nesse contexto, na análise de Guzmán (2006), os clubes de futebol são um tipo de negócio especial. Para o autor, diferentemente de empresas, que buscam apenas o bom desempenho financeiro, os clubes têm a obrigação imprescindível de obter êxito esportivo. É evidente que a existência de um clube de futebol está condicionada à obtenção de resultados financeiros satisfatórios, todavia, estes somente terão uma trajetória de crescimento sustentado mediante o bom desempenho esportivo.

Em tal caso, a busca pelo êxito esportivo, torna o técnico uma das figuras centrais no futebol, pelas diversas e importantes funções que exerce dentro de um clube. Além da incumbência de coordenar a formação da equipe, auxiliando no processo de dispensas, contratações e renovações de jogadores, cabe ao técnico a responsabilidade de liderança junto ao elenco e o desenvolvimento das opções táticas dentro dos jogos, escalando os atletas mais preparados.

Assim, se o papel desenvolvido por técnicos de futebol é preponderante ou não negligenciável para o êxito esportivo, conforme afirmam Anderson & Sally (2013), é de se esperar a troca em caso de resultados negativos sucessivos, objetivando um melhor desempenho (Rocha et al. 2009). Nesse caso, os diretores envolvidos no processo de decisão comparam o desempenho real às expectativas. Se acreditarem que o rendimento está abaixo do esperado, a probabilidade de uma substituição ocorrer aumenta (Van Ours & Van Tuijl 2016).

¹O termo *World Cup*, foi o mais buscado no ano de 2018 no Brasil e no mundo (Google 2018).

²Ver Szymanski & Kuper (2010), Dobson & Goddard (2001), Paola & Scoppa (2012)

No que tange às expectativas em relação aos técnicos de futebol, Van Ours & Van Tuijl (2016) mostraram que *odds* cotadas por sites de apostas são capazes de especificar expectativas imparciais sobre o desempenho de uma equipe. Convém destacar que apostadores são agentes racionais, que visam a maximização de seus ganhos dispondo de um conjunto grande de informações, não se restringindo somente a torcedores, que eventualmente poderiam exercer uma expectativa mais viesada.

O intuito então da utilização de probabilidades de apostas é quantificar a crença dos apostadores em relação a diversas características do time que são subjetivas, como a qualidade do elenco, o trabalho desenvolvido pelo técnico, a gestão da diretoria etc. Sendo assim, Van Ours & Van Tuijl (2016) demonstram empiricamente a boa adequação das probabilidades de *sites* de apostas como *proxy* para mensurar a expectativa de desempenho em relação ao time. Tal variável, denominada como "indicador de surpresa", capta a diferença entre o número de pontos conquistados no jogo e o valor esperado obtido pelas probabilidades dos *sites* de apostas.

Diante de todo exposto, é imediato perceber que os campeonatos de futebol profissional apresentam uma direção favorável para se investigar os efeitos das mudanças de técnicos. Nessa sequência, o caso do Brasil merece destaque, uma vez que as equipes da primeira divisão apresentam uma alta média de mudança de treinadores, de duas até quatro vezes maior que os clubes da elite do campeonato Alemão, Espanhol e Francês³. Dada a escassez de pesquisas direcionadas a campeonatos com alta rotatividade de treinadores, este trabalho visa avaliar os efeitos de mudanças dos técnicos sobre o desempenho dos principais clubes de futebol do Brasil. Para tanto, foram usados dados de nove temporadas (2009 a 2017) da primeira divisão do Campeonato Brasileiro.

Tomando por base Van Ours & Van Tuijl (2016), a estratégia empírica deste estudo é feita em dois estágios sequenciais, o primeiro é a aplicação de técnicas de pareamento baseadas no resultado do índice de surpresa acumulada dos clubes no campeonato e o segundo é a utilização do estimador de diferenças-em-diferenças (*diff-in-diff*) em uma estrutura de dados em painel, visando identificar o efeito da mudança de treinador.

Em termos de agregação de resultados para a literatura de Economia do Esporte, esta pesquisa se diferencia da literatura especializada sobre o assunto em dois aspectos principais: (i) ao usar dados referentes a mudanças de técnico no futebol brasileiro, que além de permitir trabalhar como um maior número de observações, traz uma relevância ao tema, devido a importância exercida pelo Brasil no futebol mundial; (ii) ao apresentar uma perspectiva inédita por meio da avaliação dos efeitos em diferentes maturidades de tempo.

Nesse último aspecto, avalia-se o efeito a partir de um jogo, dois jogos e assim sucessivamente, após a mudança de treinador e não somente o efeito ao final da temporada, conforme aplicado na literatura (Van Ours & Van Tuijl 2016, Besters et al. 2016). Portanto, o objetivo geral do artigo é avaliar o efeito médio da rotatividade de treinadores sobre o desempenho dos clubes brasileiros, efetuando análises jogo-a-jogo após a mudança.

Além desta introdução, este artigo se divide em mais 5 seções. A próxima apresenta a revisão da literatura, contextualizando todo o debate atual exis-

³Na temporada de 2018 do Campeonato Brasileiro foram feitas 29 mudanças de treinador, enquanto que na temporada 2017/2018 dos Campeonatos Alemão, Espanhol e Francês, ocorreram 9, 13 e 7 mudanças, respectivamente.

tente acerca do efeito da rotatividade de técnicos sobre o desempenho de equipes de futebol. Já a terceira seção, evidencia os procedimentos metodológicos, incluindo descrição dos dados e estratégia empírica. A quarta e quinta seção apresentam os resultados da pesquisa, enquanto a sexta seção expõe as considerações finais. Por fim, detalhes adicionais sobre a construção de dados e geração dos resultados, tabelas e figuras estão disponíveis em scripts em R e Python para replicação, contidos no Apêndice Suplementar e disponível na página https://github.com/caio-azevedo/rotatividade_treinadores.

2 Revisão da Literatura

Esta seção apresenta estudos seminais referentes à temática do presente artigo, além de contextualizar o histórico de desenvolvimento e contribuição de estudos empíricos acerca do efeito da rotatividade de técnicos sobre o desempenho de equipes de futebol.

De forma mais ampla, estudos baseados em dados esportivos não estão susceptíveis a uma única interpretação acerca da eficácia da rotatividade de técnicos no desempenho da equipe. Boa parte dos estudos analisando as ligas profissionais de futebol na Alemanha, Inglaterra e Holanda encontram comprovações de que a rotatividade de técnico não tem impacto sobre o desempenho da equipe (Salomo et al. 2000, Poulsen 2000, Bruinshoofd & Weel 2003). Além desses resultados, existem trabalhos, como Tena & Forrest (2007), que ao estudar o futebol profissional da Espanha, entre os anos de 2002 a 2005, demonstraram que a rotatividade causa impacto modesto no desempenho da equipe, sendo o efeito impulsionado apenas pela melhoria de performance durante os jogos como mandante.

Vale a pena ressaltar que estudos mais antigos sobre a rotatividade de técnicos são baseados em modelos simples, que não consideravam, por exemplo, a qualidade dos adversários que as equipes dos novos e dos antigos treinadores enfrentaram durante uma temporada. Aliás, tal variável pode ser bastante significativa para explicar os efeitos da demissão sobre o desempenho das equipes e, portanto, caso essa qualidade seja desconsiderada, as estimativas obtidas poderão ser tendenciosas (Paola & Scoppa 2012).

Nesse sentido, estudos mais recentes passaram a levar em consideração essa constatação. Koning (2003), por exemplo, investigando o futebol holandês durante as temporadas 1993/94 à 1997/98 e controlando pela qualidade dos adversários, concluiu que a alteração de técnico acarreta na queda de desempenho da equipe. Já Balduck et al. (2010) não encontraram efeitos na demissão de técnicos ao estudar os dados do futebol belga, entre as temporadas de 1998 a 2005. Mesma conclusão foi a de Paola & Scoppa (2012) ao analisar o futebol italiano entre as temporadas de 1997 a 2009. Nesse caso, controlaram a qualidade dos adversários ao considerar a posição na tabela das equipes na temporada passada ou os pontos acumulados até a rodada considerada.

Outro problema econométrico que era desconsiderado em trabalhos mais antigos é que técnicos não são demitidos aleatoriamente e sim após uma sequência de maus desempenhos de sua equipe (Audas et al. 1999, Dobson & Goddard 2001, D'Addona & Kind 2014). A esse respeito, é comum observar que sequências de resultados excepcionalmente baixos são estatisticamente seguidas por uma recuperação, esse fenômeno é conhecido como regressão à média, ou seja, resultados que tendem a estar mais próximos da média. Logo, mode-

los *naive* que simplesmente comparam a performance anterior à dispensa do técnico com o desempenho após a demissão, pode levar a conclusões errôneas, visto que os resultados poderiam ter melhorado também sem a demissão do técnico.

Quando levamos em conta o fato de que a demissão de um treinador não é um evento puramente exógeno, ao estudar a eficácia da rotatividade de técnicos, o critério pelo qual foi demitido deve ser levado em consideração. Geralmente, os estudos que consideram os critérios ou a seletividade das demissões, utilizam a estratégia de determinar um grupo de controle com técnicos que não foram demitidos, mesmo que tenham obtido desempenho insatisfatório semelhante ao desempenho daqueles que efetivamente foram dispensados.

Van Ours & Van Tuijl (2016), estudando o futebol profissional holandês por 14 temporadas (2000/2001 - 2013/2014), corrigem os dois problemas relacionados, controlando a qualidade dos adversários e também a seletividade das demissões por meio da definição de um contrafactual. Primeiramente, investigam se o indicador de surpresa acumulada, que captura a soma das diferenças entre o número de pontos conquistados e o valor esperado de pontos, baseado nas probabilidades de sites de apostas, é um determinante para a demissão de técnicos.

Nesse contexto, apresentam como novidade uma estratégia para combinar as mudanças reais de técnico com as observações contrafactuais, por meio da utilização do indicador de surpresa acumulada. Em consonância com a maioria dos estudos anteriores, os autores concluem que o desenvolvimento de performances em torno do tempo da substituição do treinador está sujeito à regressão à média. Entretanto, esse estudo se baseia em um campeonato de futebol com baixa rotatividade de técnico e, além disso, não ocorre distinção se há ou não efeitos da rotatividade em diferentes maturidade de tempo. Sendo assim, este artigo visa preencher essas duas lacunas.

Já em relação a estudos que utilizam o futebol brasileiro, pouco, relativamente, foi produzido até o momento na temática de economia do esporte diante da relevância do Brasil no cenário do futebol mundial. Ainda assim, é possível destacar alguns trabalhos seminais, como é o caso do estudo desenvolvido por Giovannetti et al. (2006), Rocha et al. (2009).

O primeiro estudo mede a fidelidade das torcidas brasileiras. A ideia dos autores é investigar se a decisão dos torcedores de ir ao estádio assistir a partida do seu time é influenciada pela probabilidade de vitória do mesmo. Em caso de resposta afirmativa, considera-se o torcedor como infiel. Concluindo que as torcidas são predominantemente fiéis, sendo exceção as torcidas de alguns poucos clubes.

Já o segundo estudo utiliza um modelo de economia política para explicar a permanência dos treinadores no futebol brasileiro. De acordo com a análise empírica e em consonância com as previsões do modelo teórico, a atuação de um treinador é fundamental para determinar a sua continuidade no clube, ou seja, foi possível concluir que o fator mais importante na determinação da gestão de um treinador é precisamente o seu desempenho enquanto comandante de sua equipe.

Além disso, em linha com os trabalhos seminais, recentemente alguns autores têm juntado esforços para introduzir a teoria econômica no estudo do futebol brasileiro e colaborar com a temática da Economia do Esporte, podendo destacar os estudos desenvolvidos por Alves et al. (2019), Araujo et al. (2018), Gasparetto & Barajas (2018).

3 Procedimentos Metodológicos

3.1 Dados

Os dados acerca do futebol brasileiro não estão disponíveis oficialmente de forma estruturada, sendo assim, sua coleta exigiu a adoção de técnicas de *web scrapping* (mineração de dados não estruturados da Web), além de diversas rotinas para verificar a consistência dos dados obtidos. Portanto, devido à questão de estruturação dos textos disponíveis, os dados empregados neste trabalho foram oriundos de duas fontes principais, que são: (a) Wikipédia⁴; (b) dados de sites de apostas⁵. Os dados coletados da Wikipédia configuram um conjunto de variáveis que formam uma base de dados de mudanças de técnico. Já as informações obtidas dos sites de apostas descrevem os jogos – datas, horário, placar e *odds* (risco) para o mandante, visitante e empate. A partir destes, são obtidas as probabilidades de vitória, empate e derrota.

O método mais comumente usado para transformar *odds* cotadas pelos apostadores em estimativas de probabilidade é a BN (*Basic normalization*) – dividindo as probabilidades inversas pelo seu somatório total (Štrumbelj 2014).

$$Pr_j = \frac{\frac{1}{odds_j}}{\left(\frac{1}{odds_v} + \frac{1}{odds_d} + \frac{1}{odds_e}\right)}, \quad j \in [v, d, e] \quad (1)$$

com j representando vitória (v), derrota (d) e empate (e).

Após a obtenção de tais probabilidades (equação (1)), as mesmas foram usadas no cálculo do valor esperado de pontos (equação (2)) em cada partida realizada, de tal modo:

$$E(\text{pontos}) = 3 \times Pr_{\text{vitoria}} + 1 \times Pr_{\text{empate}} \quad (2)$$

Nesse sentido, o denominado indicador de surpresa é expresso pela diferença entre o número de pontos conquistado no jogo e o esperado (Van Ours & Van Tuijl 2016). Portanto, o indicador de surpresa acumulada trata-se simplesmente da soma acumulada da equação (3) por jogo, para o time analisado.

$$\text{Surpresa} = \text{pontos} - E(\text{pontos}) \quad (3)$$

A base de dados, então, foi formada por meio dos dados elencados acima correspondente a nove temporadas – de 2009 até 2017 – da Primeira Divisão do Campeonato Brasileiro de Futebol. Cada temporada contém 20 clubes que competem de acordo com um formato de todos contra todos, resultando em 380 jogos por ano e um total de 3.420 partidas no período considerado.

É importante ressaltar que por se tratar de dados não estruturados e coletados de diversas fontes, foi necessário executar diversas rotinas de conferência

⁴Disponível em: https://pt.wikipedia.org/wiki/Campeonato_Brasileiro_de_Futebol. Acesso em: 16 jun. 2018.

⁵Disponível em: <https://www.oddsportal.com/soccer/brazil>. Acesso em: 10 nov. 2018.

⁶No futebol, por definição da FIFA (Federação Internacional de Futebol), cada vitória rende ao time 3 pontos, enquanto que um empate e uma derrota, rendem 1 e 0 ponto, respectivamente. Essa regra passou a valer no futebol desde a Copa do Mundo de 1994.

dos dados obtidos, a fim de estabelecer garantias de que a base de dados formada não continha erros.

Um exemplo importante para garantir a fidedignidade dos dados foi a junção das duas bases de dados obtidas. Inicialmente se construiu duas bases, a primeira contendo informações sobre os jogos e a segunda sobre as mudanças de técnicos. Nesse sentido, era importante garantir que na junção entre as tabelas, as correspondências fossem feitas corretamente.

Para tanto, foi desenvolvido um código de identificação com o intuito de facilitar a junção. Em síntese, este é formado por meio da concatenação das variáveis: ano, rodada, time mandante, time visitante e uma variável binária, que assume o valor 1, se o time analisado for o mandante, ou 2, caso ele seja o visitante. Usando como exemplo, o jogo entre Flamengo e Barueri na 13ª rodada do Campeonato Brasileiro de 2009, analisado sob a ótica do Flamengo, o código se formataria da seguinte forma: **200913FLABAR1**. Portanto, os códigos de identificação construídos em ambas as tabelas teriam o mesmo padrão, propiciando as correspondências corretas entre os dados de bases distintas.

Tabela 1: Relação das variáveis obtidas na base de dados de mudanças de técnico.

Variável	Descrição
cod	Código para a junção das tabelas.
time	O time que está sendo analisado na troca de técnico.
mt_antecessor	O nome do técnico que foi substituído.
mt_motivo	O motivo para a troca de técnico.
mt_ultimo_jogo	O último jogo do campeonato brasileiro anterior a troca.
condição	A condição do time que está sendo analisado, se é mandante ou visitante.
mt_sucessor	O nome do técnico que assumiu o time.
temporada	Ano ou temporada em que a troca de técnico foi realizada.
mt_data	A data que foi realizada a troca de técnico.
mt_rodada	A rodada a qual foi realizada a troca de técnico.
mt_posicao	A posição na rodada do time analisado após a computação do placar do jogo.

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da Wikipédia e da CBF.

Além disso, foram estabelecidas algumas variáveis por meio de técnicas de programação, como a posição do time e do adversário na rodada, que tiveram papel estratégico no desenvolvimento da pesquisa. Primeiro, pelo fato dessas serem importantes para medir a qualidade não observada entre clubes ou entre temporadas do mesmo clube e, segundo, por servirem como rotina de conferência, visto que a partir delas se tornou executável a geração da classificação final de cada ano, possibilitando assim a comparação com a classificação disponibilizada pela CBF (Confederação Brasileira de Futebol)⁷.

Por fim, obteve-se uma base de dados unificada com a descrição de cada jogo e com as mudanças de técnicos ocorridas por rodada em cada tempo-

⁷Disponível em:

Tabela 2: Relação das variáveis obtidas na base de dados de jogos.

Variável	Descrição
ccod	Código para junção das tabelas.
rodada	A rodada a qual a partida pertence.
temporada	Ano ou temporada em que o campeonato foi disputado.
data	A data da partida.
jogo	Os times que disputaram a partida.
placar	O placar final da partida.
odds_mandante	A <i>odds</i> média para a vitória da equipe mandante na partida.
odds_empate	A <i>odds</i> média para o empate na partida.
odds_visitante	A <i>odds</i> média para a vitória da equipe visitante na partida.
site_apostas	A quantidade de <i>sites</i> de apostas usados para o cálculo das <i>odds</i> médias.
time	O time que está sendo analisado.
pos_rodada	A posição na rodada do time analisado após a computação do placar do jogo.
pos_adv_rodada	A posição na rodada do time adversário após a computação do placar do jogo.
condicao	A condição do time que está sendo analisado, se é mandante ou visitante.
pts	A quantidade de pontos que o time analisado conquistou no jogo. 3 para vitória, 1 para empate e 0 para derrota.
vit	Se o time analisado venceu a partida ou não. 1 caso tenha vencido e 0 caso contrário.
diff_gols	O saldo de gols da partida para o time analisado, podendo ser negativo caso o time tenha perdido ou positivo caso contrário.
pr_vitoria	A probabilidade de vitória na partida para o time analisado, calculado por meio das <i>odds</i> obtidas.
pr_empate	A probabilidade de empate na partida, calculada por meio das <i>odds</i> obtidas.
e_pontos	Valor esperado de pontos.
surpresa	A surpresa obtida na partida.
cum_surpresa	O acumulado de surpresa até a rodada analisada.
cum_vit	O acumulado de vitórias até a rodada analisada.
cum_saldo	O somatório da diferença de gols, até a rodada analisada.

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da OddsPortal.com.

rada⁸. A relação das variáveis obtidas nas duas bases de dados – mudanças de técnicos e jogos – podem ser visualizadas nas tabelas 1 e 2, respectivamente.

3.2 Estratégia empírica

Sabendo que as estimativas que comparam o grupo de tratamento com um grupo de controle adequado levam a resultados mais consistentes em comparação com a abordagem do modelo *naive* (que não se preocupa com a construção de um cenário contrafactual), utilizou-se neste trabalho a abordagem empírica proposta por Van Ours & Van Tuijl (2016) para a identificação dos efeitos de uma mudança de técnico sobre o desempenho dos clubes de futebol no Brasil. Basicamente, essa abordagem combina técnicas de pareamento com modelos de painel com efeito fixo.

O método de pareamento tem por escopo construir grupos de controle que mais se assemelhem ao cenário de tratamento (mudança de treinador), tendo por base o indicador de surpresa acumulada. Em seguida, o modelo de regressão em painel, com estimador de *diff-in-diff* (diferença-em-diferença), possibilita incluir controle para a heterogeneidade não observada entre os clubes, propiciando uma estimativa mais robusta e consistente.

Estágio I – Modelo de pareamento

Segundo Gertler et al. (2018), o método de pareamento utiliza, essencialmente, técnicas estatísticas para criar um grupo de controle artificial. Para cada possível unidade do grupo de tratamento, procura-se encontrar uma unidade de não tratamento (ou conjunto destas) que possua semelhantes características observáveis.

Considere, por exemplo, o objeto deste estudo que é avaliar o impacto da mudança de técnico sobre o desempenho de um time. Como mencionado, a demissão de um técnico não é um evento puramente exógeno, logo, não existe uma regra concreta para explicar o por que alguns são demitidos e outros não.

Nesse contexto, os métodos de pareamento permitem identificar o conjunto de observações onde os técnicos que não foram demitidos mais se parecem com as observações daqueles que de fato foram demitidos, utilizando como base as características disponíveis. Assim, essas observações pareadas, de técnicos que não foram demitidos, passam a ser o grupo de controle.

Portanto, determinar um bom par para cada mudança de técnico requer aproximar o máximo possível as características que explicam a decisão para tal alteração. Nesse sentido, se a quantidade de características relevantes observáveis for muito grande ou se cada característica assumir muitos valores, pode ser difícil identificar um pareamento para cada uma das unidades do grupo de tratamento. Essa situação é denominada como problema da dimensionalidade. (Rosenbaum & Rubin 1983, Gertler et al. 2018)

Nesse sentido, Rosenbaum & Rubin (1983) propuseram a utilização de uma função de X que resumisse toda a informação contida em tal vetor. Assim, sugeriram o denominado método de pareamento por score de propensão (em inglês, *Propensity score matching* - PSM), ou seja, que a função de X

⁸Para fins de transparência, os dados usados nesta pesquisa se encontram disponíveis para download em: https://github.com/caio-azevedp/rotatividade_treinadores/blob/master/data/base.csv.

representasse a probabilidade de receber o tratamento, dado o conjunto de características observáveis.

A partir de então, é calculado o escore de propensão⁹ para todas as observações, o que viabiliza o pareamento das observações que tiveram mudança de técnico com as que não tiveram, de acordo com a proximidade do escore de propensão. Portanto, os escores de propensão são utilizados como uma forma de parear os grupos de tratamento e de controle, para isso, é necessário que existam observações (ou elementos) no grupo de controle, que tenham características similares às observações do grupo de tratamento, tal condição é denominada como sobreposição.

No caso do presente artigo, o interesse está em estimar a probabilidade de um técnico ser demitido, dado certas características de interesse, como o índice de surpresa acumulada, no intuito de obter o escore de propensão de cada observação. Diante das evidências sobre a análise dos determinantes para a demissão de técnico na literatura internacional, como Van Ours & Van Tuijl (2016), Besters et al. (2016), e nas estimativas disponíveis no Apêndice A. para o caso do Brasil¹⁰, admite-se que a surpresa acumulada seja um fator exógeno relacionado com a demissão do técnico. Nessas condições, os escores de propensão do técnico ser demitido foram estimados via MQG (Mínimos Quadrados Generalizados), em que a função de densidade acumulada seguiu uma distribuição logística - Modelo *Logit*.

Convém no entanto destacar, que as observações são pareadas de acordo com a proximidade de seus escores e para isso existe uma extensa lista de algoritmos¹¹ que auxiliam nesse processo, sendo o mais usual a técnica do vizinho mais próximo (*Nearest Neighbor*), adotada neste estudo.

Desse modo, o próximo passo para a identificação dos grupos foi determinar as correspondências de cada observação que tinha mudança de técnico, com observações que não tinham alteração do treinador. E assim, o algoritmo adotado selecionou os cinco vizinhos mais próximos, tendo em vista a minimização da distância de *Mahalanobis* para os escores de propensão obtidos (Rosenbaum & Rubin 1983, Gertler et al. 2018).

Nessas condições, cada uma das 225 mudanças de técnicos poderia estar associada a no máximo 5 observações contrafactuais. Por outro lado, para a construção de um grupo de controle que fosse válido, era necessário impor requisitos, no sentido de associar uma substituição de técnico a um único caso contrafactual. Com esse objetivo, seguimos uma abordagem semelhante à adotada em Van Ours & Van Tuijl (2016).

Nessa abordagem, para que a observação contrafactual fosse válida, era necessário que cumprisse os seguintes requisitos: (i) a observação diz respeito ao mesmo clube, mas decorre de uma temporada diferente; (ii) a consistência com as mudanças de técnicos reais exige que se exclua a correspondência com uma observação anterior ao quinto jogo e posterior 34ª partida.

Finalmente, das 225 mudanças de técnicos ocorridas no Campeonato Brasileiro de Futebol no período entre 2009 a 2017, 140 obtiveram um contrafac-

⁹É importante observar que geralmente as probabilidades previstas de pertencimento ao grupo (ou escore de propensão) são obtidas com regressão logística (Gertler et al. 2018, Menezes et al. 2016).

¹⁰Por meio dessa análise pode se concluir que a surpresa acumulada é determinante para a rotatividade de técnico para os dados do Brasil, assim corroborando sua utilização como covariável para o cálculo do escore de propensão no processo de pareamento.

¹¹Alguns exemplos são *Caliper and Radius, Stratification e Kernel*

tual válido, ou seja, pouco mais de 62% do total amostrado. Dessa maneira, a amostra analisada por meio do modelo descrito no próximo estágio, foi reduzida aos casos detectados pelos critérios supramencionados de pareamento entre grupos de tratamento e de controle.

Estágio II – Painel de efeito fixo com estimador diff-in-diff

Para estabelecer os efeitos da demissão de um treinador no desempenho da equipe, começamos refletindo sobre a abordagem do modelo *naive* que simplesmente compara o desempenho de um clube antes e depois da dispensa do técnico, em uma mesma temporada. Essa abordagem serve como ponto de referência, porque ilustra o quão enganosa ela pode ser, ao não levar em conta a seletividade de uma demissão de técnicos e outros fatores contextuais.

Aliás, todo esse debate é importante, já que é comum presenciar na mídia esportiva em geral esse tipo de análise. Na temporada de 2018 do Campeonato Brasileiro, o modelo *naive* pode sugerir que a mudança de técnico do Palmeiras, Roger Machado por Luis Felipe Scolari (Felipão), no transcorrer da competição teve impacto causal sobre o resultado do clube na competição (em 2018, o Palmeiras foi o campeão). Nesse tipo de análise, se compara o antes e o depois da mudança (conforme tabela 3), no intuito de inferir acerca da eficácia da rotatividade de técnicos.

Tabela 3: Desempenho dos técnicos do Palmeiras na temporada do Campeonato Brasileiro de 2018.

	Roger	Felipão
Média de gols marcados	1,47	1,71
Média de gols sofridos	1	0,43
Desempenho como mandante	67%	100%
Desempenho como visitante	38%	64%

Fonte: Elaboração própria.

Com esse mesmo intuito, no entanto com o escopo de uma melhor identificação do efeito, foram estimados modelos lineares com dados em painel (equação (4)) em que a variável y_{ijk} representa o indicador de desempenho do clube i , na rodada j , temporada k . A variável t denota o período de tempo no qual o clube i se encontra, ou seja, assumindo valor um para rodada pós-mudança e valor zero, caso contrário. Como indicadores de desempenho foram utilizados na análise o número de pontos, a diferença de gols e se a partida foi vencida ou não.

$$y_{ijk} = \text{constante} + X'_{ijk}\alpha + \rho t_{ijk} + \epsilon_{ijk}, \quad (4)$$

A vantagem de jogar em casa é altamente relevante para o desempenho (Van Ours & Van Tuijl 2016), conseqüentemente, é incluído uma *dummy* (Mandante) que tem valor unitário para jogos disputados em casa e zero, caso contrário. Evidentemente, a qualidade do adversário também é primordial (Paola & Scoppa 2012) e esta é aproximada pela classificação do clube na rodada (pos_adv_rodada). As duas últimas variáveis são ambas incluídas no vetor X'_{ijk} .

Finalmente, α representa o vetor de estimativas dos parâmetros do modelo, com α_1 representando a estimativa do parâmetro da variável Mandante e α_2 o parâmetro estimado da variável pos_adv_rodada. ϵ_{ijk} o termo de erro e ρ é o parâmetro de interesse principal, indicando se uma mudança de técnico, nesse caso, tem efeito sobre o desempenho.

Utilizou-se o mesmo modelo proposto na abordagem *naive* (equação (4)), porém adicionando a variável T_{ijk} , que indica se houve ou não uma mudança de técnico. Ou seja, passa a se trabalhar com a noção de grupos de tratamento e controle, cuja a amostra analisada está restringida aos casos de contrafactuais validados pelo modelo de pareamento do estágio inicial.

$$y_{ijk} = constante + X'_{ijk}\alpha + \gamma T_{ijk} + \delta t_{ijk} + \beta(T_{ijk}t_{ijk}) + \epsilon_{ijk}, \quad (5)$$

É importante ressaltar que na equação (5), as variáveis T e t aparecem tanto isoladamente quanto interagidas. Com T isoladamente o parâmetro γ capta as diferenças da média de desempenho entre os casos em que houve a mudança e o contrafactual. Enquanto o parâmetro δ com t isolado interpreta a diferença de desempenho para o período anterior e posterior a mudança (real ou contrafactual). Em ambos os casos condicionados aos valores de X'_{ijk} e mantendo tudo o mais constante.

Já a introdução do termo de interação procura captar o que ocorreu especificamente com o grupo de tratamento no período pós-mudança, ou seja, se a média da variável de desempenho para esse grupo em particular tornou-se diferente após a troca de treinador. Portanto, β é o estimador de diferenças-em-diferenças (Menezes et al. 2016) e nessa análise é o parâmetro de interesse principal, visto que indica se uma mudança de técnico tem efeito causal sobre o desempenho do clube.¹²

Um ponto relevante é que a para a execução das análises em diferentes maturidades de tempo, foi primordial impor novas restrições às observações obtidas no primeiro estágio. Para a análise de um jogo, por exemplo, foi necessário impor que não poderia haver mudanças de técnico ocorridas uma rodada imediatamente anterior à rodada da observação contrafactual.

O motivo para tal restrição é que se estamos querendo capturar o efeito de uma mudança de técnico sobre o desempenho e se uma observação contrafactual tenha sofrido uma alteração de técnico na rodada imediatamente anterior, não temos como garantir se o efeito (caso exista), é causado por essa mudança ocorrida anteriormente. Sendo assim, na análise para um jogo, três observações contrafactuais foram excluídas juntamente com as respectivas observações do grupo de tratamento.

Para facilitar o entendimento dessa restrição, segue exemplo de um caso encontrado. Na 15ª rodada da temporada de 2017, o clube Vitória-BA demitiu o até então técnico, Alexandre Gallo, após uma derrota em casa para o Grêmio por 3 a 1. Como observação contrafactual o modelo de pareamento sugeriu a 17ª rodada da temporada de 2014 para o Vitória-BA. No entanto, na 16ª rodada dessa temporada, o referido clube realizou uma troca de técnico após uma derrota. Logo, pela restrição imposta, excluiu-se ambas observações (real e contrafactual) do grupos de tratamento e controle.

O mesmo procedimento foi realizado nas análises para mais jogos. Na análise de dois jogos, 19 observações contrafactuais foram excluídas juntamente

¹²Para um maior detalhamento algébrico consulta Apêndice B.

com as respectivas observações do grupo de tratamento, pelo mesmo critério relacionado anteriormente. Nesse caso, cabe um adendo, pois foi utilizada uma janela de restrição maior. Isto é, foram excluídas da análise observações contrafactuais que tinham mudanças de técnico ocorridas até duas rodadas imediatamente anterior a essa observação ou também uma rodada imediatamente posterior.

Enquanto que na análise de três jogos, 39 observações contrafactuais com as suas respectivas observações do grupo de tratamento foram excluídas. Novamente, o critério é o mesmo utilizado nas análises anteriores, porém nesse caso a janela foi ainda maior, considerando até 3 rodadas imediatamente anterior à rodada da observação contrafactual ou também até 2 rodadas imediatamente posterior a essa mesma observação.

Esse processo seguiu para as N ¹³ análises efetuadas, nas quais o critério é o mesmo utilizado anteriormente, tendo como única alteração a ampliação da janela de restrição. Nesse caso, considera-se até N rodadas imediatamente anterior à rodada da observação contrafactual ou também $N - 1$ rodadas imediatamente posterior a essa mesma observação.

4 Resultados

4.1 Análise Descritiva

A base de dados construída possui um total de 6.840 observações (o sumário com as principais estatísticas descritivas dos dados, pode ser visualizado pela Tabela 4), obtidas a partir dos 3.420 jogos, tendo 225 mudanças de técnicos distribuídas conforme Tabela 5. Inicialmente, optou-se por fazer uma distinção entre demissões e saídas de técnicos, seja em casos de consentimento mútuo ou por motivações unilaterais (como convites para treinar outros clubes ou seleções).

O intuito para tal distinção é verificar se existe ou não sobreposição entre as densidades de núcleo para a surpresa acumulada considerando mudanças de técnico. Essa informação pode ser visualizada na Figura 1(a), que mostra as densidades para todas as observações, distinguindo entre observações nas quais não ocorreram mudança de técnico em azul, as com demissão, renúncia ou resignação de técnico em vermelho e aquelas em que houve a substituição por outros motivos em verde.

Claramente na Figura 1(a) visualiza-se uma área de sobreposição entre as três distribuições. Nos casos em que houve demissão, renúncia e resignação de técnico, boa parte da densidade está sobre uma surpresa acumulada mais negativa, sendo muito semelhante nas situações em que houve mudanças por outros motivos. Os casos em que não houve demissão estão centrados mais a direita e, portanto, mais concentrados na área de surpresa acumulada positiva.

Toda essa análise faz sentido, pois é esperado que a surpresa acumulada seja em média mais baixa para os casos em que houve demissão, renúncia ou resignação, quando comparada com os outros casos, entretanto, o essencial é que exista uma área de sobreposição entre as distribuições, afim de formar os grupos de tratamento e controle.

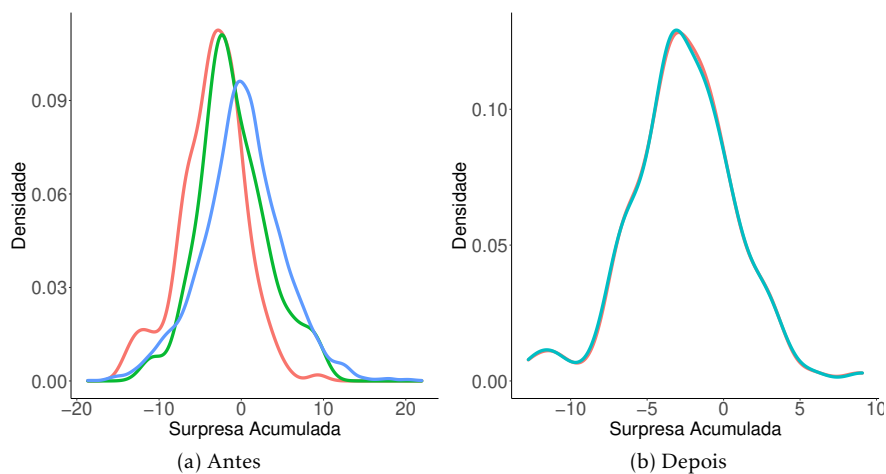
¹³O N total de análises foi de até 12 jogos pós-mudança de técnico.

Tabela 4: Estatísticas Descritivas

Variável	Mín.	1º Quartil	Mediana	Média	3º Quartil	Máx.
id_jogo	1	95,75	190,5	190,5	285,25	380
rodada	1	10	19,5	19,5	29	38
temporada	2009	2011	2013	2013	2015	2017
odds_mandante	1,11	1,65	1,97	2,097	2,39	9,88
odds_empate	2,93	3,25	3,37	3,517	3,66	7,28
odds_visitante	1,29	2,95	3,82	4,322	5,26	18,02
site_apostas	1	8	11	10,82	13	16
pos_rodada	1	5	10	10,4	15	20
pos_adv_rodada	1	5	10	10,4	15	20
pts	0	0	1	1,366	3	3
vit	0	0	0	0,365	1	1
diff_gols	-6	-1	0	0	1	6
pr_vitoria	0,05	0,24	0,353	0,365	0,479	0,823
pr_empate	0,12	0,255	0,277	0,269	0,287	0,32
e_pontos	0,277	1,002	1,353	1,365	1,718	2,596
surpresa	-2,471	-0,969	-0,347	0	1,159	2,632
cum_surpresa	-18,676	-2,955	-0,036	-0,015	2,966	21,947
cum_pts	0	13	25	26,6	39	81
cum_vit	0	3	7	7,104	10	24
cum_saldo	-58	-5	0	0	5	42

Fonte: Elaboração própria.

Figura 1: Densidades da Surpresa Acumulada considerando mudanças de técnico antes e depois do pareamento.



Fonte: Elaboração própria.

Pela Figura 1(b), pode-se observar uma quase total sobreposição da densidade da surpresa acumulada após a realização do pareamento, em que a densidade dos tratados está representada pelo contorno azul e dos não tratados em vermelho. Portanto, por meio da análise gráfica é possível afirmar a boa qualidade do pareamento por meio da condição de sobreposição das distribuição dos grupos de tratamento e controle.

A Tabela 5 fornece informações sobre o número de demissões e outras mudanças de técnicos por temporada. O número de mudanças de técnicos varia de 19 na temporada 2012 para 32 na temporada 2010 e 2015.

Tabela 5: Distribuição de frequências para as mudanças de técnico no Campeonato Brasileiro de Futebol entre 2009 e 2017.

Temporada	Demissões	Saídas	Outros motivos	Nº de mudanças total
2009	12	6	4	22
2010	15	4	13	32
2011	13	7	1	21
2012	13	5	1	19
2013	19	4	1	24
2014	18	4	1	23
2015	22	4	6	32
2016	14	6	9	29
2017	19	1	3	23

Fonte: Elaboração própria.

É interessante observar o quão rico em termos de amostra é o futebol brasileiro, no que tange à possibilidade de se analisar os efeitos de mudanças gerenciais. Além de estar entre as principais ligas de futebol profissional do mundo e ser reconhecidamente uma das mais disputadas¹⁴, é também a liga com a maior média de mudança de treinadores, quando comparada com as principais ligas de futebol do mundo conforme pode ser visualizado na Tabela 6.

Tabela 6: Mudanças de treinadores nas principais ligas de futebol do mundo em 14 temporadas - 2000/2001 a 2013/2014.

	Média	Mínimo	Máximo
Holanda (<i>Eredivise</i>)	4,2	2	7
França (<i>Ligue Um</i>)	4,7	3	10
Inglaterra (<i>Premier League</i>)	5,6	3	9
Alemanha (<i>Bundesliga</i>)	6,6	4	10
Espanha (<i>La Liga</i>)	6,7	4	9
Bélgica (<i>Jupiler League</i>)	6,9	3	9
Itália (<i>Serie A</i>)	8,4	5	12

Fonte: Van Ours & Van Tuijl (2016).

Sendo assim, devido ao grande número de trocas de técnicos presente no futebol brasileiro, a análise sobre o efeito da rotatividade de técnico se dará por meio de uma análise em diferentes maturidades de tempo - curto, médio e longo prazo.

¹⁴Em um levantamento próprio, observou-se que das 20 equipes que disputaram o Campeonato Brasileiro em 2018, 16 já foram campeãs nacional.

4.2 Efeitos da demissão do técnico no desempenho da equipe

Análise de um jogo pós-mudança

A Tabela 7 apresenta as estimativas dos parâmetros de regressão linear do modelo *naive* em que o grupo de controle é ignorado. Como dito anteriormente, das 140 mudanças de técnico que inicialmente tiveram um contrafactual válido, três foram excluídas da análise de curto prazo. Portanto, foram utilizadas 137 mudanças de técnico na análise de um jogo pós-mudança.¹⁵

Tabela 7: Análise da Regressão: Modelo *naive* - indicadores de desempenho de um jogo pós-mudança.

	Variável dependente:		
	Pontos (1)	Diferença de gols (2)	Vitória (3)
α_1	0,587*** (0,128)	0,981*** (0,159)	0,169*** (0,047)
α_2	0,077*** (0,011)	0,091*** (0,014)	0,024*** (0,004)
ρ	0,498*** (0,127)	0,499*** (0,159)	0,193*** (0,047)
Constante	-0,305** (0,154)	-2,076*** (0,192)	-0,175*** (0,057)
Observações	274	274	274
R ²	0,249	0,264	0,198
Erro Padrão residual (df = 270)	1,052	1,314	0,388
Estatística F (df = 3; 270)	29,805***	32,275***	22,179***

Fonte: Elaboração própria. Nota: *p<0,1; **p<0,05; ***p<0,01.

De acordo com a Tabela 7, todas as estimativas de parâmetro para a análise das mudanças de técnicos para um jogo são estatisticamente significativas, ou diferentes de zero. As equipes têm maior chances de vencer uma partida de uma equipe que ocupa uma posição mais baixa na tabela de classificação. Para cada posição mais baixa na tabela, o clube ganha 0,077 pontos, enquanto a probabilidade de ganhar aumenta com 2,4% e a diferença de gols aumenta para 0,091. Se uma equipe joga em casa, espera-se receber mais 0,587 pontos do que em um jogo fora de casa contra o mesmo oponente, enquanto a equipe tem uma probabilidade 16,9% maior de vencer e tem uma diferença de gols que é 0,981 maior.

Conforme estimativa do parâmetro ρ na Tabela 7, há evidências que comprovam que o parâmetro é estatisticamente significativo e, portanto, é possível afirmar que depois de uma mudança de treinador, o desempenho da equipe é em média melhor do que antes sua troca. O número de pontos por partida é 0,498 maior, a probabilidade de ganhar é 19,3% maior e a diferença de gols é 0,5 maior.

A Tabela 8 contém estimativas dos parâmetros para as medidas de desempenho propostas, introduzindo um grupo de controle na análise. Igualmente a análise anterior, as estimativas de parâmetro da posição do adversário na

¹⁵É importante ressaltar, que a abordagem *naive* poderia ser realizada utilizando todas as 225 mudanças de técnicos ocorridas entre as temporadas 2009 e 2017. Porém, por um critério de equidade, foram utilizadas apenas as mudanças de técnicos que possuíam um contrafactual válido. Nesse sentido, foram amostradas 274 observações que se referem as partidas anterior e posterior as mudanças de técnico.

tabela de classificação e do efeito de uma partida em casa são estatisticamente significativas e muito semelhantes às obtidas na Tabela 7. Devido a isso, optou-se por não focar na análise das estimativas de tais parâmetros, evitando repetições.

Tabela 8: Análise da Regressão: *diff-in-diff* - indicadores de desempenho de um jogo pós-mudança.

	Variável dependente:		
	Pontos (1)	Diferença de gols (2)	Vitória (3)
α_1	0,706*** (0,093)	1,004*** (0,115)	0,210*** (0,035)
α_2	0,075*** (0,008)	0,085*** (0,010)	0,023*** (0,003)
γ	-0,332** (0,132)	-0,327** (0,162)	-0,129** (0,049)
δ	0,119 (0,132)	0,179 (0,162)	0,039 (0,049)
β	0,381** (0,186)	0,322 (0,229)	0,155** (0,070)
Constante	-0,006 (0,133)	-1,701*** (0,164)	-0,056 (0,050)
Observações	548	548	548
R ²	0,238	0,240	0,178
Erro Padrão residual (df = 542)	1,090	1,343	0,407
Estatística F (df = 5; 542)	33,807***	34,194***	23,430***

Fonte: Elaboração própria. Nota: *p<0,1; **p<0,05; ***p<0,01.

Na análise por grupos, a amostra conteve 548 observações, em que 274 destas eram referentes ao primeiro jogo anterior e posterior à mudança efetiva de técnico (grupo de tratamento) e 274 observações referentes ao primeiro jogo anterior e posterior à ausência de tratamento (grupo de controle).

O objetivo da análise é captar o que ocorreu especificamente com o grupo de tratamento no período pós-mudança, ou seja, se a média da variável de desempenho para esse grupo em particular tornou-se diferente após a mudança de treinador. Portanto, o parâmetro β capta o impacto da mudança.

Nesse sentido, conforme Tabela 8, das 3 medidas de desempenho propostas na análise de um jogo pós-mudança, apenas duas delas tiveram estimativas para o parâmetro β estatisticamente significativas, são essas: Pontos e Vitória. Portanto, há evidências que depois de uma mudança de técnico, o desempenho da equipe é em média melhor do que antes da troca. Quando comparado os grupos de tratamento e de controle, verificou-se que o primeiro teve 0,381 pontos a mais por partida e a probabilidade de vitória foi maior em 15,5%. Os resultados encontrados não estão em consonância com os obtidos em Van Ours & Van Tuijl (2016), em que não foram encontradas diferenças após a mudança de treinador.

Logo, diante tais evidências surge o seguinte questionamento: o fato de a mudança gerencial melhorar o desempenho em um curtíssimo prazo pode explicar a grande quantidade de demissões de técnicos no futebol brasileiro? Para respondê-lo, é necessário primeiramente entender as razões do por que técnicos são demitidos de qualquer maneira. Uma possível razão para tal questão é de que alguns clubes contratam sem critério e assim demitem sem

compromisso. A falta de um critério na escolha de um treinador dificulta principalmente a execução ou continuidade de um padrão de trabalho. A pressão incessante por resultados imediatos faz com que alguns diretores de clubes busquem a substituição gerencial, sem qualquer compromisso, porém reconhecendo que essa pode ser eficaz de imediato, conforme os resultados obtidos na análise de um jogo.

Isso está relacionado a uma explicação teórica para o fenômeno da sucessão de lideranças denominada “Ciclo Vicioso” (Grusky 1960, 1961). Tal ideia encara a mudança de treinador como um processo desestabilizador e interruptivo das organizações. Isso devido principalmente à assimilação aos novos métodos de trabalho introduzidos pelo novo treinador. Nesse caso, os elementos das organizações terão que se adaptar a mudança, impactando nas práticas já estabelecidas e aprendidas. Isso terá efeito direto no desempenho da equipe, o que pode contribuir para uma sucessão de resultados negativos, tendo como possível consequência uma nova mudança de treinador.

Análise de dois jogos pós-mudança

É importante destacar algumas alterações quando comparada a análise anterior. Primeiramente, foram selecionadas as 2 partidas imediatamente anteriores à mudança de técnico – real e fictícia – e também as 2 partidas posteriores à mudança. A partir de então, as variáveis dependentes Pontos e Vitória estão em percentual, ou seja, Pontos representa a proporção de pontos conquistados sobre a quantidade máxima possível e Vitória representa a proporção de vitórias em 2 partidas, enquanto a variável dependente Diferença de gols representa a soma da diferença de gols em 2 partidas.

Em segundo lugar, fazendo uso da equação (5) foram realizadas mudanças nas variáveis independentes com o objetivo de juntar, nesse caso, dois jogos em uma única observação. A variável Posição do adversário, então, passa a representar a média aritmética das posições dos adversários em 2 rodadas. Já a variável Mandante é a proporção de jogos em casa dentre 2 rodadas, enquanto que as demais variáveis continuam com a mesma formatação da análise para um jogo. As mesmas alterações foram realizadas na análise para mais jogos.

Igualmente realizado na análise anterior, foram estimados os parâmetros da análise de regressão sem a inclusão do estimador *diff-in-diff*, no entanto, optamos por desconsiderar a apresentação da tabela afim de evitar demasias. Sendo apenas importante observar que conforme os resultados, há evidências que possibilitam afirmar que depois de uma mudança de treinador, o desempenho da equipe – nas 3 medidas – é melhor do que antes da troca.

Porém, como o objetivo é considerar a seletividade das demissões, é essencial verificar o que ocorre ao determinar um grupo de controle de técnicos que não foram demitidos. Conforme os resultados expostos na Tabela 9, das 3 medidas de desempenho propostas na análise, duas delas tiveram estimativa para o parâmetro β estatisticamente significativa ao nível de 10%. Portanto, há evidências que depois de uma mudança de técnico, aumenta-se a proporção de pontos em 8,8% e de vitórias em 12%, em média.

Para a outra medida de desempenho – Diferença de gols, nada se pode afirmar acerca da relação entre a mudança de técnico e a melhora de desempenho, visto que não rejeitamos a hipótese de que o parâmetro associado a essa variável seja estatisticamente igual a zero.

Tabela 9: Análise da Regressão: *diff-in-diff* - indicadores de desempenho para dois jogos pós-mudança.

	Variável dependente:		
	Pontos (1)	Diferença de gols (2)	Vitória (3)
α_1	0,138*** (0,030)	0,950*** (0,219)	0,130*** (0,034)
α_2	0,024*** (0,003)	0,180*** (0,023)	0,023*** (0,004)
γ	-0,080** (0,036)	-0,419 (0,258)	-0,096** (0,040)
δ	0,063* (0,035)	0,575** (0,257)	0,056 (0,040)
β	0,088* (0,050)	0,393 (0,364)	0,120** (0,057)
Constante	-0,001 (0,051)	-3,368*** (0,369)	-0,063 (0,057)
Observações	484	484	484
R ²	0,190	0,187	0,152
Erro Padrão Residual (df = 478)	0,276	1,999	0,311
Estatística F (df = 5; 478)	22,373***	21,920***	17,118***

Fonte: Elaboração própria. Nota: *p<0,1; **p<0,05; ***p<0,01.

Análise de três jogos pós-mudança

Assim como ocorreu nas análises anteriores, as estimativas do parâmetro de mudança de técnico no modelo *naive* foram estatisticamente significativas e, portanto, há evidências que garantem a existência de melhora no desempenho da equipe após a mudança de técnico.

Já ao considerar a abordagem por grupos – tratamento e controle – das 3 medidas de desempenho propostas na análise de três jogos pós-mudança, nenhuma delas teve estimativa para o parâmetro β estatisticamente significativa, conforme os resultados expostos na Tabela 10. Portanto, não se pode afirmar que uma mudança de técnico tem efeito causal sobre o desempenho da equipe, após três partidas.

É importante ressaltar que foram feitas análises para 4 jogos ou mais pós-mudança, no entanto, assim como ocorreu já com a análise para três jogos, não encontrou-se evidências que demonstrem que a mudança de técnico tem efeito causal sobre o desempenho da equipe e, portanto, optou-se por ignorar a apresentação dos resultados, deixando ao leitor mais exigente a opção de visualizar os resultados a partir do endereço https://github.com/caio-azevedo/rotatividade_treinadores.

É importante ressaltar que o aumento da janela de análise torna mais difícil a obtenção de um contrafactual válido (pelo grande número de trocas de técnico) e como consequência o tamanho da amostra será menor. Logo, a não significância do parâmetro β pode estar relacionada ao aumento do erro padrão ocasionado pela redução da amostra.

Aqui, depara-se com a seguinte situação: se a rotatividade gerencial não tem efeito sobre o desempenho, por que técnicos são demitidos? Os argumentos podem ser vários, porém uma explicação teórica bastante comum na literatura de rotatividade gerencial, denominada “Bode Expiatório” (Gamson & Scotch 1964), pode explicar bem essa situação.

Tabela 10: Análise da Regressão: *diff-in-diff* - indicadores de desempenho de três jogos pós-mudança.

	Variável dependente:		
	Pontos (1)	Diferença de gols (2)	Vitória (3)
α_1	0,111*** (0,021)	1,308*** (0,244)	0,091*** (0,024)
α_2	0,025*** (0,004)	0,240*** (0,042)	0,024*** (0,004)
γ	-0,066** (0,030)	-0,630* (0,348)	-0,073** (0,034)
δ	0,103*** (0,030)	1,183*** (0,347)	0,107*** (0,034)
β	0,053 (0,043)	0,300 (0,491)	0,072 (0,049)
Constante	-0,037 (0,054)	-5,208*** (0,613)	-0,099 (0,061)
Observações	404	404	404
R ²	0,233	0,203	0,188
Erro Padrão residual(df = 398)	0,216	2,465	0,244
Estatística F (df = 5; 398)	24,179***	20,311***	18,488***

Fonte: Elaboração própria. Nota: *p<0,1; **p<0,05; ***p<0,01.

De acordo com essa explicação, diretores de clubes quando confrontados com um mau desempenho de suas equipes, tendem a expor os técnicos como o principal culpado, no intuito de amenizar a pressão ou descontentamento por parte dos torcedores. Esse fenômeno acaba por estabelecer um mecanismo de transferência de culpa das diretorias para os treinadores, quando na verdade, os maiores responsáveis pela gestão do clube por um todo, o que inclui a qualidade da equipe, são os diretores. Assim, os técnicos parecem ser demitidos por motivos alheios à sua influência.¹⁶

Outra provável razão é a concepção errada por parte de diretores. Como visto, o fenômeno denominado regressão à média causa a impressão que o desempenho após uma mudança gerencial é frequentemente melhor do que antes. Portanto, persiste um pensamento de que mudanças, em grande parte das vezes, são bem-sucedidas. E como visto, um modelo *naive* que simplesmente compara a performance anterior à dispensa do técnico com o desempenho após a demissão pode levar a conclusões errôneas ou diferentes, quando comparadas as análises que utilizam um grupo de controle com observações contrafactuais.

Fato é que uma comparação antes e depois sem considerar um contrafactual é enganosa do ponto de vista das pesquisas científicas, porém, independentemente de serem erradas, não são necessariamente enganosas na percepção de diretores, torcedores e meios de comunicação de massa, que desconsideram a avaliação de impacto por meio de um grupo de controle. E como observado, utilizando o modelo *naive*, a mudança de técnico teve impacto sobre o desempenho, logo dá total embasamento as percepções errôneas.

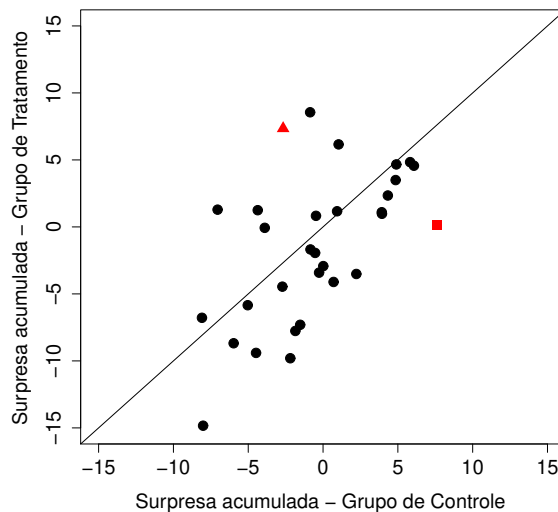
¹⁶Para uma discussão mais detalhada sobre o assunto utilizando como cenário o futebol brasileiro, ver Rocha et al. (2009).

5 Heterogeneidade nos efeitos: alguns exemplos

Os resultados obtidos na seção anterior – Análise de três jogos pós-mudança – revelam que, em média, a rotatividade de técnico não tem associação com o desempenho da equipe. Porém, no caso brasileiro, tal como observado por Besters et al. (2016) para a Liga Inglesa, existe uma clara heterogeneidade nos efeitos de mudanças gerenciais quando observamos de maneira individualizada. A Figura 2 apresenta a dispersão de todas as 31 mudanças incluídas na amostra considerando a análise para oito jogos pós-mudança. O eixo vertical refere-se à surpresa acumulada no oitavo jogo após a mudança de técnico. Enquanto, o eixo horizontal indica a surpresa acumulada no oitavo jogo do cenário contrafactual.

Por uma questão de clareza, foi adicionada uma diagonal centrada na origem que indica que as coordenadas dos eixos são iguais. Portanto, observações acima da linha representam casos em que o grupo de tratamento se saiu melhor que o grupo de controle, o que sugere que as mudanças foram eficazes. Já as observações abaixo da linha representam casos em que a mudança de técnico foi ineficaz, ou seja, o grupo de tratamento se saiu pior que o grupo de controle. Além disso, a proximidade das observações com a linha diagonal indica que as mudanças (reais e fictícias) tiveram o mesmo desempenho.

Figura 2: Dispersão dos pares amostrados na Análise de LP.

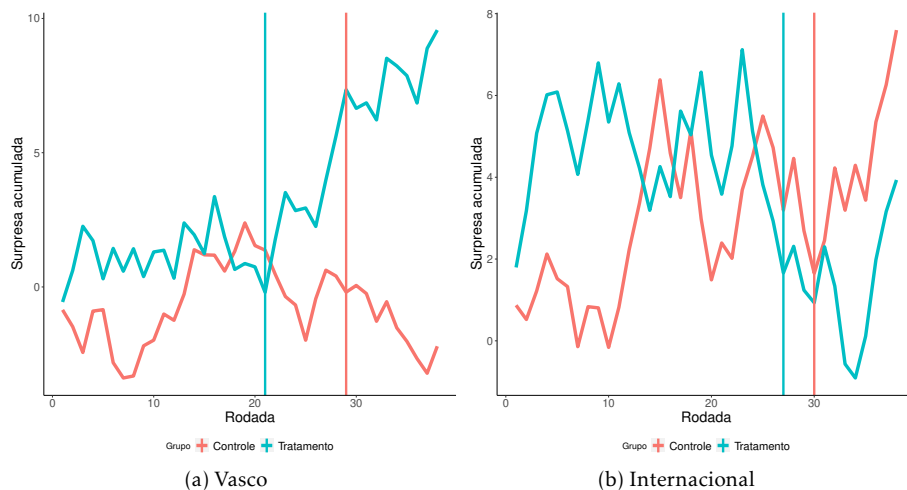


Fonte: Elaboração própria.

Por meio da Figura 2, é possível observar que boa parte das observações estão bastante próximas da linha diagonal. Tal constatação confirma o resultado encontrado na análise com uma maturidade de tempo menor (3 jogos pós-mudança) que, em média, uma mudança de técnico não tem efeito sobre o desempenho. No entanto, um alto número de observações está a uma distância expressiva da diagonal, o que sugere que algumas mudanças são eficazes, enquanto outras são contraproducentes.

Nesse sentido, torna-se importante investigar se há ou não razões específicas para a eficácia da rotatividade gerencial. Para isso, selecionou-se duas substituições de técnico com resultados distintos para uma análise específica: 1) caso do Vasco da Gama (assinalado com triângulo vermelho na Figura 2) com a temporada 2017 e com o contrafactual na temporada de 2010; 2) caso do Internacional (ilustrado com quadrado vermelho na Figura 2) com a temporada 2009 e com o contrafactual na temporada 2014. A Figura 3 descreve a trajetória dos resultados desses dois casos.

Figura 3: Estudos de caso: análise da surpresa acumulada.



Fonte: Elaboração própria.

A Figura 3(a) mostra que a partir da mudança de técnico na temporada de 2017 (linha vertical azul), Milton Mendes por Zé Ricardo, a surpresa acumulada passa a ter um comportamento de crescimento¹⁷, enquanto ocorre o contrário com a surpresa acumulada da mudança contrafactual (linha vertical vermelha) na temporada de 2010. Um dos motivos que pode explicar a ascensão do Vasco na temporada de 2017 foi a briga para evitar mais um rebaixamento na história do clube para série B, enquanto que na temporada de 2010, apesar de não ter tido bons resultados, o clube não chegou a brigar contra o rebaixamento.

Por sua vez, a Figura 3(b) mostra que a partir da mudança de técnico na temporada de 2009 (linha vertical azul), Tite por Mário Sérgio, a surpresa acumulada mantém o padrão de queda até quase o fim do campeonato, tendo uma ascensão nas rodadas finais, enquanto ocorre o contrário com a surpresa acumulada da mudança contrafactual (linha vertical vermelha) na temporada de 2014, que ao manter o técnico na 30ª rodada teve acréscimos sucessivos na surpresa acumulada. Um dos motivos que pode explicar a recuperação do Internacional em 2014 foi justamente a goleada sofrida para o arquirrival Grêmio, já que a partir disso a equipe conquistou 5 vitórias consecutivas. Ou-

¹⁷ Apesar da desconfiança com o novo técnico, a equipe comandada por Zé Ricardo teve uma ascensão de performance (conforme pode ser verificado pelas expectativas das casas de apostas) e em 17 partidas obteve 8 vitórias, 7 empates e apenas 2 derrotas, ou seja, um aproveitamento de 60,7% de pontos disputados, terminando o campeonato na 7ª colocação. Garantindo, inclusive, a classificação para a fase preliminar da Libertadores da América do ano seguinte.

tro motivo que pode ser importante é que em 2014 o Internacional não tinha chances de título, visto que o Cruzeiro disparou na dianteira do campeonato, diferentemente de 2009. Logo, sendo um postulante ao título, cria-se uma maior expectativa de bons resultados. E foi o que ocorreu com o Internacional na temporada de 2009, quando teve derrotas em momentos onde todos esperavam por vitórias.

6 Considerações finais

Considerando que o caso brasileiro apresenta um comportamento atípico na taxa de rotatividade de treinadores, sobretudo quando se compara com os indicadores de equipes do campeonato Alemão, Espanhol, Inglês e Francês, temos um laboratório diferenciado para investigar o efeito das mudanças de técnicos sobre o desempenho dos clubes de futebol. Para isso, foram avaliados os efeitos da rotatividade em diferentes maturidades de tempo, a partir da comparação do desempenho na situação de tratamento com o cenário contrafactual construído, levando em conta dados da primeira divisão do futebol brasileiro entre as temporadas de 2009 e 2017.

Para a análise de um jogo após a troca, foram encontradas evidências de melhora no desempenho da equipe após a mudança de técnico. Em relação às análises para dois jogos ou mais não foram observadas diferenças no desempenho com o novo treinador. Logo, há evidências de eficácia da rotatividade gerencial sobre o desempenho no curtíssimo prazo, porém para maior maturação não se constatou evidências que garantam tal eficácia, sugerindo que resultados mais robustos da equipe estão potencialmente associados a um melhor planejamento dos jogadores e/ou outros fatores gerenciais.

Não obstante, existe um ponto relevante das evidências apresentadas neste estudo, que é justamente os diferentes resultados para curto, médio e longo prazo. Nesse sentido, é possível concluir que o fato de a mudança de técnico ser eficaz no aumento de desempenho, em curto prazo, pode traduzir a própria realidade do futebol brasileiro – de grande rotatividade de técnicos – por meio da busca de resultados imediatos. Ainda a esse respeito, foi encontrado heterogeneidade nos efeitos das mudanças gerenciais, sendo algumas eficazes e outras contraproducentes. Porém, tudo indica que os efeitos das mudanças, sejam eles positivos ou negativos, parecem estar relacionado a circunstâncias específicas e altamente imprevisíveis, conforme os casos apresentados para o Vasco da Gama e o Internacional.

Referências Bibliográficas

- Alves, J. F., Cirino, J. F. & Cassuce, F. C. C. (2019). Determinantes do aproveitamento final de pontos das equipes nos campeonatos brasileiro e argentino de futebol. *Economia Aplicada*, Ribeirão Preto, v. 23, n. 4, p. 113–144.
- Anderson, C. & Sally, D. (2013). *Os números do jogo: por que tudo o que você sabe sobre futebol está errado*. São Paulo: Paralela.
- Araujo, A. F., Shikida, C. D. & Ferreira, V. G. (2018). Determinantes das mudanças de liderança: o caso do Campeonato Brasileiro de Futebol. *RBF-Revista Brasileira de Futsal e Futebol*, São Paulo, v. 10, n. 37, p. 130–137.

Audas, R., Dobson, S. & Goddard, J. (1999). Organizational performance and managerial turnover. *Managerial and Decision Economics*, New Jersey, v. 20, n. 6, p. 305–318.

Balduck, A. L., Buelens, M. & Philippaerts, R. (2010). Short-term effects of midseason coach turnover on team performance in soccer. *Research Quarterly for Exercise and Sport*, Abingdon, v. 81, n. 3, p. 379–383.

Besters, L. M., Van Ours, J. C. & Van Tuijl, M. A. (2016). Effectiveness of in-season manager changes in English Premier League Football. *De Economist*, Cham, v. 164, n. 3, p. 335–356.

Bruinshoofd, A. & Weel, B. T. (2003). Manager to go? Performance dips reconsidered with evidence from Dutch football. *European Journal of Operational Research*, Amsterdam, v. 148, n. 2, p. 233–246.

Dobson, S. & Goddard, J. A. (2001). *The Economics of Football*. Cambridge: Cambridge University Press.

D'Addona, S. & Kind, A. (2014). Forced manager turnovers in English soccer leagues: a long-term perspective. *Journal of Sports Economics*, Los Angeles, v. 15, n. 2, p. 150–179.

FIFA (2007). *FIFA big count 2006*. Zurich: FIFA.

Gamson, W. A. & Scotch, N. A. (1964). Scapegoating in baseball. *American Journal of Sociology*, Chicago, v. 70, n. 1, p. 69–72.

Gasparetto, T. & Barajas, A. (2018). The Determinants of Sporting Success in the Brazilian Football League. *International Journal of Sport Finance*, Morgantown, v. 13, n. 2.

Gertler, P., Martinez, S., Premand, P., Rawlings, L. & Vermeersch, C. (2018). *Avaliação de impacto na prática*. Washington: BID.

Giovannetti, B., Rocha, B. P., Sanches, F. M. & Silva, J. C. D. (2006). Medindo a fidelidade das torcidas brasileiras: uma análise econômica no futebol. *Revista Brasileira de Economia*, Rio de Janeiro, v. 60, n. 4, p. 389–406.

Google (2018). *Ver o que esteve em alta em 2018 - Brasil*. Disponível em: <https://trends.google.com.br/trends/yis/2018/BR/>. Acesso em: 31 de janeiro de 2019.

Grusky, O. (1960). Administrative succession in formal organizations. *Social Forces*, Chapel Hill, v. 39, n. 2, p. 105–115.

Grusky, O. (1961). Corporate size, bureaucratization, and managerial succession. *American Journal of Sociology*, Chicago, v. 67, n. 3, p. 261–269.

Guzmán, I. (2006). Measuring efficiency and sustainable growth in Spanish football teams. *European sport management quarterly*, Abingdon, v. 6, n. 3, p. 267–287.

Itaú BBA (2018). *Análise econômico-financeira dos clubes de futebol brasileiros - 2018*. São Paulo. Disponível em: <https://www.itaubba-pt/noticias/noticias-e-conteudo/analise-economico-financeira-dos-clubes-de-futebol-brasileiros-2018>.

- Kahn, L. M. (2000). The sports business as a labor market laboratory. *Journal of Economic Perspectives*, Nashville, v. 14, n. 3, p. 75–94.
- Koning, R. H. (2003). An econometric evaluation of the effect of firing a coach on team performance. *Applied Economics*, Abingdon, v. 35, n. 5, p. 555–564.
- Menezes, N., Foguel, M., Barros, R. P., Lima, L. & Xavier Pinto, C. (2016). *Avaliação Econômica de Projetos Sociais*. São Paulo: Fundação Itaú Social.
- Nascimento, J. C. H. B., Nossa, V., Bernardes, J. R. & Sousa, W. D. (2015). A eficiência dos maiores clubes de futebol brasileiros: evidências de uma análise longitudinal no período de 2006 a 2011. *Contabilidade Vista & Revista*, Belo Horizonte, v. 26, n. 2, p. 137–161.
- Paola, M. & Scoppa, V. (2012). The effects of managerial turnover: evidence from coach dismissals in Italian soccer teams. *Journal of Sports Economics*, Los Angeles, v. 13, n. 2, p. 152–168.
- Poulsen, R. (2000). Should he stay or should he go? Estimating the effect of firing the manager in soccer. *Chance*, Abingdon, v. 13, n. 2, p. 29–32.
- Rocha, B. P., Sanches, F. A. M., Souza, I. V. & Silva, J. C. D. (2009). Political Economy and Tenure of Coaches in Brazilian Soccer. *Brazilian Review of Econometrics*, Rio de Janeiro, v. 29, n. 2, p. 145–169.
- Rosenbaum, P. R. & Rubin, D. B. (1983). The central role of the propensity score in observational studies for causal effects. *Biometrika*, Oxford, v. 70, n. 1, p. 41–55.
- Salomo, S., Teichmann, K. & Albrechts, C. (2000). The relationship of performance and managerial succession in the German Premier Football League. *European Journal for Sport Management*, San Marino, v. 7, p. 99–119.
- Štrumbelj, E. (2014). On determining probability forecasts from betting odds. *International Journal of Forecasting*, Amsterdam, v. 30, n. 4, p. 934–943.
- Szymanski, S. (2003). The assessment: the economics of sport. *Oxford Review of Economic Policy*, Oxford, v. 19, n. 4, p. 467–477.
- Szymanski, S. & Kuper, S. (2010). *Soccernomics*. London: Harper Collins.
- Tena, J. D. & Forrest, D. (2007). Within-season dismissal of football coaches: statistical analysis of causes and consequences. *European Journal of Operational Research*, Amsterdam, v. 181, n. 1, p. 362–373.
- Ter Weel, B. (2011). Does manager turnover improve firm performance? Evidence from Dutch soccer, 1986–2004. *De Economist*, Cham, v. 159, n. 3, p. 279–303.
- Van Ours, J. C. & Van Tuijl, M. A. (2016). In-season head-coach dismissals and the performance of professional football teams. *Economic Inquiry*, New Jersey, v. 54, n. 1, p. 591–604.

Apêndice A Determinantes da demissão de técnico

Fora utilizada no estudo dos determinantes da demissão de técnico análise de Regressão por meio dos Modelos *Probit* e *Logit*. O intuito desta utilização é apenas verificar se as variáveis já evidenciadas por outros autores são significativas ao estimar a probabilidade de um técnico ser demitido, em especial a surpresa acumulada, que fora utilizada como covariável para estimar o escore de propensão.

Tabela A.1: Análise da Regressão: Modelos *Probit* e *Logit*.

	Variável dependente:	
	Mudança de técnico	
	<i>Logit</i> (1)	<i>Probit</i> (2)
Surpresa acumulada	-0,044** (0,019)	-0,021** (0,009)
Pontos nos últimos 4 jogos	-0,302*** (0,041)	-0,135*** (0,019)
Derrota como mandante	0,657*** (0,159)	0,297*** (0,075)
Saldo de gols	-0,464*** (0,061)	-0,215*** (0,029)
Posição do adversário	0,053*** (0,014)	0,023*** (0,007)
Constante	-3,309*** (0,277)	-1,777*** (0,127)
Observações	5.400	5.400
Log verossimilhança	-661,389	-661,869

Fonte: Elaboração própria. Nota: *p<0,1; **p<0,05; ***p<0,01.

Apêndice B Magnitude do impacto em um modelo DD

Considere o modelo DD por meio de regressão linear, conforme abaixo:

$$Y_{it} = X'_{it}\alpha + \gamma T_i + \rho t_t + \beta(T_i t_t) + \epsilon_{it}, \quad (\text{B.1})$$

em que t denota o período de tempo no qual o indivíduo (ou unidade de observação) i se encontra, assim a variável t é binária, assumindo valor um no período pós-programa e valor zero, caso contrário. Já T também é uma variável binária que assume valor unitário, se o indivíduo é tratado, e zero, caso contrário.

Logo considerando tais informações, temos o valores esperados condicionais, como:

Tratamento, pré-programa:

$$E[Y|X, T = 1, t = 0] = X'\alpha + \gamma + E[\epsilon|X, T = 1, t = 0] = X'\alpha + \gamma \quad (\text{B.2})$$

Tratamento, pós-programa:

$$\begin{aligned} E[Y|X, T = 1, t = 1] &= X'\alpha + \gamma + \rho + \beta + E[\epsilon|X, T = 1, t = 1] \\ &= X'\alpha + \gamma + \rho + \beta \end{aligned} \quad (\text{B.3})$$

Controle, pré-programa:

$$E[Y|X, T = 0, t = 0] = X'\alpha + E[\epsilon|X, T = 0, t = 0] = X'\alpha \quad (\text{B.4})$$

Controle, pós-programa:

$$E[Y|X, T = 0, t = 1] = X'\alpha + \rho + E[\epsilon|X, T = 0, t = 1] = X'\alpha + \rho \quad (\text{B.5})$$

em que considerou a hipótese de média condicional nula, ou seja, $E[\epsilon|X, T, t] = 0$. Assim, calculando a dupla diferença:

$$\begin{aligned} [(X'\alpha + \gamma + \rho + \beta) - (X'\alpha + \gamma)] - [(X'\alpha + \rho) - (X'\alpha)] \\ = \rho + \beta - \rho = \beta \end{aligned} \quad (\text{B.6})$$

PADRÕES DE MODERNIZAÇÃO NA AGROPECUÁRIA BRASILEIRA EM 2006

RODRIGO PEIXOTO DA SILVA *
CARLOS EDUARDO DE FREITAS VIAN †

Resumo

Este trabalho estabeleceu 9 clusters de municípios brasileiros com base em 30 indicadores de modernização agropecuária e os classificou de acordo com suas condições produtivas. Os resultados indicam forte heterogeneidade no meio rural. Mais da metade dos estabelecimentos agropecuários se enquadra nos três clusters mais vulneráveis, com condições produtivas precárias. Eles se concentram nas regiões Norte e Nordeste e representam apenas 25% do PIB agropecuário. Por outro lado, os três clusters mais modernos representam 19% dos estabelecimentos, 12% da área utilizável e 22% do emprego rural, mas representam 32% do PIB agropecuário e se concentram nas regiões Sul e Sudeste.

Palavras-chave: análise de clusters, heterogeneidade, agropecuária.

Códigos JEL: Q16, Q18, C38.

Abstract

This work established 9 clusters of Brazilian municipalities based on 30 indicators of agricultural modernization and classified them according to their productive conditions. Results indicated strong heterogeneity in rural areas. More than half of agricultural establishments fall into the three most vulnerable clusters, with poor productive conditions. They are concentrated in the North and Northeast and represent only 25% of agricultural GDP. On the other hand, the three most modern clusters represent 19% of establishments, 12% of arable area and 22% of rural employment, but represent 32% of agricultural GDP and are concentrated in the South and Southeast.

Keywords: cluster analysis, heterogeneity, agriculture.

JEL codes: Q16, Q18, C38.

DOI: <http://dx.doi.org/10.11606/1980-5330/ea160541>

* Doutor em Economia Aplicada pela Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz Universidade de São Paulo – ESALQ/USP; Pesquisador associado ao Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA – desde dezembro de 2020) e ao Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada (CEPEA – ESALQ/USP). E-mail: rodrigo.peixoto@hotmail.com

† Professor Doutor do Departamento de Economia, Administração e Sociologia da Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz Universidade de São Paulo – ESALQ/USP. E-mail: cefvian@usp.br

1 Introdução

A modernização agropecuária brasileira foi bastante discutida pela literatura econômica na década de 1980, após o ápice do uso de instrumentos de política agrícola, como o crédito rural subsidiado, as aquisições e controle de estoques de gêneros agropecuários por parte do governo federal e a criação de agências de pesquisa, desenvolvimento, assistência técnica e extensão rural como a Embrapa (Bacha 2004, Kageyama 1990). O auge do processo de modernização se deu entre 1960 e 1970 e gerou uma nova dinâmica econômica e produtiva, estabelecendo um perfil idealizado a ser alcançado pelos produtores rurais (Almeida 1997, Bacha 2004, Balsan 2006).

Todavia, o pacote de políticas de modernização não se adequava às especificidades de grande parte dos produtores e todo esse esforço governamental teve como resultantes, por um lado, o paulatino aumento da produtividade e a maior inserção internacional de algumas cadeias produtivas e, por outro, o atraso tecnológico de produtores que não conseguiu se adequar ao perfil idealizado pelas políticas públicas.

Passada a fase áurea de política agrícola dos anos 1960 e 1970, orientada pelo crédito de custeio e investimento fartos, garantia de preços mínimos e fortes estímulos à adoção de práticas e insumos modernos no meio rural, a década de 1980 foi marcada pela crise do endividamento estatal e crise inflacionária. A década de 1990, por sua vez, foi caracterizada pela abertura econômica, estabilização macroeconômica e mudança no modelo de incentivos (Helfand & Rezende 2001).

Após a abertura econômica, a classe de produtores que teve as condições e realizou as ações necessárias para se tornar moderna e competitiva, consolidou-se na agricultura brasileira. Os demais, que não se adequaram ao modelo, foram assolados pela competição interna e externa e pelo fim de políticas de incentivos e proteção à produção (Helfand & Rezende 2001).

Trabalhos como os de Hoffmann & Kassouf (1989*a,b*), Hoffmann & Kageyama (1985), Hoffmann (1992), Souza & Lima (2003) analisaram os drivers da modernização agropecuária à época, sistematizando esse processo, definindo seus aspectos mais relevantes e classificando as unidades da federação e/ou microrregiões em cada um dos aspectos identificados. A comparação macrorregional realizada aponta para a região Centro-Sul como a principal beneficiária das políticas de modernização adotadas pelo governo brasileiro e, como consequência, região mais produtiva da agropecuária no Brasil.

Nas regiões onde a modernização se intensificou houve redução de pobreza, embora o próprio processo de modernização esteja relacionado positivamente com o aumento da desigualdade de renda no meio rural (Hoffmann & Kageyama 1985). Esses trabalhos, no entanto, não permitem a análise das características e disparidades intrarregionais devido à desagregação de dados utilizada.

Posteriormente, vários autores realizaram análises semelhantes sob um recorte regional mais restrito, porém com uma desagregação de dados ao nível de municípios. Embora não realizem a comparação entre as unidades da federação ou regiões administrativas, os autores apontam para a presença de heterogeneidade intrarregional em cada recorte espacial analisado e para as adversidades enfrentadas pelos produtores, mesmo em regiões consideradas modernas.

Souza & Khan (2001) corroboram essa argumentação para o estado do Maranhão, enquanto Llanilo et al. (2006) apontam que, mesmo no caso do Paraná, apontado como beneficiário das políticas de modernização, a heterogeneidade produtiva é ainda expressiva. Ferreira et al. (2004) estabeleceram 10 clusters de microrregiões distintas em termos de modernização no estado de Minas Gerais, demonstrando a ampla heterogeneidade existente dentro do estado, o que é corroborado por Cruz et al. (2006). Destacam essa heterogeneidade também Paz et al. (2006) para o estado do Rio Grande do Sul.

Se, por um lado, a análise macrorregional da modernização agropecuária oculta uma parcela de seus efeitos dentro das unidades regionais, por outro, um recorte regional restrito e com desagregação municipal dificulta a comparação com o restante do território brasileiro.

Nesse sentido, o presente trabalho teve o objetivo de identificar grupos homogêneos de municípios através de uma análise de clusters, considerando um conjunto de 30 variáveis referentes a 4.535 municípios¹ (81% do total brasileiro), assumidas como indicadores relevantes da modernização agropecuária brasileira presentes no Censo Agropecuário de 2006, fornecendo um mapeamento detalhado dos grupos com distintos graus de modernização na agropecuária e servindo de suporte/diagnóstico para a formulação de políticas que visem o desenvolvimento socioeconômico dos produtores mais vulneráveis e a redução da heterogeneidade produtiva e econômica no meio rural brasileiro.

1.1 O processo e as políticas de modernização

No século XIX e início do século XX, a agricultura brasileira se caracterizava pela produção de poucos produtos destinados à exportação, organizados em torno do “Complexo Rural”, em que todos os bens intermediários e meios de produção eram provenientes do próprio setor agrícola (Silva 1996). Esse setor era, portanto, autônomo e orientado pelos preços internacionais dos gêneros agrícolas exportados. Com preços favoráveis, os recursos (homens, animais de trabalho, terras etc.) eram direcionados para a produção de exportação; com preços desfavoráveis esses recursos eram realocados para atividades que garantiam a subsistência da força de trabalho e a reprodução das condições materiais da unidade produtiva (Kageyama 1990). Em suma, toda a dinâmica era centrada no meio rural, seja para exportação, seja para subsistência.

A agropecuária representava o setor dinâmico da economia brasileira e teve, até a década de 1950, uma trajetória de desenvolvimento baseada na utilização extensiva de terra e mão de obra e de técnicas tradicionais no processo produtivo (Franco e Pereira, 2008), com exceção de alguns gêneros. As tecnologias mais sofisticadas eram restritas, por exemplo, a casos como o do café para exportação (Silva & Botelho 2014).

O processo de modernização da agropecuária brasileira que se iniciou em meados do século XX possibilitou o aumento expressivo da produtividade², da produção de alimentos e demais gêneros agrícolas, e foi responsável por

¹Parte dos municípios não apresentava dados disponíveis para uma ou mais variáveis e, portanto, foi excluída da amostra, chegando-se a uma parcela de 81% do total de municípios. Vale destacar que parte expressiva desses dados faltantes se referem a municípios nos quais a agropecuária tem participação reduzida, como pequenos municípios praianos, ilhas e municípios muito urbanizados. Ainda assim, fica reconhecida esta limitação de dados.

²De acordo com Gasques (2010), o aumento da Produtividade total dos Fatores entre 1970 e 2006 foi da ordem de 124%.

tornar o Brasil um dos principais players no agronegócio mundial e por contribuir significativamente para a balança comercial.

Por outro lado, mudou a dinâmica centrada no Complexo Rural, induzindo os produtores brasileiros a adotarem um pacote tecnológico específico, baseado no uso de fertilizantes e defensivos químicos e na mecanização das atividades produtivas. Nascia o Complexo Agroindustrial.

Esse processo foi coordenado pelo Estado via agências de planejamento, bancos oficiais e institutos de pesquisa. Foram décadas de coordenação das ações por meio de políticas e subsídios regionais e setoriais, políticas de garantia de preço e de pesquisa e extensão agropecuária.

Uma vez internalizado o D_1 industrial (indústria pesada), iniciou-se, a partir de 1950, um processo de internalização do D_1 agrícola, que se intensificou nos anos 1960, com a atração e instalação de fábricas de tratores e implementos, filiais de multinacionais e fábricas de fertilizantes e defensivos, com uma participação expressiva do Estado brasileiro (Bacha 2004).

Intensificou-se, então, o processo de modernização, pautado na atuação do Estado e com o objetivo de conectar os diversos setores da economia (primário, secundário e terciário) e facilitar a acumulação de capital (Silva & Botelho 2014). Buainain (1999) aponta que os aspectos que deram origem a essa “intervenção planejada” vinham configurando-se desde a década de 1950, a partir da criação do BNDES, da atuação do Grupo de Trabalho para o Desenvolvimento do Nordeste (posterior SUDENE) e do aparato institucional utilizado para viabilizar o Plano de Metas.

Os objetivos de tal intervenção eram bastante claros: “*promover a expansão da oferta agropecuária, a expansão e diversificação das exportações e assegurar a normalidade do abastecimento doméstico*” [...] que seriam alcançados “*através da modernização da base técnica, fortalecimento da agroindústria e incorporação de novas terras*” (Buainain 1999, p. 120-121). De acordo com Almeida (1997), a modernização da agricultura esteve ancorada em quatro noções básicas: crescimento/desenvolvimento econômico e político; abertura técnica, econômica e cultural; especialização e dependência da produção a montante, a jusante e com a sociedade global; e o surgimento de um perfil de agricultor individualista e competitivo.

Isso resultou, anos depois, na criação do Sistema Nacional de Crédito Rural (SNCR), em 1965, que, dentre outras medidas, estabeleceu o direcionamento de 10% de todos os depósitos à vista dos bancos comerciais para o financiamento agrícola, além de fontes secundárias do Tesouro Nacional que se estabeleciam conforme as demandas. Esse direcionamento teve forte efeito na expansão de crédito rural até o final da década de 1970 – crescimento real de 329% entre 1970 e 1979 (Kageyama 1990) – período no qual essa foi a principal política agrícola de modernização. De acordo com Martine & Garcia (1987, p. 22), o “*principal instrumento que viabilizou o novo modelo agrícola, calcado na tecnificação e utilização maciça de insumos industriais [...] foi o crédito rural*”.

De acordo com Kageyama (1990), o crédito subsidiado (com taxas de juros sempre abaixo da taxa de inflação) foi o instrumento utilizado pelo Estado para intervir na alocação de fatores sob a lógica das estratégias de modernização. A concessão de crédito era condicionada ao uso ou aquisição dos chamados insumos modernos – sementes selecionadas, insumos químicos, planos de correção do solo e investimentos em maquinário.

As linhas de crédito para investimento (máquinas e mudança da base técnica) e custeio (consumo corrente de sementes selecionadas, fertilizantes e outros insumos) tiveram participação majoritária na composição do crédito. O crédito para comercialização, por sua vez, era concedido via Empréstimos do Governo Federal (EGF) e teve menor participação (25% do crédito rural), com o objetivo de formar/transformar as cooperativas e indústrias (Kageyama 1990) e de financiar a estocagem dos produtos em épocas em que os preços de mercado ficam abaixo de um mínimo estabelecido.

De acordo com Bacha (2004, p. 65) “Durante as décadas de 70 e 80, o crédito rural beneficiou, principalmente, as culturas de exportação, as regiões Sul e Sudeste e os médios e grandes produtores rurais”. Isso ocorreu porque esses produtores apresentavam o perfil adequado ao plano macroeconômico do Governo Federal de incentivo às exportações: os produtos integrados ao mercado internacional (soja, milho, café, cana-de-açúcar, trigo e arroz) eram cultivados no Centro-Sul brasileiro por médios e grandes produtores, que possuíam maior capacidade administrativa e facilidade na tomada de empréstimos (Bacha 2004), devido às garantias concretas que poderiam oferecer como contrapartida.

O processo de modernização, portanto, se deu de forma diferenciada, tanto entre as diversas regiões brasileiras, quanto com relação aos produtos “escolhidos” para receber maior apoio estatal, beneficiando alguns grupos de produtores. Segundo Silva et al. (1983), o padrão tecnológico não foi totalmente absorvido pelos pequenos produtores nem mesmo planejado para eles, devido às escalas mínimas de produção requeridas, à insuficiência de recursos próprios (produtivos e financeiros) e à dificuldade de acesso por parte desses produtores às principais e mais atrativas fontes de financiamento.

A crise econômica da década de 1980 e início dos anos 1990 intensificou as disparidades entre os produtores modernos e aqueles que não acompanharam a dinâmica da modernização, além de restringir a atuação do Estado, agora preocupado com o ambiente hiperinflacionário e com as graves crises econômicas que enfrentava, reestruturando ou mesmo restringindo grande parte das políticas voltadas à modernização agropecuária.

Em meados de 1990, o governo passou a reorientar algumas das políticas no sentido de minimizar falhas de mercado e alguns dos próprios efeitos colaterais das políticas prévias de modernização, como a elevada concentração de terras, de renda e a heterogeneidade produtiva no campo. A partir de 1994, o governo distribuiu 8,7 milhões de hectares para 370 mil famílias, valor superior à toda a terra distribuída entre 1964 e 1994 (Helfand & Rezende 2001).

Foi criado também o Programa Nacional de Fortalecimento da Agricultura Familiar (Pronaf), maior programa de financiamento da agricultura familiar no Brasil, visando prover os recursos financeiros para o desenvolvimento dessa grande parcela de produtores (84,4% em 2006 (IBGE – Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística 2009)) que, a princípio, estariam desfavorecidos perante aos demais. De acordo com Wedekin (2005), entre as safras 2002/03 e 2004/05, as operações do Pronaf cresceram de 926 mil para 1,62 milhões, enquanto o montante de recursos passou de R\$ 2,2 bilhões para R\$ 6,2 bilhões.

O marco da retomada das políticas de crédito aos produtores rurais foi, no entanto, a maior participação do Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico e Social (BNDES) no financiamento rural, apoiado nos recursos do Fundo de Amparo ao Trabalhador (FAT). De acordo com Wedekin (2005), o financia-

mento via MAPA-BNDES passou de R\$ 342 milhões na safra 1999/00 para R\$ 5,2 bilhões na safra 2004/05 e, somando-se os demais recursos, o crédito para investimento na agropecuária atingiu os R\$ 8,0 bilhões na safra 2004/05.

De acordo com Delgado (2012), os anos 2000 foram marcados por um projeto centrado na agropecuária, mesmo quando comparado ao período de industrialização da agricultura da época dos militares, no qual a modernização da agropecuária era elemento complementar à industrialização do país. A argumentação destaca, por exemplo, a presença de uma bancada ruralista ativa (Frente Parlamentar da Agropecuária), a promoção do agronegócio para as massas via mídias, o fortalecimento do SNCR através de ações centralizadoras de capital às cadeias do agronegócio via BNDES e a passividade de instituições como o INCRA, IBAMA e FUNAI (Delgado 2012).

Dessa forma, a política agrícola implementada nos anos 2000, teve, por um lado, frentes voltadas à redução de disparidades, mas, por outro, manteve esforços no sentido de estimular e dar suporte aos produtores modernos e mais integrados aos mercados mais dinâmicos no mercado nacional e internacional.

Em suma, a modernização da agropecuária nacional levou à adoção de um pacote tecnológico e ao estabelecimento de uma dinâmica específica da agropecuária nacional. A expansão regional para o Centro-Oeste se alicerçou nessa dinâmica. O processo resultou na coexistência de distintos graus de modernização na agropecuária brasileira: uma parcela de produtores moderna, produtivista e integrada aos mercados dinâmicos de exportação; outra, marcada pela pobreza relativa, produção para subsistência e arcaísmo produtivo (Martine 1991); e classes intermediárias, com características associadas ao tipo de produção predominante.

Contudo, é necessário entender como a agricultura moderna se difundiu pelo Brasil, permitindo um melhor entendimento dos resultados das políticas agrícolas e a revisão dos mecanismos. A relevância da temática se justifica pelos efeitos ambíguos atribuídos pela literatura ao processo de modernização (Gonzalez & Costa 1998, Martine 1991, Kageyama 1986, Balsan 2006, Buainain 1999, Hoffmann & Kageyama 1985, Silva 1996, Rezende 2006).

2 Material e métodos: Análise de Clusters

A análise de clusters é de um dos principais métodos de identificação de padrões entre indivíduos existentes em bases de dados multidimensionais e é utilizada em diversos campos, como a psicometria, economia, genética e medicina (Kaufman & Rousseeuw 1990, Kassambara 2017). Os clusters são construídos de forma que cada indivíduo pertença a um e somente um subconjunto (ou assuma maior probabilidade de pertencer a um dos grupos) e que seja semelhante aos indivíduos de seu subconjunto e diferente dos indivíduos dos demais subconjuntos (Duran & Odell 1974).

A construção de clusters requer, normalmente, algoritmos de agrupamento, métodos de ligação (*linkage*) e métricas de dissimilaridade (distância). Entre os métodos de agrupamento, destacam-se os hierárquicos, os métodos de partição (*k-means* e *k-medoids*), os *based-model-clustering* e os *density-based-clustering* (Kaufman & Rousseeuw 1990, Kassambara 2017). Dentre os métodos de ligação, destacam-se a ligação simples, ligação completa, ligação média, centroide e o método de Ward (Johnson & Wichern 2007, Hair et al. 2009). Já

as métricas de dissimilaridade usuais são a distância euclidiana, o Método Manhattan e a distância de Minkowski (Johnson & Wichern 2007).

Os algoritmos de partição e hierárquicos são totalmente heurísticos, embora baseados em procedimentos intuitivamente razoáveis (Fraley & Raftery 2002), isto é, realizam a identificação de padrões em três etapas: 1) Busca – as decisões são tomadas para atender a um determinado critério; 2) Critério de parada – restrição/critério que cessa a busca; 3) Decisão – realizada a busca e atendido o critério de parada, um conjunto de alternativas/soluções é estabelecido para a tomada de decisão. Embora pesquisas nessa temática tenham se desenvolvido, existem poucos guias sistemáticos de resolução de problemas básicos como a definição do número adequado de clusters, escolha do método de ligação e o tratamento dos outliers (Fraley & Raftery 2002). Além disso, as propriedades estatísticas desses métodos são, geralmente, desconhecidas, impedindo a realização de inferências formais.

2.1 Model-based Clusters

Os *model-based-clusters* representam uma abordagem mais flexível, que considera a construção dos clusters com base em modelos probabilísticos formais (Bock 1996). Diferentemente dos métodos heurísticos citados, assumem que os dados são oriundos de uma distribuição mista de probabilidades, composta de um número finito de clusters. Muitos modelos heurísticos, como o *k-means*, são aproximações de casos particulares desse tipo de modelagem, classificada como uma metodologia do tipo “*unsupervised machine learning*” (Kassambara 2017, Kaufman & Rousseeuw 1990).

O problema de definição do número adequado de clusters e do método apropriado de ligação é reformulado como um problema de escolha do modelo estatístico. Além disso, distintos modelos em termos de número de componentes da distribuição de probabilidade podem ser comparados objetivamente (Fraley & Raftery 2002). A estratégia é construída pela aplicação de dois métodos complementares: a aglomeração hierárquica baseada na classificação de probabilidade (Murtagh & Raftery 1984, Banfield & Raftery 1992) e o algoritmo “Expectation Maximization” (EM) (Mclachlan & Basford 1988, Celeux & Govaert 1992), que se trata de uma abordagem generalizada para a estimação por máxima verossimilhança que considera dados/informações não observáveis³ (Do & Serafim 2008).

O algoritmo EM computa as respectivas distribuições de probabilidade (“E-step”) a partir de parâmetros prévios a respeito de cada cluster e, então, reestima os parâmetros por métodos de otimização com base nos parâmetros correntes (“M-step”). O processo se repete até a convergência dos parâmetros. Conforme Melnykov & Maitra (2010), considerando o E-step na iteração s , a probabilidade de um indivíduo i ser um elemento do cluster k é dada pela equação (1):

$$\pi_{ik}^s = \text{Prob}\{X_i \in k\text{-th Cluster} | X_i, \vartheta^{(s-1)}\} = \frac{\pi_k^{(s-1)} f_k(x_i, \vartheta_k^{s-1})}{\sum_{k'=1}^K \pi_{k'}^{(s-1)} f_{k'}(x_i, \vartheta_{k'}^{s-1})} \quad (1)$$

³Na análise de clusters, as informações dadas são as características dos indivíduos, determinadas por p variáveis observáveis. As informações não observáveis se referem a qual cluster cada indivíduo assume maior probabilidade de pertencimento e o número e modelo ótimo de clusters.

em que π_{ik}^s é a probabilidade de o indivíduo i ser um elemento do cluster k , X_i é o vetor de características do indivíduo i e ϑ^{s-1} é o vetor de parâmetros estimados na iteração anterior ($s-1$). Por sua vez, o M-step maximiza a probabilidade condicional esperada, denotada como Função-Q, com respeito ao vetor de parâmetros ϑ . Quando da convergência dos passos do EM, obtém-se o vetor estimado de parâmetros para os dados originais observados. No caso da distribuição Gaussiana multivariada mista, a função densidade de probabilidade correspondente é dada pela equação (2) e a Função Q correspondente é dada pela equação (3):

$$\begin{aligned} f(x, \vartheta) &= \sum_k^K \pi_k \phi(x, \mu_k, \sum_k) \\ &= \sum_k^K \pi_k \left\{ (2\pi)^{-\frac{p}{2}} \left| \sum_k \right|^{-\frac{1}{2}} \exp \left[-\frac{1}{2} (x - \mu_k)' \sum_k^{-1} (x - \mu_k) \right] \right\} \end{aligned} \quad (2)$$

$$\begin{aligned} Q(\vartheta, x_1, x_2, \dots, x_n) &= -\frac{1}{2} \sum_{i=1}^n \sum_{k=1}^K \pi_{ik} \left\{ \log \left| \sum_k \right| + (x - \mu_k)' \sum_k^{-1} (x - \mu_k) \right\} \\ &+ \sum_{i=1}^n \sum_{k=1}^K \pi_{ik} \log \pi_k - \frac{pn}{2} \log 2\pi \end{aligned} \quad (3)$$

Os parâmetros *a priori* (centros e covariâncias dos clusters) são obtidos por meio de um modelo de cluster hierárquico, a partir dos quais o algoritmo EM vai realizar as iterações e obter as estimativas finais do vetor de parâmetros. Como resultado, a cada indivíduo será associada uma probabilidade de pertencer a cada um dos clusters. As características geométricas (volume, formato e orientação) de cada cluster são definidas pela matriz de covariâncias dos dados, que é parametrizada de diversas formas para avaliar qual dos modelos de cluster apresenta o melhor ajuste (Fraley & Raftery 2002). As matrizes de covariância \sum_k são decompostas conforme a equação (4) (Fraley & Raftery 2002):

$$\sum_k = \lambda_k D_k A_k D_k^T \quad (4)$$

em que D_k é uma matriz ortogonal de autovetores e determina a orientação do k -ésimo cluster, A_k é uma matriz diagonal de elementos proporcionais aos autovalores que determina o formato do k -ésimo cluster e λ_k é uma constante de proporcionalidade que determina o volume do k -ésimo cluster.

São considerados e comparados 14 tipos distintos de modelos, identificados por três letras, em uma amplitude predefinida e finita de número de clusters (de 1 a 100 neste trabalho, totalizando 1.400 modelos comparados), conforme segue: EII; VII; EEI; VEI; EVI; VVI; EEE; EVE; VEE; VVE; EEV; VEV; EVV; e VVV. O primeiro identificador se refere ao volume, o segundo ao formato e o terceiro à orientação do cluster. A letra E representa igualdade “Equals” no respectivo atributo do cluster; a letra V representa que o respectivo atributo varia entre os clusters “Variable”; e a letra I representa que os clusters possuem uma orientação coordenada aos eixos “coordinate axes”.

A escolha do número ótimo de clusters tem como base o fator de Bayes (Fraley & Raftery 2002, Kassambara 2017). Se vários modelos, M_1, M_2, \dots, M_k são considerados, com probabilidades a priori $p(M_k)$, $k = 1, 2, \dots, K$, então, pelo teorema de Bayes, a probabilidade a posteriori de M_k dado o conjunto de dados D é proporcional à probabilidade de D , dado o modelo M_k , multiplicada pela probabilidade a priori de M_k , conforme a equação (5):

$$p(M_k|D) \propto p(D|M_k)p(M_k) \quad (5)$$

Quando existem parâmetros desconhecidos, pela Lei da Probabilidade Total, $p(D|M_k)$ é obtida integrando os parâmetros, conforme a equação (6):

$$p(D|M_k) = \int p(D|\vartheta_k, M_k)p(\vartheta_k|M_k)d\vartheta_k \quad (6)$$

em que $p(\vartheta_k \vee M_k)$ é a distribuição a priori de ϑ_k , o vetor de parâmetros do modelo M_k . A abordagem Bayesiana consiste, então, em escolher o modelo com maior probabilidade a posteriori (dado o conjunto de dados, escolher o modelo mais provável). O Fator de Bayes comparando dois modelos, M_1 e M_2 , é definido como a razão expressa na equação (7):

$$B_{12} = \frac{p(D|M_1)}{p(D|M_2)} \quad (7)$$

O modelo M_1 será escolhido se $B_{12} > 1$, e quanto maior o fator B_{12} , maiores as evidências em favor de M_1 . A verossimilhança integrada “*integrated likelihood*” pode ser aproximada pelo Critério Bayesiano de Informação (BIC) Fraley & Raftery (2002), conforme a equação (8):

$$2 \log p(D|M_k) \approx 2 \log p(D|\hat{\vartheta}, M_k) - \nu_k \log n = BIC_k \quad (8)$$

em que ν_k é o número de parâmetros independentes a serem estimados no modelo M_k . Assim, é escolhido o modelo que apresente o maior valor do Critério de Informação Bayesiano, ao contrário da interpretação comumente realizada em análises de regressão. Justamente pela flexibilidade dessa abordagem e pela conhecida heterogeneidade presente na agropecuária brasileira, este trabalho adotou como método o *Model-Based-Clusters*.

2.2 Variáveis utilizadas

As variáveis elencam os chamados “insumos modernos” utilizados na agropecuária e são baseadas nos trabalhos de Hoffmann & Kassouf (1989a,b), Souza & Lima (2003) e Campos et al. (2014). Algumas variáveis desses quatro trabalhos foram substituídas por variáveis condizentes presentes no Censo Agropecuário de 2006.

Diversas variáveis são compostas por razões, nas quais os denominadores são: o total de estabelecimentos agropecuários do município (TE); a área total de pastagem (AP); a área aproveitável para práticas agropecuárias (AA); área de lavoura permanente e temporária (AL) e o pessoal ocupado nos estabelecimentos expresso em Equivalente-Homem-Ano (EHA).

A medida de mão de obra nos estabelecimentos rurais – equação (9) – foi obtida através de uma ponderação de duas metodologias. A primeira delas é a de equivalente-homem, utilizada por Hoffmann & Kassouf (1989a,b) e proposta por Silva & Kageyama (1983), visando equalizar a força de trabalho de homens, mulheres e crianças no campo. A segunda foi proposta por Kageyama et al. (2014), visando estabelecer a mão de obra empregada nos estabelecimentos rurais ao longo de todo o ano, uma vez que a informação sobre pessoal ocupado nos estabelecimentos disponível no Censo Agropecuário de 2006 diz respeito ao dia 31/12/2006.

$$EHA_i = \sum_{i=1}^n (H_i + 0,8.M_i + 0,6.C_i)(0,08.T_{(0-60)i} + 0,33.T_{(61-180)i} + 0,75.T_{(181-360)i}) \quad (9)$$

em que: H_i , M_i e C_i são as porcentagens de homens, mulheres e crianças, respectivamente, que compõem pessoal ocupado nos estabelecimentos agropecuários do município i ; $T_{(0-60)i}$, $T_{(61-180)i}$ e $T_{(181-360)i}$ são as quantidades de pessoas que trabalharam de 0 a 60 dias, de 61 a 180 dias e de 181 a 360 dias, respectivamente, ao longo do ano.

O nível de escolaridade médio das pessoas que dirigem os estabelecimentos foi definido como a soma das porcentagens de dirigentes em cada grau de formação/escolaridade, ponderada por uma escala discreta de 0 a 5, na qual 0 significa o menor nível de escolaridade e 5 o maior, e dividida pelo maior valor de ponderação, conforme equação (10):

$$NE_i = \frac{0.A_i + 1.B_i + 2.C_i + 3.D_i + 4.E_i + 5.F_i}{5} \quad (10)$$

em que: A_i é a porcentagem de dirigentes que não sabe ler e escrever em um município i ; B_i a porcentagem de dirigentes que não possuem formação, mas sabe ler e escrever; C_i a porcentagem de dirigentes que possui ensino fundamental incompleto ou participou de programas para alfabetização de adultos; D_i a porcentagem de dirigentes com ensino fundamental completo; E_i a porcentagem de dirigentes com ensino médio completo (técnico ou não); e F_i a porcentagem de dirigentes que possui formação superior. O índice possui o intervalo [0;1]; o limite inferior é obtido quando a totalidade dos dirigentes de um município não sabe ler e escrever e o limite superior é obtido quando essa totalidade possui formação superior.

O índice de orientação técnica recebida pelos dirigentes dos estabelecimentos foi definido como a soma das porcentagens de dirigentes em cada classe de orientação, ponderada por uma escala discreta de 0 a 2, na qual 0 representa a inexistência de orientação técnica e 2 a orientação técnica regular, dividida pelo maior fator de ponderação conforme equação (11):

$$OT_i = \frac{0.NR_i + 1.RO_i + 2.RR_i}{2} \quad (11)$$

em que: NR_i é a porcentagem de dirigentes que não recebeu orientação técnica; RO_i é a porcentagem de dirigentes que recebeu orientação técnica ocasionalmente; e RR_i é a porcentagem de dirigentes que recebeu orientação técnica

regularmente. A interpretação e intervalo são análogos ao caso do indicador de escolaridade.

O índice de adoção de suplementação animal foi definido conforme a equação (12):

$$S_i = \frac{0.NU_i + 1.US_i + 2.UR_i}{2} \quad (12)$$

em que: NU_i é a porcentagem de estabelecimentos que não utiliza suplementação animal no município i ; US_i é a porcentagem que utiliza sal como suplementação animal; e UR_i é a porcentagem que utiliza ração, grãos e subprodutos agroindustriais como suplementação animal. A interpretação e intervalo são análogos ao caso do indicador de escolaridade.

O índice de integração com o mercado foi definido conforme a equação (13):

$$II_i = \frac{0.NI_i + 1.PI_i + 2.I_i + 3.MI_i}{3} \quad (13)$$

em que: NI_i é a porcentagem de estabelecimentos que não declararam o grau de integração com o mercado; PI_i é a porcentagem de estabelecimentos pouco integrados; I_i é a porcentagem de estabelecimentos integrados; e MI_i é a porcentagem de estabelecimentos muito integrados. A interpretação e intervalo são análogos ao caso do indicador de escolaridade.

Foram obtidos dados de 4.535 municípios brasileiros no Censo Agropecuário de 2006 (IBGE – Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística 2009). A Tabela 1 apresenta as médias regionais das variáveis selecionadas.

A região Sul apresentou o maior percentual de estabelecimentos que utilizaram força mecânica ($X1=57\%$), seguida pela região Sudeste (41%), Centro-Oeste (38%), Nordeste (23%) e Norte (17%). O Centro-Sul ficou à frente também no número de tratores por EHA ($X5$), no número de máquinas e implementos agrícolas por EHA ($X6$) e no valor dos tratores, máquinas, veículos e implementos por área de lavoura ($X12$). Já no valor dos tratores, máquinas, veículos e implementos por EHA as regiões Centro-Oeste e Norte ficaram à frente do Sul e Sudeste, devido ao uso reduzido de mão de obra na produção agropecuária e ao grande porte das máquinas utilizadas no Norte e Centro-Oeste.

As variáveis relacionadas à integração dos estabelecimentos ao mercado demonstram o protagonismo da região Sul, sobretudo no que diz respeito ao percentual de estabelecimentos que obtiveram financiamentos no ano de referência ($X7$), na qual a região Sul apresentou percentual de 36% enquanto todas as demais não ultrapassaram os 15%. A região Sul apresentou também elevado percentual de estabelecimentos associados à cooperativas e/ou entidades de classe ($X29=56\%$), enquanto as demais regiões se situaram entre 30% e 37%. Com relação ao índice de integração ao mercado ($X30$), o conjunto Centro-Oeste, Sul e Sudeste apresentou os maiores valores e o Nordeste permaneceu em último lugar.

A respeito das variáveis de melhoramento do solo e das condições produtivas, as regiões Centro-Oeste e Norte apresentaram os maiores valores da variável $X2$ – percentuais de área de pastagem que é plantada (81% e 76%,

Tabela 1: Médias regionais das variáveis selecionadas

Variáveis	NO	NE	SE	S	CO	BR
X1 – Est. que utilizaram força de trabalho mecânica/TE;	0,17	0,23	0,41	0,57	0,38	0,37
X2 – Área de pastagem plantada/AP;	0,76	0,39	0,55	0,38	0,81	0,50
X3 – Área trabalhada/AA;	0,46	0,41	0,53	0,53	0,61	0,50
X4 – Área com lavouras permanentes e temporárias/AA;	0,08	0,22	0,24	0,42	0,12	0,26
X5 – Número de tratores/EHA; (Un/EHA)	0,05	0,02	0,15	0,20	0,19	0,12
X6 – Número de máquinas e impl. agrícolas/EHA; (Un/EHA)	0,16	0,20	0,64	1,13	0,61	0,59
X7 – Est. com financiamentos no ano de referência/TE;	0,11	0,14	0,15	0,36	0,15	0,19
X8 – Est. que realizaram despesas com combustíveis/TE;	0,61	0,43	0,44	0,62	0,57	0,51
X9 – Est. que utilizaram técnicas de plantio em nível/TE;	0,15	0,25	0,39	0,42	0,18	0,32
X10 – Est. que utilizaram técnicas de plantio direto/TE;	0,05	0,04	0,04	0,38	0,07	0,13
X11 – Est. que utilizaram técnicas de rotação de cultura/TE;	0,05	0,08	0,09	0,32	0,06	0,14
X12 – Valor dos bens móveis/AL; (R\$ mil/ha)	0,55	0,49	1,14	1,81	0,74	1,03
X13 – Valor dos bens móveis/EHA; (R\$ mil/EHA)	31,13	6,78	24,45	27,56	74,02	24,98
X14 – Est. com despesas com sal e ração para animais/TE;	0,46	0,26	0,48	0,50	0,65	0,43
X15 – PIB da agricultura/AA; (R\$ mil/ha)	0,28	0,50	0,87	1,05	0,22	0,70
X16 – PIB da agricultura/EHA; (R\$ mil/EHA)	14,30	5,96	19,25	16,91	24,34	14,88
X17 – Est. com despesas com adubos/TE;	0,14	0,14	0,45	0,66	0,23	0,37
X18 – Est. com despesas com corretivos do solo/TE;	0,04	0,03	0,23	0,15	0,10	0,13
X19 – Est. com despesas com sementes e mudas/TE;	0,08	0,06	0,15	0,38	0,13	0,17
X20 – Est. com despesas com agrotóxicos/TE;	0,15	0,22	0,26	0,61	0,17	0,31
X21 – Est. com despesas com compra de animais/TE;	0,18	0,21	0,20	0,39	0,23	0,25
X22 – Est. com despesas com medicamentos para animais/TE;	0,62	0,48	0,64	0,69	0,80	0,62
X23 – Est. que utilizaram energia elétrica/TE;	0,49	0,64	0,83	0,85	0,77	0,75
X24 – Índice de escolaridade da pessoa que dirige o est.; (Índice)	0,37	0,26	0,49	0,46	0,48	0,41
X25 – Índice de orientação técnica recebida; (Índice)	0,14	0,08	0,26	0,38	0,23	0,22
X26 – Índice médio de uso de suplementação animal; (Índice)	0,53	0,59	0,65	0,65	0,62	0,62
X27 – Est. muito especializados/TE;	0,25	0,21	0,30	0,17	0,26	0,23
X28 – Est. especializados/TE;	0,38	0,35	0,36	0,38	0,44	0,37
X29 – Est. associados a cooperativas ou entidades de classe/TE;	0,35	0,37	0,35	0,56	0,30	0,40
X30 – Índice médio de integração com o mercado; (Índice)	0,54	0,52	0,62	0,62	0,61	0,59

Fonte: Elaborado pelo autor com base no Censo Agropecuário 2006 (IBGE, 2009).

respectivamente). No percentual da área aproveitável que é ocupada com lavouras permanentes ou temporárias (X4), a região Sul se destacou com 42%, seguida pelo Sudeste, com 24%. Os maiores percentuais de estabelecimentos que realizaram despesas com adubos (X17), sementes (X19) e agrotóxicos (X20) estão associados à região Sul. Já o Sudeste apresentou o maior percentual de estabelecimentos que utilizaram corretivos para o solo (X18). Para as demais variáveis relacionadas às melhorias das condições produtivas, como a suplementação animal e as despesas com sal e ração, os valores médios apresentados pelas regiões Sul, Centro-Oeste e Sudeste são superiores aos apresentados pelo Norte e Nordeste.

Com relação às variáveis que representam “boas práticas” de produção, a região Sul se destaca, por exemplo, com altos percentuais de estabelecimentos que realizaram plantio em nível (X9), plantio direto na palha (X10) e rotação de culturas (X11). Já o grau de escolarização das pessoas que dirigem os estabelecimentos (X24) e o grau de orientação técnica recebida demonstram a situação bastante desfavorável das regiões Norte e Nordeste.

Esse descritivo de médias corrobora trabalhos como os de Hoffmann & Kageyama (1985), Hoffmann & Kassouf (1989*a,b*), Hoffmann (1992) e Souza & Lima (2003) ao apontar essa preponderância das regiões Centro-Oeste, Sudeste e Sul no que diz respeito à modernização da agropecuária. Além disso, demonstra que esse hiato permaneceu ao longo do tempo, mesmo com mudanças intensas em termos de política agrícola entre 1950 e 2006.

3 Resultados e discussões

Considerando os 4.535 municípios e os 30 indicadores de modernização selecionados, foram realizados os procedimentos descritos na seção metodológica, com auxílio do software R, tendo como destaque os seguintes pacotes: “*clustertend*” – avalia a adequação da base de dados à análise de clusters por meio da estatística de Hopkins (quanto mais próxima de zero, melhor a adequação) (Lawson & Jurs 1990); “*mclust*” – determina dentre os 14 tipos de reparametrização da matriz de covariâncias, o melhor modelo e número ótimo de clusters de acordo com o BIC (Scrucca et al. 2016, Fraley & Raftery 2002).

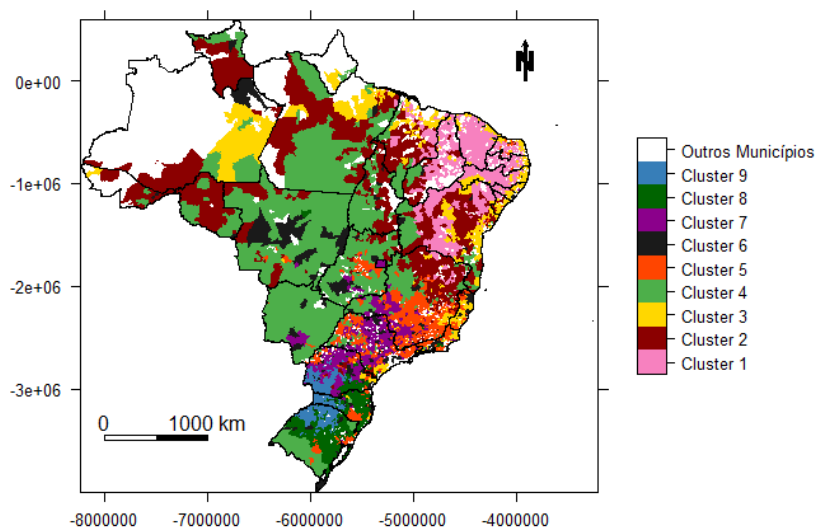
O teste de Hopkins resultou em um índice de 0,0978, valor próximo de zero e que, portanto, demonstra a adequação da base de dados à análise de clusters. Como resultante, com base no Critério de Informação Schwarz (-288.389,9), o modelo com melhor ajuste é composto por 9 clusters com a configuração VEV (volume variável, forma equivalente e orientação variável com relação aos eixos).

Nesta seção, são discutidos os principais destaques dos clusters analisados, que são apresentados nas Tabelas 2, 3 e 4. Os valores médios de cada uma das 30 variáveis para os 9 clusters estão detalhados na Tabela A.1 (Apêndice), bem como as médias nacionais de cada variável e indicadores correlatos. As médias nacionais foram tomadas como valores de referência para a comparação com cada cluster. Para facilitar a visualização, foi utilizada uma escala de cores que representa o desempenho dos clusters em cada variável de análise, partindo do vermelho (pior desempenho) até o azul (melhor desempenho).

Os clusters foram plotados no mapa municipal brasileiro, fornecendo uma visão regionalizada dos indicadores de modernização. A Figura 1 ilustra os 9 clusters em conjunto, ordenados com base na mediana dos valores médios

municipais em cada variável analisada para minimizar o efeito de valores extremos.

Figura 1: Clusters construídos com variáveis de modernização agropecuária



Fonte: Resultados da pesquisa.

De forma geral, foram agrupadas algumas áreas conhecidas, não apenas no meio rural, por aspectos associados à pobreza e às condições adversas de produção e sobrevivência de suas populações, como o semiárido nordestino, o norte de Minas Gerais e parcelas da região Norte do país.

Os três primeiros clusters possuem o pior desempenho em termos de modernização agropecuária, com indicadores que revelam o uso extensivo do solo, baixo grau de capitalização dos produtores, baixos níveis de mecanização na produção agropecuária, bem como o percentual reduzido de produtores que fazem uso de adubos, corretivos do solo, defensivos, sementes e mudas e de técnicas como o plantio em nível, plantio direto e rotação de culturas.

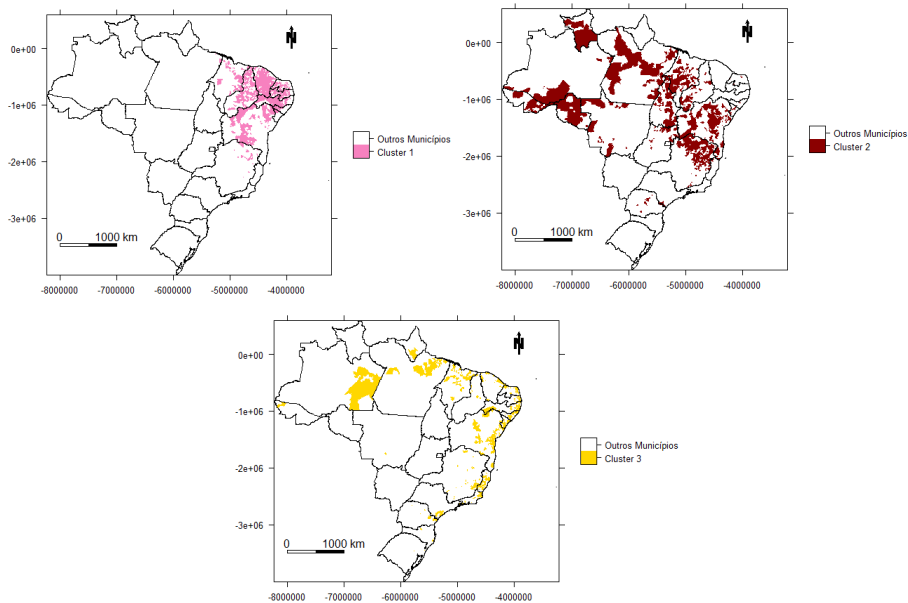
O acesso ao crédito nesse conjunto de clusters é restrito quando comparado à média nacional, assim como os índices de escolaridade e de orientação técnica recebida pelos produtores. Todos esses aspectos se conformam de modo que esses três clusters apresentem baixa capacidade de geração de riqueza. A Figura 2 ilustra os três primeiros clusters isolados dos demais e em ordem crescente de modernização, tendo como critério a mediana dos valores médios encontrados para todas as variáveis padronizadas analisadas em cada cluster. A Tabela 2, por sua vez, apresenta as características comuns entre os 3 clusters com menor nível de modernização e suas características discriminantes, bem como indicadores correlatos.

O Cluster 1 é formado por 653 municípios, dos quais 96% pertence à região Nordeste, sobretudo no semiárido brasileiro e em partes do Meio Norte. Ele concentra 23% dos estabelecimentos agropecuários e 22% da mão de obra rural no país, embora represente apenas 8% da área aproveitável para atividades agropecuárias e 5% do PIB da agropecuária. Sua pauta produtiva é composta pela criação de animais de grande porte (19%), produção de leite

Tabela 2: Principais características comuns e específicas dos clusters 1, 2 e 3

Características comuns entre os clusters		
<ul style="list-style-type: none"> • Baixo uso de corretivos, adubos, defensivos, sementes e mudas; • Baixo grau de mecanização e capitalização dos estabelecimentos; • Uso extensivo do solo, tanto na agricultura quanto na pecuária; • Baixa adoção de técnicas como plantio direto, rotação de cultura e plantio em nível; • Baixo índice de escolaridade e de orientação técnica; • Acesso reduzido ao crédito; • Baixa capacidade de geração de riqueza per capita e por hectare. 		
Características específicas de cada cluster		
Cluster 1	Cluster 2	Cluster 3
<p>Grau de associativismo e cooperativismo acima da média nacional;</p> <p>Adoção de suplementação animal;</p> <p>Nível muito baixo de mecanização;</p>	<p>Especialização na criação de animais;</p> <p>Elevada adoção de sal, ração e medicamentos para animais;</p> <p>Elevado percentual de pastagem plantada;</p> <p>Menor nível de acesso ao crédito</p>	<p>Atividades demandantes em mão de obra;</p> <p>Pequenas melhorias em adoção de técnicas como plantio em nível e rotação de cultura;</p> <p>Nível muito baixo de mecanização;</p>
653 municípios	601 municípios	582 municípios
Semiárido Brasileiro e Meio Norte	Meio Norte e Bahia, região Norte e parcela norte de Minas Gerais	Nordeste (Zona da Mata) e Espírito Santo
23% dos estabelecimentos	14% dos estabelecimentos	16% dos estabelecimentos
22% da mão de obra	16% da mão de obra	18% da mão de obra
8% da área agricultável	18% da área agricultável	6% da área agricultável
5% do PIB agropecuário	9% do PIB agropecuário	11% do PIB agropecuário
Animais de grande porte, leite, aves, ovos, banana, milho, feijão, arroz e mandioca (74% do VBP)	Animais de grande porte, leite, silvicultura, mandioca, milho, arroz, soja e banana (74% do VBP)	Banana, cana, mandioca, café, laranja, cacau, aves, ovos horticultura e animais de grande porte (70% do VBP)
Área média: 24 hectares	Área média: 79 hectares	Área média: 22 hectares

Fonte: Resultados da pesquisa.

Figura 2: Clusters menos avançados no processo de modernização

Fonte: Resultados da pesquisa.

de vaca (9%), aves (7%), ovos de galinha (3%), banana (13%), milho (11%), feijão fradinho (6%), arroz (3%) e mandioca (3%), que somam 74% do valor de produção (IBGE – Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística 2009).

Não bastassem as mazelas do clima semiárido, o Cluster 1 é caracterizado por valores baixos em quase todas as métricas de modernização, com destaque para os baixos percentuais de estabelecimentos que realizaram despesas com corretivos, adubos, sementes e mudas, sal, ração e medicamentos para animais. Dessa forma, tanto agricultura quanto pecuária são realizadas de forma tradicional, explorando os recursos disponíveis no solo.

São baixas também as parcelas de área aproveitável que é trabalhada, de pastagem que é plantada e a parcela de área que é ocupada com lavouras permanentes e temporárias. Isso caracteriza uma agropecuária extensiva, com pouca tecnologia, muita mão de obra e baixos níveis de produtividade. Além disso, esse sistema produtivo se dá em estabelecimentos pequenos, com área de, em média, 24 hectares, o que impossibilita ganhos com produção em grande escala. Esses aspectos, caracterizados com o baixo nível de integração ao mercado desse cluster, o caracterizam, em grande medida, pela produção para subsistência.

As pequenas parcelas de área incorporadas ao processo produtivo são utilizadas por produtores com baixo nível de escolaridade e orientação técnica, o que contribui para a baixa adoção de técnicas como rotação de cultura, plantio direto e plantio em nível, que não são adotadas pela maioria dos estabelecimentos (ver Apêndice). Além disso, é baixo o grau de mecanização, uma vez que apenas 25% dos estabelecimentos, em média, utilizam força de trabalho mecânica e a relação de tratores por trabalhador é de 1 trato para cada 95 trabalhadores, enquanto a média nacional é de 1 para 8.

Os fatores climáticos são condicionantes de todo o manejo realizado pelos

produtores, o que requer formas de mitigação de riscos e garantia da produção, como o fornecimento de ração e suplementação animal, irrigação, cultivo de variedades mais resistentes às adversidades climáticas, plantio em nível, dentre outras práticas. No entanto, as características dos produtores são incompatíveis com esse nível tecnológico. O planejamento e suporte técnico para a seleção de culturas e animais bem adaptados às condições climáticas da região poderiam contribuir para a produção e geração de renda local.

Uma das possibilidades de difusão de conhecimento técnico, organização da produção e maior poder de barganha na compra e venda poderia se dar por meio das cooperativas. No entanto, embora o percentual de produtores associados e/ou cooperados seja relativamente alto, a maior parcela está ligada às associações de classe e não às cooperativas de produtores. Essas associações não possuem os mesmos objetivos e níveis de organização que levem aos produtores esse conhecimento técnico e permitam ganhos em termos de preços, tecnologia e orientação técnica, como ocorre, por exemplo, na região Sul do Brasil.

Dessa forma, políticas públicas que visem minimizar as precárias condições de produção e reprodução das atividades agropecuárias nesse cluster, bem como integrar esses produtores ao mercado, devem voltar-se a aspectos básicos, como orientação técnica, formação de cooperativas que propiciem melhores condições de compra e venda, difundam o conhecimento técnico e viabilizem a aquisição e uso de máquinas e equipamentos em pequenas escalas de produção. Além disso, é necessário suporte financeiro associado à adoção dessas práticas para viabilizar e desenvolver tais atividades. Pelo lado da demanda, os estímulos podem vir por meio de instrumentos como os mercados institucionais e as comunidades de suporte à agricultura, mitigando algumas das vulnerabilidades características desses produtores.

O Cluster 2 é formado por 601 municípios, 39% deles situados na região Nordeste, sobretudo no Meio Norte e Bahia, 28% na região Norte e 26% na região Sudeste, na parcela setentrional de Minas Gerais. Sua pauta produtiva é concentrada na criação de animais de grande porte (38%), produção de leite de vaca (9%), silvicultura (7%), mandioca (6%), milho (4%), arroz (4%), soja (3%) e banana (3%), que somam 74% do VBP. Ainda que esse cluster represente 14% dos estabelecimentos agropecuários brasileiros, 18% da área aproveitável para a agropecuária e 16% da mão de obra rural, ele é responsável por apenas 9% do PIB agropecuário, o que demonstra a baixa produtividade e baixa capacidade de geração de riqueza.

Os estabelecimentos possuem área de, em média, 79 hectares, valor bastante superior ao dos demais clusters com baixo nível de modernização. No entanto, com a baixa adoção de insumos e práticas modernas, a produção se caracteriza como extensiva, sobretudo no que diz respeito à agricultura, aproveitando-se apenas dos recursos disponíveis no solo e não realizando o seu uso de forma sustentável.

Os esforços realizados pelos produtores estão concentrados principalmente na criação de animais, com percentuais relativamente elevados de adoção de sal, ração e medicamentos (ver Apêndice). Além disso, a parcela de área de pastagem que é plantada é consideravelmente superior à média nacional. A agricultura, por outro lado, apresenta desempenho pífio, com pequenas parcelas de estabelecimentos que realizaram despesas com corretivos do solo, adubos, sementes e mudas, e defensivos, assim como baixos percentuais de estabelecimentos que adotaram práticas como o plantio direto, a rotação de cultura

e o plantio em nível.

Dentre as principais carências do cluster 2, destacam-se o acesso restrito ao crédito, uma vez que apenas 13% dos estabelecimentos dos municípios, em média, obtiveram financiamentos em 2006. Além disso, o percentual de estabelecimentos que adota força mecânica é o menor dentre todos os clusters. Isso indica que, embora exista área agricultável disponível para esses produtores, a falta de recursos financeiros e técnicos é um gargalo importante para se ampliar as baixas produtividades e lucratividades apresentadas.

Dado o perfil voltado à criação de animais de grande porte do cluster 2, possíveis políticas voltadas a esses produtores devem ter como objetivo o incremento de produtividade na pecuária, aumentando as taxas de lotação de animais, realizando-se a recuperação de pastagens, garantindo a nutrição animal de qualidade e evitando a degradação das pastagens naturais. No que diz respeito à agricultura, tais políticas devem associar os estímulos econômicos à adoção de práticas sustentáveis no meio rural, visando manter/melhorar a qualidade dos solos, aumentar a eficiência produtiva e possibilitar uma maior agregação de renda para esses produtores que se encontram em condições adversas de produção.

O Cluster 3 é formado por 582 municípios, concentrados nas regiões Nordeste (68%), sobretudo na Zona da Mata, e Sudeste (21%), principalmente no Espírito Santo. Ele agrega 16% dos estabelecimentos agropecuários, 6% da área aproveitável para atividades agropecuárias do país e 18% do pessoal ocupado no meio rural. Embora o clima mais úmido característico desses municípios seja uma vantagem com relação ao semiárido brasileiro, o Cluster 3 demonstra relativo atraso na agropecuária, respondendo por apenas 11% do PIB agropecuário.

Esse cluster está associado a atividades mais intensivas em mão de obra, o que reduz o PIB por trabalhador (R\$9.107,06), mas aumenta a agregação de valor por hectare (R\$986,10). Além disso, por ser caracterizado pela grande quantidade de mão de obra, possíveis políticas direcionadas a esse cluster teriam efeito em uma parcela maior da sociedade.

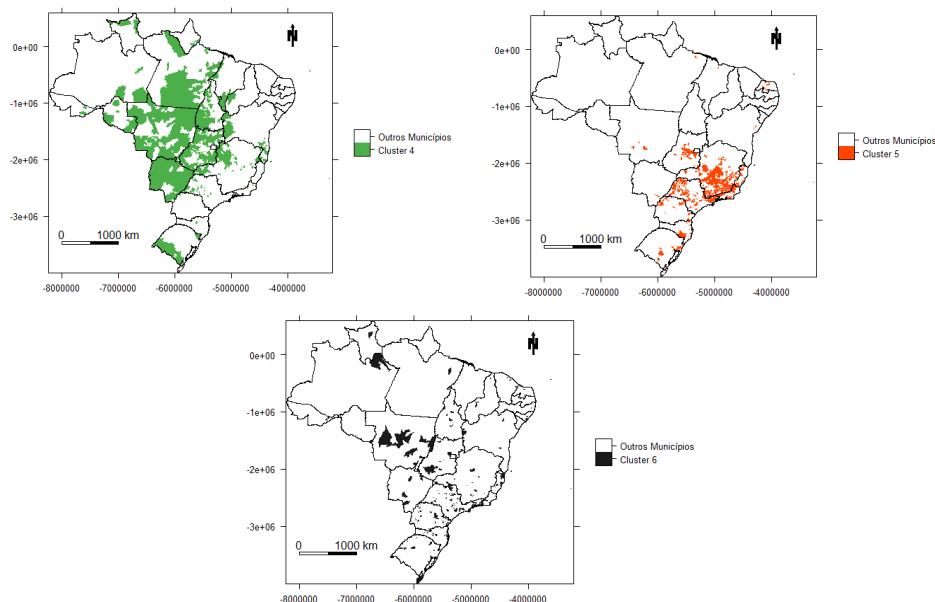
A pauta produtiva está concentrada em 10 produtos, que são responsáveis por 70% do seu Valor Bruto de Produção, conforme segue: Banana (13%), Cana-de-açúcar (13%), Mandioca (10%), Café arábica (8%), Horticultura (4%), Laranja (3%), Cacau (3%), Criação de aves (7%), Criação de animais de grande porte (6%) e Ovos de galinha (3%). Vários desses produtos podem ser comercializados diretamente ao consumidor final, como a banana, mandioca, laranja e produtos da horticultura, o que pode estar atrelado às cadeias curtas de comercialização e explicar o baixo nível de associação a cooperativas e entidades de classe.

O aumento dos níveis de mecanização é um dos aspectos que podem elevar a eficiência produtiva desses estabelecimentos. No entanto, a mecanização deve ser pensada de forma específica para esse grupo de produtores, uma vez que a produção é realizada em pequenos estabelecimentos (22 hectares, em média). Dessa forma, políticas que visem a melhoria das condições produtivas desse cluster passam pela criação de cooperativas e associações que permitam uma melhor organização da produção, eficiência em termos de mecanização, armazenamento e comercialização e maior difusão de conhecimento técnico, sobretudo no que diz respeito às boas práticas agrícolas.

A Figura 3 ilustra os Clusters 4, 5 e 6, isolados dos demais e, novamente, em ordem crescente de modernização. A Tabela 3, por sua vez, apresenta as

características comuns dos clusters, 4, 5 e 6, bem como as especificidades de cada um que se destacam e outros indicadores relevantes para análise.

Figura 3: Clusters intermediários no processo de modernização



Fonte: Resultados da pesquisa.

Os clusters com níveis intermediários de modernização apresentam menos características em comum e são bastante dispersos regionalmente. Como aspectos comuns de destaque, os três clusters apresentam um nível relativamente elevado de escolaridade dos produtores e de orientação técnica recebida. No entanto, o acesso ao crédito ainda representa um gargalo para esses produtores, bem como os baixos níveis de cooperativismo.

O Cluster 4 é composto por 541 municípios, 49% deles no Centro-Oeste, 20% no Sudeste (sobretudo na mesorregião Noroeste de Minas e Triângulo Mineiro) e 18% no Norte (principalmente nos estados do Tocantins e Pará). Nele se situam cerca de 375 mil estabelecimentos (7% do total), que empregam 9% da mão de obra rural (802 mil trabalhadores em termos de EHA). Esses estabelecimentos são expressivamente maiores, atingindo, em média, os 317 hectares e respondem por 36% da área aproveitável para atividades agropecuárias e por 16% do PIB agropecuário.

Sua pauta produtiva é fortemente concentrada na criação de animais de grande porte (41%) e produção de soja (18%). Outras atividades com destaque são a produção de cana-de-açúcar (8%), leite de vaca, algodão, milho e silvicultura, cada um com 5% do total do VBP, e a criação de aves (3%) e animais de médio porte (2%). Todas essas atividades representam 92% do valor de produção do Cluster 4.

Com relação ao grau de capitalização e mecanização, apenas o número de tratores por EHA (0,18 – o que equivale a 1 trator para cada 6 trabalhadores) e o valor dos bens móveis por EHA (R\$24.982,25) são superiores às médias nacionais, classificando o nível de mecanização desse cluster como intermediário.

Tabela 3: Principais características comuns e específicas dos clusters 4, 5 e 6

Características comuns entre os clusters		
<ul style="list-style-type: none"> • Índices relativamente altos de escolaridade e grau de orientação técnica recebido; • Acesso ao crédito abaixo da média nacional; • Baixos percentuais de associativismo e cooperativismo; • Níveis intermediários de capitalização e mecanização; 		
Características específicas de cada cluster		
Cluster 4	Cluster 5	Cluster 6
Elevada adoção de sal, ração e medicamentos;	Elevada adoção de corretivos e adubos;	Elevada adoção de corretivos, adubos e defensivos;
Elevado percentual de pastagem plantada;	Elevada adoção de sal e ração, medicamentos e suplementação;	Uso intensivo da terra com lavouras;
Baixa adoção de adubos, corretivos, sementes, mudas e defensivos;	Elevado percentual de pastagem plantada	Elevado grau de mecanização;
Baixa adoção de rotação de cultura, plantio direto e plantio em nível;	Baixa adoção de defensivos, sementes e mudas	Elevada capacidade de geração de renda por hectare e por trabalhador;
	Baixa adoção de rotação de culturas e plantio direto;	
541 municípios	704 municípios	224 municípios
Centro-Oeste, Noroeste de Minas Gerais, Triângulo Mineiro, Tocantins e Pará	Sudeste e Sul	Sudeste, Sul e Centro-Oeste
7% dos estabelecimentos	8% dos estabelecimentos	2% dos estabelecimentos
9% da mão de obra	10% da mão de obra	3% da mão de obra
36% da área agricultável	7% da área agricultável	6% da área agricultável
16% do PIB agropecuário	10% do PIB agropecuário	11% do PIB agropecuário
Animais de grande, médio porte e aves, soja, cana, leite, algodão, milho, silvicultura (92% do VBP)	Animais de grande porte e aves, leite, ovos, café, cana, silvicultura, milho, laranja e horticultura (81% do VBP)	Soja, cana, milho, algodão, animais (todos os portes), ovos, leite, horticultura e silvicultura (87% do VBP);
Área média: 317 hectares	Área média: 50 hectares	Área média: 173 hectares

Fonte: Resultados da pesquisa.

Com essa concentração de atividades ligadas à pecuária, variáveis como percentual de área de pastagem que é plantada (71%) supera consideravelmente o valor médio nacional (50%), assim como os percentuais de estabelecimentos que realizaram despesas com sal, ração e medicamentos para animais (ver Apêndice). As variáveis mais associadas à agricultura, por outro lado, apresentaram valores inferiores aos de referência, como os baixos percentuais de estabelecimentos que realizaram despesas com corretivos do solo, adubos, sementes e mudas e com defensivos. Além disso, a adoção de práticas como o plantio direto, plantio em nível e rotação de culturas é pouco presente nesse cluster.

Ainda que a pecuária seja prioridade nesse cluster, pode-se considerá-la como uma atividade realizada de forma extensiva, dado o tamanho médio dos estabelecimentos e o baixo nível de agregação de valor por hectare (PIB agro/área agricultável). Assim, políticas direcionadas a esse cluster devem ter como principal direção o aumento da produtividade da pecuária, com renovação de pastagens, integração lavoura-pecuária e integração lavoura-pecuária-floresta, evitando que essa extensa área ocupada por esses estabelecimentos seja degradada por práticas que não otimizem o uso dos recursos naturais. Além disso, a pecuária representa uma das atividades com maior potencial de efeito poupa-terra, por meio de aumentos na taxa de lotação de animais por hectare e por meio do aumento de peso-carcaça oriundo de melhores práticas de nutrição animal.

O Cluster 5 engloba 704 municípios, concentrados na região Sudeste (81%), sobretudo no oeste paulista e na parcela central e sudeste de Minas Gerais, e na região Sul (10%). Ao todo são 437 mil estabelecimentos (8% do total) que correspondem a 7% da área aproveitável para atividades agropecuárias no Brasil e a 10% do pessoal ocupado (896 mil trabalhadores), além de representar 10% do PIB agropecuário, demonstrando maior capacidade de agregação de valor do que os clusters analisados até então. Suas principais atividades são a criação de animais de grande porte (23%), leite de vaca (10%), a criação de aves (10%), a produção de ovos de galinha (3%), o cultivo de café (10%), cana-de-açúcar (9%), silvicultura (5%), cultivo de milho (5%), a horticultura (4%) e a produção de laranja (3%), totalizando 81% do VBP.

Ao contrário do Cluster 4, a adoção de corretivos do solo e adubos é relativamente elevada no Cluster 5. Também são altos os percentuais de estabelecimentos que realizaram despesas com sal, ração, medicamentos e suplementação animal. Embora o grau de capitalização e mecanização seja próximo aos valores médios do Brasil, o acesso ao crédito é restrito, uma vez que apenas 13% dos estabelecimentos, em média, obteve financiamentos. Por se tratarem de estabelecimentos pequenos, com 50 hectares em média, a restrição de crédito pode representar uma barreira para o desenvolvimento das atividades.

Dadas as características do Cluster 5, políticas direcionadas a esses produtores devem possuir direcionamento similar às mencionadas para o Cluster 4, no entanto, tendo em vista que a produção se dá em estabelecimentos muito menores. Regionalmente, grande parte dos municípios do Cluster 5 estão situados em importantes bacias leiteiras do Brasil, atividade com problemas conhecidos em termos de produtividade, sanidade, qualidade do leite, dentre outros. Dessa forma, políticas que auxiliem na profissionalização dos produtores de leite, em termos de manejo do rebanho, técnicas e equipamentos para armazenamento, nutrição e cuidados animais podem contribuir para a melhoria da qualidade do produto e para a geração de renda.

O Cluster 6 é composto por 224 municípios, que situam 113 mil estabelecimentos (2% do total brasileiro), distribuídos nas regiões Sudeste (39%), Sul (25%) e Centro-Oeste (18%). Os estabelecimentos possuem área média de 173 hectares e ocupam 6% da área aproveitável para atividades agropecuárias no Brasil. O pessoal ocupado nos estabelecimentos, cerca de 297 mil trabalhadores, representa 3% do total. Apesar de pequenas parcelas em número de estabelecimentos, emprego e área, o Cluster 6 representa 11% do PIB agropecuário brasileiro.

Nesse caso, ao contrário dos clusters 4 e 5, a produção está mais associada à agricultura, com uso intensivo do solo, bom aproveitamento de áreas agricultáveis com lavouras, elevado grau de mecanização, uso de insumos como adubos, corretivos, sementes, mudas e defensivos. O cluster possui alto grau de mecanização, com 1 trator para cada 4 trabalhadores (EHA), praticamente o dobro do valor médio nacional. Com relação às práticas de melhoramento do solo, destacam-se o uso de corretivos do solo, adubos e defensivos, insumos relativamente difundidos nesse cluster. Além disso, são altos os índices de escolaridade e de orientação técnica recebida pelos produtores (ver Apêndice).

Esse cluster possui alta capacidade de geração de riqueza, com um PIB/EHA da ordem de R\$48.581,67 e um PIB/ha da ordem de R\$2.018,17, ambos muito superiores às respectivas médias nacionais. A pauta produtiva se concentra na produção de soja, que representa 26% do VBP agropecuário, seguida pela cana-de-açúcar (15%), milho (9%), algodão (7%). Somam-se, ainda, a criação de animais de grande porte (9%), aves (6%) e animais de médio porte (2%), produção de ovos de galinha (4%), leite de vaca (2%), horticultura (4%) e silvicultura (3%). Juntos, esses produtos representam 87% do valor de produção.

Com relação ao direcionamento de políticas voltadas a esse perfil de produtor, devem ser considerados estímulos às práticas como rotação de culturas, plantio em nível e plantio direto, uma vez que, embora o cluster apresente indicadores próximos à média nacional, esses valores ainda são baixos e podem aumentar consideravelmente, evitando a degradação de áreas por uso intensivo e insustentável do solo e garantindo a continuidade das atividades.

A Figura 4 ilustra os três últimos clusters isolados dos demais e em ordem crescente de modernização. A Tabela 4, por sua vez, apresenta as características comuns dos clusters 7, 8 e 9, bem como as especificidades de cada um que se destacam e outros indicadores relevantes para análise.

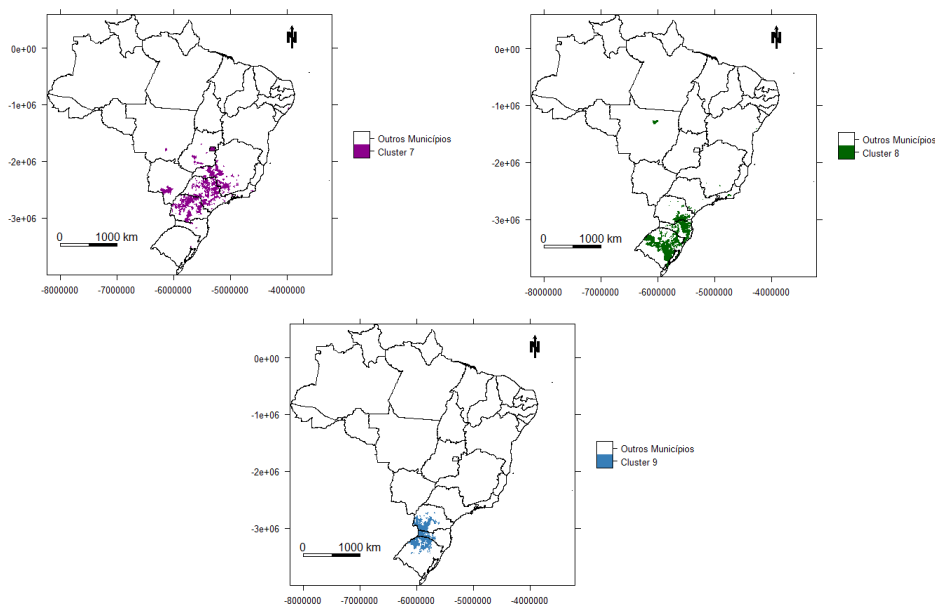
Os três clusters mais modernos identificados pela análise agregam municípios com características como o elevado grau de capitalização e mecanização, uso intensivo do solo, adoção de insumos modernos (corretivos, adubos, defensivos etc.) e práticas como o plantio em nível, rotação de culturas e plantio direto. Além disso, os estabelecimentos estão integrados ao mercado, são munidos de maior acesso ao crédito e maiores índices de orientação técnica, o que parece ser determinante para o bom desenvolvimento das atividades.

O Cluster 7 engloba 466 municípios, 63% deles na região Sudeste (em grande parte do estado de São Paulo, sul de Minas Gerais e Triângulo Mineiro), 33% na região Sul (sobretudo no Paraná) e uma pequena parcela no Centro Oeste. Possui cerca de 296 mil estabelecimentos agropecuários (6% do total brasileiro), que ocupam 6% da área aproveitável para atividades agropecuárias no Brasil e possuem, em média, 66 hectares. Esses municípios empregaram 6% do pessoal ocupado em atividades agropecuárias (cerca de 790 mil trabalhadores). Entretanto, o Cluster 7 é responsável por 16% do PIB agropecuário, um salto expressivo com relação aos clusters analisados até então.

Tabela 4: Principais características comuns e específicas dos clusters 7, 8 e 9

Características comuns entre os clusters		
<ul style="list-style-type: none"> • Elevado grau de capitalização e mecanização; • Uso intensivo do solo; • Elevada adoção de sementes e mudas, corretivos, adubos e defensivos; • Elevado grau de orientação técnica e escolaridade; • Adoção de boas práticas: plantio em nível, rotação de culturas e plantio direto; • Estabelecimentos integrados ao mercado; • Acesso ao crédito acima da média nacional; • Elevado uso de energia elétrica e combustíveis. 		
Características específicas de cada cluster		
Cluster 7	Cluster 8	Cluster 9
<p>Maior nível de integração ao mercado;</p> <p>Pecuária é menos desenvolvida do que agricultura;</p> <p>Uso muito intensivo do solo;</p> <p>Maior nível de escolaridade;</p>	<p>Uso do solo menos intensivo entre os clusters modernos;</p> <p>Elevada parcela de pastagens naturais;</p> <p>Baixo índice de compra de animais;</p>	<p>Maiores graus de capitalização e mecanização;</p> <p>Elevado acesso ao crédito;</p> <p>Alto percentual de cooperativismo e associativismo;</p> <p>Elevada adoção de energia elétrica e combustíveis;</p>
466 municípios	373 municípios	391 municípios
Sudeste (São Paulo, Sul de Minas e Triângulo Mineiro), Sul (Paraná) e Centro-Oeste	Região Sul	Região Sul
6% dos estabelecimentos	7% dos estabelecimentos	7% dos estabelecimentos
6% da mão de obra	7% da mão de obra	7% da mão de obra
6% da área agricultável	4% da área agricultável	3% da área agricultável
16% do PIB agropecuário	9% do PIB agropecuário	7% do PIB agropecuário
Cana, café, soja, animais de grande porte, aves, leite, laranja, milho, horticultura e silvicultura (88% do VBP)	Fumo, soja, animais de grande porte, milho, arroz, aves, silvicultura, animais de médio porte, leite e horticultura (81% do VBP)	Soja, milho, animais de grande e médio porte, aves, leite, ovos, milho forrageiro, fumo e trigo (91% do VBP)
Área média: 66 hectares	Área média: 36 hectares	Área média: 25 hectares

Fonte: Resultados da pesquisa.

Figura 4: Clusters mais avançados no processo de modernização

Fonte: Resultados da pesquisa.

As variáveis com ligação direta com a agricultura, como o uso de corretivos, adubos, sementes, mudas e defensivos apresentaram valores consideravelmente maiores que as médias nacionais, ainda que as atividades se desenvolvam em estabelecimentos relativamente pequenos, com 66 hectares, em média. Além disso, grande parte da área agricultável é ocupada com lavouras permanentes e temporárias.

São elevados os índices de escolaridade e de orientação técnica, o que contribui para uma maior difusão da adoção de práticas como o plantio em nível e o plantio direto. O Cluster 7 apresentou o maior índice de integração ao mercado (0,69) e um percentual de estabelecimentos que obteve financiamentos pouco superior à média nacional. Como resultante, a capacidade de geração de renda desse cluster é consideravelmente alta (ver Apêndice).

Por outro lado, a parcela de estabelecimentos que realizou despesas com sal e ração, medicamentos e suplementação animal, apresentaram valores similares aos de referência, demonstrando o maior avanço da agricultura neste cluster. Sua pauta produtiva é concentrada em atividades como a cana-de-açúcar, com 27% do total do VBP, seguida pelo café (13%), soja (11%), animais de grande porte (9%), de aves (6%), leite de vaca (3%), laranja (7%), milho (7%), horticultura (3%) e silvicultura (2%), que totalizam 88% do VBP.

O Cluster 8, por sua vez, é composto por 373 municípios, concentrados na região Sul (97%), ao leste do Paraná e Santa Catarina (mesorregiões Metropolitana de Curitiba, Sudeste Paranaense, Norte e Sul Catarinenses, Grande Florianópolis e Vale do Itajaí) e nas mesorregiões Centro-Occidental, Centro-Oriental, Nordeste e Sudeste Riograndense. Esses municípios ocupam 4% da área aproveitável para atividades agropecuárias no país, na qual estão situados aproximadamente 342 mil estabelecimentos agropecuários (7% do total), com área média de 36 hectares. O cluster é responsável por 7% do pessoal ocupado, 626 mil trabalhadores e por 9% do PIB agropecuário.

O cluster 8 é caracterizado pelo alto nível de capitalização e mecanização, integração ao mercado, acesso ao crédito e adoção de insumos e práticas modernas, embora o desempenho em variáveis mais relacionadas à pecuária seja inferior às médias nacionais, com uso mais extensivo do solo em um maior percentual de pastagens naturais. No caso das variáveis mais associadas à agricultura, destaca-se a adoção de insumos como corretivos do solo, adubos, sementes e mudas e defensivos, com percentuais de adoção superiores às respectivas médias nacionais, bem como a adoção de práticas como o plantio direto na palha, a rotação de culturas, o plantio em nível e os elevados índices de escolaridade e de orientação técnica.

Esse cluster possui elevado índice de integração ao mercado e acesso ao crédito, além de 53% dos estabelecimentos, em média, associados às cooperativas ou entidades de classe. Sua pauta de produção possui como principal representante o fumo, que responde por 15% do VBP, seguido pela soja (11%), animais de grande porte (10%), milho (9%), arroz (8%), aves, silvicultura (8%), animais de médio porte (6%), leite de vaca (4%) e horticultura (3%), totalizando 81% do valor de produção agropecuário.

Por fim, o Cluster 9 é composto por 391 municípios, todos situados na região Sul, englobando a parcela sudoeste do Paraná, o Oeste Catarinense e o Noroeste Riograndense. São cerca de 365 mil estabelecimentos (7% do total brasileiro), que ocupam 3% da área aproveitável para atividades agropecuárias no Brasil, respondem por 7% do pessoal ocupado (cerca de 655 mil empregos) e 7% do PIB agropecuário.

Esse cluster é composto por estabelecimentos com alto grau de capitalização e mecanização, bem como o maior percentual de acesso ao crédito, uma vez que 52% de seus estabelecimentos obtiveram financiamentos em 2006, contra 19% que representa o valor médio nacional. É elevado também o percentual de estabelecimentos associados a cooperativas e entidades de classe (71%) e com baixo nível de especialização, demonstrando uma relação entre a diversificação produtiva e a geração de riqueza.

A adoção de insumos e práticas modernas, como corretivos, adubos, defensivos, plantio em nível, rotação de culturas e plantio direto, está presente na maioria desses estabelecimentos, sobretudo no que diz respeito à agricultura. É também elevado o índice de orientação técnica recebida pelos produtores (0,42 contra 0,22 da média nacional).

A pauta produtiva do Cluster 9 é composta pela produção de soja (20%), milho (13%), animais de grande porte (14%), de médio porte (13%), aves (11%), leite de vaca (8%) e ovos de galinha (4%), milho forrageiro (3%), fumo (3%) e trigo (2%). Essas atividades representam, juntas, 91% do VBP.

Para os casos dos clusters 7, 8 e 9, que se destacam pelos mais altos níveis de modernização agropecuária do país, o direcionamento de políticas públicas se dá de forma pontual, visando mitigar eventuais ineficiências que ocorram em algum desses clusters, como o baixo percentual de pastagens plantadas, o estímulo ao plantio direto e à rotação de culturas. Esses clusters são bons exemplos para ilustrar que as políticas visando a redução de disparidades no meio rural, o desenvolvimento e integração de produtores com maiores vulnerabilidades produtivas e econômicas deve se dar por múltiplos fatores combinados, de forma a prover as condições necessárias para que esses produtores se insiram no processo de modernização.

Em suma, os 9 clusters descritos neste trabalho demonstram o avanço das regiões Sul e Sudeste no processo de modernização. Essas regiões, além de

apresentarem condições estruturais relativamente favoráveis à agropecuária, como clima, fertilidade do solo e infraestrutura logística, contam também com os maiores níveis de acesso ao crédito, capitalização, capacitação e orientação técnica dos produtores. Isso destaca o importante papel de institutos de pesquisa e extensão como a Embrapa, Emater e escolas agrícolas, na geração e difusão do conhecimento técnico e científico para os produtores rurais das regiões menos modernas. Políticas que estimulem a difusão da pesquisa e extensão podem, em conjunto com outros instrumentos, como políticas bem direcionadas de concessão de crédito rural, garantia de demanda e seguro agrícola, minimizar o abismo existente entre o moderno e o arcaico na agropecuária brasileira.

Do ponto de vista das culturas, este texto demonstra que mesmo em casos de culturas mais integradas ao mercado, como a cana-de-açúcar, milho, pecuária bovina e criação de aves, o processo de modernização se deu de forma diferenciada entre produtores, uma vez que essas atividades coexistem nos mais diversos padrões tecnológicos, sejam eles avançados (clusters 7, 8 e 9), intermediários (clusters 4, 5 e 6) ou atrasados (clusters 1, 2 e 3). Isso permite dizer que políticas de modernização que levem em consideração tanto as atividades produtivas/culturas, quanto o perfil e as condições regionais dos produtores são uma estratégia imprescindível para se buscar o aumento da produtividade no campo e a equalização produtiva.

O pacote de modernização cumpriu e vem cumprindo uma de suas funções, de transformar o Brasil em um dos principais players mundiais do agronegócio. No entanto, ainda é necessário repartir os benefícios dessa modernização e fornecer as condições necessárias para que os produtores viabilizem seus empreendimentos e melhorem seus níveis de desenvolvimento e condições de vida. Para tal, um novo “pacote modernizante” deveria basear-se na difusão de conhecimento técnico, na capacitação e na capitalização dos produtores rurais considerando as especificidades regionais de cada grupo, sobretudo dos mais vulneráveis que, a grosso modo, se situam no sertão nordestino e em partes da região Norte. Não basta apenas terra (reforma agrária) e crédito. Essas são condições necessárias, mas não suficientes para a ascensão de grande parte dos produtores rurais brasileiros.

As recomendações realizadas ao longo deste trabalho não têm por objetivo representar um pacote pronto de políticas de modernização e inclusão produtiva e nem mesmo esgotar as possibilidades. Por meio delas, pretende-se estimular o debate com relação ao tema, destacando os diferentes perfis de produtores rurais existentes no Brasil e suas principais carências em termos produtivos e econômicos.

4 Considerações finais

O presente estudo construiu grupos homogêneos de municípios com relação aos seus indicadores de modernização agropecuária no ano de 2006. Os 9 clusters resultantes do trabalho corroboram parcialmente a literatura ao indicar a maior concentração de municípios com agropecuária moderna na região Centro-Sul e municípios com maiores vulnerabilidades econômico-produtivas nas regiões Nordeste e Norte. Todavia, o trabalho destaca a forte heterogeneidade intrarregional, sob a qual coexistem, dentro de uma mesma unidade da federação, graus bastante distintos de modernização entre seus municípios.

Os três clusters menos modernos representam 54% dos estabelecimentos agropecuários brasileiros, 56% do pessoal ocupado e 32% da área aproveitável para atividades agropecuárias no país. Ainda assim, representam apenas 25% do PIB agropecuário brasileiro, o que demonstra a precariedade de condições produtivas e estruturais, a vulnerabilidade econômica enfrentada por esses produtores e sua consequente incapacidade de geração de renda. Com toda essa representatividade, maior atenção deve ser dada a esses grupos, visando garantir condições mínimas de produção e reprodução no meio rural, de forma a mitigar problemas posteriores, como o êxodo rural e marginalização dessas pessoas nos centros urbanos e a dificuldade de sucessão familiar no meio rural.

Os clusters de municípios “arcaicos” e, portanto, mais vulneráveis se concentram no Nordeste em parcelas da região Norte, onde são encontradas condições relativamente desfavoráveis à produção agropecuária. Ainda que tenham sido realizados programas de redistribuição de terras e de apoio à agricultura familiar a partir de meados dos anos 1990 (Helfand & Rezende 2001), a falta de difusão do conhecimento e da adequação técnica e tecnológica às especificidades regionais impede que os benefícios da modernização, que tornou o Brasil um dos principais players do agronegócio mundial, cheguem a todos os produtores rurais brasileiros, ampliando o hiato econômico, tecnológico e produtivo entre eles.

Referências Bibliográficas

- Almeida, J. (1997). Da ideologia do progresso à ideia de desenvolvimento rural sustentável. In: ALMEIDA, J.; NAVARRO, Z. (orgs.) *Reconstruindo a agricultura: ideias e ideais na perspectiva do desenvolvimento rural sustentável*. Porto Alegre: Editora da Universidade (UFRGS). p. 33-55.
- Bacha, C. J. C. (2004). *Economia e Política Agrícola no Brasil*. 1. ed. São Paulo: Atlas.
- Balsan, R. (2006). Impactos decorrentes da modernização da agricultura brasileira. *Campo-Território: Revista de Geografia Agrária*, Uberlândia, v. 1, n. 2, p. 123–151.
- Banfield, J. D. & Raftery, A. E. (1992). Ice floe identification in satellite images using mathematical morphology and clustering about principal curves. *Journal of the American Statistical Association*, Washington, v. 87, n. 417, p. 7–16.
- Bock, H. H. (1996). Probabilistic Models in Cluster Analysis. *Computational Statistics and Data Analysis*, Amsterdam, v. 23, n. 1, p. 5–28.
- Buainain, A. M. (1999). *Trajetória recente da política agrícola brasileira*. 1999. Tese (Doutorado em Ciências Econômicas) — Instituto de Economia, Universidade Estadual de Campinas, Campinas, 1999. Disponível em: <http://repositorio.unicamp.br/jspui/handle/REPOSIP/285712>. Acesso em: 28 fev. 2017.
- Campos, S. A. C., Pereira, M. W. G. & Teixeira, E. C. (2014). Trajetória de modernização da agropecuária mineira no período de 1996 a 2006. *Economia Aplicada*, Ribeirão Preto, v. 18, n. 4, p. 717–739.

- Celeux, G. & Govaert, G. (1992). A classification EM algorithm for clustering for two stochastic versions. *Computational Statistics e Data Analysis*, Amsterdam, v. 14, n. 3, p. 315–332.
- Cruz, F. O., Ribeiro, C. G. & Lima, I. B. (2006). A modernização agrícola nos municípios da mesorregião Campo das Vertentes: uma aplicação de métodos de análise multivariada. *XLIV Congresso da SOBER*, Fortaleza.
- Delgado, G. C. (2012). Institutions, freedom, and technical efficiency. *O que significa a economia política do agronegócio no Brasil atual (anos 2000)*. Disponível em: <https://agroecologia.org.br/2013/12/10/delgado-projeto-do-agronegocio-seria-impensavel-numa-democracia-real/>. Acesso em: 05 ago. 2018.
- Do, C. B. & Serafim, B. (2008). What is the expectation maximization algorithm?. *Nature Biotechnology*, New York, v. 26, n. 8, p. 897–899.
- Duran, B. S. & Odell, P. L. (1974). *Cluster Analysis: a Survey*. Berlin: Springer.
- Ferreira, S., Baptista, A. J. M. S. & Lima, J. E. (2004). A modernização agropecuária nas microrregiões do estado de Minas Gerais. *Revista de Economia e Sociologia Rural*, Brasília, v. 42, n. 1, p. 73–89.
- Fraley, C. & Raftery, A. E. (2002). Model-based clustering, discriminant analysis and density estimation. *Journal of the American Statistical Association*, Washington, v. 97, n. 458, p. 611–631.
- Gasques, J. G. (2010). Produtividade total dos fatores e transformações da agricultura brasileira: análise dos dados dos Censos Agropecuários. In: GASQUES, J. G.; VIEIRA FILHO, J. E.; BACCHI, M. R. P.; VALDES, C. (orgs.) *Agricultura brasileira: desempenho, desafios e perspectivas*. Brasília: Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA). v. 1, cap. 1, p. 19-44.
- Gonzalez, B. C. R. & Costa, S. M. A. L. (1998). Agricultura brasileira: modernização e desempenho. *Teoria e Evidência Econômica*, Passo Fundo, v. 5, n. 7, p. 7–35.
- Hair, J. F., Anderson, R. E., Tatham, R. L. & Black, W. C. (2009). *Multivariate Data Analysis*. New Jersey: Prentice Hall.
- Helfand, S. M. & Rezende, G. C. (2001). *Brazilian agriculture in the 1990s: impact of the policy reforms*. Rio de Janeiro: IPEA, 2001. (Texto para discussão, n. 785).
- Hoffmann, R. (1992). *A dinâmica da modernização da agricultura e distribuição da renda em 157 microrregiões homogêneas do Brasil*. Piracicaba: ESALQ.
- Hoffmann, R. & Kageyama, A. (1985). Modernização da agricultura e distribuição de renda no Brasil. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Rio de Janeiro, v. 15, n. 1, p. 171–208.
- Hoffmann, R. & Kassouf, A. L. (1989a). *Produção e modernização e agropecuária em 332 microrregiões homogêneas do Brasil - 1980*. Piracicaba: ESALQ.

Hoffmann, R. & Kassouf, A. L. (1989b). Modernização e desigualdade na agricultura brasileira. *Revista Brasileira de Economia*, Rio de Janeiro, v. 43, n. 2, p. 273–303.

IBGE – Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (2009). *Censo Agropecuários 2006*. Rio de Janeiro: IBGE. Disponível em: <https://sidra.ibge.gov.br/home/pimpfbr/brasil>. Acesso em: 10 jan. 2017.

Johnson, R. A. & Wichern, D. W. (2007). *Applied Multivariate Statistical Analysis*. New Jersey: Prentice Hall.

Kageyama, A. (1986). *Problemas Metodológicos na Mensuração do Emprego Agrícola*. Campinas: Instituto de Economia, UNICAMP.

Kageyama, A. (1990). O Novo padrão agrícola brasileiro: do complexo rural aos complexos agroindustriais. In: DELGADO, G. C.; GASQUES, J. G.; VILA VERDE, C. M. (orgs.) *Agricultura e Políticas Públicas*. Brasília: IPEA. cap. 11, p. 113–223.

Kageyama, A., Bergamasco, S. M. P. P. & Oliveira, J. A. (2014). Uma classificação dos estabelecimentos agropecuários do Brasil a partir do Censo de 2006. In: SCHNEIDER, S.; FERREIRA, B.; ALVES, F. (orgs.) *Aspectos Multidimensionais da Agricultura Brasileira*. Brasília: IPEA. p. 21-40.

Kassambara, A. (2017). *Practical Guide to Cluster Analysis in R*. [S.l.]: STHDA.

Kaufman, L. & Rousseeuw, P. J. (1990). *Finding Groups in Data: an Introduction to Cluster Analysis*. New York: Wiley.

Lawson, R. G. & Jurs, P. C. (1990). New index for clustering tendency and its application to chemical problems. *Journal of Chemical Information and Computer Sciences*, Washington, v. 30, n. 1, p. 36–41.

Llanilo, R. F., Del Grossi, M. E., Santos, F. O., Munhos, P. D. & Guimarães, M. F. (2006). Regionalização da agricultura do estado do Paraná, Brasil. *Ciência Rural*, Santa Maria, v. 36, n. 1, p. 120–127.

Martine, G. (1991). A trajetória da modernização agrícola: a quem beneficia? *Lua Nova*, São Paulo, v. 1, n. 23, p. 7–37.

Martine, G. & Garcia, R. C. (1987). *Os Impactos Sociais da Modernização Agrícola*. São Paulo: Caetes.

Mclachlan, G. J. & Basford, K. E. (1988). *Mixture Models Inference and Applications to Clustering*. New York: Marcel Dekker.

Melnykov, V. & Maitra, R. (2010). Finite mixture models and model-based clustering. *Statistics Surveys*, v. 4, n. 1, p. 80–116.

Murtagh, F. & Raftery, A. E. (1984). Fitting straight lines to point patterns. *Pattern Recognition*, Amsterdam, v. 17, n. 5, p. 479–483.

Paz, M. V., Freitas, C. A. & Nicola, D. S. (2006). Avaliando a intensidade da modernização da agropecuária gaúcha: uma aplicação de análise fatorial e cluster. *XLIV Congresso da SOBER*, Fortaleza.

- Rezende, G. C. (2006). Políticas trabalhista, fundiária e de crédito agrícola no Brasil: uma avaliação crítica. *Revista de Economia e Sociologia Rural*, Brasília, v. 44, n. 1, p. 47–78.
- Scrucca, L. F. M., Murphy, T. B. & Raftery, A. E. (2016). Mclust 5: clustering, classification and density estimation using Gaussian finite mixture models. *The R Journal*, Vienna, v. 8, n. 1, p. 205–233.
- Silva, G. B. & Botelho, M. I. V. (2014). O processo histórico da modernização da agricultura no Brasil (1960-1979). *Campo-Território: Revista de Geografia Agrária*, Uberlândia, v. 9, n. 17, p. 362–387.
- Silva, J. G. (1996). *A Nova Dinâmica da Agricultura Brasileira*. Campinas: Unicamp.
- Silva, J. G. & Kageyama, A. (1983). Emprego e relações de trabalho na agricultura brasileira: uma análise dos dados censitários de 1960, 1970, e 1975. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Rio de Janeiro, v. 13, n. 1, p. 235-266.
- Silva, J. G., Kageyama, A., Romão, D. A., Wagner Neto, J. A. & Pinto, L. C. G. (1983). Tecnologia e campesinato: o caso brasileiro. *Revista de Economia Política*, São Paulo, v. 3, n. 4, p. 21–56.
- Souza, P. M. & Lima, J. E. (2003). Intensidade e dinâmica da modernização agrícola no Brasil e nas Unidades da Federação. *Revista Brasileira de Economia*, Rio de Janeiro, v. 57, n. 4, p. 795–824.
- Souza, R. F. & Khan, A. S. (2001). A modernização da agricultura, classificação dos municípios e concentração da terra no estado do Maranhão. *Revista Econômica do Nordeste*, Fortaleza, v. 32, n. 1, p. 96–111.
- Wedekin, I. (2005). A política agrícola brasileira em perspectiva. *Revista de Política Agrícola*, Brasília, Edição Especial, p. 17–32.

Apêndice A

Tabela A.1: Médias dos indicadores de modernização por Cluster e indicadores correlatos

Variáveis	Média do Cluster									Média Geral
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	
Lucratividade										
X16 – PIB agro/EHA;	2,99	6,99	9,11	22,30	13,16	48,58	26,54	17,26	12,83	14,88
X15 – PIB agro/AA;	0,25	0,19	0,99	0,20	0,55	2,02	1,13	1,22	1,00	0,70
Capitalização										
X5 – N° de tratores/EHA;	0,01	0,03	0,02	0,18	0,12	0,24	0,25	0,24	0,17	0,12
X13 – \$ bens móveis/EHA;	4,34	14,46	4,91	65,81	21,63	77,53	26,46	24,98	23,19	24,98
X12 – \$ bens móveis/AL;	0,41	0,47	0,61	0,67	1,02	2,58	1,26	1,97	2,00	1,03
X6 – Máquinas e implementos/EHA;	0,29	0,12	0,14	0,58	0,63	0,76	0,90	1,22	1,37	0,59
X1 – Est. força mecânica/TE;	0,25	0,19	0,22	0,34	0,37	0,49	0,60	0,55	0,65	0,37
X21 – Est. compra animais/TE;	0,24	0,21	0,17	0,23	0,22	0,21	0,18	0,38	0,53	0,25
Especialização/diversificação										
X27 – Est. muito especializados/TE;	0,14	0,21	0,31	0,27	0,28	0,34	0,34	0,15	0,09	0,23
X28 – Est. especializados/TE;	0,36	0,37	0,34	0,41	0,38	0,35	0,33	0,44	0,34	0,37
Integração										
X30 – Índice de integração;	0,47	0,50	0,63	0,59	0,59	0,66	0,69	0,61	0,62	0,59
X7 – Est. financiamentos/TE;	0,16	0,13	0,12	0,14	0,13	0,18	0,21	0,30	0,52	0,19
X29 – Est. cooperativas/TE;	0,44	0,37	0,32	0,31	0,31	0,37	0,40	0,53	0,71	0,40
Intensividade do uso do solo										
X4 – Área com lavouras/AA;	0,17	0,07	0,37	0,09	0,15	0,37	0,49	0,35	0,53	0,26
X18 – Est. corretivos/TE;	0,1	0,03	0,10	0,10	0,21	0,22	0,27	0,19	0,11	0,13
X17 – Est. adubos/TE;	0,05	0,12	0,36	0,20	0,43	0,45	0,60	0,67	0,79	0,37
X19 – Est. sementes/TE;	0,05	0,09	0,08	0,10	0,15	0,19	0,24	0,36	0,51	0,17
X14 – Est. sal ração/TE;	0,30	0,44	0,15	0,61	0,56	0,38	0,39	0,45	0,65	0,43
X20 – Est. agrotóxicos/TE;	0,25	0,13	0,22	0,13	0,20	0,36	0,49	0,60	0,77	0,31
X22 – Est. medicamentos anim./TE;	0,52	0,66	0,32	0,80	0,72	0,55	0,55	0,68	0,77	0,62
X26 – Suplementação animal;	0,63	0,55	0,56	0,59	0,66	0,63	0,65	0,65	0,68	0,62
X2 – Área pastagem plantada/AP;	0,28	0,71	0,47	0,71	0,53	0,50	0,57	0,22	0,42	0,50
X3 – Área trabalhada/AA;	0,29	0,46	0,55	0,53	0,49	0,54	0,68	0,40	0,63	0,50
Técnicas										
X10 – Est. plantio direto/TE;	0,03	0,06	0,03	0,03	0,02	0,13	0,18	0,21	0,65	0,13
X25 – Orientação técnica;	0,07	0,09	0,10	0,22	0,24	0,32	0,40	0,36	0,42	0,22
X11 – Est. rotação de cultura/TE;	0,06	0,08	0,10	0,04	0,07	0,16	0,15	0,29	0,49	0,14
X24 – Escolaridade do dirigente;	0,24	0,32	0,33	0,47	0,50	0,50	0,55	0,46	0,45	0,41
X9 – Est. plantio em nível/TE;	0,27	0,16	0,34	0,17	0,35	0,39	0,53	0,38	0,44	0,32
Energia										
X23 – Est. energia elétrica/TE;	0,70	0,56	0,70	0,70	0,85	0,82	0,77	0,91	0,86	0,75
X8 – Est. combustíveis/TE;	0,50	0,49	0,38	0,54	0,43	0,47	0,53	0,60	0,72	0,51
Correlatos										
PIB agropecuário (%)	5%	9%	11%	16%	10%	11%	16%	9%	7%	-
Estabelecimentos (%)	23%	14%	16%	7%	8%	2%	6%	7%	7%	-
Área (%)	8%	18%	6%	36%	7%	6%	6%	4%	3%	-
Mão de obra (%)	22%	16%	18%	9%	10%	3%	8%	7%	7%	-
Municípios (unidades)	653	601	582	541	704	224	466	373	391	-
Área média (hectares)	24	79	22	317	50	173	66	36	25	-

Fonte: Elaborado pelo autor.

THE IMPACT OF POSTPONING MOTHERHOOD ON WOMEN'S INCOME IN BRAZIL

JULIANA LOPES ANDRADE *
MARINA SILVA DA CUNHA †

Abstract

This paper investigates the impact of the postponement of motherhood on women's earnings and gender gap in Brazilian labor market, based on data from Brazilian National Health Survey of 2013. Using the Heckman (1979) approach, the results suggest that postponing motherhood has a positive impact of 1.55% on earnings each year of postponement. By comparing men and women, the results suggest that being a woman generates a wage penalty of approximately 22%, but the postponing of motherhood can eliminate that gender gap, especially for those who are white, yellow and higher educated.

Keywords: labor market, first child, earnings, gender inequality.
JEL codes: J31, J13, J16.

Resumo

Este artigo investiga o impacto do adiamento da maternidade nos rendimentos das mulheres e na diferença de rendimento entre homens e mulheres no mercado de trabalho brasileiro, com base em dados da Pesquisa Nacional de Saúde de 2013. Usando a abordagem Heckman (1979), os resultados sugerem que o adiamento da maternidade tem um impacto anual positivo de 1,55% sobre os rendimentos. Ao comparar homens e mulheres, os resultados sugerem que ser mulher gera uma penalidade de cerca de 22% nos rendimentos, mas o adiamento da maternidade pode eliminar essa diferença de gênero, principalmente para as mulheres brancas, amarelas e com ensino superior.

Palavras-chave: mercado de trabalho, primeiro filho, rendimentos, desigualdade de gênero.
Códigos JEL: J31, J13, J16.

DOI: <http://dx.doi.org/10.11606/1980-5330/ea165870>

* Master of Graduate Studies Program in Economic at State University of Maringá (PCE/UEM):
e-mail: juliana-lobes-andrade@hotmail.com

† Professor at the Graduate Studies Program in Economic and the Department of Economic at
Universidade Estadual de Maringá, and CNPq researcher, Brazil: e-mail: mcsunha@uem.br

1 Introduction

The labor market, in both developed and developing countries, has undergone several structural changes over the last decades, especially with the entry and increased participation of women. However, income inequalities are still present and have different formats. As reported by indicators from the Organization for Economic Cooperation and Development - OECD (2015), there are high-income gaps between men and women with the same level of education in Brazilian labor market, since the average income of a woman with higher education corresponds to only 62% of the average income of a man with the same educational level. Along with Chile, this is the largest gender pay gap when comparing data from other OECD partner countries.

During the last decades, the gender wage gap has decreased considerably according to Blau & Kahn (2016), who analyzed the United States labor market from 1980 to 2010. In Brazil, this trend was also observed according to Madalozzo (2010), in an analysis for the period from 1978 to 2007. The gender difference depends on many factors, such as personal, household and occupational characteristics (Bertrand et al. 2010, Goldin & Mitchell 2016). However, a well-known finding in the literature is that the gender wage gap persists even when controlled by a wide range of observable characteristics of companies and individuals.

In addition, inequality among women is evident when analyzing the role of fertility and its change over the past decades. According to Bratti (2015), most developed countries show an increase in the age women have their first child. As reported by data from IZA World of Labor (2015), between 1970 and 2011 the age of women giving birth to their first child increased by 6.0 years in Germany, 4.9 years in Italy, 2.7 in Sweden, and 2.3 years in the United States. Looking at Brazilian data, according to the World Bank (2019), the total fertility rate, which represents the average number of children per woman until the end of their reproductive life, decreased from 6.07 children per woman in 1960 to 1.711 children in 2017¹. Consequently, the implications of the postponement of motherhood in terms of earnings have attracted the attention of researchers. Miller (2011) found from US data from 1979 to 2000 that delayed motherhood increases the amount of hours worked and women's wages and, therefore, it improves career gains, as well as post-motherhood wage rates. Thus, the wage penalties suffered by women throughout their careers due to motherhood present themselves as an additional obstacle to economic equality between men and women.

On the other hand, pregnancy after age thirty-five tends to be considered late from a medical perspective. Conforming to Gomes et al. (2008), pregnant women after this age are included in a group of high-risk, requiring special care since the beginning of pregnancy. In order to prevent complications for both baby and mother, this care includes a greater number of consultations and a variety of prenatal procedures. The authors add that high-risk pregnancies may be an indicative of greater emotional and social problems, leading to increased maternal anxiety levels. As state in a study by Santos et al. (2009), that interviewed female adolescents, adults, and elderlies (i.e. thirty-five years old or older), it was observed lower Apgar scores in the fifth

¹As the level of fertility rate of population replacement is 2.1 children per woman, this number indicates a possible steady state, followed by a decrease in absolute terms of the Brazilian population.

minute², preeclampsia, premature membrane rupture, diabetes, and higher risk of cesarean section among those over thirty-five years old. In agreement with Alves et al. (2017), the predisposition of advanced pregnancy to higher obstetric risks may present as reasons the pathological process of aging of the ovaries and the increased frequency of pre-existing chronic diseases, which expand with age.

The postponement of motherhood and the fertility rate behavior also play an important role in the process of demographic transition that Brazil has been facing in recent decades. Following Vasconcelos & Gomes (2012), the country began the process of demographic transition from 1950 onwards, characterized by declining levels of mortality, birth, and fertility, in addition to increased life expectancy at birth. As a result, over the last few years the country has totally transformed its demographic profile from a predominantly young population to an increasing number of people aged sixty or older, showing that the age structure goes through an aging process.

For developing countries, especially Brazil, there is still little evidence on the effects of motherhood postponement. In this context, this research seeks to assess the impact of motherhood postponement on women's earnings and on the gender gap in Brazil according to information from the Brazilian National Health Survey of 2013. The hypothesis is that postponing motherhood has a positive impact on women's earnings.

The study of the women's participation in the labor market is relevant to analyze public policies directed at them. Meulders et al. (2008) discuss working conditions and public policies implemented regarding motherhood in fifteen countries in Europe³ and stress the economic and social importance of women's increasing participation in the labor market, but they also emphasize the need to help them stay, considering that the birth of a child can cause them to interrupt their professional activity or change their working time or line. Such modifications may lead to loss of income and lower career prospects. Pignatti (2016) discusses policies aimed at encouraging the participation of women in the workforce in countries in transition, which are in the process of transferring from central planning to a market economy. The author states that increasing female participation in the labor market is an important factor for sustainable economic development, especially in countries with aging population characteristics and a high level of women's qualifications. Brainerd (2014) analyzes the effectiveness of government policies in reversing unwanted declines in fertility in Central, Eastern, and Western European countries. The author concludes that government birth policies are capable of raising the number of births only narrowly, especially regarding second and third children. When analyzing the effectiveness of government policies aimed at childcare in Northern and Southern Europe, the United Kingdom, the United States, and Canada, Vuri (2016) states that access to childcare, especially for children under the age of three or between three and five years old, allows the primary caregiver, usually the mother, to dedicate herself to

²According to Casey et al. (2001), the Apgar score is a mean of evaluating the physical condition of newborn infants at one and five minutes after delivery. Five characteristics are assessed: heart rate, respiratory effort, muscle tone, reflex irritability, and color. Each component has a value of 0 to 2 and the total score is the sum of all the characteristics. A baby's condition is considered good to excellent if the score is 7 or higher.

³Denmark, Belgium, Portugal, Sweden, Greece, Finland, Spain, Italy, Luxembourg, France, the Netherlands, Austria, Ireland, Great Britain, and Germany.

the labor market, thus reaching a more satisfactory level of work-life balance.

Therefore, the objective of this article is to contribute to the line of research related to gender disparities in the labor market and in society, fostering debate on the topic. Changes in the participation of women in the labor market and in the fertility rate are important to the elaboration of public policies as they directly influence the age structure of the population with reflexes on the demand for public services such as schools, daycare centers, health and social security.

In addition to this introduction, the rest of the paper is organized as follows: Section 2 introduces the theoretical and empirical background on the topic, ranging from the theory of an individual's job offer to women's motherhood decision and its economic implications; Section 3 discusses the methodology used in this work to estimate earnings equations using the Ordinary Least Squares Method, the Heckman Method, and the Instrumental Variables Method; finally, Section 4 presents the results and the discussion regarding the methodology used. The main findings are summarized in the conclusion.

2 Theoretical and empirical background

Considering the traditional approach, the individuals' job offer can be studied from the maximization of their well-being in the consumption of goods and leisure (Varian 1992). Individuals seek to maximize their well-being through the consumption of goods and leisure when making decisions regarding labor supply and such decisions depend on the past generation's decisions about motherhood (Borjas 2009). By incorporating the demand for children, Becker (1981) assumes that each family maximizes a utility function of the quantity of children of each child's expenditure, also called by the author as quality of children and quantity of other goods. According to this approach, children are not buyable products, but each family produces them and they use goods and market services, in addition to the time of parents, especially the mother's. Since the cost of time and the domestic production functions are different between families, the total cost of raising children is different. Therefore, the demand for children depends on the relative price of children and total income, i.e., an increase in the relative price of children reduces the demand for children and increases the demand for other products, keeping real income constant.

Therefore, decisions about the job offer of individuals, especially women, are directly related to decisions concerning the family sphere. Thus, the analysis of the woman's age choice to have her first child, as well as the number of children she will have, becomes relevant to this discussion. Regarding the postponement of the decision to be a mother, Bratti (2015) affirms that such strategy may allow women to accumulate human capital before having a child, expand their participation in the labor market and boost their income. However, it may make this woman more likely to have fewer children. This way, countries can intervene to soften this trade-off by investing in family-friendly policies. In order to understand why the postponement of motherhood can affect wages and labor supply, the author adds that having a child implies a temporary exit from the labor market for women and consequently a proportional loss of income. In addition, when returning to the labor market, a woman may return to the pre-birth wage level or may fall back to a lower one.

Some papers specifically address fertility rate behavior. Kim (2016) analyzes women's educational level and its impact on fertility and concludes that there is a negative correlation between these two variables, so that women who are more educated commonly have fewer children than the less educated ones. This correlation can be strongly observed across time and regions, however, it is not the same across countries as it varies depending on different levels of women's education, stages of country development and institutional aspects, including the quality of education. In this line of study, Berquó & Cavenaghi (2006) analyze fertility in Brazil and state that the fertility rate is declining and female schooling and income show a negative correlation with fertility levels. This subject is also relevant for the elaboration of public policies.

In order to understand the decisions regarding work supply, it is necessary to understand the behavior of women in the labor market. There are several researches in empirical literature that aimed to study this subject. The insertion of women in the labor market was marked by progress, although a number of unfavorable conditions remained. In Brazil, the work of Bruschini et al. (2008) concludes that between 1995 and 2005 the country underwent relevant demographic transformations, such as reduction in fertility rates, decrease in the size of family arrangements, aging population and the growth of female-headed family arrangements. However, there is a persistence of traditional family models, which implies that women are still responsible for domestic activities and childcare. Verick (2014) highlights the complexity of the nature of women's participation in the labor market in developing countries such as Brazil, India, Indonesia and Turkey and concludes that the relationship between this variable and the development of a country reflects changes in economic activity, educational attainment, fertility rates, social norms and other factors. As a result, female labor supply is both a driver and a result of development.

As noted, time spent on domestic activities is a relevant factor in terms of women's participation in the labor market. Accordingly, some studies investigate housework and the organization of time between men and women, as in Rizavi & Sofer (2008), who identify a modern version of the traditional division of labor in European countries⁴ and the United States so that both spouses participate in the labor market, but men specialize relatively more in the labor market and women specialize in housework. De Henau & Puech (2008), who performed a comparative analysis regarding the duration, organization, and breakdown of professional and domestic working hours between men and women in Europe, found similar results. In Brazil, Dedecca (2008) states that current working hours assign a high workload to workers, especially women, who are entrusted with work for social reproduction, which indicates the extent of inequality present in Brazilian society.

Assuming that, despite advances, traditional family models persist. Studies assess the wage gap for women and the postponement of motherhood, among them, Amuedo-Dorantes & Kimmel (2003) analyzed the aspect in the United States using data from the 1979 National Longitudinal Survey of Youth and found that there is no wage penalty for college-educated mothers, there is a wage boost instead. They also found that these mothers could increase this

⁴Belgium, Germany, Estonia, France, Hungary, Slovenia, Finland, Sweden, Great Britain, and Norway.

boost further by delaying motherhood. Anderson et al. (2003) also assessed the motherhood wage penalty using data from the National Longitudinal Survey of Labor Market Experience of Young Women (NLSYW) and their results indicated that mothers tend to face the highest wage penalty when they first return to work and it happens even if their children are older. Van Bavel (2010) studies the impacts of the postponement of motherhood by European college-graduated women aged twenty to forty years old from a perspective of the choice of the field of study. The author found that this postponement is related to stereotypical attitudes about family roles. Buchmann & McDaniel (2016) examined the family wage gap for highly educated professionals in the United States from 1980 to 2010 and indicated that the negative wage differential for motherhood has been declining over time in all professions, but in traditionally male-dominated positions mothers experience a positive wage differential and in female-dominated ones, the wage differential is negative. Miller (2011) assessed the effects of motherhood timing on career path in the United States from 1979 to 2000 and the obtained results suggested that delaying becoming a mother increases the amount of hours worked and women's wages and, therefore, it improves career gains, as well as post-motherhood wage rates.

Budig & J (2010) analyzed the earnings inequality in the United States using data from 1979 to 2004. The results showed that the motherhood penalty varies by earnings levels, being larger on low-wage women and smaller among highly paid women. Gustafsson (2001) studied the determinants of the postponement of maternity in European countries since the 1970s and found that woman's career costs is the main factor that works for later births. Moreover, consumption smoothing and woman's career planning are explanations to the postponement of maternity as well. Pazello (2006) examined the impact of an exogenous shock on motherhood, represented by twin first birth, on women's participation in Brazilian labor market between 1992 and 1999. The results suggest that the probability of women's participation in the labor market could be negatively affected by an unplanned increase in the number of children and this impact is negative only in the short run. Pazello & Fernandes (2004) studied the occurrence of stillbirth as an instrument to maternity to compare the behavior of women that have one child or more and women that do not have children, but tried to have one child and did not succeed. Using data from 1992 to 1999, the authors found that motherhood has a negative effect on women's participation in the labor market, but this negative participation tends to decrease over the long run. This negative relationship between motherhood and the participation of women in the Brazilian labor market is also observed by Cunha & Vasconcelos (2016), considering information from the period from 1995 to 2009.

Overall, as suggested by the literature, the labor market has undergone significant demographic transformations, characterized by reduced fertility rates, declining family arrangements, aging population and the growth of female-headed family arrangements. However, traditional family models persist, which implies that women are still responsible for domestic activities and childcare. Consequently, the need to help them to remain in the labor market is highlighted, considering that the birth of a child can cause them to interrupt their professional activity or modify their working time or their line of work. Thus, this paper seeks to contribute to this literature by addressing the effects of postponing maternity on women's earnings in Brazil in 2013. Next,

we discuss the methodological procedure used and, subsequently, we present the results.

3 Methodology

3.1 Data

This study uses as a basis the microdata of the Brazilian National Health Survey conducted in 2013, which was based on the objective of addressing the performance of the national health system, the health conditions of the Brazilian population, the surveillance of chronic non-communicable diseases and associated risk factors. The Brazilian National Health Survey is part of the Integrated System of Home Surveys of the Brazilian Institute of Geography and Statistics and has a period of five years. The target population of the research comprises residents of permanent private households in the national territory.

The Brazilian National Health Survey sampling is stratified and the questionnaire is divided into three stages of conglomeration, with the census tracts being the primary sampling units, the households as the second-stage units, and the adult residents, aged eighteen or older, as the third stage units. Thus, this survey is a complex sample, as it comes from cluster research and includes a process of stage weight calibration. The estimates of this paper considered this sample design.⁵

Initially, the total number of observations in the database is 205,546. The survey questionnaire module for women's health, preventive examinations, reproductive history and family planning is applied to women aged eighteen or older. In addition, the part of this module related to women's reproductive history is not applied to women at fifty and older. Therefore, for the estimation of the results of this study, only individuals from eighteen to forty-nine years old were considered. For the construction of the database, women who answered the questionnaire stating that they were unaware of their first pregnancy age and women who reported having children older than their age at the time of the survey were excluded. Those who declared their color or race as "ignored" were excluded. As a result, the final number of observations was 39,871.

3.2 Methods

The Mincer income equation is the most commonly used to measure wage differentials and allows establishing a relation between the log of wage received by the individual and other explanatory factors such as education, usually measured by years of schooling, experience, derived from the individual's age, quadratic experience and other attributes. In order to identify the effect of the postponement of motherhood on women's income in Brazil in 2013, the parameters of the following income equation are estimated:

$$\ln(Y_i) = \beta_0 + \gamma A1B_i + \sum_{j=1}^k \beta_j x_{ji} + \varepsilon_i \quad (1)$$

where Y_i represents income, $A1B_i$ corresponds to the age of the woman at first pregnancy ("age at first birth"), x_{ji} is the vector of control variables and ε_i is

⁵For more details, see Souza-Júnior et al. (2015).

a term of error. Hence, the term γ is not random and consequently it denotes the effect of motherhood delay on the income variable. The other explanatory variables are described in Table 1.

Earnings equations are first estimated using the Ordinary Least Squares Method (OLS). However, using Mincer equations may result in the problem of sample selection bias, when the sample is inconsistent. Thus, seeking to correct this problem, the equations are estimated again through the Heckman Method. This approach was proposed by Heckman (1979), who highlights the problem of selection bias in the case of estimating earnings equations for women, which corresponds to the theme of the present work. The first step of this method is to estimate a selection equation using a probit model and, from this equation, calculate the inverse of the Mills ratio (λ) for each individual in the sample. The selection equation is determined by the following equation, which can be estimated using a probit model:

$$z_i^* = w_i' \gamma + u_i \quad (2)$$

The equation of greatest interest is:

$$y_i = x_i' \beta + \varepsilon_i \quad (3)$$

y_i is observed only when z_i^* is greater than zero. It is assumed that ε_i and u_i have a normal bivariate distribution with zero mean and correlation ρ .

$$y_i = x_i' \beta + \beta_\lambda \lambda_i(\alpha_u) \quad (4)$$

Where

$$\alpha_u = -w_i' \gamma / (\sigma_u) \quad (5)$$

and

$$\lambda(\alpha_u) = \phi(w_i' \gamma / \sigma_u) / \Phi(w_i' \gamma / \sigma_u) \quad (6)$$

Therefore, $\phi(\cdot)$ represents the probability density function and $\Phi(\cdot)$ corresponds to the cumulative distribution function. Thus:

$$y_i | z_i^* > 0 = E[y_i | z_i^* > 0] + v_i \quad (7)$$

$$= x_i' \beta + \beta_\lambda \lambda_i(\alpha_u) + v_i \quad (8)$$

The second step of the Heckman Method is to estimate income equations using the Ordinary Least Squares Method including the inverse Mills ratio (λ) as an additional regressor. Performing this procedure circumvents the problem of sample selection bias and sample inconsistency. Earnings equations can be represented as:

$$\ln(Y_i) = \beta_0 + \gamma A1B_i + \sum_{j=1}^k \beta_j x_{ji} + \beta_j \hat{\lambda}_i + \varepsilon_i \quad (9)$$

However, if the variable $A1B_i$, which corresponds to the woman's age in the first pregnancy, is correlated with the error term ε_i due to, for example, the omission of some variable, the OLS method and other techniques will

Table 1: Description of the variables

Variable	Description
<i>ln_hourly_wage</i>	Hourly wage
<i>A1B</i>	Woman's age at first pregnancy
Age at first child	
<i>f_24</i>	1 if she had her first child up to 24 years old and 0 otherwise, × A1B
<i>f25_29</i>	1 if she had her first child between 25 and 29 years old and 0 otherwise, × A1B
<i>f30_34</i>	1 if she had her first child between 30 and 34 years old and 0 otherwise, × A1B
<i>f35_49</i>	1 if she had her first child between 35 and 49 years old and 0 otherwise, × A1B
<i>Age</i>	Age from 18 to 49 years old
<i>age2</i>	Squared age
Education	
<i>study1</i>	1 if she is illiterate or not completed primary school 0 otherwise, the reference category
<i>study2</i>	1 if she has attended and has completed primary school, but has attended and has not completed elementary school and 0 otherwise
<i>sudy3</i>	1 if she has attended and completed elementary school, but has attended and has not completed high school and 0 otherwise
<i>study4</i>	1 if she has attended and completed high school, but has attended and has not completed a college degree - graduation course and 0 otherwise
<i>study5</i>	1 if she has attended a college degree or more, and 0 otherwise
Race	
<i>white_yellow</i>	1 if she is white or yellow and 0 otherwise
<i>white_yellow_n</i>	1 if she is black, brown or indigenous and 0 otherwise, the reference category
Region	
<i>northeast</i>	1 if she lives in the Northeast region and 0 otherwise
<i>south</i>	1 if she lives in the Southern region and 0 otherwise
<i>southeast</i>	1 if she lives in the Southeast region and 0 otherwise
<i>midwest</i>	1 if she lives in the Midwest region and 0 otherwise
<i>north</i>	1 if she lives in the North region and 0 otherwise, the reference category

Source: Microdata from the Brazilian National Health Survey of 2013.

Table 1: Description of the variables (continued)

Variable	Description
Occupation	
<i>director</i>	1 if she is a director or a manager and 0 otherwise
<i>science</i>	1 if she is a science professional or an intellectual and 0 otherwise
<i>professional</i>	1 if she is a technician or a mid-level professional and 0 otherwise
<i>administrative</i>	1 if she is an administrative support worker and 0 otherwise
<i>service</i>	1 if she is a service worker, a seller of trades and markets and 0 otherwise
<i>forestry</i>	1 if she is a skilled worker in agriculture, forestry, hunting, and fishing and 0 otherwise
<i>craft</i>	1 if she is a skilled worker, construction worker and craftsman, mechanical arts and other crafts and 0 otherwise
<i>operator</i>	1 if she is a plant and machine operator or an assembler and 0 otherwise
<i>elementary</i>	1 if she is in an elementary occupation and 0 otherwise, the reference category
Sector	
<i>industrial</i>	1 if she works in the industrial sector and 0 otherwise
<i>construction</i>	1 if she works in the construction sector and 0 otherwise
<i>trade</i>	1 if she works in the trade and services sector and 0 otherwise
<i>agriculture</i>	1 if she works in the agriculture sector and 0 otherwise, the reference category
Position	
<i>employee</i>	1 if she works as an employee and 0 otherwise
<i>employer</i>	1 if she is an employer and 0 otherwise
<i>self – employed</i>	1 if she is self-employed and 0 otherwise, the reference category
Marital status	
<i>married</i>	1 if she is married, and 0 otherwise
<i>single</i>	1 if she is not married, and 0 otherwise, the reference category

Source: Microdata from the Brazilian National Health Survey of 2013.

produce biased estimates. In order to avoid the endogeneity problem, the predictor variable influencing the predicted variable and vice versa, the income equations are estimated again using the Instrumental Variable Method.

To obtain consistent estimates of the impact of postponing motherhood, in the first stage of this method the $A1B$ is modeled as the result of the woman's desired moment and random shocks. In this regression, other determinants are included in addition to the variables in the income equation. These variables, called instruments, must be correlated with $A1B$, but not correlated with the random term of the earnings equation. The purpose of these variables is to capture random and unanticipated factors that make the difference between the actual timing of motherhood and optimal or expected timing:

$$\begin{aligned}
 A1B_i = \alpha_0 &+ \alpha_1 \text{miscarriage} + \alpha_2 \text{abort} + \alpha_3 \text{treatment} + \alpha_4 \text{dchildren} \\
 &+ \alpha_5 \text{smoking} + \alpha_6 \text{care} + \alpha_7 \text{surgery} + \alpha_8 \text{yearbirth} \\
 &+ \sum_{j=1}^k \delta_j x_{ji} + \kappa_i
 \end{aligned} \tag{10}$$

In the equation, $A1B_i$ is the dependent variable, which corresponds to the age of the woman in the first pregnancy; *miscarriage* indicates if the woman has ever had a miscarriage; *abort* indicates if the woman has had any abortions; *treatment* is a variable that indicates whether the woman and her partner have had or are undergoing treatment for pregnancy; *dchildren* determines the number of children who were born alive and died later; *smoking* indicates if the woman started smoking cigarettes daily in the year she had her first child or later; *care* indicates whether the woman had prenatal care the last time she was pregnant; *surgery* indicates if the woman has already had surgery to remove the uterus; *yearbirth* corresponds to the year of birth of the individual or the assumed age. Moreover, x_{ji} represents the control variables of the income equation.

There are variables that have a positive expected impact, such as *miscarriage* and *treatment*. On the other hand, the variables *abort*, *dchildren*, *smoking*, and *yearbirth* have an expected negative impact. Finally, the variables *care* and *surgery* can have a positive or negative impact. Therefore, the equations described are estimated using the instrumented variable $A1B_i$. Three sets of tests were used to assess whether this approach was fit or not. Initially, to check whether the variables were exogenous, the Durbin and Wu-Hausman tests were used. When these tests are significant, it is suggested that there is an endogeneity problem between the regressors (Wu 1974, Hausman 1978). Subsequently, the Sargan (1958) and Basman (1960) tests were used to verify the constraints of overidentification. A significant test statistic indicates invalid instruments when the instruments are correlated with the error term or an incorrectly specified structural equation. Finally, the minimum eigenvalue statistic (MES) tests whether the set of instruments is weak as a null hypothesis (Stock et al. 2002).

To verify whether the postponement of motherhood cancels the penalty of having children in relation to those who did not have children, estimates were initially made, including only women with children, using the Ordinary Least Squares (OLS) method, the instrumental variable (IV) and Heckman procedure. In addition to estimating the impact of postponement of mater-

nity from the age of first pregnancy, it is also considered all women in the following equations:

$$\ln(Y_i) = \beta_0 + \gamma \text{mother} + \sum_{j=1}^k \beta_j x_{ji} + \theta \hat{\lambda}_i + \varepsilon_i \quad (11)$$

$$\begin{aligned} \ln(Y_i) = \beta_0 &+ \gamma_1 f_{_24} + \gamma_2 f_{25_29} + \gamma_3 f_{30_34} \\ &+ \gamma_4 f_{35_49} + \sum_{j=1}^k \beta_j x_{ji} + \beta_j \hat{\lambda}_i + \varepsilon_i \end{aligned} \quad (12)$$

The mother variable is a binary variable with a value of one if the woman is a mother and zero otherwise. In the following equation, this variable is changed by four more to capture the impact of the postponement phenomenon: $f_{_24}$ is a variable with a value one if the woman had her first child up to twenty-four years old, and zero otherwise, multiplied by the variable $A1B$. Likewise, f_{25_29} , f_{30_34} and f_{35_49} are equal to one in the twenty-five to twenty-nine, thirty to thirty-four and thirty-five to forty-nine age brackets. Therefore, the reference category is women who have no children. These age groups were established considering the reproductive cycle of women, seeking to highlight the two five-year periods of twenty-five to thirty-four years old, in addition to the previous and subsequent periods.

Lastly, other estimates were made with all women and men, including a binary variable to indicate when the individual is a woman in equations 11 and 12. Thus, the variable *woman* is a dummy which is equal to one if the individual is a woman and zero if the individual is a man. This estimate seeks to verify whether the postponement of maternity reduces or eliminates the gender gap in the Brazilian labor market.

3.3 Descriptive analysis

When analyzing the age at which women had their first child, it can be observed that, in 2013, the highest proportions were concentrated between seventeen and nineteen years old, as shown in Figure 1a. Moreover, observing the information from the Brazilian National Health Survey, 34.25% of women had no children, 9.82% had children aged zero to two years old, and 7.26% had children aged three to five years old. Also, 8.5% had children aged six to ten years old, 7.03% had children aged eleven to seventeen years old, and 33.12% had children aged eighteen years old and older.

The relationship between age and first pregnancy can also be observed according to the woman's characteristics, such as her education, race and earnings, as shown in Figures 1b, 1c, and 1d. The age, between eleven and forty-five years old at which the women analyzed by the research had their first child, according to educational level, is in Figure 1b. In general, women with a low level of education became younger mothers when compared to women with a middle and high level of education. Examining these women, 40.3% of them had a low level of education, that is, they were illiterate, literate, but have not completed primary education, and those who have completed primary education, but have not completed elementary school. 45.8% of the mothers have had high school level, they have completed elementary school,

but they have not finished high school and those who have completed high school, but not higher education. In addition, 13.9% had a high level of education, which means they were undergraduated, taken master's degree or PhD.

The composition of the age at which the analyzed women had their first child, according to color or race is in Figure 1c. The figure shows women divided into two groups: white, which represents 44.2% of mothers, and non-white, characterized by 55.8% of them. The group of mothers considered white comprises white and yellow women, while the group of non-white mothers includes black, brown and indigenous women. There is also a difference in the behavior of these groups, in which non-white women have children earlier on average than white women. The composition of the age at which non-white women first became mothers is between sixteen and twenty years. In contrast, when analyzing white women, the percentages are more distributed along the graph, which suggests a lower concentration when compared to the other group of women.

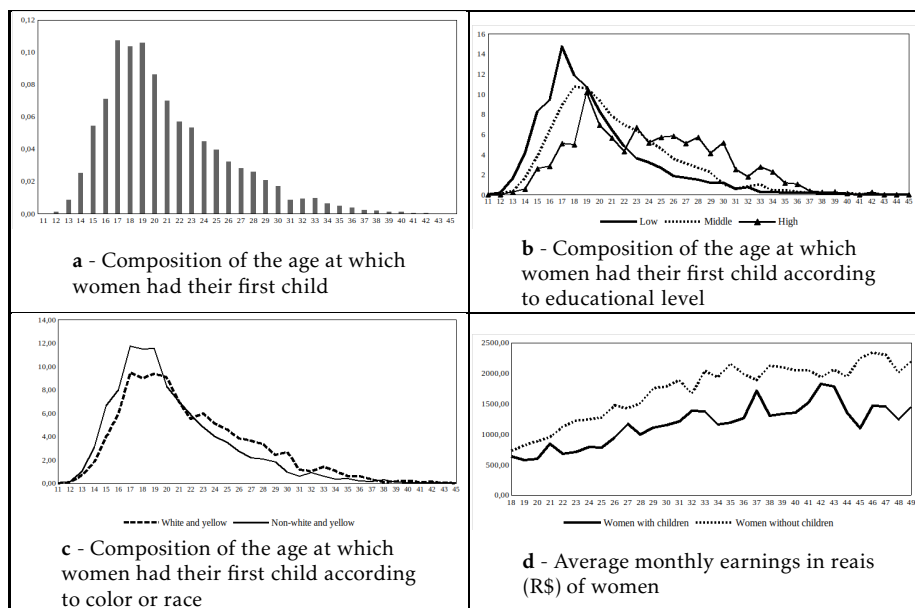
Women's average monthly earnings in reais (R\$) in 2013 by their age at the time of the survey is shown in Figure 1d, with information for women with children and no children. At all ages, women without children had higher monthly earnings when compared to women with children. For example, a thirty-five-year-old woman without children earned an average of R\$2,152.52 in 2013, while a woman with children at the same age earned an average of R\$1,183.75, which is equivalent to a difference of R\$ 968.77. Although these results are expected, they may be reflecting the different characteristics of the sample of women with and without children. To control these effects, several characteristics of these women are analyzed, as shown in Table A.1 in the appendix section, and regressions are estimated in the next section.

In general, the average age of women of the survey is approximately thirty-three years old, while the average age of women with children is thirty-six years old and the age of those without children is twenty-eight, according to Table A.1 in the appendix section. In addition, 44.2% of women with children are white or yellow, while the percentage for the ones without children is 51.4%. The level of education is higher among those without children, in which 22.5% of them has completed primary school, but not elementary school, 14.6% of them has completed elementary school, but not high school, 31.2% has completed high school, but not higher education, and 13.9% has attended a higher education program or more. In turn, among women who did not have children, the percentages are 5.47%, 7.91%, 34.9%, and 22%, respectively, according to educational levels. Finally, regarding Brazilian macroregions, there is a higher proportion of women without children in the Southeast region. These heterogeneities in the characteristics of the Brazilian labor market contribute to widening earnings inequalities, as shown in the next section.

4 Results and discussion

In this section, we present the results of earnings equation estimates, first for women with children, then for all women and later for men and women. In addition, to further deepen the understanding of the effect of postponing motherhood on earnings differences, regressions were also estimated, separat-

Figure 1: Composition of the age at which women had their first child – total, according to educational level and color or race – and average monthly earnings in reais (R\$) of women in 2013, Brazil.



Source: Own elaboration based on microdata from the Brazilian National Health Survey of 2013.

ing individuals into subgroups with and without higher education.

Initially, estimates of specification (1), in Table 2, were presented using the method of Ordinary Least Squares (OLS), the instrumental variable (IV), and the Heckman procedure⁶. In the case of the instrumental variable method, the Durbin and Wu-Hausman tests did not reject the null hypothesis, which suggests that there is no endogeneity problem between the regressors. These results indicate that no statistically significant problems were found with endogeneity in the estimation of the earnings equation estimated by OLS. In turn, the Sargan and Basmann tests did not reject the null hypothesis that states that the instruments are valid, which indicates that the instruments are not correlated with the error term of the yield equation. Besides, the minimum eigenvalue statistic (MES) that tests as the null hypothesis whether the set of instruments are weak was rejected, whereas the instruments used in the first stage of the procedure are correlated with the variable indicating the postponement of maternity. Thus, while the first statistic suggests that it is not necessary to use the instrumental variable method, as statistically there is no endogeneity problem, the last two statistics indicate that method IV provides estimates that can be analyzed as a robust test in comparison to other methods.

Additionally, in the estimation by Heckman, the coefficient for the lambda regressor, which checks for sample selection bias, was statistically significant. This significant coefficient suggests the presence of unobserved factors that increase returns in the labor market. It is evident that Heckman's procedure shows more robust results than estimates obtained by OLS.

⁶The estimate for the first stage equation of approach IV is shown in Table A.2, which showed a good fit.

These estimates made it possible to test two possible problems in the earnings equation obtained by OLS: the problem of selection bias and that of endogeneity. While the estimates allowed to reject the problem of endogeneity, there is evidence of the presence of selection bias. Therefore, the most robust estimates are those obtained by the procedure of Heckman. Thus, considering that no robust evidence of the problem of endogeneity was found and that there are biases of sample selection, in the analyzes the estimates obtained by the Heckman procedure are considered.

The estimated coefficients for the variable that represents the age at which the woman had her first child, *A1B*, were significant at 1% in specification (1), suggesting that the postponement of maternity positively affects women's earnings. In the Heckman approach, the estimated coefficient for variable *A1B* indicates 1.55% impact on earnings each year of postponement of maternity. To illustrate it, if the woman's age when having her first child is twenty years old, the impact on her earnings will be 31%. On the other hand, if a woman postpones maternity and gets pregnant for the first time at the age of thirty-five, the impact on her earnings will be 54.25%.

To analyze whether the postponement of maternity has a non-linear relationship with earnings, the squared terms of the variable *A1B* was included in specification (2). These estimates were significant (2) at the level of 10% of significance. This result suggests a quadratic relationship between postponing motherhood and earnings, which returns are increasing over the reproductive cycle of women.

In general, the other control variables included in the earnings equation were statistically significant and presented the expected signs. Age presented a quadratic relationship with the earnings since the squared term was negative, representing the effect of experience in the job market. Formal education has an increasing impact on women's earnings. The results indicate that white and yellow women have higher yields. There is also evidence of significant regional differences in the country. Regarding job-related controls, it should be noted that the earnings of those employed as science and arts professionals and directors are higher and those engaged in activities in the agricultural sector receive the lowest earnings. In addition, employers have the highest earnings than employees or self-employed workers.

For better understanding of the impact of the postponement of maternity on earnings in the Brazilian labor market, new estimates using the Heckman procedure were made for all women in Table 3, with children, without children and including men. To identify the effect of motherhood, a binary variable was included in specification (1), *mother*, which is equal to one if the woman is a mother and zero otherwise. In turn, in specification (2), to capture the effect of postponing motherhood, this binary variable is segmented into four categories, according to the age the woman was when she had her first pregnancy, *f_24*, *f_25_29*, *f_30_34* and *f_35_49*.

The results for specification (1) indicate that motherhood does not affect women's earnings, which is explained by the results of the estimates in specification (2). These results indicate that initially the effect is negative, since the earlier maternity reduces the earnings, but postponing motherhood increases them. Thus, this negative initial and positive final effect is not captured only by the mother binary variable, which suggests a non-significant mean effect of motherhood in specification (1). In fact, there is evidence that the moment when motherhood starts is relevant to the returns to the labor

Table 2: Earnings equations, women with children, Brazil, 2013

Variable	OLS	IV	Heckman	
	(1)	(1)	(1)	(2)
<i>A1B</i>	0.0168 (0.0025)***	0.0249 (0.0082)***	0.0155 (0.0025)***	-0.0140 (0.0154)
<i>A1B2</i>				0.0006 (0.0003)*
<i>age</i>	0.0227 (0.1154)**	0.0174 (0.0122)	0.0750 (0.0134)***	0.0756 (0.0134)***
<i>age2</i>	-0.0003 (0.0002)	-0.0002 (0.0002)	-0.0009 (0.0002)***	-0.0009 (0.0002)***
<i>study2</i>	-0.0521 (0.0395)	-0.0454 (0.0406)	-0.1270 (0.0448)***	-0.1287 (0.0447)***
<i>study3</i>	0.0015 (0.0365)	-0.0005 (0.0363)	0.0211 (0.0413)	0.0227 (0.0414)
<i>study4</i>	0.0717 (0.0360)**	0.0603 (0.0368)	0.1466 (0.0399)***	0.1509 (0.0398)***
<i>study5</i>	0.4606 (0.0474)***	0.4454 (0.0491)***	0.6286 (0.0511)***	0.6288 (0.0512)***
<i>white_yellow</i>	0.1176 (0.0225)***	0.1122 (0.0233)***	0.1351 (0.0270)***	0.1367 (0.0268)***
<i>northeast</i>	-0.2553 (0.0332)***	-0.2612 (0.0336)***	-0.2448 (0.0369)***	-0.2441 (0.0369)***
<i>south</i>	0.0437 (0.0376)	0.0382 (0.0376)	0.1792 (0.0446)***	0.1792 (0.0445)***
<i>southeast</i>	0.0587 (0.0296)**	0.0507 (0.0311)	0.1366 (0.0345)***	0.1371 (0.0345)***
<i>midwest</i>	0.1195 (0.0322)***	0.1162 (0.0325)***	0.2317 (0.0367)***	0.2310 (0.0368)***
<i>director</i>	0.6143 (0.0871)***	0.6004 (0.0882)***	0.5826 (0.0829)***	0.5824 (0.0830)***
<i>science</i>	0.6799 (0.0453)***	0.6528 (0.0506)***	0.6812 (0.0439)***	0.6813 (0.0439)***
<i>professional</i>	0.4364 (0.0464)***	0.4261 (0.0464)***	0.4321 (0.0459)***	0.4327 (0.0456)***
<i>administrative</i>	0.2379 (0.0365)***	0.2213 (0.0390)***	0.2469 (0.0337)***	0.2476 (0.0340)***
<i>service</i>	0.0830 (0.0286)***	0.0798 (0.0285)***	0.0794 (0.0279)***	0.0804 (0.0278)***
<i>forestry</i>	0.0057 (0.1311)	0.0027 (0.01316)	-0.0162 (0.1305)	-0.0157 (0.1304)
<i>craft</i>	-0.0262 (0.0762)	-0.0256 (0.0772)	-0.0356 (0.0769)	-0.0375 (0.0767)
<i>operator</i>	0.0554 (0.0576)	0.0496 (0.0573)	0.0731 (0.0581)	0.0767 (0.0580)
<i>industrial</i>	0.2584 (0.0907)***	0.2554 (0.0923)***	0.2613 (0.0944)***	0.2604 (0.0941)***
<i>construction</i>	0.3671 (0.1049)***	0.3689 (0.1050)***	0.3821 (0.1060)***	0.3815 (0.1054)***

Source: Own elaboration based on microdata from the Brazilian National Health Survey of 2013.

*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$. The standard deviations of the estimated coefficients are in parentheses.

Table 2: Earnings equations, women with children, Brazil, 2013 (continued)

Variable	OLS	IV	Heckman	
	(1)	(1)	(1)	(2)
<i>trade</i>	0.3402 (0.0756)***	0.3377 (0.0766)***	0.3471 (0.0807)***	0.3460 (0.0803)***
<i>employee</i>	-0.0119 (0.0325)	-0.0132 (0.0326)	0.0403 (0.0336)	0.0382 (0.0335)
<i>employer</i>	0.4790 (0.1288)***	0.4741 (0.1296)***	0.4407 (0.0125)***	0.4399 (0.1259)***
<i>lambda</i>			0.5777 (0.0406)***	0.5734 (0.0413)***
<i>constant</i>	0.3068	0.2692 (0.2157)	-1.1960 (0.2567)***	-0.8723 (0.3165)***
<i>Observations</i>	9,026	9,026	15,858	15,858
<i>R²</i>	0.383	0.381		
<i>Sargan(p-value)</i>		2.8745 (0.8964)		
<i>Basman(p-value)</i>		2.8649 (0.8962)		
<i>Wu-Hausman(p-value)</i>		2.4197 (0.1199)		
<i>Durbin(p-value)</i>		2.4263 (0.1193)		
<i>MES</i>		116.479**		

Source: Own elaboration based on microdata from the Brazilian National Health Survey of 2013.

*** p<0.01, **p<0.05, * p<0.1. The standard deviations of the estimated coefficients are in parentheses.

market for women.

Considering all individuals in the labor market, both men and women, in specifications (3), (4), and (5) there are evidences of gender gap and the results confirm the effect of postponing maternity for women's earnings. This gap was captured by the binary variable *woman*, which is equal to one if the individual is a woman and zero if the individual is a man. The estimated coefficients of this variable were significant at 1% in all specifications and they indicate that being a woman has a negative impact around of 22% on individuals' earnings. Additionally, in these specifications there is evidence of a gender gap in the Brazilian labor market, but that the postponement of maternity can reduce and even eliminate this average differential if the woman postpones motherhood until the age of thirty-five, since this coefficient exceeds the gender coefficient.

In general, the results of the other specification control variables were similar to those previously found, i.e. a higher level of education results in a greater positive impact on women's earnings, as well as being white and yellow, residing in the Midwest region, and being a director or a manager, or being a science professional or an intellectual. In these results, it is important to highlight the estimates of the coefficients for race since they were positive and significant, suggesting that if the woman is not white or yellow, the effect of the postponement, on average, is not able to eliminate the gender gap, even if a woman postpones motherhood for thirty-five years old or more, which can be seen in the estimate for specification (5).

Lastly, due to the importance of differences in education and race for gender inequalities in the labor market, other estimates using the Heckman pro-

cedure were obtained, segmenting individuals between those with higher education or more and those without higher education, as shown in Table 4. From these estimates it is possible to highlight four evidences. Initially, the effect of postponing motherhood is significant, as seen in specifications (2) and (5). Second, the postponement of maternity has a greater effect among the most qualified or with higher education. Third, among the less qualified, with no higher education, specification (5) suggests that the effect of postponing motherhood is not able to overcome the effect of the gender gap, as occurs for women with higher education in that same specification. Finally, the earnings differential for race is greater among the more qualified. Thus, these results allow us to highlight some structural socioeconomic inequalities in the Brazilian labor market, such as those of gender and race.

These results suggest that there are still significant gender differentials in the Brazilian labor market, despite the reduction indicated by the literature (Madalozzo 2010). In addition, the national literature confirms the existence of racial discrimination among women and the higher the earnings, the greater this effect is (Almeida & Fernandes 2015).

Overall, the results presented suggest that the postponement of motherhood positively affects women's earnings. These results corroborate those verified by Miller (2011), who identified for US data that women can achieve higher wages by delaying motherhood during their early twenties and early thirties. This strategy is a way to reduce the penalties suffered by women throughout their careers due to motherhood, which are evidenced through lower wages when compared to men and women without children, variables also analyzed in the present study. On the other hand, financial rewards for delaying motherhood can be a penalty for early motherhood. The results also corroborate the ones found by Amuedo-Dorantes & Kimmel (2003), suggesting that by delaying maternity, college-educated mothers could improve their wage boost. In addition, Anderson et al. (2003) found similar conclusion, indicating that women face a wage penalty when they become mothers and have to return to work.

According to Bratti et al. (2017), who performed a comparison among European countries, delaying the birth of their first child may lead to an increase in wages, as in Germany or Poland, while in other countries the effect may be negative, as in Sweden. This outcome may be related to the policies and institutions in the different countries analyzed. As a result, in more traditional societies and countries that do not invest in family-friendly policies, the gains from delayed maternity are greater. By contrast, in countries seeking to promote greater gender equality, the gains are lower.

The results of the present study are also similar to the ones found by Bratti (2015), who identified that delaying motherhood may be an effective strategy for women to accumulate more human capital before having a child, strengthen their employment and increase earnings. Gustafsson (2001) reviewed empirical and theoretical literature and identified that the woman's career costs have the main effects on delaying birth.

Thus, the evidence presented in this article shows the positive impact of postponing motherhood on women's earnings. This positive impact of the postponement can even eliminate the gender gap on earnings, especially for white, Asian, and college-educated women. However, it can have negative consequences for women's total fertility rate, making them more likely to have fewer children. In order to soften such negative effects, countries should in-

Table 3: Earnings equations, Brazil, 2013

Variable	Women		Men and women		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>women</i>			-0.2357*** (0.014)	-0.2189*** (0.020)	-0.2224*** (0.021)
<i>mother</i>	-0.0217 (0.0222)			-0.0267 (0.022)	
<i>f_24</i>		-0.0451* (0.0236)			-0.0476** (0.023)
<i>f_25_29</i>		0.0663** (0.0301)			0.0474* (0.030)
<i>f_30_34</i>		0.1178*** (0.0489)			0.0899*** (0.048)
<i>f_35_49</i>		0.3043*** (0.0743)			0.2652*** (0.076)
<i>age</i>	0.0917*** (0.0106)	0.0896*** (0.0106)	0.0898*** (0.006)	0.0910*** (0.0007)	0.0905*** (0.006)
<i>age2</i>	-0.0011*** (0.002)	-0.0011*** (0.0001)	-0.0011*** (0.000)	-0.0011*** (0.000)	-0.0011*** (0.000)
<i>study2</i>	-0.2466*** (0.006)	-0.2357*** (0.0387)	-0.1230*** (0.024)	-0.1214*** (0.0024)	-0.1191*** (0.024)
<i>study3</i>	-0.0803** (0.0395)	-0.0766* (0.0393)	-0.0032 (0.026)	-0.0013 (0.0026)	-0.0008 (0.026)
<i>study4</i>	0.0717** (0.0319)	0.0666** (0.0312)	0.1141** (0.021)	0.1151*** (0.021)	0.1131*** (0.021)
<i>study5</i>	0.5868*** (0.0400)	0.5751*** (0.0397)	0.5642*** (0.027)	0.5633*** (0.027)	0.5582*** (0.027)
<i>white_yellow</i>	0.1390** (0.0240)	0.1348*** (0.0240)	0.1241** (0.159)	0.1240*** (0.016)	0.1223*** (0.016)
<i>northeast</i>	-0.2032*** (0.0352)	-0.2087*** (0.0352)	-0.1992*** (0.024)	-0.1992*** (0.024)	-0.2010*** (0.024)
<i>south</i>	0.2025*** (0.0413)	0.1950*** (0.0412)	0.2263*** (0.029)	0.2266*** (0.028)	0.2248*** (0.028)
<i>southeast</i>	0.1802*** (0.0330)	0.1715*** (0.0330)	0.1834*** (0.024)	0.1830*** (0.024)	0.1803*** (0.024)
<i>midwest</i>	0.2578*** (0.0344)	0.2525*** (0.0346)	0.2520*** (0.025)	0.2521*** (0.025)	0.2511*** (0.025)
<i>director</i>	0.6132*** (0.0636)	0.6006*** (0.0633)	0.7358*** (0.036)	0.7336*** (0.036)	0.7289*** (0.036)
<i>science</i>	0.7403*** (0.0368)	0.7187*** (0.0369)	0.8297*** (0.030)	0.8267*** (0.030)	0.8149*** (0.030)
<i>professional</i>	0.4387*** (0.0343)	0.4279*** (0.0336)	0.5145*** (0.026)	0.5121*** (0.026)	0.5077*** (0.026)
<i>administrative</i>	0.2935*** (0.0267)	0.2801*** (0.0267)	0.2988*** (0.020)	0.2950*** (0.021)	0.2893*** (0.021)

Source: Own elaboration based on microdata from the Brazilian National Health Survey of 2013.

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1. The estimates were obtained using the Heckman procedure. The standard deviations of the estimated coefficients are in parentheses.

Table 3: Earnings equations, Brazil, 2013 (continued)

Variable	Women		Men and women		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>service</i>	0.0772*** (0.0259)	0.0729*** (0.0258)	0.1620*** (0.019)	0.1596*** (0.019)	0.1585*** (0.019)
<i>forestry</i>	-0.0219 (0.1369)	-0.0259 (0.1373)	-0.0038 (0.053)	-0.0052 (0.053)	-0.0071 (0.053)
<i>craft</i>	-0.0059 (0.0656)	-0.0068 (0.0654)	0.2048*** (0.024)	0.2030*** (0.024)	0.2001*** (0.024)
<i>operator</i>	0.0614 (0.0468)	0.0578 (0.0468)	0.1901*** (0.025)	0.1881*** (0.026)	0.1853*** (0.026)
<i>industrial</i>	0.3496*** (0.0882)	0.3429*** (0.0886)	0.3134*** (0.040)	0.3144*** (0.041)	0.3161*** (0.041)
<i>construction</i>	0.5373*** (0.1210)	0.5377*** (0.1206)	0.3700*** (0.041)	0.3701*** (0.042)	0.3693*** (0.041)
<i>trade</i>	0.4034*** (0.0790)	0.3966*** (0.0792)	0.3372*** (0.038)	0.3384*** (0.037)	0.3391*** (0.037)
<i>employee</i>	0.0023 (0.0325)	-0.0013 (0.0325)	0.0930*** (0.021)	0.0923*** (0.021)	0.0911*** (0.021)
<i>employer</i>	0.4242*** (0.1085)	0.4201*** (0.1091)	0.4493*** (0.060)	0.4485*** (0.060)	0.4480*** (0.060)
<i>lambda</i>	0.6040*** (0.0280)	0.5959*** (0.0290)	0.5532*** (0.020)	0.5534*** (0.020)	0.5517*** (0.020)
<i>constant</i>	-1.1454*** (0.1978)	-1.0630*** (0.1996)	-0.8983*** (0.115)	-0.9194*** (0.117)	-0.8978*** (0.117)
<i>Observations</i>	22,497		39,871		

Source: Own elaboration based on microdata from the Brazilian National Health Survey of 2013.

*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$. The estimates were obtained using the Heckman procedure. The standard deviations of the estimated coefficients are in parentheses.

vest in family-friendly policies, such as provision of public childcare services, incentives for private companies to provide childcare services and the promotion of paternity leave policies.

5 Conclusions

The purpose of this analysis is to estimate the effects of postponing motherhood on women's earnings differentials and gender gap in Brazil. This investigation was conducted using data from the National Health Survey for 2013 and estimates from the earnings equation.

We found that the postponement of motherhood positively influences women's earnings, confirming the initial hypothesis of this study. The estimates of the regression models are as expected, as they show the positive effect on earnings both by directly observing the variable regarding the age of the woman having the first child and by analyzing the same information divided into age ranges. The results suggest that postponing motherhood has a positive impact of approximately 1.55% on women's earnings each year of postponement. When comparing the earnings of men and women, the results suggest that being a woman has a negative impact of approximately 22% on earnings. However, the postponement of motherhood reduces this gender gap, especially for white or yellow women with higher education, and it even allows its elimination.

In addition, it is possible to observe other factors that also positively impact women's income, such as living in the Midwest region and being in more

Table 4: Earnings equations, by education groups, Brazil, 2013

Variable	Women		Men and women		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Higher level of education					
<i>women</i>			-0.2948*** (0.0350)	-0.2730*** (0.0440)	-0.2977*** (0.0441)
<i>mother</i>	-0.0370 (0.0493)			-0.0415 (0.0453)	
<i>f_24</i>		-0.0598 (0.0518)			-0.0695 (0.0511)
<i>f_25_29</i>		0.0315 (0.0591)			0.0339* (0.0588)
<i>f_30_34</i>		0.1523* (0.0875)			0.1482*** (0.0827)
<i>f_35_49</i>		0.4118*** (0.1095)			0.3780*** (0.1105)
<i>white_yellow</i>	0.3069*** (0.0552)	0.2925*** (0.0545)	0.3164*** (0.0400)	0.3151*** (0.0401)	0.3085*** (0.0401)
<i>Observations</i>	3,624		6,169		
Without higher level of education					
<i>women</i>			-0.2202*** (0.0153)	-0.1943*** (0.0231)	-0.1921*** (0.0240)
<i>mother</i>	-0.0330 (0.0261)			-0.0397 (0.0256)	
<i>f_24</i>		-0.0567** (0.0274)			-0.0630** (0.0274)
<i>f_25_29</i>		0.0741** (0.0346)			0.0507 (0.0347)
<i>f_30_34</i>		0.0352 (0.0588)			0.0056 (0.0596)
<i>f_35_49</i>		0.2262** (0.1045)			0.1895* (0.01068)
<i>white_yellow</i>	0.1167*** (0.0269)	0.1137*** (0.0269)	0,0965*** (0.0172)	0.0965*** (0.0172)	0.0954*** (0.0172)
<i>Observations</i>	18,873		33,702		

Source: Own elaboration based on microdata from the Brazilian National Health Survey of 2013.

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1. The estimates were obtained using the Heckman procedure. The standard deviations of the estimated coefficients are in parentheses. The other variables of the earnings equation were included.

prestigious occupations like a director or scientific and intellectual professional. The level of education substantially widens the income differentials, especially for those who have their first child from the age of thirty. It is also important to note that the racial gap is greater among individuals with higher education. The results of the work suggest that when the woman, at least undergraduated, postpones the first child until after thirty-five years old, the maternity penalty is eliminated, providing a positive earnings differential.

Our main contribution to the empirical literature is the estimation of the impact of postponing motherhood on earnings differentials among women and its impact on reducing the earnings gap between men and women in Brazilian labor market. In a more detailed analysis, it was possible to show that these effects are heterogeneous among women, according to their level of education and race. Furthermore, it is important to highlight the possibility of reverse causality, of wages in postponing of motherhood, which is a suggestion for future work.

The fact that the postponement of motherhood positively affects the earn-

ings of Brazilian women and the fact that the age of women having their first child has increased over the years have consequences for the structuring of public policies, like early childhood care and specialized care for older women who get pregnant. Considering the challenges faced by women with children in the labor market, postponing motherhood may represent a strategy for them to accumulate human capital before becoming a mother, broadening their participation in the labor market and boosting their earnings.

References

- Almeida, G. A. & Fernandes, L. (2015). Brazilian female labor market: racial-skin color discrimination and inefficiency. *Economia Aplicada*, Ribeirão Preto, v. 19, n. 2, p. 241–259.
- Alves, N. C. D. C., Feitosa, K. M. A., Mendes, M. E. S. & Caminha, M. D. F. C. (2017). Complicações na gestação em mulheres com idade maior ou igual a 35 anos. *Revista Gaúcha de Enfermagem*, Porto Alegre, v. 38, n. 4.
- Amuedo-Dorantes, C. & Kimmel, J. (2003). The motherhood wage gap for women in the United States: the importance of college and fertility delay. *Review of Economics of the Household*, Amsterdam, v. 3, n. 1, p. 17–48.
- Anderson, D., Binder, M. & Krause, K. (2003). The motherhood wage penalty revisited: Experience, heterogeneity, work effort, and work-schedule flexibility. *ILR Review*, Nova York, v. 56, n. 2, p. 273–294.
- Basman, R. L. (1960). On finite sample distributions of generalized classical linear identifiability test statistics. *Journal of the American Statistical Association*, Washington, v. 55, p. 650–659.
- Becker, G. S. (1981). *A treatise on the family*. Enlarged edition 1991. Cambridge: Harvard University Press.
- Berquó, E. & Cavenaghi, S. (2006). Fecundidade em declínio. *Novos Estudos Cebrap*, São Paulo, p. 11–15.
- Bertrand, M., Goldin, C. & Katz, L. F. (2010). Dynamics of the gender gap for young professionals in the financial and corporate sectors. *American Economic Journal: Applied Economics*, Nashville, v. 2, n. 3, p. 228–55.
- Blau, F. D. & Kahn, L. M. (2016). The gender wage gap: extent, trends, and explanations. *NBER Working Paper No. 21913*. Cambridge: National Bureau of Economic Research. Disponível em: <https://www.nber.org/papers/w21913>.
- Borjas, G. (2009). *Economia do trabalho*. Porto Alegre: AMGH Editora.
- Brainerd, E. (2014). Can government policies reverse undesirable declines in fertility? *IZA World of Labor*, Bonn, n. 23. Disponível em: <https://wol.iza.org/articles/can-government-policies-reverse-undesirable-declines-in-fertility/long>.
- Bratti, M. (2015). Fertility postponement and labor market outcomes. *IZA World of Labor*, Bonn, n. 117. Disponível em: <https://wol.iza.org/articles/fertility-postponement-and-labor-market-outcomes/long>.

- Bratti, M., Meroni, E. C. & Pronzato, C. (2017). Motherhood postponement and wages in Europe. *Ifo DICE Report*, Munich, v. 15, n. 2, p. 31–37.
- Bruschini, C., Ricoldi, A. M. & Mercado, C. M. (2008). Trabalho e gênero no Brasil até 2005: uma comparação regional. In: COSTA, A. O.; SORJ, B.; BRUSCHINI, C.; HIRATA, H. (orgs.) *Mercado de trabalho e gênero: comparações internacionais*. Rio de Janeiro: Editora FGV. p. 15–33.
- Buchmann, C. & McDaniel, A. (2016). Motherhood and the wages of women in professional occupations. *RSF: The Russell Sage Foundation Journal of the Social Sciences*, New York, v. 2, n. 4, p. 128–150.
- Budig, M. J. & J, H. M. (2010). Differences in disadvantage: Variation in the motherhood penalty across white women's earnings distribution. *American Sociological Review*, [S.l.], v. 75, n. 5, p. 705–728.
- Casey, B. M., McIntire, D. D. & Leveno, K. J. (2001). The continuing value of the Apgar score for the assessment of newborn infants. *The New England Journal of Medicine*, Massachusetts, v. 344, n. 7, p. 467–471.
- Cunha, M. S. & Vasconcelos, M. R. (2016). Fecundidade e participação no mercado de trabalho brasileiro. *Nova Economia*, Belo Horizonte, v. 26, n. 1, p. 179–206.
- Dedecca, C. S. (2008). Regimes de trabalho, uso do tempo e desigualdade entre homens e mulheres. In: COSTA, A. O.; SORJ, B.; BRUSCHINI, C.; HIRATA, H. (orgs.) *Mercado de trabalho e gênero: comparações internacionais*. Rio de Janeiro: Editora FGV. p. 279–297.
- Goldin, C. & Mitchell, J. (2016). The New Life Cycle of Women's Employment: Disappearing Humps, Sagging Middles, Expanding Tops. *NBER Working Paper No. 22913*. Cambridge: National Bureau of Economic Research. Disponível em: <https://www.nber.org/papers/w22913.pdf>.
- Gomes, A., Donelli, T. M. S., Piccinini, C. A. & Lopes, R. D. C. S. (2008). Maternidade em idade avançada: aspectos teóricos e empíricos. *Interação em Psicologia*, Curitiba, v. 12, n. 1.
- Gustafsson, S. (2001). Optimal age at motherhood. Theoretical and empirical considerations on postponement of maternity in Europe. *Journal of population economics*, Berlin, v. 14, n. 2, p. 225–247.
- Hausman, J. A. (1978). Specification tests in econometrics. *Econometrica*, New Haven, v. 46, p. 1251–1271.
- Heckman, J. J. (1979). Sample selection bias as a specification error. *Econometrica*, New Haven, v. 47, p. 153–162.
- Henau, J. & Puech, I. (2008). O tempo de trabalho de homens e de mulheres na Europa. In: COSTA, A. O.; SORJ, B.; BRUSCHINI, C.; HIRATA, H. (orgs.) *Mercado de trabalho e gênero: comparações internacionais*. Rio de Janeiro: Editora FGV. p. 207–226.
- Kim, J. (2016). Female education and its impact on fertility. *IZA World of Labor*, Bonn, n. 228. Disponível em: <https://wol.iza.org/articles/female-education-and-its-impact-on-fertility/long>.

Madalozzo, R. (2010). Occupational segregation and the gender wage gap in Brazil: an empirical analysis. *Economia Aplicada*, Ribeirão Preto, v. 14, n. 2, p. 147–168.

Meulders, D., Plasman, R., Henau, J., Maron, L. & Dorchay, S. (2008). Trabalho e Maternidade na Europa. Condições de trabalho e políticas públicas. In: COSTA, A. O.; SORJ, B.; BRUSCHINI, C.; HIRATA, H. (orgs.) *Mercado de trabalho e gênero: comparações internacionais*. Rio de Janeiro: Editora FGV. p. 161–186.

Miller, A. R. (2011). The effects of motherhood timing on career path. *Journal of population economics*, Berlin, v. 24, n. 3, p. 1071–1100.

OECD (2015). *Education at a Glance 2015: OECD Indicators*. Paris: OECD Publishing. Disponível em: https://www.oecd-ilibrary.org/education/education-at-a-glance-2015_eag-2015-en.

Pazello, E. T. (2006). A maternidade afeta o engajamento da mulher no mercado de trabalho?: um estudo utilizando o nascimento de gêmeos como um experimento natural. *Estudos Econômicos*, São Paulo, v. 36, n. 3, p. 507–538.

Pazello, E. T. & Fernandes, R. (2004). A maternidade e a mulher no mercado de trabalho: diferença de comportamento entre mulheres que têm e mulheres que não têm filhos. *Anais [...]*. Anais do XXXI Encontro da Associação Nacional de Pós-Graduação em Economia, Niterói.

Pignatti, N. (2016). Encouraging women's labor force participation in transition countries. *IZA World of Labor*, Bonn, n. 264.

Rizavi, S. S. & Sofer, C. (2008). Trabalho doméstico e organização do tempo dos casais: uma comparação internacional. In: COSTA, A. O.; SORJ, B.; BRUSCHINI, C.; HIRATA, H. (orgs.) *Mercado de trabalho e gênero: comparações internacionais*. Rio de Janeiro: Editora FGV. p. 107–124.

Santos, G. H. N. D., Martins, M. D. G., Sousa, M. D. S. & Batalha, S. D. J. C. (2009). Impacto da idade materna sobre os resultados perinatais e via de parto. *Revista Brasileira de Ginecologia e Obstetrícia*, São Paulo, v. 31, n. 7, p. 326–334.

Sargan, J. D. (1958). The estimation of economic relationships using instrumental variables. *Econometrica*, New Haven, v. 26, p. 393–415.

Souza-Júnior, P. R. B. D., Freitas, M. P. S. D., Antonaci, G. D. A. & Szwarcwald, C. L. (2015). Desenho da amostra da Pesquisa Nacional de Saúde 2013. *Epidemiologia e Serviços de Saúde*, Brasília, v. 24, p. 207–216.

Stock, J. H., Wright, J. H. & Yogo, M. (2002). A survey of weak instruments and weak identification in generalized method of moments. *Journal of Business and Economic Statistics*, Washington, v. 20, p. 518–529.

Van Bavel, J. (2010). Choice of study discipline and the postponement of motherhood in Europe: the impact of expected earnings, gender composition, and family attitudes. *Demography*, Durham, v. 47, n. 2, p. 439–458.

Varian, H. R. (1992). *Microeconomic analysis*. New York: Norton.

Vasconcelos, A. M. N. & Gomes, M. M. F. (2012). Transição demográfica: a experiência brasileira. *Epidemiologia e Serviços de Saúde*, Brasília, v. 21, n. 4, p. 539–548.

Verick, S. (2014). Female labor force participation in developing countries. *IZA World of Labor*, Bonn, n. 87.

Vuri, D. (2016). Do childcare policies increase maternal employment?. *IZA World of Labor*, Bonn, n. 241. Disponível em: <https://wol.iza.org/articles/do-childcare-policies-increase-maternal-employment/long>.

World Bank (2019). *Fertility rate, total (births per woman)*. Disponível em: <https://data.worldbank.org/indicator/SP.DYN.TFRT.IN>.

Wu, D. M. (1974). Alternative tests of independence between stochastic regressors and disturbances: finite sample results. *Econometrica*, New Haven, v. 42, p. 529–546.

Apêndice A

Table A.1: Descriptive data analysis, Brazil, 2013

Variable	Total		Women with children		Women without children		Men	
	Mean	Standard Deviation	Mean	Standard Deviation	Mean	Standard Deviation	Mean	Standard Deviation
<i>ln_hourly_wage</i>	1.842	0.847	1.761	0.867	1.824	0.827	1.870	0.851
<i>A1B</i>			23.139	4.648				
<i>f_24</i>			18.879	2.774				
<i>f25_29</i>			26.659	1.386				
<i>f30_34</i>			31.624	1.425				
<i>f35_49</i>			36.857	1.991				
<i>age</i>	33.436	8.723	36.125	7.431	32.590	8.900	33.276	8.782
<i>age2</i>	1194.024	590.929	1360.244	532.549	1141.325	596.958	1184.406	593.670
<i>study1</i>	0.208	0.406	0.179	0.383	0.221	0.415	0.207	0.405
<i>study2</i>	0.172	0.377	0.175	0.380	0.105	0.307	0.206	0.405
<i>sudy3</i>	0.125	0.330	0.140	0.347	0.093	0.290	0.138	0.345
<i>study4</i>	0.319	0.466	0.321	0.467	0.344	0.475	0.304	0.460
<i>study5</i>	0.177	0.382	0.184	0.388	0.236	0.425	0.144	0.351
<i>white_yellow</i>	0.396	0.489	0.388	0.487	0.435	0.496	0.378	0.485
<i>white_yellow_n</i>	0.604	0.489	0.612	0.487	0.565	0.496	0.622	0.485
<i>northeast</i>	0.287	0.452	0.283	0.451	0.281	0.450	0.290	0.454
<i>south</i>	0.122	0.327	0.129	0.335	0.128	0.334	0.117	0.321
<i>southeast</i>	0.232	0.422	0.224	0.417	0.254	0.435	0.223	0.416
<i>midwest</i>	0.130	0.337	0.141	0.348	0.129	0.336	0.128	0.334
<i>north</i>	0.229	0.420	0.223	0.416	0.208	0.406	0.242	0.428

Source: Own elaboration based on microdata from the Brazilian National Health Survey of 2013.

Table A.1: Descriptive data analysis, Brazil, 2013 (continued)

Variable	Total		Women with children		Women without children		Men	
	Mean	Standard Deviation	Mean	Standard Deviation	Mean	Standard Deviation	Mean	Standard Deviation
<i>director</i>	0.058	0.234	0.044	0.205	0.049	0.217	0.066	0.248
<i>science</i>	0.101	0.302	0.124	0.330	0.154	0.361	0.068	0.252
<i>professional</i>	0.091	0.288	0.074	0.262	0.095	0.293	0.093	0.291
<i>administrative</i>	0.091	0.287	0.086	0.281	0.148	0.355	0.061	0.239
<i>servisse</i>	0.204	0.403	0.280	0.449	0.265	0.441	0.153	0.360
<i>forestry</i>	0.046	0.210	0.025	0.157	0.015	0.121	0.068	0.251
<i>craft</i>	0.125	0.330	0.037	0.189	0.029	0.169	0.196	0.397
<i>operator</i>	0.078	0.269	0.035	0.183	0.031	0.173	0.114	0.317
<i>elementary</i>	0.206	0.404	0.295	0.456	0.214	0.410	0.181	0.385
<i>industrial</i>	0.119	0.324	0.082	0.275	0.088	0.284	0.144	0.351
<i>construction</i>	0.094	0.292	0.008	0.090	0.012	0.108	0.157	0.364
<i>trade</i>	0.697	0.460	0.859	0.348	0.869	0.337	0.567	0.495
<i>agriculture</i>	0.090	0.286	0.051	0.220	0.030	0.171	0.131	0.338
<i>employee</i>	0.748	0.434	0.752	0.432	0.818	0.386	0.709	0.454
<i>employer</i>	0.024	0.152	0.020	0.139	0.017	0.130	0.028	0.165
<i>self – employed</i>	0.229	0.420	0.228	0.419	0.164	0.371	0.263	0.440
<i>married</i>	0.363	0.481	0.409	0.492	0.341	0.474	0.365	0.482
<i>single</i>	0.637	0.481	0.591	0.492	0.659	0.474	0.635	0.482

Source: Own elaboration based on microdata from the Brazilian National Health Survey of 2013.

Table A.2: First stage: determinants of a woman's age when having her first child

Variable	
<i>miscarriage</i>	-0.9412*** (0.1796)
<i>abort</i>	-1.1646*** (0.2770)
<i>treatment</i>	0.7457*** (0.2329)
<i>dchildren</i>	-1.5331*** (0.2269)
<i>smoking</i>	-3.4356*** (0.2256)
<i>care</i>	2.5398*** (0.3311)
<i>surgery</i>	-1.5041*** (0.4107)
<i>yearbirth</i>	-0.3177** (0.1524)
<i>constant</i>	643.5947** (303.9142)
<i>Observations</i>	9,026
<i>Ftest</i>	36.84***
<i>Prob > F</i>	0.0000
<i>R²</i>	0.2936

Source: Own elaboration based on microdata from the Brazilian National Health Survey of 2013.

*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$. The standard deviations of the estimated coefficients are in parentheses. The other variables of the earnings equation were included.

CONTROLE SOCIAL DA ADMINISTRAÇÃO PÚBLICA POR AGENTES PRIVADOS: AVALIANDO O IMPACTO DOS OBSERVATÓRIOS SOCIAIS NAS DESPESAS DOS MUNICÍPIOS DO PARANÁ

RENATO NUNES DE LIMA SEIXAS^{*}
MARLLON DA SILVA BANHOS[†]

Resumo

Este artigo tem como objetivo avaliar a eficácia da iniciativa privada no controle da administração pública. Estimamos o impacto da introdução dos Observatórios Sociais (OS) em diversas categorias de gastos públicos municipais no estado do Paraná. Utilizando informações do período 2002-2017, implementamos uma estratégia de diferenças-em-diferenças baseada na introdução gradual dos OS em um conjunto de municípios no estado do Paraná. Os resultados mostram economias em despesas com material de consumo e serviços contratados de pessoas jurídicas de até 0,5% do PIB municipal, que tendem a serem maiores com o tempo de atuação. Concluímos que iniciativas de controle social independentes do poder público podem ser efetivas no controle da administração pública.

Palavras-chave: bens públicos, corrupção, gestão fiscal.
Códigos JEL: D02, D04, D73.

Abstract

This paper aims to evaluate the effectiveness of the private initiative in controlling public administration. We estimated the impact of the introduction of Observatórios Sociais (OS) on various categories of municipal public spending in the state of Paraná. Using information from 2002-2017, we implemented a strategy of differences-in-differences based on the gradual introduction of OS in a set of municipalities in the state of Paraná. The results showed savings in expenses with consumables and services contracted from legal entities of up to 0.5% of municipal GDP, which tend to be greater with time of operation. We conclude that social control initiatives independent of public authorities can be effective in controlling public administration.

Keywords: public goods, corruption, fiscal management.
JEL codes: D02, D04, D73.

DOI: <http://dx.doi.org/10.11606/1980-5330/ea162776>

^{*} UFES/GPE. E-mail: renato.seixas@ufes.br (autor para correspondência)

[†] UFES. E-mail: marllon.s.banhos@gmail.com

1 Introdução

A corrupção é um mal que vem despertando crescente preocupação de autoridades e da sociedade civil em âmbito global. Desde 1983, a International Anti-Corruption Conference¹ vem reunindo chefes de estado, líderes da sociedade civil e do setor privado em um fórum de discussão da agenda anticorrupção. No Brasil, em particular, é recorrente o aparecimento de casos ruidosos envolvendo todas as esferas de poder: executivo, legislativo e judiciário. Como consequência, o Brasil tem tido lugar cativo nos rankings internacionais de percepção de corrupção. Na mais recente edição do Índice de Percepção da Corrupção², elaborado pela ONG Transparência Internacional, o Brasil figura na 106ª colocação de um total de 198 países avaliados, tendo obtido o pior escore da série histórica iniciada em 2012.

Na administração pública subnacional, a corrupção nos 5.570 municípios brasileiros é particularmente preocupante devido à grande descentralização de recursos sob a responsabilidade de administradores locais sujeitos a diferentes graus de fiscalização. O município de Januária, norte do estado de Minas Gerais, por exemplo, teve nada menos do que sete prefeitos no período de 2004 a 2008, todos afastados por irregularidades na administração (Oliva 2012). Em reportagem recente³, estima-se que o total de recursos desviados de municípios entre 2015 e 2017 tenha atingido a cifra de R\$ 10 bilhões. São desvios que, apesar de não serem noticiados pela grande imprensa, atingem uma parcela mais vulnerável da população por se concentrarem nas regiões de menor nível de desenvolvimento econômico e social.

Do ponto de vista econômico, a corrupção é um tema de estudo relevante que tem sido abordado tanto em relação às características institucionais que favorecem seu aparecimento, aos mecanismos de combate criados pela sociedade e aos prejuízos dela decorrentes (Olken & Pande 2012, Banerjee et al. 2013). A compreensão dos efeitos reais da corrupção vem mudando ao longo dos anos. Em teoria, a corrupção poderia representar apenas uma redistribuição do excedente, sem perdas reais, ou mesmo um mecanismo de aumento da eficiência que permitiria aos indivíduos superar entraves burocráticos ou políticas públicas equivocadas (Aidt 2003). No entanto, as evidências sugerem que os custos de eficiência na forma de taxas de imposto marginais mais altas das empresas, atividade empresarial diminuída, custos marginais mais elevados de fundos públicos, projetos governamentais tornados economicamente inviáveis e perda da capacidade do governo de corrigir externalidades atribuíveis à corrupção podem ser bastante elevados (Olken & Pande 2012).

Um dos instrumentos mais disseminados de combate à corrupção é o monitoramento da atividade da burocracia pública que encontra respaldo tanto do ponto de vista teórico (Becker & Stigler 1974, Banerjee et al. 2013) quanto em resultados concretos (Di & Schargrodsky 2003, Olken 2007)⁴. Devido ao caráter de bem público dessa atividade, sua provisão descentralizada tende a ser menor do que o socialmente ótimo (Samuelson 1954, Bergstrom et al. 1986).

¹<https://iaccseries.org/about/>

²<https://transparenciainternacional.org.br/ipc/>

³<http://www.uol/noticias/especiais/cidade-pequena-corrupcao-grande—norte.htm>

⁴Outras formas de combate à corrupção documentadas são o pagamento de salários mais elevados que introduz um mecanismo de incentivo do tipo “salário eficiência” (Van Rijckeghem & Weder 2001, Di & Schargrodsky 2003) e acesso à informação sobre atividades da burocracia pública (Reinikka & Svensson 2011)

Por essa razão, sua execução é frequentemente deixada a cargo de órgãos públicos de controle, que também estão sujeitos aos seus próprios problemas de incentivos (Moe 2013). Desafiando essa falha de mercado, algumas iniciativas por parte de comunidades têm aparecido como resposta à falta de efetividade da ação pública no combate à corrupção (Dixit 2018, Burai 2020). Movimentos como “zero-rupee note”, na Índia, e “Addiopizzo” na Itália são exemplos de iniciativas que surgem como uma reação comunitária a situações de corrupção endêmicas e têm sido objeto de estudo na literatura (Superti 2009, Battisti et al. 2018).

O presente artigo busca investigar a questão da eficácia de iniciativas privadas de monitoramento da administração pública e combate à corrupção na produção de economias nas despesas públicas municipais. Nossa abordagem parte das constatações de que maiores níveis de corrupção tornam a prestação de serviços públicos mais caros, o que se reflete em maior volume de gastos (Caldas et al. 2016), e menos eficiente em termos de entrega de serviços para a sociedade (Ferraz et al. 2012, Lewis 2017). Em particular, estimamos o impacto dos Observatórios Sociais (OS) municipais, que são coordenados pela rede “Observatório Social do Brasil” (OSB), sobre as despesas públicas dos municípios no estado do Paraná. Para identificar o efeito causal da atuação dos OSs nos municípios, fazemos uso da introdução gradual dessas unidades nos municípios em diferentes momentos do tempo no período 2006-2017. Assim, seguimos a linha de outros trabalhos que examinam o efeito de políticas de combate à corrupção, por meio de maior monitoramento da atividade pública, sobre uma das principais consequências da corrupção: o encarecimento da contratação de bens e serviços (Di & Schargrotsky 2003, Olken 2007).

Desde a criação do Programa de Fiscalização por Sorteios Públicos da Controladoria Geral da União (CGU), vários pesquisadores têm se debruçado sobre diferentes aspectos da microeconomia da corrupção no Brasil (Ferraz & Finan 2008, 2011, Ferraz et al. 2012, Brollo et al. 2013, Caldas et al. 2016, Campos & Pereira 2016, Campos et al. 2018). Os efeitos do monitoramento e divulgação de práticas corruptas foram estudados por Ferraz & Finan (2008) que concluem que os eleitores reagem à revelação de resultados de auditorias externas punindo nas urnas prefeitos que são flagrados cometendo irregularidades na gestão de fundos transferidos pelo governo federal. Já os efeitos da corrupção sobre volume de gastos e qualidade de serviços entregues à sociedade foram estudados por Caldas et al. (2016) e Ferraz et al. (2012), respectivamente, que encontram relação positiva entre corrupção e volume de gastos e negativa entre corrupção e qualidade dos serviços prestados em educação. Nosso trabalho se relaciona com essa literatura e inova ao estudar o efeito de uma iniciativa privada de monitoramento de contas públicas e combate à corrupção sobre despesas municipais no Brasil.

No contexto de outros países em desenvolvimento, outros trabalhos examinaram questões parecidas com a nossa. Em uma análise experimental conduzida na Indonésia (Olken 2007), não foram encontrados efeitos significativos da inspeção da comunidade local em projetos de obras públicas. Outra análise experimental conduzida em Uganda (Björkman & Svensson 2009) encorajou a participação em ambientes comunitários para aumentar o envolvimento da população com o estado da prestação de serviços de saúde e a capacidade de responsabilizar os provedores locais por seu desempenho. Os resultados documentam um aumento da utilização de serviços de saúde, redução da mortalidade infantil e aumento do peso das crianças. Finalmente, outro estudo

envolvendo reuniões comunitárias convocadas por representantes do governo local na Índia documenta uma maior participação nessas reuniões de membros de grupos sociais desprivilegiados e um melhor enfoque de programas sociais nas localidades aonde esses encontros ocorrem (Besley et al. 2005). Assim, nosso trabalho também inova em relação à literatura internacional ao examinar o efeito de uma organização de maior escala em um contexto de desenvolvimento institucional também distinto.

Os resultados encontrados mostram economias significativas nas rubricas de despesas com material de consumo e serviços contratados de pessoas jurídicas, sujeitas à atividade de monitoramento de compras públicas pelos OSs, que podem alcançar somas de até 0,5% do PIB dos municípios. Além disso, encontramos efeitos diferenciados por tempo de atuação dos OSs. Concretamente, OSs com mais experiência, i.e. , maior tempo de atuação, produzem maiores economias. Para rubricas que não estão sujeitas à atuação dos OSs, tais como diárias, gasto com pessoal, pagamento de juros e amortizações, não encontramos nenhum efeito. Interpretamos esse resultado como evidência de que os efeitos estimados não refletem outras variáveis omitidas que poderiam estar confundindo o real impacto da atividade dos OSs.

O restante do artigo está organizado da seguinte forma. A seção dois faz uma descrição da rede OSB e de suas frentes de atuação. A seção três descreve os dados utilizados na análise. A seção quatro discute a estratégia empírica. A seção cinco discute os resultados das estimações e a seção seis sumariza as principais conclusões.

2 A Rede “Observatório Social do Brasil” e Fiscalização de Contas Municipais

A rede Observatório Social do Brasil é uma instituição não governamental, sem fins lucrativos e apartidária, que tem seu início no ano de 2006, no estado do Paraná, quando consolida o então Observatório Social criado em 2004 na cidade de Maringá (PR)⁵. A entidade atua na forma de associação de Observatórios Sociais (OS) municipais e usa uma metodologia própria de monitoramento de contas públicas⁶, a partir da publicação de editais de licitações até a entrega dos produtos finais, desenvolvida a partir de treinamento junto a órgãos oficiais de controle e fazendo uso de instrumentos dados pela “Lei da Transparência” e pela “Lei de Acesso a Informação” (Michener et al. 2018). Além do monitoramento de licitações, o OSB também possui as seguintes frentes de ação: educação fiscal⁷, estímulo à participação de micro e pequenas empresas em processos licitatórios e consolidação e divulgação de indicadores de gestão pública⁸. O OSB capacita e fornece suporte aos OS locais estabelecendo parcerias estaduais e nacionais.

A constituição de um OS municipal parte da iniciativa de articulação dos cidadãos que fazem o primeiro contato com a rede OSB. Após uma etapa ini-

⁵Criada sob a denominação “Sociedade Eticamente Responsável”, a partir da mobilização de cidadãos após a descoberta de desvios de aproximadamente R\$ 100 milhões no período de 1997 – 2000. Passou ser denominada Observatório Social de Maringá no ano de 2006, quando iniciou as atividades de controle das contas públicas. Fonte: <http://observatoriosocialmaringa.org.br/faq-perguntas-e-respostas/>, acessado em 26/04/2019.

⁶Lei Complementar no 131/2009 e lei 12.527/2011.

⁷<http://escoladacidania.osbrasil.org.br/>

⁸<http://osbrasil.org.br/indicadores-de-gestao-publica/>

cial de entrevistas e primeiras instruções, tem início o processo de instalação e registro da unidade, bem como sua filiação à rede OSB que fornece padrão de identidade visual, manuais de procedimentos, sistemas informatizados, capacitação inicial e suporte técnico permanente⁹.

Em 2020, a rede OSB está sediada em Curitiba (PR) e possui 150 observatórios filiados em 17 estados, contando com o trabalho de mais de 3.500 voluntários financiados por uma rede de mantenedores e apoiadores institucionais. A natureza voluntária e apartidária dos colaboradores coloca desafios para a organização (Bona & Boeira 2018). Em particular, a profissionalização do quadro técnico e a sustentabilidade financeira da organização são tidas como dificuldades à atuação da rede. Em muitos casos, as unidades não possuem funcionários ou possuem menos de cinco funcionários (Favretto & Riccio 2017). Mesmo com uma estrutura limitada, a organização estima que, entre 2013 e 2019, o sistema OSB teria contribuído com uma economia de R\$ 4 bilhões aos cofres públicos¹⁰.

Segundo o Tribunal de Contas da União¹¹, a responsabilidade da fiscalização das contas públicas está apoiada nos órgãos oficiais do governo, que devem controlar e monitorar a alocação dos recursos e garantir o cumprimento de suas regras. Com relação aos municípios, essa fiscalização fica a cargo de órgãos oficiais, como a CGU, que fiscaliza a alocação dos recursos federais repassados aos municípios e os Tribunais de Contas, responsáveis pela análise das contas nacionais, estaduais e municipais. Para esse fim, coexistem o Tribunal de Contas da União (TCU), os Tribunais de Contas dos Estados (TCE) e os Tribunais de Contas dos Municípios (TCM). No entanto, desde a Constituição de 1988, é vedada a criação de novos órgãos, Tribunais ou Conselhos relacionados às contas municipais, embora não tenha impedido a manutenção do funcionamento daqueles que já estivessem criados até então. Assim, apenas os municípios de São Paulo e Rio de Janeiro possuem hoje Tribunais de Contas Municipais atuando no julgamento de suas próprias contas. Todos os outros municípios brasileiros têm suas contas avaliadas pelos TCEs e pela CGU, no que se refere à aplicação de recursos federais. A partir do ano 2000, a Lei de Responsabilidade Fiscal fez obrigatória a criação de Unidades de Controle Interno nos órgãos de todos os poderes e esferas de governo, sem especificar, no entanto, o tamanho mínimo ou o nível de gastos mínimos nessas atividades¹².

No entanto, a capilaridade dos mais de 5.000 municípios brasileiros abre a possibilidade de que essa fiscalização por órgãos centralizados não seja efetiva. Isso pode ser devido a diversos fatores, tais como: disponibilidade limitada de recursos por parte dos TCEs, que podem não ser suficientes para exercer o devido controle de todos os municípios situados em seus respectivos territórios, elevadas distâncias entre municípios, baixa extensão territorial ou pouca relevância econômica de municípios de pequeno porte. Além dessas possibilidades, há evidências de que os TCEs são relativamente isolados de mecanismos de controle social por falta de transparência, apesar dos avanços permitidos pela “Lei de Responsabilidade Fiscal” e “Lei de Acesso à Informação” (Rocha et al. 2020). Essa situação sugere que pode haver espaço para a

⁹<http://osbrasil.org.br/como-constituir-um-os/>

¹⁰<https://osbrasil.org.br/o-que-e-o-observatorio-social-do-brasil-osb/>

¹¹<https://portal.tcu.gov.br/ouvidoria/duvidas-frequentes/fiscalizacao-das-prefeituras.htm>

¹²<https://politica.estadao.com.br/blogs/gestao-politica-e-sociedade/a-incapacidade-das-controladorias-municipais-antes-e-depois-da-pandemia/>

atuação complementar de outras entidades da sociedade civil na fiscalização das contas públicas. Em paralelo, desde a criação da Lei de Responsabilidade fiscal, o ordenamento jurídico brasileiro vem criando mecanismos de acesso a informações referentes à administração pública, no sentido de aumentar a transparência da sua gestão para além dos órgãos de controle oficiais (Zuccolotto & Teixeira 2019). Dessa maneira, a formação e a atuação de OSs nos municípios, especialmente os de menor porte, podem preencher uma possível carência de fiscalização externa existente nos mesmos.

Alguns exemplos de atuação da rede de OSs podem ser úteis para ilustrar a descrição do trabalho da rede. Em Julho de 2020, em meio à pandemia do Coronavírus, o OS de São Caetano do Sul (SP) identificou aditivo de R\$400 mil em contrato entre a câmara municipal e uma empresa de comunicação por um período de 12 meses. Após pedir vistas do procedimento administrativo e constatar que este estava em desacordo com a legislação eleitoral que veda publicidade institucional nos três meses antecedentes a eleição, o OS encaminhou pedido à Câmara Municipal para que o contrato fosse anulado, avisando que, em caso de indeferimento sem justificativa, os fatos seriam encaminhados ao Ministério Público para apuração¹³. Em Arapongas (PR), no ano de 2020, a unidade do OS elaborou relatório detalhado sobre a aplicação de recursos públicos no combate à pandemia de Covid-19. O “Boletim Covid-19” contém informações sobre receitas recebidas da União e do estado em função do Covid-19, os tipos de processos licitatórios utilizados, para aquisição de produtos em função do Covid-19, e relatório detalhado de gastos relacionados à pandemia¹⁴.

3 Dados

O artigo faz uso de dados para os municípios paranaenses de diversas fontes. Para estimar o impacto dos OSs nas despesas municipais, utilizamos informações consolidadas pela Secretaria do Tesouro Nacional do Ministério da Economia. O período considerado na análise vai de 2002 a 2017 para todos os municípios. Depois de excluir aqueles com observações ausentes e a capital do estado, Curitiba¹⁵, ficamos com um conjunto de dados compreendendo 312 municípios e 16 anos¹⁶.

As despesas totais são divididas em despesas “Correntes” e de “Capital”. O primeiro grupo é dividido em: “Pessoal”, “Juros” e “Outras” despesas primárias. Dentro do grupo “Outros”, observamos os subgrupos “Material de Consumo”, “Material Distribuído Gratuitamente”, “Serviços de Terceiros de Pessoas Físicas” e “Serviços de Terceiros de Pessoas Jurídicas” e “Diárias”. As despesas de capital são divididas em despesas de “Amortização” e “Investimentos”. Este último é subdividido em “Equipamentos e Material Permanente” e “Construção e Instalações”. A Tabela 1 abaixo ilustra essa divisão de rubricas de despesas. A razão para usar categorias mais desagregadas é capturar

¹³https://saocaetanodosul.osbrasil.org.br/?p=2159&fbclid=IwAR0SdNLqsPSViklQazR3cCVZOm3l9g8rg6bVMGDG-bXKt_zKKLLd-dNNPXg

¹⁴<https://osbrasil.org.br/gastos-em-enfrentamento-ao-covid-19-em-arapongas-ate-o-mes-08/>

¹⁵A capital Curitiba foi excluída da amostra por ser um município de grande importância política e econômica no estado e, por essa razão, atrai maior atenção da mídia e órgãos de controle oficiais. Essa exclusão não altera os resultados obtidos significativamente.

¹⁶Informações obtidas no site: <http://comparabrasil.com/>

os efeitos dos OSs sobre os itens de despesas sujeitos a processos licitatórios, que são o objeto do principal trabalho de supervisão dos OSs. Todavia, algumas das rubricas selecionadas não estão sujeitas à atuação típica dos OSs, tais como: despesas de pessoal, juros, diárias e amortizações. Por essa razão, essas variáveis são usadas na análise como uma checagem de robustez dos resultados. Caso sejam encontrados efeitos dos OSs sobre essas variáveis, isso se deverá a outras variáveis omitidas que estão correlacionadas com a presença dos OSs e simultaneamente com essas variáveis. Em outras palavras, a estimação do efeito dos OSs sobre essas rubricas funcionaria como um “teste de placebo” do tratamento que desejamos saber o efeito. Todos os valores foram corrigidos pela inflação pelo IGP-M anual, produzido pela Fundação Getúlio Vargas (FGV), e dividido pela população estimada dos municípios em cada ano produzida pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE).

Tabela 1: Organização das Contas Municipais

Despesa	Grupo	Subgrupo	
Corrente	Pessoal	-	
	Juros	-	
	Outras	Material de Consumo	
		Material Distribuído Gratuitamente	
		Serviços de Terceiros de Pessoas Físicas	
		Serviços de Terceiros de Pessoas Jurídicas	
Diárias			
Capital	Amortização	-	
	Investimento	Equipamento e Material Permanente	
		Construção e Instalações	

Fonte: Elaboração própria.

A relação dos municípios com unidades do OSB foi obtida no último relatório de contas da instituição. O relatório não inclui a data de início de cada unidade. No entanto, o site da OSB disponibiliza contatos por telefone e e-mail para cada unidade. Essas informações nos permitiram mapear quando cada um deles entrou em operação¹⁷. A Tabela 2 mostra a implementação gradual dos OSs nos municípios paranaenses no período de 2006 a 2018.

Os OSs estão presentes em 36 municípios do Paraná, que é o estado com maior número de unidades no país¹⁸. As unidades mais recentes são as de Jandaia do Sul e Prudentópolis, inauguradas em 2018. Como os dados de gastos municipais estão disponíveis até 2017, essas duas unidades não foram incluídas na análise. Também foram excluídas algumas unidades com observações faltantes para as variáveis de interesse, o que nos deixou com uma amostra de 28 municípios tratados, i.e., 9% dos municípios da amostra. A figura 1 mostra a distribuição espacial dos municípios com presença do OSB no território do estado do Paraná.

Além dessas variáveis, os modelos estimados incluem controles para administrações municipais e filiação política do prefeito durante o período de análise. Especificamente, o período de 2002 a 2017 cobre cinco mandatos: 2001-2004, 2005-2008, 2009-2012 e 2013-2016 e 2017-2020. As informações

¹⁷Esta informação foi posteriormente confirmada pela unidade sede do sistema OSB.

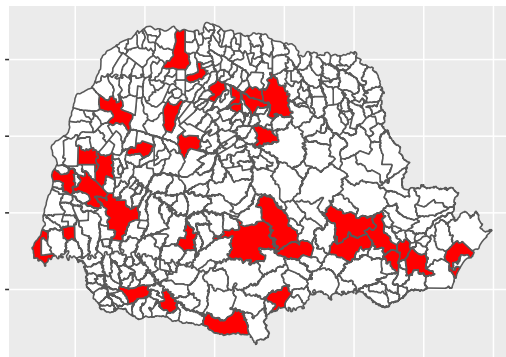
¹⁸Seguido por Santa Catarina (32), São Paulo (23) e Rio Grande do Sul (15). Os demais estados com presença do OSB possuem menos de 10 unidades.

Tabela 2: Implementação dos OSs no Estado do Paraná (2006 a 2018).

Município	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018
Maringá	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
Campo Mourão		✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
Apucarana			✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
Cascavel			✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
Francisco Beltrão			✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
Toledo			✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
Foz do Iguaçu				✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
Goioerê				✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
Guarapuava				✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
Londrina				✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
Paranavai				✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
Umuarama				✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
Mal. Cândido Rondon					✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
Ponta Grossa*					✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
Assis Chateaubriand						✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
Medianeira						✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
Campo Largo							✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
Cianorte							✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
Curitiba							✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
Irati							✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
Palmas							✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
Arapongas								✓	✓	✓	✓	✓	✓
Mandaguari								✓	✓	✓	✓	✓	✓
Laranjeiras do Sul									✓	✓	✓	✓	✓
Paranaguá									✓	✓	✓	✓	✓
São José dos Pinhais									✓	✓	✓	✓	✓
Araucária										✓	✓	✓	✓
Faxinal										✓	✓	✓	✓
Matinhos											✓	✓	✓
Nova Esperança												✓	✓
Palmeira*												✓	✓
Palotina												✓	✓
União da Vitória												✓	✓
Pato Branco													✓
Jandaia do Sul													✓
Prudentópolis													✓

Fonte: Elaboração própria. Municípios participantes da amostra em negrito.

*Parte do OSB da região de “Campos Gerais”

Figura 1: Distribuição Territorial dos Municípios com Observatórios Sociais (vermelho).

Fonte: Elaboração própria.

sobre prefeitos em exercício e filiação política foram obtidas a partir do resultado das eleições municipais disponibilizado pelo Tribunal Superior Eleitoral.

Por fim, usamos informações socioeconômicas a fim de comparar o perfil dos municípios com OSs (tratados) com os municípios sem OSs (controle). Para isso, usamos as seguintes informações: PIB municipal, população, distribuição do valor adicionado por atividade econômica (agricultura, indústria, serviços e administração pública), arrecadação de impostos, e distância à capital Curitiba, obtidas junto ao IBGE, e IDHM (total e para educação, longevidade e renda), expectativa de vida e expectativa de anos de estudo, obtidos no Atlas do Desenvolvimento Humano no Brasil (PNUD et al. 2013)¹⁹.

4 Estratégia Empírica

A estimação do efeito causal dos OSs sobre as despesas dos municípios deve levar em consideração a natureza não experimental da introdução dos OSs nos municípios. No caso específico dos OSs, a constituição de um observatório em uma cidade deve partir da iniciativa de seus cidadãos e de seu interesse em promover atividades de controle da administração pública. Assim, características não observáveis dos municípios podem influenciar tanto a criação de um OS quanto a qualidade da gestão fiscal do município. Por exemplo, se a população de um determinado município possui preferências políticas que favorecem a conduta rigorosa da administração pública, isso pode influenciar positivamente tanto na escolha de gestores mais competentes quanto na mobilização de um grupo de pessoas interessadas em implantar um OS. Nesse caso, essa variável omitida resultaria em viés de baixa na comparação entre as médias dos gastos: a gestão fiscal tenderia a ser melhor na economia de recursos (“fazer mais com menos”) nos municípios com OS, em parte em resposta às preferências políticas da população do município. Portanto, a existência dessa e outras variáveis omitidas fazem com que a estimação do efeito dos OSs pela comparação de municípios com e sem OS seja poluída pelo viés de seleção de municípios para o tratamento (Imbens & Wooldridge 2009).

Uma vez que não é possível realizar um experimento controlado que distribua OSs de maneira aleatória entre os municípios, é necessário utilizar uma estratégia que possa isolar outros efeitos, observáveis e não observáveis, que possam vir a confundir o efeito que se procura estimar. No presente artigo, fazemos uso da implantação gradual dos OSs em diferentes municípios e anos para implementar uma estratégia de diferenças-em-diferenças para estimar o efeito causal dos OSs sobre as despesas públicas municipais (Imbens & Wooldridge 2009). O modelo econométrico estimado pode ser escrito da seguinte forma:

$$y_{it} = \alpha + \gamma_i + \lambda_t + \delta OS_{it} + \theta X_{it} + \sum_i \beta_i (Municipio_i \times t) + u_{it} \quad (1)$$

Nessa equação, cada variável dependente (y_{it}) no município i e no ano t está relacionada a uma variável dummy que indica a presença do OS no município e no ano (OS_{it}), efeitos fixos para municípios, efeitos fixos para anos, uma tendência linear específica a cada município e um vetor de variáveis de

¹⁹<http://www.atlasbrasil.org.br/>

controle (X_{it}). O coeficiente δ , representa uma estimativa do efeito da introdução do OS sobre a variável dependente. A inclusão dos efeitos fixos e das tendências lineares permite controlar os efeitos de variáveis não observadas e que estejam correlacionadas com a implementação dos OSs e com as variáveis dependentes. Dessa maneira, podemos atenuar o viés causado pela omissão dessas variáveis sobre o coeficiente de interesse.

As variáveis de controle incluídas correspondem a efeitos fixos para a administração de cada município em cada mandato correspondente ao período de análise. No período de 2004-2016 tivemos três mandatos municipais. Portanto, incluímos no vetor X_{it} uma variável *dummy* para cada prefeito, para o partido do prefeito, e uma interação entre o prefeito e o mandato específico. A *dummy* de prefeitos captura efeitos da capacidade gerencial específica a cada administrador do município. A segunda variável captura efeitos decorrentes da orientação ideológica de cada partido. Já a terceira variável captura incentivos distintos que prefeitos em primeiro mandato e segundo mandato podem ter na condução da administração dos municípios (Ferraz & Finan 2011). Também incluímos variáveis de controle que deslocam a demanda por serviços públicos e que podem ser correlacionadas com a presença dos OSs, a saber: PIB per capita e distribuição do valor adicionado nos setores de agropecuária, indústria e serviços.

Adicionalmente, também estimamos a equação um usando formas mais flexíveis para o efeito dos OSs. A primeira especificação alternativa considera o número de anos que o OS está na cidade. Dessa forma, o efeito total depende de quantos anos o OS está presente no município. Uma segunda especificação alternativa especifica a variável OS como um conjunto de variáveis *dummy* indicando a quantidade de anos que o OS está presente no município. Temos assim a seguinte especificação:

$$y_{it} = \alpha + \gamma_i + \lambda_t + \sum_{j=1}^{12} \delta_j OSB_{it}^j + \theta X_{it} + \sum_i \beta_i (Município_i \times t) + u_{it} \quad (2)$$

Todas as especificações utilizam desvios-padrão robustos (Arellano 1987) e agrupados por município (Bertrand et al. 2004). Para as rubricas sob influência da atividade de fiscalização de licitações exercida pelos OSs, esperamos obter coeficientes negativos e significativos, indicando economia de recursos. Já para as demais rubricas, esperamos obter resultados não significativos, uma vez que para essas a atuação dos OSs seria um mero placebo.

5 Resultados

5.1 Análise Descritiva

A Tabela 3 mostra as estatísticas descritivas das variáveis de despesas municipais analisadas e dos indicadores socioeconômicos dos 312 municípios da amostra entre 2002 e 2017. Os indicadores de participação do valor adicionado pela atividade econômica mostram maior participação na agricultura e serviços, com a indústria atrás da administração pública. Em relação aos indicadores de desenvolvimento humano municipal, os números encontram-se abaixo da média nacional para o ano de 2010 e mostram um nível médio de desenvolvimento, segundo os critérios do Atlas do Desenvolvimento Humano

do Brasil (PNUD et al. 2013), mas com grande dispersão. Os indicadores de expectativa de vida e o índice de Gini médios para os municípios estão abaixo da média nacional, enquanto a expectativa de anos de estudo encontra-se acima da média nacional. A medida de distância geodésica média até a capital foi de 312 km.

A Tabela 4 traz uma comparação das mesmas variáveis entre os municípios com unidades OSB (tratados) e sem unidades OSB (controle) para os anos anteriores ao início da instituição (2006). Os indicadores mostram uma grande heterogeneidade no perfil dos municípios em cada grupo. Os municípios tratados têm maior PIB (total e per capita), receita tributária (total e per capita), população e participação da indústria e serviços no valor adicionado. Os municípios do grupo de controle têm maior participação do valor adicionado na agricultura e na administração pública. Notamos também que os municípios tratados apresentam níveis mais baixos de gastos públicos per capita em quase todas as categorias. As exceções são juros e serviços de terceiros contratados a pessoas jurídicas, para os quais o grupo tratado gasta mais do que o grupo de controle, e amortização e investimentos em obras e instalações para os quais não há diferença estatisticamente significativa entre os dois grupos. Essas constatações sugerem que a seleção para o tratamento tende a ser enviesada na direção de municípios mais parcimoniosos com a despesa pública, apesar de mais ricos em termos de renda per capita, talvez devido às preferências do eleitorado por melhores gestores nesses municípios. Essas diferenças indicam um grande potencial para a ocorrência de vieses na comparação do desempenho fiscal entre os dois grupos de municípios relacionados ao efeito de variáveis omitidas.

Em relação aos indicadores de desenvolvimento humano, não existem diferenças estatisticamente significativas entre os dois grupos. As medidas de IDHM, expectativa de vida, expectativa de anos de estudo e índice de Gini são bastante próximas para os municípios com e sem presença de OS. O mesmo se aplica às distâncias geodésicas até a capital Curitiba.

5.2 Resultados Econométricos

As Tabelas 5, 6 e 7 resumem os resultados encontrados para as três especificações do modelo econométrico. A maioria dos resultados para presença de OSs (Tabela 5) mostra um sinal negativo mas não é estatisticamente significativa. No modelo com anos de OSs em cada município (Tabela 6), também não encontramos coeficientes estatisticamente significativos para nenhuma despesa. Na terceira especificação, que separa os OSs por tempo de atuação (Tabela 7), verificamos alguns resultados significativos e positivos sobre a variável juros e resultados negativos sobre as variáveis outras despesas correntes, para OSs com um ano de atuação, despesas de capital e despesas com investimentos para OSs com 12 anos de atuação, i.e., o OS de Maringá, onde se iniciou a rede OSB. As estimativas apontam para uma economia anual de R\$ 63,37 per capita para as despesas correntes, R\$ 1.082,17 per capita para despesas de capital e R\$ 859,76 per capita para despesas de investimento.

Considerando a população média dos municípios no período de atuação do OS, essa economia corresponderia a um total anual de R\$8,2 milhões em despesas correntes, R\$ 395,8 milhões em despesas de capital e R\$ 314,4 milhões em despesas de investimento ou 0,16%, 2,88% e 2,32% do PIB municipal médio de 2006 a 2017. Esse resultado sugere que a atuação dos OS demora

Tabela 3: Estatísticas Descritivas

Variável	N	Média	Min	Max	Desv. Pad.
Despesa Total (R\$/hab.)	4.992	2.820,99	886,51	14.130,26	1.231,74
Despesa Corrente (R\$/hab.)	4.992	2.439,22	717,07	11.674,22	1.051,23
Juros (R\$/hab.)	4.992	16,67	0,00	413,45	24,47
Outras DC (R\$/hab.)	4.992	1.164,58	117,80	8.415,76	540,09
Material de Consumo (R\$/hab.)	4.992	410,95	0,00	2.631,12	240,81
Material de Distribuição Gratuita (R\$/hab.)	4.992	40,61	0,00	591,13	52,48
Serviços de Terceiros - Pessoa Física (R\$/hab.)	4.992	64,62	0,00	3.346,57	85,58
Serviços de Terceiros - Pessoa Jurídica (R\$/hab.)	4.992	457,25	0,00	3.132,21	270,75
Diárias (R\$/hab.)	4.992	10,82	0,00	165,90	14,27
Pessoal (R\$/hab.)	4.992	1.257,97	208,30	5.418,99	573,01
Despesas de Capital (R\$/hab.)	4.992	380,58	4,16	3.410,46	283,03
Amortização (R\$/hab.)	4.992	60,09	0,00	1.712,83	49,42
Investimento (R\$/hab.)	4.992	314,24	0,00	3.117,24	266,56
Equipamento e Material Permanente (R\$/hab.)	4.992	93,36	0,00	826,73	101,10
Obras e Instalações (R\$/hab.)	4.992	172,89	0,00	2.280,37	196,11
PIB (R\$ milhões)	4.992	718,58	17,38	33.123,46	2.256,60
PIB Per Capita (R\$ 1000)	4.992	25,35	6,33	310,02	17,71
Impostos (R\$ milhões)	4.992	87,84	0,55	9.583,40	437,26
Impostos Per Capita (R\$ 1000)	4.992	1,87	0,18	35,07	2,37
População (1000 hab.)	4.992	22,41	1,37	558,44	50,76
VA Agricultura (%)	4.992	31,94	0,02	82,29	16,02
VA Indústria (%)	4.992	15,32	-14,07	96,87	15,04
VA Serviços (%)	4.992	33,44	0,99	96,95	11,97
VA Administração (%)	4.992	19,30	1,06	43,43	6,89
IDH Municipal	624	0,65	0,42	0,82	0,07
IDH Municipal-Educação	624	0,53	0,19	0,77	0,11
IDH Municipal-Longevidade	624	0,79	0,68	0,87	0,04
IDH Municipal-Renda	624	0,66	0,51	0,85	0,06
Expectativa de Vida	624	72,16	66,01	77,17	2,60
Expectativa de Anos de Estudo	624	10,22	6,11	12,83	1,05
Gini	624	0,50	0,33	0,71	0,07
Distância Curitiba (Km)	312	324,93	8,32	534,60	129,97

Fonte: Elaboração própria.

Tabela 4: Comparação de Municípios (Tratados x Controle)

Variável	Tratados	Controle	t	p-valor
Despesa Total (R\$/hab.)	1.659,18	2.116,548	7,054	0,000
Despesa Corrente (R\$/hab.)	1.428,992	1.819,571	6,874	0,000
Juros (R\$/hab.)	17,019	13,638	-2,461	0,015
Outras DC (R\$/hab.)	691,255	936,208	8,169	0,000
Material de Consumo (R\$/hab.)	162,169	398,145	26,547	0,000
Material de Distribuição Gratuita (R\$/hab.)	13,41	21,123	4,185	0,000
Serviços de Terceiros - Pessoa Física (R\$/hab.)	36,354	72,581	11,137	0,000
Serviços de Terceiros - Pessoa Jurídica (R\$/hab.)	372,038	317,03	-2,759	0,007
Diárias (R\$/hab.)	2,252	6,903	10,455	0,000
Pessoal (R\$/hab.)	720,717	869,724	4,862	0,000
Despesas de Capital (R\$/hab.)	230,189	296,977	5,297	0,000
Amortização (R\$/hab.)	52,658	57,839	2	0,047
Investimento (R\$/hab.)	171,313	229,496	5,223	0,000
Equipamento e Material Permanente (R\$/hab.)	14,928	31,237	6,362	0,000
Obras e Instalações (R\$/hab.)	59,303	55,787	-0,428	0,669
PIB (R\$ milhões)	3.470,138	235,396	-8,323	0,000
PIB Per Capita (R\$ 1000)	26,13	19,467	-4,459	0,000
Impostos (R\$ milhões)	496,082	20,142	-6,019	0,000
Impostos Per Capita (R\$ 1000)	3,462	1,253	-5,615	0,000
População (1000 hab.)	116,679	11,725	-9,837	0,000
VA Agricultura (%)	10,535	36,999	27,356	0,000
VA Indústria (%)	28,323	14,121	-10,197	0,000
VA Serviços (%)	47,974	29,909	-19,374	0,000
VA Administração (%)	13,168	18,971	14,479	0,000
IDH Municipal	0,593	0,594	0,066	0,947
IDH Municipal-Educação	0,446	0,454	0,431	0,669
IDH Municipal-Longevidade	0,751	0,751	0,006	0,995
IDH Municipal-Renda	0,63	0,622	-0,775	0,444
Expectativa de Vida	70,076	70,077	0,003	0,997
Expectativa de Anos de Estudo	9,746	9,901	0,706	0,485
Gini	0,556	0,539	-1,501	0,143
Distância Curitiba (Km)	314,356	325,97	0,387	0,701

Fonte: Elaboração própria.

mais a surtir efeitos em rubricas de maior complexidade como despesas de capital e investimentos. No entanto, por se tratar de apenas um município em um ano (2017), não podemos descartar que esse efeito seja decorrente de um choque idiossincrático que tenha afetado essas rubricas no município de Maringá no ano de 2017.

Tabela 5: Impacto dos Observatórios Sociais Sobre Despesas Municipais (1)

	Total	Correntes	Juros	Outras	Pessoal	Capital	Amort.	Invest.
OS	-84,282 (58,921)	-49,582 (50,509)	0,579 (1,457)	-58,560 (35,833)	8,399 (28,921)	-28,219 (31,210)	1,126 (7,669)	-20,282 (31,788)
N	4.992	4.992	4.992	4.992	4.992	4.992	4.992	4.992
R ²	0,711	0,760	0,638	0,671	0,826	0,502	0,545	0,489

Fonte: Elaboração própria. Notas: *p < 0,1; **p < 0,05; ***p < 0,01

Controles: efeitos fixos para municípios, anos, prefeitos, interações entre prefeitos e mandatos, partidos políticos do prefeito, PIB per capita, percentual do valor adicionado em agropecuária, indústria e serviços e tendências lineares por município. Erros-padrão agrupados por município.

Tabela 6: Impacto dos Observatórios Sociais Sobre Despesas Municipais (2)

	Total	Correntes	Juros	Outras	Pessoal	Capital	Amort.	Invest.
OS (anos)	-17,579 (34,699)	-2,839 (29,398)	2,066* (1,176)	-19,259 (18,993)	14,354 (16,446)	-11,026 (14,293)	-1,590 (2,765)	-2,339 (14,143)
N	4.992	4.992	4.992	4.992	4.992	4.992	4.992	4.992
R ²	0,711	0,760	0,638	0,671	0,826	0,502	0,545	0,489

Fonte: Elaboração própria. Notas: *p < 0,1; **p < 0,05; ***p < 0,01

Controles: efeitos fixos para municípios, anos, prefeitos, interações entre prefeitos e mandatos, partidos políticos do prefeito, PIB per capita, percentual do valor adicionado em agropecuária, indústria e serviços e tendências lineares por município.

Erros-padrão agrupados por município.

A fim de obter resultados para rubricas mais diretamente afetadas pelos processos licitatórios sob análise dos OSs, procede-se à análise com itens de maior nível de desagregação. Assim, estimamos modelos para os itens: “Material de Consumo”, “Material de Distribuição Gratuita”, “Serviços de Terceiros de Pessoas Físicas”, “Serviços de Terceiros de Pessoas Jurídicas” e “Diárias”, componentes de despesas primárias, e “Equipamentos e Material Permanente” e “Obras e Instalações”, componentes das despesas de investimento. Os resultados estão resumidos nas Tabelas 8, 9 e 10.

Para as duas primeiras especificações, os resultados obtidos para as rubricas de despesas mais desagregadas seguem o padrão anterior. O modelo com a variável OS representando a presença no município apresenta resultados não significativos. Já no modelo com a variável expressa em termos de anos presente no município, o único resultado significativo ocorreu para a rubrica Investimentos em Equipamentos, porém com sinal positivo, o contrário do esperado. A Tabela 10 mostra os resultados para o modelo com a variável OS especificada como dummy indicando o número de anos que o OS está no município. Como pode ser visto abaixo, temos vários resultados significativos e com o sinal negativo esperado, indicando que a atuação dos OSs têm, de fato, produzido algumas economias nas despesas dos municípios.

As economias proporcionadas pela atuação dos OSs se deram nas rubricas material de consumo e serviços de terceiros de pessoas jurídicas. Com relação à primeira, vemos coeficientes significativos para quase todos os anos de atuação, exceto os anos 2, 4 e 5. A evolução das economias ao longo do tempo mostra que elas são crescentes com os anos de atuação dos OSs, partindo de um mínimo de R\$ 11,5 per capita no primeiro ano de atuação até R\$ 153,3 per capita no 12º ano. Considerando as populações médias e o PIB dos municípios, essas economias equivalem a R\$14,2 milhões em média para cada ano de atuação ou a 0,2% do PIB dos municípios. Os resultados para os anos de atuação individuais estão expostos na Tabela 11.

Com relação à rubrica serviços contratados de pessoas jurídicas, as economias estimadas pela atuação dos OSs são mais robustas, conforme pode ser visto na Tabela 10. Encontramos coeficientes negativos e significativos para todos os anos de atuação, exceto para o 12º. Em termos monetários e de porcentagem do PIB, as economias estimadas situam-se entre R\$ 5,3 milhões e R\$ 36,5 milhões por ano e 0,1% e 0,5% do PIB. Também se verifica um padrão crescente de economias de acordo com o maior tempo de atuação dos OSs até o 8º ano, o que sugere que a acumulação de experiência é um fator que ajuda na atividade de fiscalização das contas públicas municipais.

Tabela 7: Impacto dos Observatórios Sociais Sobre Despesas Municipais (3)

	Total	Correntes	Juros	Outras	Pessoal	Capital	Amort.	Invest.
OS 1 ano	-101,488* (51,821)	-39,060 (44,355)	1,011 (1,461)	-63,373** (31,535)	23,303 (29,309)	-55,002* (28,409)	-0,409 (6,804)	-42,564 (30,210)
OS 2 anos	-41,409 (148,930)	-38,399 (128,130)	4,598** (2,284)	-61,123 (81,409)	18,126 (58,201)	6,706 (38,978)	1,496 (12,174)	23,119 (42,710)
OS 3 anos	-105,905 (154,451)	-74,283 (128,270)	5,637 (3,801)	-109,964 (80,448)	30,043 (63,878)	-17,959 (48,895)	-2,121 (12,033)	5,235 (51,907)
OS 4 anos	-127,834 (163,685)	-47,921 (137,595)	8,126* (4,557)	-103,751 (86,468)	47,704 (76,511)	-50,794 (60,319)	-6,313 (13,462)	-12,462 (57,452)
OS 5 anos	-133,730 (199,774)	-40,271 (160,632)	9,020* (5,088)	-125,926 (96,902)	76,636 (92,526)	-72,644 (87,212)	-13,015 (14,033)	-27,652 (87,296)
OS 6 anos	-160,180 (232,445)	-49,728 (189,052)	11,718* (6,330)	-148,768 (118,062)	87,322 (108,246)	-90,061 (90,872)	-17,140 (16,273)	-29,415 (89,128)
OS 7 anos	-179,320 (259,713)	-23,967 (209,860)	13,910* (7,998)	-141,499 (129,324)	103,623 (117,580)	-136,551 (109,491)	-15,370 (19,739)	-68,750 (109,002)
OS 8 anos	-137,779 (271,845)	-31,519 (224,045)	17,724* (9,265)	-156,088 (142,876)	106,845 (128,886)	-84,977 (121,569)	-10,743 (23,673)	-11,765 (119,470)
OS 9 anos	-62,119 (309,719)	44,650 (242,248)	18,582* (10,270)	-132,921 (161,151)	158,989 (142,098)	-79,910 (149,097)	-2,589 (30,272)	-10,590 (140,511)
OS 10 anos	-92,820 (353,699)	80,010 (278,632)	21,750* (11,474)	-133,416 (177,788)	191,677 (157,494)	-137,365 (156,974)	-26,185 (39,643)	-33,093 (158,160)
OS 11 anos	-133,606 (397,817)	105,424 (313,257)	26,790** (13,243)	-110,644 (197,924)	189,278 (175,083)	-209,505 (176,205)	36,624 (35,348)	-161,549 (173,574)
OS 12 anos	-809,987* (447,040)	376,023 (359,782)	19,480 (12,922)	42,610 (223,745)	313,933 (193,033)	-1.164,119*** (175,391)	-16,554 (34,011)	-937,721*** (178,094)
N	4.992	4.992	4.992	4.992	4.992	4.992	4.992	4.992
R ²	0,711	0,760	0,638	0,671	0,826	0,502	0,545	0,490

Fonte: Elaboração própria. Notas: *p < 0,1; **p < 0,05; ***p < 0,01

Controles: efeitos fixos para municípios, anos, prefeitos, interações entre prefeitos e mandatos, partidos políticos do prefeito, PIB per capita, percentual do valor adicionado em agropecuária, indústria e serviços e tendências lineares por município. Erros-padrão agrupados por município.

Tabela 8: Impacto dos Observatórios Sociais Sobre Despesas Municipais (4)

	Consumo	Distribuição	Serv. PF	Serv. PJ	Diárias	Equip.	Obras
OS	-6,949 (14,336)	-5,994 (4,344)	9,178 (9,173)	-42,863 (33,370)	7,354 (8,297)	8,323 (9,503)	-8,121 (28,410)
N	4.992	4.992	4.992	4.992	4.992	4.992	4.992
R ²	0,605	0,736	0,534	0,683	0,707	0,408	0,406

Fonte: Elaboração própria. Notas: *p < 0,1; **p < 0,05; ***p < 0,01

Controles: efeitos fixos para municípios, anos, prefeitos, interações entre prefeitos e mandatos, partidos políticos do prefeito, PIB per capita, percentual do valor adicionado em agropecuária, indústria e serviços e tendências lineares por município. Erros-padrão agrupados por município.

Tabela 9: Impacto dos Observatórios Sociais Sobre Despesas Municipais (5)

	Consumo	Distribuição	Serv. PF	Serv. PJ	Diárias	Equip.	Obras
OS (anos)	-5,096 (4,969)	-2,684 (2,020)	1,772 (4,724)	-13,243 (15,826)	2,430 (1,506)	9,042** (4,369)	11,048 (11,013)
N	4.992	4.992	4.992	4.992	4.992	4.992	4.992
R ²	0,605	0,736	0,534	0,683	0,706	0,408	0,406

Fonte: Elaboração própria. Notas: *p < 0,1; **p < 0,05; ***p < 0,01

Controles: efeitos fixos para municípios, anos, prefeitos, interações entre prefeitos e mandatos, partidos políticos do prefeito, PIB per capita, percentual do valor adicionado em agropecuária, indústria e serviços e tendências lineares por município. Erros-padrão agrupados por município.

Nossos resultados podem ser comparados com os encontrados no trabalho de Caldas et al. (2016), no qual, a partir dos relatórios do Programa de Fiscalização por Sorteios Públicos da CGU, estimam o impacto da corrupção sobre as despesas municipais em diferentes funções de governo (assistência social, educação, saúde, outras despesas e despesas totais). Os autores documentam que maiores níveis de corrupção possuem impacto positivo nas despesas relacionadas à educação e saúde e relacionam esse resultado ao modelo de aplicação de recursos que, constitucionalmente, obriga os municípios a gastarem, no mínimo, 40% de suas receitas nessas duas funções (25% para educação e 15% para saúde). Adicionalmente, a Lei de Responsabilidade Fiscal limita os gastos municipais com pessoal a 60% da receita. Assim, conforme argumentam, criam-se incentivos para a busca de rendas por meio de uma maior alocação de recursos públicos em bens de capital e custeio e na contratação de serviços. Esse resultado, combinado à evidência de que a corrupção afeta negativamente a qualidade dos serviços públicos (Ferraz et al. 2012) permite resumir o efeito real da corrupção como: “fazer menos com mais recursos”. Nossos resultados indicam que o monitoramento da gestão pública feito pelos OSs mostra-se capaz de reverter pelo menos parte dessa ineficiência ao proporcionar economias em rubricas indicadas como entre as mais prováveis que ocorram desvios: material de consumo e contratação de serviços.

Outra comparação interessante pode ser feita com outros estudos internacionais que enfocaram o mesmo assunto. Em uma análise experimental conduzida na Indonésia (Olken 2007), não foram encontrados efeitos significativos da inspeção da comunidade local em projetos de obras públicas. Outra análise experimental conduzida em Uganda (Björkman & Svensson 2009) encorajou

Tabela 10: Impacto dos Observatórios Sociais Sobre Despesas Municipais (6)

	Consumo	Distribuição	Serv. PF	Serv. PJ	Diárias	Equip.	Obras
OS 1 ano	-11,485*** (4,194)	-5,455 (8,341)	9,141 (26,313)	-40,825*** (9,654)	9,412 (9,991)	13,996 (29,073)	-24,478 (42,075)
OS 2 anos	-6,275 (7,425)	-12,415 (16,985)	14,400 (80,310)	-57,072*** (6,745)	7,690 (14,013)	22,252 (39,443)	48,351 (56,345)
OS 3 anos	-22,318*** (8,635)	-12,828 (22,709)	6,347 (75,203)	-63,118*** (7,730)	9,561 (16,084)	20,260 (46,154)	48,927 (66,448)
OS 4 anos	-9,139 (9,967)	-15,301 (22,962)	9,821 (82,209)	-62,332*** (8,991)	11,270 (18,130)	29,928 (55,525)	49,449 (78,944)
OS 5 anos	-16,844* (10,231)	-12,325 (25,683)	11,871 (93,335)	-88,321*** (10,595)	14,258 (24,858)	31,759 (71,796)	46,688 (93,061)
OS 6 anos	-40,501*** (12,865)	-13,647 (29,544)	12,143 (104,947)	-97,130*** (11,036)	16,528 (28,349)	57,910 (75,557)	50,956 (112,958)
OS 7 anos	-43,733*** (13,918)	-15,643 (32,441)	16,473 (110,605)	-85,534*** (11,789)	18,747 (33,951)	66,989 (85,734)	26,484 (127,279)
OS 8 anos	-50,086*** (14,908)	-20,783 (35,337)	18,013 (132,166)	-174,214*** (12,585)	21,126 (37,271)	84,420 (97,348)	90,456 (141,971)
OS 9 anos	-59,533*** (18,061)	-26,561 (38,388)	25,228 (134,085)	-47,154*** (14,583)	25,278 (45,504)	114,877 (106,617)	92,195 (164,973)
OS 10 anos	-82,856*** (19,565)	-38,232 (43,053)	15,470 (151,582)	-77,939*** (15,815)	29,035 (47,118)	133,382 (125,295)	64,213 (214,311)
OS 11 anos	-64,719*** (22,324)	-40,126 (47,638)	15,286 (158,178)	-46,691*** (16,623)	32,620 (54,300)	118,088 (135,022)	26,789 (269,975)
OS 12 anos	-153,301*** (25,262)	-8,927 (57,112)	75,814 (198,606)	138,312*** (18,928)	29,444 (58,270)	-14,763 (140,344)	-493,053 (515,412)
N	4.992	4.992	4.992	4.992	4.992	4.992	4.992
R ²	0,606	0,736	0,534	0,684	0,709	0,408	0,407

Fonte: Elaboração própria. Notas: *p < 0,1; **p < 0,05; ***p < 0,01
 Controles: efeitos fixos para municípios, anos, prefeitos, interações entre prefeitos e mandatos, partidos políticos do prefeito, PIB per capita, percentual do valor adicionado em agropecuária, indústria e serviços e tendências lineares por município. Erros-padrão agrupados por município.

Tabela 11: Economia Proporcionada pelos Observatórios Sociais em Despesas Municipais (7)

Anos	Consumo		Serviços PJ	
	R\$ Milhões	% PIB	R\$ Milhões	% PIB
1	1,49	0,03	5,29	0,10
2	–	–	7,51	0,14
3	3,22	0,05	9,12	0,15
4	–	–	9,42	0,16
5	–	–	13,53	0,26
6	6,47	0,12	15,53	0,28
7	8,08	0,12	15,80	0,24
8	10,48	0,14	36,46	0,50
9	12,74	0,17	10,09	0,14
10	14,93	0,24	14,04	0,22
11	14,7	0,16	10,61	0,12
12	56,07	0,38	–	–
Média	14,2	0,2	13,4	0,2

Fonte: Elaboração própria.

a participação em ambientes comunitários para aumentar o envolvimento da população com o estado da prestação de serviços de saúde e a capacidade de responsabilizar os provedores locais por seu desempenho. Os resultados documentam um aumento da utilização de serviços de saúde, redução da mortalidade infantil e aumento do peso das crianças. Finalmente, outro estudo envolvendo reuniões comunitárias convocadas por representantes do governo local na Índia documenta uma maior participação nessas reuniões de membros de grupos sociais desprivilegiados e um melhor enfoque de programas sociais nas localidades onde esses encontros ocorrem (Besley et al. 2005). Assim, os resultados experimentais sobre a efetividade de iniciativas privadas no monitoramento do serviço público apontam em diferentes direções, sugerindo que o contexto no qual essas atividades são desenvolvidas pode influenciar na produção de diferentes resultados (Björkman & Svensson 2010).

6 Conclusão

Neste artigo, examinamos a questão da efetividade da iniciativa popular no monitoramento e na melhoria da qualidade da gestão fiscal dos municípios no estado do Paraná. Concretamente, estudamos o caso da rede OSB e avaliamos o impacto da implementação de unidades locais nas despesas municipais, totais e desagregadas por diferentes rubricas.

Para identificar o efeito causal dos OSs sobre as despesas municipais, exploramos a introdução gradual das unidades nos municípios no período 2006 – 2017. Nesse período, os OSs se instalaram em 36 municípios em diferentes anos, o que nos permite usar uma estratégia de diferenças-em-diferenças para isolar o efeito dos OSs de outras características não observáveis dos municípios que afetem tanto a instalação quanto a administração.

As atividades dos OSs se concentram basicamente no combate à corrupção por meio do monitoramento de processos de licitação dos municípios e de outras frentes de atuação. Os resultados mostram economias em algumas rubricas de despesas municipais: despesas de capital e investimentos de despesas

correntes em material de consumo e serviços contratados de pessoas jurídicas, sendo estas duas últimas as que apresentaram resultados mais robustos. A análise também encontra evidências de que o tempo acumulado de experiência favorece a obtenção de resultados, uma vez que economias maiores são obtidas com mais tempo de atuação de uma unidade dos OSs nos municípios.

Esses resultados são relevantes na medida em que complementam evidências acumuladas para o Brasil de que a corrupção nos municípios reduz a qualidade dos serviços públicos prestados e, ao mesmo tempo, infla as despesas (Ferraz et al. 2012, Caldas et al. 2016). Assim, nosso estudo traz evidências de que o monitoramento de contas públicas como forma de combate à corrupção pode ajudar a corrigir um de efeitos colaterais perniciosos. Adicionalmente, trazemos evidências de que a iniciativa social, independente do poder público, pode também contribuir nessa tarefa de fiscalização da gestão dos municípios, desafiando uma tradicional falha de mercado associada à produção de bens públicos.

Por fim, nosso trabalho também contrasta com a literatura que examina o efeito de iniciativas populares no monitoramento e responsabilização de agentes públicos na condução das atividades da administração, assim com a literatura que aponta a insuficiência da oferta de bens públicos pela iniciativa privada. Uma diferença marcante entre nosso estudo e os outros é o contexto em que ocorrem as iniciativas de monitoramento da gestão. Enquanto outros estudos examinam intervenções experimentais em pequenas comunidades pobres, nosso estudo examina uma organização de grande alcance e atuação em municípios com maior nível de desenvolvimento econômico e institucional. Nossos resultados apontam para a efetividade da atuação da iniciativa privada na provisão do serviço de fiscalização de despesas públicas, no contexto de administrações locais. Em um contexto de maior escassez de recursos, esse resultado aponta para a relevância do controle social como forma de aumentar a eficiência na gestão pública. No entanto, esses resultados não dizem nada a respeito do nível ótimo de provimento dessas atividades, nem podem ser generalizados para outros níveis da administração pública (estados e união) ou de outros poderes (legislativo e judiciário). Também não podemos afirmar nada quanto à influência da atividade dos OSs sobre a qualidade dos serviços prestados, que tende a ser negativamente afetada pela corrupção. Ainda assim, nosso estudo traz uma contribuição relevante para a literatura que trata do monitoramento privado da administração pública, sendo o primeiro a estimar quantitativamente o impacto dos OSs sobre despesas públicas municipais.

Agradecimentos

Agradecemos os comentários de Mariana Fialho, Ricardo Ramalhete, Ana Carolina Giuberti, Edson Zambon e Guilherme Pereira e assistência de pesquisa de Juliana Sena e Manuela Hirata. Letícia Cardoso forneceu informações úteis sobre as datas de início de operações dos Observatórios Sociais. Os erros remanescentes são de responsabilidade dos autores.

Referências Bibliográficas

Aidt, T. S. (2003). Economic analysis of corruption: a survey. *The Economic Journal*, London, v. 113, n. 491, p. 632–652.

Arellano, M. (1987). Computing robust standard errors for within-groups estimators. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Oxford, v. 49, n. 4, p. 431–434.

Banerjee, A., Mullainathan, S. & Hanna, R. (2013). Corruption. In: GIBBONS, R.; ROBERTS, J. (orgs.) *The Handbook of Organizational Economics*. Princeton: Princeton University Press. p. 1109-1147.

Battisti, M., Lavezzi, A. M., Masserini, L. & Pratesi, M. (2018). Resisting the extortion racket: an empirical analysis. *European Journal of Law and Economics*, Cham, v. 46, n. 1, p. 1–37.

Becker, G. S. & Stigler, G. J. (1974). Law enforcement, malfeasance, and compensation of enforcers. *The Journal of Legal Studies*, Chicago, v. 3, n. 1, p. 1–18.

Bergstrom, T., Blume, L. & Varian, H. (1986). On the private provision of public goods. *Journal of Public Economics*, Amsterdam, v. 29, n. 1, p. 25–49.

Bertrand, M., Duflo, E. & Mullainathan, S. (2004). How much should we trust differences-in-differences estimates? *The Quarterly Journal of Economics*, Cambridge, v. 119, n. 1, p. 249–275.

Besley, T., Pande, R. & Rao, V. (2005). Participatory democracy in action: survey evidence from South India. *Journal of the European Economic Association*, Oxford, v. 3, n. 2-3, p. 648–657.

Björkman, M. & Svensson, J. (2009). Power to the people: evidence from a randomized field experiment on community-based monitoring in Uganda. *The Quarterly Journal of Economics*, Cambridge, v. 124, n. 2, p. 735–769.

Björkman, M. & Svensson, J. (2010). When is community-based monitoring effective? Evidence from a randomized experiment in primary health in Uganda. *Journal of the European Economic Association*, Oxford, v. 8, n. 2-3, p. 571–581.

Bona, R. S. & Boeira, S. L. (2018). Observatório Social do Brasil e os desafios organizacionais do controle social. *Cadernos Gestão Pública e Cidadania*, São Paulo, v. 23, n. 75.

Brollo, F., Nannicini, T., Perotti, R. & Tabellini, G. (2013). The political resource curse. *American Economic Review*, Nashville, v. 103, n. 5, p. 1759–1796.

Burai, P. (2020). Overcoming the pitfalls of engaging communities in anti-corruption programmes. Bergen: Chr. Michelsen Institute. Disponível em: <https://www.u4.no/publications/overcoming-the-pitfalls-of-engaging-communities-in-anti-corruption-programmes>.

Caldas, O. V., Costa, C. M. & Pagliarussi, M. S. (2016). Corrupção e composição dos gastos governamentais: evidências a partir do Programa de Fiscalização por Sorteios Públicos da Controladoria-Geral da União. *Revista de Administração Pública*, Rio de Janeiro, v. 50, n. 2, p. 237–264.

- Campos, F. A. O., Castelar, I. & Soares, R. B. (2018). Fatores associados à corrupção municipal em transferências de recursos da União. *Nova Economia*, Belo Horizonte, v. 28, n. 3, p. 879–911.
- Campos, F. d. A. O. & Pereira, R. A. (2016). Corrupção e ineficiência no Brasil: uma análise de equilíbrio geral. *Estudos Econômicos*, São Paulo, v. 46, n. 2, p. 373–408.
- Di, Tella, R. & Schargrotsky, E. (2003). The role of wages and auditing during a crackdown on corruption in the city of Buenos Aires. *The Journal of Law and Economics*, Chicago, v. 46, n. 1, p. 269–292.
- Dixit, A. (2018). Anti-corruption institutions: Some history and theory. In: BASU, K.; CORDELLA, T. (orgs.) *Institutions, governance and the control of corruption*. Cham: Palgrave Macmillan. p. 15–49.
- Favretto, J. & Riccio, E. L. (2017). *Observatório Social do Brasil em números*. E-book. Disponível em: <http://osbrasil.org.br/wp-content/uploads/2017/04/e-book-OSB-06-04-2017-2.pdf>.
- Ferraz, C. & Finan, F. (2008). Exposing corrupt politicians: the effects of Brazil's publicly released audits on electoral outcomes. *The Quarterly Journal of Economics*, Cambridge, v. 123, n. 2, p. 703–745.
- Ferraz, C. & Finan, F. (2011). Electoral accountability and corruption: evidence from the audits of local governments. *American Economic Review*, Nashville, v. 101, n. 4, p. 1274–1311.
- Ferraz, C., Finan, F. & Moreira, D. B. (2012). Corrupting learning: evidence from missing federal education funds in Brazil. *Journal of Public Economics*, Amsterdam, v. 96, n. 9-10, p. 712–726.
- Imbens, G. W. & Wooldridge, J. M. (2009). Recent developments in the econometrics of program evaluation. *Journal of Economic Literature*, Nashville, v. 47, n. 1, p. 5–86.
- Lewis, B. D. (2017). Local government spending and service delivery in Indonesia: the perverse effects of substantial fiscal resources. *Regional Studies*, London, v. 51, n. 11, p. 1695–1707.
- Michener, G., Contreras, E. & Niskier, I. (2018). From opacity to transparency? Evaluating access to information in Brazil five years later. *Revista de Administração Pública*, Rio de Janeiro, v. 52, n. 4, p. 610–629.
- Moe, T. (2013). Delegation, control, and the study of public bureaucracy. In: GIBBONS, R.; ROBERTS, J. (orgs.) *The Handbook of Organizational Economics*. Princeton: Princeton University Press. v. 10, n. 2.
- Oliva, F. (2012). A experiência do Norte de Minas. In: VERILLO, J.; VERILLO, N. (orgs.) *O Combate à Corrupção nas Prefeituras do Brasil*. São Paulo: 24X7 Cultural. p. 81-83.
- Olken, B. A. (2007). Monitoring corruption: evidence from a field experiment in Indonesia. *Journal of Political Economy*, Chicago, v. 115, n. 2, p. 200–249.

Olken, B. A. & Pande, R. (2012). Corruption in developing countries. *Annual Review of Economics*, Palo Alto, v. 4, n. 1, p. 479–509.

PNUD, IPEA & FJP (2013). *O Índice de Desenvolvimento Humano Municipal Brasileiro*. Brasília: PNUD.

Reinikka, R. & Svensson, J. (2011). The power of information in public services: evidence from education in Uganda. *Journal of Public Economics*, Amsterdam, v. 95, n. 7-8, p. 956–966.

Rocha, D. G., Zuccolotto, R. & Teixeira, M. A. C. (2020). Insulated and undemocratic: the (im) possibility of social accountability in Brazilian courts of accounts. *Revista de Administração Pública*, Rio de Janeiro, v. 54, n. 2, p. 201–219.

Samuelson, P. A. (1954). The pure theory of public expenditure. *The Review of Economics and Statistics*, Cambridge, v. 36, n. 4, p. 387–389.

Superti, C. (2009). Addiopizzo: can a label defeat the Mafia? *Journal of International Policy Solutions*, La Jolla, v. 11, n. 4, p. 3–11.

Van Rijckeghem, C. & Weder, B. (2001). Bureaucratic corruption and the rate of temptation: do wages in the civil service affect corruption, and by how much? *Journal of Development Economics*, Amsterdam, v. 65, n. 2, p. 307–331.

Zuccolotto, R. & Teixeira, M. A. C. (2019). *Transparência: aspectos conceituais e avanços no contexto brasileiro*. Brasília: ENAP.

VULNERABILIDADE EXTERNA E OS CICLOS ECONÔMICOS NO BRASIL PÓS-PLANO REAL

GISELE FERREIRA TIRYAKI, DIEGO NUNES TEIXEIRA E VINÍCIUS FERREIRA DE ARAÚJO *

Resumo

Economias emergentes dependem de um fluxo contínuo de recursos externos e são suscetíveis a ataques especulativos contra sua moeda, em razão de choques externos ou de fundamentos macroeconômicos frágeis. Este artigo tem por objetivo avaliar o impacto da fragilidade externa nos ciclos econômicos do Brasil entre 1996 e 2019. O trabalho utiliza o modelo de fator dinâmico para derivar um indicador de vulnerabilidade externa e o método dos momentos generalizado para analisar a importância da vulnerabilidade externa para as flutuações econômicas. Os resultados mostram que uma crescente vulnerabilidade externa está associada à expansão da atividade econômica no Brasil.

Palavras-chave: vulnerabilidade externa, ciclos econômicos, fator dinâmico.

Códigos JEL: E32, F41, C32.

Abstract

Emerging market economies rely on a steady inflow of external resources and are susceptible to currency speculative attacks due to external shocks or to weak macroeconomic fundamentals. This paper aims at evaluating the impact of external fragility on business cycles in Brazil between 1996 and 2019. A dynamic factor model is used to derive an external vulnerability index, and econometric estimations based on the generalized method of moments are conducted to verify whether external vulnerability is relevant to economic fluctuations. The results indicate that an increased external vulnerability is associated with economic booms in Brazil.

Keywords: external vulnerability, business cycles, dynamic factor.

JEL codes: E32, F41, C32.

DOI: <http://dx.doi.org/10.11606/1980-5330/ea173917>

* Departamento de Economia. Universidade Federal da Bahia. E-mail: gtiryaki@ufba.br

1 Introdução

A importância dos choques externos para os ciclos econômicos no mercado doméstico tem sido objeto de estudo de uma ampla literatura. Países emergentes, em particular, são mais suscetíveis a interrupções abruptas no fluxo de recursos externos (*sudden stops*) e a ataques especulativos contra a moeda doméstica, fatores que podem provocar ou agravar um processo recessivo (Ocampo 2011, Frankel & Saravelos 2012, Reyes-Heróles & Tenorio 2017, Siklos 2018).

Mudanças nas condições de financiamento no mercado internacional podem levar os investidores a buscar reequilibrar seus portfólios, direcionando recursos para mercados mais robustos e reduzindo a disponibilidade de recursos para países emergentes. De acordo com Kaminsky et al. (2004) e Ocampo (2011), flutuações no fluxo de capitais externos contribuem para ampliar as vulnerabilidades macroeconômicas, particularmente em países de renda mediana. As transações externas têm um forte impacto sobre a economia, via oscilações no comércio de bens e serviços, na disponibilidade de financiamento externo, nos *spreads* de risco associados às taxas de juros e nas taxas de câmbio.

Tradicionalmente, vincula-se a vulnerabilidade externa de um país ao fraco desempenho da economia doméstica, à fragilidade das instituições de governança e a políticas macroeconômicas equivocadas (Krugman 1999). No entanto, a crescente inserção das economias emergentes no mercado internacional deixou-as expostas a choques externos mesmo quando seus fundamentos macroeconômicos estão robustos (Calvo & Talvi 2008, Kaltenbrunner & Painceira 2014).

A integração econômica e financeira entre as economias contribui para que os choques externos, principalmente aqueles que ocorrem em economias desenvolvidas de grande porte, sejam transmitidos para o mercado doméstico (Frankel & Saravelos 2012, Fernández et al. 2017, Siklos 2018). A transmissão internacional de políticas macroeconômicas se dá especialmente por meio do impacto das variações nas taxas de câmbio, fruto de modificações nas taxas de juros internacionais.

A difusão desses choques pode decorrer da atuação de firmas multinacionais ou via canais financeiros. Cravino & Levchenko (2016) e Di Giovanni et al. (2018) mostram que subsidiárias de empresas multinacionais reduzem o investimento e emprego de maneira significativa em resposta a crises econômicas nos países de origem de sua empresa controladora, fazendo com que o movimento sincronizado de variáveis agregadas nas duas economias seja mais pronunciado. Já Haas & Lelyveld (2014) e Demirguc-Kunt et al. (2017) enfatizam os canais financeiros de transmissão: instituições financeiras costumam gerenciar seus riscos de liquidez globalmente, e essa estratégia faz com que a instabilidade no mercado de crédito em economias de grande porte seja transmitida para outros países.

A análise da evolução da economia brasileira mostra que a dinâmica macroeconômica doméstica é influenciada pelo desempenho dos países centrais em virtude de três fatores. Primeiramente, o país comumente precisa absorver recursos externos para financiar seus déficits em transações correntes, causados pelos déficits na balança de serviços e pelas significativas remessas de rendas de investimento direto e de portfólio e do pagamento de juros ao exterior.

Outra razão para a vulnerabilidade da economia brasileira a choques externos é sua pauta de exportações historicamente baseada em commodities. Em

períodos de grande liquidez internacional, quando se observa o aumento na demanda internacional por bens primários, o volume de exportações do país se eleva e há um expressivo fluxo de recursos financeiros para o Brasil. Já em períodos de recessões financeiras mundiais, a demanda por commodities declina e o país enfrenta um forte fluxo de saída de capitais, que desestabiliza o balanço de pagamentos e a taxa de câmbio.

O terceiro elemento refere-se ao processo de liberalização comercial e financeira experimentado nas últimas décadas por vários países, inclusive pelo Brasil (Van Der Laan et al. 2011). A evidência empírica sugere que a abertura comercial tende a amplificar o impacto de choques nos termos de troca no produto doméstico, enquanto a liberalização financeira reduz marginalmente a volatilidade na produção (Goldfajn & Minella 2005, Loayza & Raddatz 2007, Montalbano 2011).

Este trabalho tem por objetivo verificar se a vulnerabilidade externa amplifica os ciclos econômicos no Brasil. Utilizando dados mensais entre 1996 e 2019, derivou-se um indicador de fragilidade externa com base no modelo de fator dinâmico e verificou-se a relação entre vulnerabilidade externa e as flutuações cíclicas da economia por meio do método dos momentos generalizado (GMM). Estabelecer a relação entre vulnerabilidade externa e as flutuações econômicas de curto prazo é um elemento importante para o delineamento e condução das políticas macroeconômicas e para o desenho de regulação macroprudencial. Assim, o presente trabalho busca não somente identificar um indicador de vulnerabilidade externa que possa ser utilizado para a realização de previsões do grau de exposição da economia a choques externos, mas também verificar a relevância dessa vulnerabilidade para o desempenho macroeconômico de curto prazo.

O presente trabalho inova ao utilizar o modelo do fator dinâmico para derivar o indicador de vulnerabilidade externa. Stock & Watson (2011) mostram que esse modelo permite lidar com uma dificuldade relevante em macroeconomia, que é a existência de uma grande quantidade de variáveis com limitada disponibilidade de observações temporais. Assim, o modelo de fator dinâmico é utilizado no presente trabalho para identificar o fator latente que explica uma parte significativa da variância conjunta de séries temporais relacionadas ao desempenho externo da economia. Além de preservar a informação presente em um conjunto amplo de variáveis e, ao mesmo tempo, ampliar o número de graus de liberdade, Stock & Watson (2011) também apontam outras vantagens de se derivar fatores latentes, tais como: (i) utilizá-los para construir previsões eficientes de variáveis individuais; (ii) empregá-los como variáveis instrumentais; e (iii) utilizá-los na estimação de vetores autorregressivos do tipo FAVAR (*factor-augmented VAR*) e de modelos dinâmicos estocásticos de equilíbrio geral (DSGE).

A literatura que se dedica à construção de um indicador de vulnerabilidade externa para o Brasil restringe-se a adotar um arcabouço teórico em particular e não analisa formalmente as características e relações entre as séries temporais (De Paula & Alves JR 2000, Sarto & Almeida 2015). O modelo do fator dinâmico adotado aqui permite levar em consideração a não estacionariedade das séries temporais utilizadas, o que não é avaliado pelos referidos autores. Ademais, esses autores não conduzem uma análise econométrica formal da relação entre choques na vulnerabilidade externa e os ciclos econômicos.

A estratégia adotada neste trabalho é semelhante àquela utilizada por Teixeira et al. (2020) e Moura et al. (2020) para mensurar a fragilidade finan-

ceira e do setor público no Brasil, respectivamente. No entanto, os referidos autores fazem uso de vetores autorregressivos (VAR) para analisar a relação entre fragilidade e ciclos econômicos, enquanto o presente trabalho verifica a importância da fragilidade externa para a volatilidade dos ciclos econômicos por meio do GMM. Os modelos VAR estimados por Teixeira et al. (2020) e Moura et al. (2020) não buscam estabelecer uma relação de causalidade entre o indicador de fragilidade e a estabilidade macroeconômica. O uso do GMM lastreia-se em uma estratégia de identificação definida a partir de modelos teóricos sobre ciclos de negócios, em particular daqueles de tradição novo-keynesiana (Hansen & Singleton 1982, Gali & Gertler 1999). Nesse trabalho, o objetivo é estimar uma equação de Euler para a produção que incorpore persistência, gastos do governo, fricções financeiras e, em particular, vulnerabilidade externa, aspectos apontados pela literatura como relevantes para a estabilidade macroeconômica.

Os resultados da análise empírica indicaram que a vulnerabilidade externa contribui para as expansões na atividade econômica no Brasil. Esse resultado alinha-se à literatura que argumenta que a vulnerabilidade externa constitui um elemento que, ao mesmo tempo em que favorece a expansão na produção e no emprego, deixa a economia suscetível a choques externos. Gourinchas & Obstfeld (2012) e Shin (2016) mostram que a apreciação cambial e a elevação do endividamento externo são comumente observadas durante as expansões, mas também são preditores de crises financeiras. As estimações também revelaram resultados condizentes com a literatura: reduções na taxa de juros levam à expansão na atividade econômica, enquanto preços de ativos e o resíduo de Solow se elevam durante expansões.

Além desta introdução, o trabalho possui outras cinco seções. A segunda seção apresenta uma breve revisão da literatura sobre os canais de transmissão dos choques externos para a economia doméstica e discute os trabalhos que analisaram a vulnerabilidade externa da economia brasileira. A terceira seção é dedicada ao detalhamento da estratégia de identificação da análise empírica, enquanto a quarta seção apresenta a metodologia econométrica e a descrição das variáveis. Na quinta seção, os resultados da análise empírica são analisados, enquanto a última seção dedica-se às considerações finais.

2 Vulnerabilidade Externa e os Ciclos Econômicos

A integração econômica entre os países promove a eficiência econômica e permite a diversificação de riscos, mas deixa as economias vulneráveis a choques externos. Distúrbios no fluxo de capitais no mercado internacional, dificuldades no acesso ao crédito externo, variações nas taxas de juros e flutuações significativas nos preços de *commodities* podem gerar processos recessivos ou amplificar flutuações econômicas causadas por desequilíbrios no mercado doméstico. Para Calvo & Talvi (2008) e Kalttenbrunner & Paineira (2014), a crescente inserção de países emergentes no mercado global tem deixado a economia doméstica exposta a choques externos, até mesmo quando seus fundamentos macroeconômicos estão robustos.

Ocampo (2011) denomina o regime macroeconômico em que as flutuações de curto prazo são essencialmente influenciadas por choques externos de regime de dominância do balanço de pagamentos. Esse seria o perfil macroeconômico de economias emergentes. De acordo com o autor, choques nos ter-

mos de troca têm um papel importante para explicar as flutuações econômicas, mas fricções no mercado de financiamento externo são ainda mais relevantes em países caracterizados pela dominância do balanço de pagamentos.

É possível identificar pelo menos três canais de transmissão de choques externos para a economia doméstica: o canal do comércio, o canal financeiro e o canal da incerteza (Rohn et al. 2015). O *canal do comércio* refere-se aos impactos gerados por contrações na demanda externa por bens e serviços ou choques negativos de oferta. O desaquecimento na demanda reduz preços e volume de exportações, enquanto choques negativos de oferta aumentam o preço de produtos importados, reduzindo as margens de lucros das firmas dependentes de importações e elevando os gastos das famílias.

Países com uma pauta de exportações e importações mais diversificada estão menos expostos a choques oriundos de parceiros comerciais ou flutuações de preços de produtos específicos. No entanto, economias emergentes dependem frequentemente da exportação ou importação de *commodities*, cujos preços tendem a ser mais voláteis do que os preços de manufaturas.

Loayza & Raddatz (2007) e Montalbano (2011) afirmam que a abertura comercial amplifica os choques nos termos de troca internacionais e contribui para que crises cambiais se proliferem em um contexto regional. Os países costumam comercializar com seus vizinhos e, se um parceiro comercial experimenta uma forte desvalorização cambial, a economia doméstica perde competitividade. Nesse contexto, a probabilidade de ataques especulativos ou de uma desvalorização intencional se eleva (Glick & Rose 1999, Easterly & Kraay 2000).

O segundo canal de transmissão de choques externos é o *canal financeiro*, que é relacionado ao fluxo de ativos e passivos no mercado internacional. Rohn et al. (2015) salientam que é importante analisar o canal financeiro considerando separadamente os fatores associados ao sistema bancário dos fatores não bancários.

A vulnerabilidade externa do sistema bancário pode resultar da exposição em termos de ativos ou de passivos dos bancos (Ahrend & Goujard 2014, Haas & Lelyveld 2014, Demirguc-Kunt et al. 2017). Quando o sistema bancário doméstico incorre em perdas com ativos adquiridos no exterior, é provável que haja uma redução na concessão de crédito no mercado doméstico, desaquecendo a atividade econômica. A exposição em termos de passivos, por sua vez, decorre da dependência significativa do endividamento externo, comprometendo a disponibilidade de recursos para a concessão de crédito no mercado doméstico em períodos de menor liquidez no mercado internacional.

Fatores não bancários que podem levar à vulnerabilidade externa referem-se às transações com ações e títulos realizadas no mercado de capitais. Uma deflação de preços de ativos no mercado externo reduz a riqueza financeira das famílias e limita o acesso de recursos via emissão de ações ou títulos por parte das firmas, podendo desaquecer a demanda doméstica. Além disso, um declínio na riqueza financeira de investidores externos pode causar a saída de capitais do país, à medida que esses investidores reequilibram seus portfólios.

Ocampo (2011) afirma que o canal financeiro de transmissão de choques externos se dá particularmente via flutuações na disponibilidade de crédito para o setor privado, afetando o investimento das firmas. Os riscos são mais significativos para países em desenvolvimento, em razão da predominância do endividamento externo de curto prazo e do descasamento cambial entre as

receitas das firmas, denominadas em moeda doméstica, e as despesas financeiras, denominadas em moeda estrangeira¹.

O terceiro canal de transmissão de choques externos é o *canal da incerteza*. Rohn et al. (2015) afirmam que a instabilidade no mercado externo pode levar as famílias a restringirem o consumo. As firmas, por sua vez, tendem a reduzir o investimento quando há expectativa de declínio na demanda externa pelos seus produtos. Adicionalmente, um aumento na incerteza pressiona os custos com empréstimos externos, ao elevar o prêmio de risco das taxas de juros. Bonciani & Ricci (2020) utilizam um modelo de fatores para derivar um indicador de risco financeiro global e incerteza, e mostram que elevações nesse indicador operam como um choque negativo de demanda, reduzindo a produção, desestimulando o comércio e elevando o desemprego.

A instabilidade financeira em um país pode fazer com que investidores externos reavaliem suas expectativas quanto ao desempenho de países vizinhos com o mesmo perfil de risco. Mudanças abruptas na confiança dos investidores podem levá-los a superestimar a interdependência entre países, gerando uma reversão no fluxo de capitais e provocando uma desvalorização cambial.

Frankel & Saravelos (2012) mostram que desequilíbrios persistentes nas taxas de câmbio antecedem crises financeiras, particularmente em países em desenvolvimento. Já Siklos (2018) afirma que as taxas de câmbio se distanciam com frequência de sua tendência de longo prazo e essas flutuações impactam negativamente nos setores real e financeiro de uma economia. A volatilidade na taxa de câmbio afeta negativamente o comércio internacional ao elevar a incerteza e os custos de ajustamento de exportadores avessos ao risco, afetando a estrutura da produção, do investimento e das políticas governamentais (Oreiro et al. 2014, Moslares & Ekanayake 2018).

2.1 Vulnerabilidade Externa e Estabilidade Macroeconômica no Brasil

A vulnerabilidade externa do Brasil declinou sensivelmente a partir da adoção do regime de metas de inflação com câmbio flutuante. Políticas macroeconômicas gerenciadas de maneira apropriada e uma melhoria na qualidade da inserção externa vêm promovendo uma maior resiliência do país a crises financeiras e cambiais (Sarto & Almeida 2015, Ribeiro 2016). Não obstante, economias emergentes estão sujeitas a flutuações no fluxo de capitais de investidores externos. Correa et al. (2012) e Kaltenbrunner & Paineira (2014) acreditam que o Brasil ainda apresenta uma vulnerabilidade estrutural que se reflete (i) em déficits persistentes no saldo de transações correntes; (ii) na composição do endividamento externo, com um perfil predominante de operações de curto prazo; e (iii) na elevada volatilidade cambial e de taxas de juros.

A literatura que busca estabelecer a importância da vulnerabilidade externa para o desempenho da economia brasileira tem utilizado estratégias empíricas distintas da empregada no presente trabalho. É comum o uso de modelos VAR com a seleção de um número restrito de variáveis para mensurar a vulnerabilidade externa. Utilizar um conjunto menor de variáveis limita o conteúdo informacional que pode ser agregado à análise. A estratégia do presente trabalho de utilizar o modelo do fator dinâmico permite incorporar um

¹Ocampo (2011) salienta que a acumulação de reservas externas e o desenvolvimento do mercado de doméstico de títulos têm o potencial de reduzir a vulnerabilidade externa de economias emergentes. Em especial, deixam os governos desses países menos dependentes de financiamento externo.

conjunto significativo de variáveis, derivando o fator latente que determina o movimento sincronizado dessas variáveis e preservando graus de liberdade.

Goldfajn & Minella (2005), por exemplo, avaliam a relação entre fluxos de capitais e desempenho macroeconômico, demonstrando que a liberalização financeira e a adoção do câmbio flutuante reduziram a vulnerabilidade externa da economia brasileira no período pós-Plano Real. Esses autores incorporam apenas cinco variáveis associadas às contas externas na estimativa do modelo VAR: transações correntes, fluxo de capitais privados, termos de troca, taxa real de câmbio e *spread* de juros de títulos soberanos de dívida. De Paula et al. (2012), por sua vez, utilizam índices de liberalização financeira de *jure* e *de facto* para mostrar que a liberalização da conta capital e a integração financeira não afetaram estabilidade macroeconômica no Brasil². Já Correa et al. (2012) utilizam modelos GARCH para estimar a volatilidade dos principais componentes da conta financeira do balanço de pagamentos do Brasil e outros países emergentes, e mostram que países que são dependentes de fluxos financeiros de curto prazo estão mais expostos a choques externos.

Já os trabalhos que se dedicaram a derivar um indicador de fragilidade externa não empregaram o modelo do fator dinâmico e, em sua vasta maioria, não estimaram modelos econométricos para analisar a relação entre vulnerabilidade externa e o desempenho econômico de curto prazo. O objetivo desses trabalhos foi analisar a evolução histórica do índice em uma perspectiva meramente descritiva. De Paula & Alves JR (2000), Sarto & Almeida (2015) e Salles et al. (2018), por exemplo, utilizam dados do balanço de pagamentos para calcular um índice de fragilidade financeira externa para o Brasil, definido pela razão entre os passivos externos atuais e potenciais do país e sua capacidade de pagamento. Os autores utilizam a taxonomia definida por Minsky (1986) para classificar o grau de fragilidade ao longo do período de análise. Já Barros (2008) segue estratégia semelhante para derivar o indicador de fragilidade externa, mas utiliza esse indicador para estimar um modelo VAR e investigar o impacto da fragilidade externa na taxa de juros doméstica e no desempenho econômico brasileiro entre 1994 a 2006.

Nenhum desses trabalhos que estimaram indicadores de fragilidade externa contempla todas as dimensões de vulnerabilidade externa consideradas pelo presente trabalho. A tentativa de analisar um amplo conjunto de indicadores de vulnerabilidade externa foi feita por Ribeiro (2016), que utilizou variáveis identificadas na literatura para avaliar a exposição de um país a choques externos. Não obstante, esse autor restringiu-se à uma análise descritiva dos dados, não tendo o propósito de derivar um índice de vulnerabilidade ou avaliar seu impacto sobre o desempenho macroeconômico de curto prazo com o uso de modelos econométricos.

3 Estratégia de Identificação

A teoria dos ciclos reais de negócios (RBC) constituiu um marco na análise dos ciclos econômicos. Construídos com base em pressupostos Walrasianos de concorrência perfeita e de ausência de externalidades, de assimetria de informação ou de outras imperfeições de mercado, as flutuações econômicas

²O índice de *jure* é uma variável dummy construída utilizando informações sobre mudanças na legislação referentes ao controle de capitais, enquanto o índice de *de facto* é o somatório dos ativos e passivos financeiros em relação ao PIB.

de curto prazo nesses modelos decorriam de choques reais, que desviavam temporariamente as variáveis endógenas – produção, consumo e emprego – de sua trajetória de equilíbrio de longo prazo.

Nos primeiros modelos RBC, os ciclos econômicos eram determinados pela dinâmica das variáveis de estado: tecnologia e estoque de capital (Kydland & Prescott 1982, Long & Plosser 1983)³. Posteriormente, na tentativa de alinhar as simulações com a evidência empírica, os modelos passaram a incluir gastos do governo como uma variável de estado adicional (Christiano & Eichenbaum 1992). Outras extensões ao modelo básico contemplaram a introdução da moeda e transações externas.

Os modelos RBC para economias abertas pressupunham mobilidade perfeita de capital, o que implicava em uma taxa de juros doméstica igual à taxa internacional (Mendoza 1991, 1995, Correia et al. 1995). A taxa de juros internacional, por sua vez, era definida em termos de preços de ativos comercializados no mercado externo, e assumia-se que esses preços seguiam um processo autorregressivo de primeira ordem. Logo, nesses modelos, as flutuações na vulnerabilidade externa seriam fruto de choques aleatórios na produtividade, nos gastos do governo ou nos termos de troca.

A estratégia empírica do presente trabalho lastreia-se nos modelos DSGE, dada a importância de se incorporar elementos não Walrasianos à análise dos ciclos econômicos (Christiano et al. 2005, Smets & Wouters 2007). O comportamento cíclico da produção nos modelos DSGE é representado por uma curva IS log-linearizada em torno do estado estacionário. Esta seção tem por objetivo delinear os elementos que compõem a curva IS em um modelo de uma economia aberta de pequeno porte, sujeita à existência de custos de ajustamento do estoque de capital, hábitos de consumo, regras fiscais, concorrência imperfeita, assimetria de informação e rigidez de preços⁴.

O modelo canônico novo-keynesiano é lastreado em três equações básicas, derivadas a partir de escolhas ótimas das famílias, firmas e do banco central, em um contexto de rigidez nominal de preços (Clarida et al. 1999):

$$y_t = E_t y_{t+1} - \frac{1}{\theta} (r_t - E_t \pi_{t+1}) + u_t^{IS} \quad (1)$$

$$\pi_t = \beta E_t \pi_{t+1} + \kappa y_t + u_t^{\pi} \quad (2)$$

$$r_t = \phi_{\pi} E_t \pi_{t+1} + \phi_y E_t y_{t+1} + u_t^{MP} \quad (3)$$

em que E_t indica o valor esperado de uma variável no período t ; $y_t = \ln Y_t$, Y_t é a produção; r_t é a taxa nominal de juros; $p_t = \ln P_t$, P_t representa o nível geral de preços; e a taxa de inflação é dada por $\pi_t = p_t - p_{t-1}$. Ademais, o

³Assumindo-se uma função de produção do tipo Cobb-Douglas aumentativa em trabalho, $Y_t = K_t^{\alpha} (A_t L_t)^{1-\alpha}$, com $0 < \alpha < 1$, os choques de produtividade, \tilde{a}_t , são definidos como desvios de \ln_t de sua tendência de longo prazo. \tilde{a}_t é conhecido na literatura como resíduo de Solow.

⁴O objetivo nesta seção é apresentar as conclusões centrais que servem de base para o modelo empírico a ser testado. A apresentação formal completa dos modelos é encontrada nos trabalhos referenciados.

parâmetro θ representa o coeficiente de aversão absoluta ao risco dos consumidores ($\theta > 0$)⁵, β é a taxa de desconto ($0 < \beta < 1$) e κ é função de parâmetros do modelo, sendo inversamente relacionado com o grau de rigidez real ($\kappa > 0$)⁶. Os parâmetros ϕ_π e ϕ_y refletem a importância da estabilidade da inflação e da produção na determinação da taxa de juros pelo banco central ($\phi_\pi > 0$; $\phi_y \geq 0$).

A equação (1) representa a curva IS obtida a partir da escolha intertemporal ótima de consumo (equação de Euler). A equação (2) é uma curva de Phillips com expectativas forward-looking, derivada da agregação das escolhas das firmas do nível ótimo de preços (P_t), assumindo que as firmas operam em mercados com concorrência monopolística e enfrentam barreiras para ajustarem seus preços⁷. Já a equação (3) ilustra uma regra de política monetária. Os choques u_t^{IS} , u_t^π e u_t^{MP} são determinados independentemente, e seguem processos autorregressivos de primeira ordem.

O comportamento cíclico da produção é definido por meio da curva IS log-linearizada em torno do estado estacionário:

$$\tilde{y}_t = E_t \tilde{y}_{t+1} - \frac{1}{\theta} (\tilde{r}_t - E_t \tilde{r}_{t+1}) + u_t^{IS} \quad (4)$$

em que, para uma determinada variável X_t , \tilde{x}_t representa os desvios do log natural de X_t em torno do seu estado estacionário. Ou seja, $\tilde{x}_t = \ln X_t - \ln \bar{X}_t$ e \bar{X}_t é o valor de X_t no estado estacionário. Nessa versão básica do modelo canônico novo-keynesiano, os choques de vulnerabilidade externa, assim como os choques de política fiscal, seriam considerados exógenos e estariam incorporados em u_t^{IS} . Já os choques de produtividade seriam representados por u_t^π , enquanto u_t^{MP} representaria as intervenções discricionárias de política monetária.

De acordo com Dennis (2009), a principal dificuldade do modelo canônico é a ausência de um mecanismo que gere persistência, pois os choques exógenos se dissipam rapidamente nas simulações realizadas com o modelo básico, enquanto os dados reais apresentam alto grau de persistência⁸. Para garantir a presença de persistência, o presente trabalho pressupõe a existência de hábitos de consumo e rigidez nominal.

A presença de hábitos de consumo modifica a estrutura original da equação de Euler (Christiano et al. 2005, Ravn et al. 2006, Ascari et al. 2019). Assumir a existência de hábitos de consumo implica na complementaridade do consumo em unidades temporais sucessivas. Ou seja, escolhas passadas de consumo afetam as preferências correntes, fazendo com que mudanças drásticas de consumo sejam custosas. Como em Fuhrer & Rudebusch (2004), uma equação de Euler com hábitos de consumo poderia ser ilustrada por:

⁵Utiliza-se usualmente uma função utilidade do consumidor com grau de aversão relativa ao risco constante.

⁶No modelo canônico, o indicador de rigidez real (φ) é igual à elasticidade do salário real em resposta a variações na produção. Quanto maior for essa elasticidade, φ , menor a rigidez real. O parâmetro κ é definido por: $\kappa \equiv \frac{\nu[1-(1-\nu)\beta]\varphi}{1-\nu}$, em que ν é a fração das firmas cujos preços são modificados em t e $(1-\nu)$ é a fração das firmas com preços rígidos.

⁷Como as firmas não podem ajustar seus preços com frequência, o preço ótimo incorpora a trajetória futura esperada para o nível geral de preços.

⁸Na ausência de dinâmica endógena, a persistência presente nos dados de produção e inflação só pode ser replicada no modelo canônico com a introdução de choques serialmente correlacionados.

$$c_t = E_t c_{t+1} - \frac{1}{\theta} (\tilde{r}_t - E_t \tilde{r}_{t+1}) + \sum_{i=1}^I \tau_i c_{t-i} + u_t \quad (5)$$

em que $c_t = \ln C_t$, C_t é o consumo no período t ; e os parâmetros τ_i capturam o grau de persistência. Ascari et al. (2019) apontam que a equação (5) pode ser similarmente definida em termos de y_t .

Persistência também pode ser obtida quando a curva de Phillips internaliza rigidez de preços. Christiano et al. (2005), por exemplo, pressupõem que as firmas não utilizam continuamente toda a informação disponível. Assume-se que, em cada período, uma fração das firmas mantém seus preços rígidos, gerando um componente inercial, enquanto a fração restante das firmas atualiza seus preços com base nas expectativas para a inflação no futuro. Assim, os autores definem a curva de Phillips Novo-Keynesiana com indexação, modificando a equação (2) para:

$$\pi_t = \gamma \pi_{t-1} + (1 - \gamma) E_t \pi_{t+1} + \kappa y_t + u_t^\pi \quad (6)$$

A introdução de regras fiscais, por sua vez, permite explicitar o financiamento do endividamento público, a existência de impostos que distorcem incentivos e movimentos endógenos nos gastos de consumo do governo (Leeper et al. 2010, Uhlig 2010, Fève et al. 2013). O desempenho das contas públicas é fundamental para a estabilidade macroeconômica e, por isso, precisa ser internalizado em modelos teóricos e contabilizado nas estimativas empíricas. As regras fiscais são normalmente representadas por um componente autorregressivo que captura persistência, um componente que reflete a motivação de se estabilizar o endividamento público, uma resposta contemporânea ao nível de produção para ilustrar o mecanismo de estabilização automática, e um termo representando intervenções discricionárias de política fiscal.

Assim como Fève et al. (2013), assume-se que os gastos com consumo pelo governo fazem parte da função de utilidade esperada dos agentes econômicos e são inteiramente financiados com impostos do tipo *lump-sum*:

$$G_t = \bar{g} G_{t-1}^{\tau_G} \left(\frac{Y_t}{Y_{t-1}} \right)^{-\kappa_G} e^{u_t^G} \quad (7)$$

em que \bar{g} é um fator de escala para o nível de gastos no pleno emprego; τ_G captura o grau de persistência nos gastos; κ_G representa a resposta dos gastos ao crescimento na produção (grau com que os gastos são contracíclicos), $\kappa_G \geq 0$; e u_t^G representa as intervenções discricionárias, que seguem um processo autorregressivo de primeira ordem. Log-linearizando a equação (7) é possível obter a expressão para os desvios do logaritmo natural dos gastos do consumo do governo em relação ao pleno emprego:

$$\tilde{g}_t = \tau_G \tilde{g}_{t-1} - \kappa_G (\tilde{y}_t - \tilde{y}_{t-1}) + u_t^G \quad (8)$$

Em relação às imperfeições no mercado de crédito, vários trabalhos salientam a importância da assimetria de informação entre empreendedores e intermediários financeiros como fonte de amplificação de choques que atingem a

atividade econômica (Bernanke et al. 1998, Gilchrist et al. 2009). A análise é centrada na importância da posição financeira dos empreendedores e dos custos de verificação incorridos por intermediários financeiros para acessar a robustez dos empreendimentos. Restrições na disponibilidade de recursos para adquirir capital pelos empreendedores e o risco de seus empreendimentos afetam sua habilidade de contratar financiamentos e a taxa de juros nos empréstimos.

No modelo padrão com imperfeições de crédito, as famílias poupam e disponibilizam seus recursos para os empreendedores, com o comportamento das instituições financeiras não sendo explicitamente definido (Bernanke et al. 1998). Na ausência de fricções financeiras, o retorno do capital é igual à taxa de juros livre de risco, definida por r_t . Com fricções financeiras, o estoque de capital dependerá do patrimônio líquido dos empreendedores (N_t) e de empréstimos financiados com os recursos de poupança das famílias (B_t). Definindo o preço do capital como Q_t , tem-se:

$$B_t = Q_t K_{t+1} - N_t \quad (9)$$

Logo, a alavancagem do empreendedor pode ser definida por $\frac{Q_t K_{t+1}}{N_t} = 1 + \frac{bY_t}{N_t}$, onde b é a fração da renda das famílias que é poupada.

O volume ótimo de investimento requer que a diferença entre o retorno esperado no capital ($E_t R_{t+1}^k$) e a taxa de juros livre de risco (R_t) seja igual ao prêmio cobrado com financiamento utilizando recursos externos à firma. O prêmio, por sua vez, é função da alavancagem da firma, $s(\cdot)$. Logo,

$$\frac{E_t R_{t+1}^k}{R_t} = s\left(\frac{Q_t K_{t+1}}{N_t}\right) \quad (10)$$

em que $s(\cdot) > 1$ e $s'(\cdot) > 0$. Ou seja, quando o volume de investimento se eleva em relação ao patrimônio líquido, o prêmio com o uso de recursos externos cresce.

De acordo com Bernanke et al. (1998), a equação (10) é uma forma equivalente de representar a aquisição ótima de bens de capital, que pode ser definida por:

$$Q_t K_{t+1} = \psi(s_t) N_t \quad (11)$$

onde $\psi(1) = 1$ e $\psi'(s) > 0$. A equação (11) mostra que, à medida que o retorno esperado no capital cresce em relação à taxa livre de risco, a probabilidade de default declina, permitindo que o empreendedor contrate um volume maior de empréstimos e adquira mais capital.

O patrimônio líquido, por sua vez, é uma variável de estado do modelo, definido como o retorno esperado do empreendedor, líquido do empréstimo pago (Bernanke et al. 1998):

$$\begin{aligned} N_t = & (1 - \lambda) R_t^k Q_{t-1} K_t \\ & - (1 - \lambda) [R_{t-1} (Q_{t-1} K_t - N_{t-1})] \\ & + \mu G(\bar{\omega}_t) R_t^k Q_{t-1} K_t + \lambda W^e \end{aligned} \quad (12)$$

em que λ é a taxa de mortalidade dos empreendedores; ω_t são choques idiossincráticos, que afetam o retorno do empreendimento; e W^e são transferências para novas startups. O termo $R_t^k Q_{t-1} K_t$ representa o retorno em caso de sucesso. Já o termo entre colchetes representa o pagamento do empréstimo alavancado em $t-1$, $R_{t-1} (Q_{t-1} K_t - N_{t-1})$, mais os custos esperados de monitoramento em caso de *default*, $\mu G(\bar{\omega}_t) R_t^k Q_{t-1} K_t$. Esses custos de auditoria representam uma fração μ do retorno esperado, enquanto $\bar{\omega}_t$ é o valor mínimo do choque idiossincrático que garante o pagamento do empréstimo⁹.

Na presença de custos de ajustamento associados aos investimentos, a log-linearização de Q_t , K_t , s_t e N_t em torno do estado estacionário implica que:

$$\tilde{i}_t - \tilde{k}_t = \varphi \tilde{q}_t \quad (13)$$

$$\tilde{k}_t = \Upsilon \tilde{s}_{t-1} + \tilde{n}_{t-1} - \tilde{q}_{t-1} + \varepsilon_t^C \quad (14)$$

$$\tilde{n}_t = \frac{\lambda \bar{R} \bar{K}}{\bar{N}} (\tilde{r}_{t-1}^k - \tilde{r}_{t-1}) + \tilde{r}_{t-1} + \tilde{n}_{t-1} + \varepsilon_t^{VA} \quad (15)$$

A equação (13) é derivada a partir da escolha do nível ótimo de investimento por parte dos empreendedores, assumindo-se que o Q de Tobin é função crescente da taxa de investimento¹⁰. A equação (14) é derivada a partir da equação (11), com Υ indicando como desvios no prêmio de risco em relação ao estado estacionário afetam o estoque de capital, e o termo de erro ε_t^C capturando distúrbios exógenos na intermediação de crédito. Já a equação (15) é derivada a partir da equação (12), com \bar{R} , \bar{K} e \bar{N} representando os valores das variáveis no estado estacionário e ε_t^{VA} representando choques exógenos nos valores dos ativos utilizados como colateral (Bernanke et al. 1998). Por fim, assume-se que ε_t^C e ε_t^{VA} seguem processos autorregressivos de primeira ordem.

Utilizando as equações (14) e (15), obtém-se os desvios do investimento em relação ao estado estacionário por:

$$\tilde{i}_t = \Upsilon \tilde{s}_{t-1} + \tilde{n}_{t-1} - \tilde{q}_{t-1} + \varphi \tilde{q}_t + \varepsilon_t^C \quad (16)$$

em que \tilde{n}_{t-1} é definido pela equação (15).

O elemento final a ser incorporado à análise e que é de interesse particular para este trabalho relaciona-se às transações de uma economia com o mercado internacional. Trabalhos que envolvem economia aberta de pequeno porte assumem que as famílias consomem bens produzidos no mercado doméstico e externo e, possuem uma restrição orçamentária que inclui a aquisição de títulos no mercado doméstico e internacional como forma de poupança (Gali

⁹Define-se $G(\bar{\omega}_t) \equiv \int_0^{\bar{\omega}_t} \omega_t F(\omega_t) d\omega_t$, em que $F(\omega)$ representa a função de distribuição de probabilidade de ω_t .

¹⁰A equação (13) incorpora custos de ajustamento do capital à análise, e é obtida a partir da condição de primeira ordem $Q_t = 1/c(\cdot)$, em que I_t é o investimento e $c(\frac{I_t}{K_t})$ é uma função de custos de ajustamento, com $c'(\cdot) > 0$ e $c''(\cdot) \leq 0$.

& Monacelli 2005, Elekdag et al. 2006). Os principais ajustes que precisam ser realizados no modelo canônico do ponto de vista do presente trabalho referem-se a novas definições do nível geral de preços e inflação, a relação entre as taxas de juros domésticas e internacionais e ao impacto da renda externa sobre o produto doméstico.

Em uma economia aberta, o índice geral de preços depende dos preços de produtos domésticos e importados. Assim, log-linearizando preços domésticos, $P_{H,t}$, em torno do estado estacionário, quando as taxas de câmbio real e nominal são idênticas, obtém-se:

$$\tilde{p}_t \equiv (1 - \zeta)\tilde{p}_{H,t} + \zeta\tilde{p}_{F,t} \quad (17)$$

em que ζ é a participação dos bens importados no consumo das famílias (grau de abertura comercial) e $P_{F,t}$ representa os preços dos bens importados. Definindo-se os termos de troca internacional como $\tilde{s}_t \equiv \tilde{p}_{F,t} - \tilde{p}_{H,t}$, temos a representação para a inflação doméstica¹¹:

$$\tilde{\pi}_t \equiv \tilde{\pi}_{H,t} + \zeta\Delta s_t \quad (18)$$

Por fim, assumindo ainda que o mercado financeiro internacional é completo, obtém-se a representação para a paridade descoberta da taxa de juros, log-linearizada em torno do estado estacionário com condições de perfeita previsibilidade:

$$\tilde{r}_t - \tilde{r}_t^* = E_t\{\Delta\tilde{e}_t\} \quad (19)$$

em que \tilde{r}_t^* é a taxa de juros externa e $E_t\{\Delta\tilde{e}_t\}$ é a variação esperada na taxa nominal de câmbio.

Gali & Monacelli (2005) mostram que a produção na economia aberta de pequeno porte será negativamente relacionada com as taxas de juros domésticas correntes e previstas e com a expectativa de crescimento na produção externa. Os autores indicam que o grau de abertura da economia doméstica influencia a sensibilidade da produção a variações nas taxas de juros e fazem com que a taxa natural de juros dependa do crescimento da produção externa.

A nova curva IS para uma economia aberta de pequeno porte, obtida a partir de uma equação de Euler incorporando hábitos de consumo, custos de ajustamento, regras fiscais, fricções financeiras e log-linearizada em torno do estado estacionário, pode ser representada por:

$$\begin{aligned} \tilde{y}_t = E_t\tilde{y}_{t+1} & - \frac{\epsilon}{\theta}(\tilde{r}_t - E_t\tilde{\pi}_{t+1}) + \sum_{i=1}^I \tau_i\tilde{y}_{t-i} + \mu_G\tilde{g}_t + \mu_i\tilde{i}_t \\ & + (1 - \epsilon)E_t\{\Delta\tilde{y}_{t+1}^*\} + u_t^{IS} \end{aligned} \quad (20)$$

em que os parâmetros τ_i capturam o grau de persistência decorrente de hábitos de consumo; μ_G representa a elasticidade da produção em relação aos gas-

¹¹Se a paridade do poder de compra é válida, os termos de troca podem ser redefinidos como $\tilde{s}_t \equiv \tilde{e}_t + \tilde{p}_t^* - \tilde{p}_{H,t}$.

tos do governo¹²; μ_I é a elasticidade da produção em relação ao investimento; $\epsilon \equiv 1 + \zeta(2 - \zeta)(\theta\xi - 1) > 0$, ξ é a elasticidade de substituição entre bens domésticos e importados¹³; e $\Delta\tilde{y}_{t+1}^*$ representa a expectativa de crescimento na produção externa.

O modelo econométrico apresentado na próxima seção tem por objetivo estimar uma curva IS cuja especificação é análoga à equação (20), associada às implicações definidas pelas equações (3), (6), (8), (16), (18) e (19). As seguintes simplificações foram realizadas:

- A equação (20), associada às equações (18) e (19), indicam que a abertura de uma economia afeta a sensibilidade da produção a variações nas taxas de juros e a deixa suscetível a choques externos exógenos. Optou-se por criar um indicador que refletisse a vulnerabilidade externa da economia, que é a variável de interesse deste trabalho.
- A ausência de séries temporais longas para variáveis de expectativas do consumidor e empresas não permitiu avaliar a importância do termo $E_t\tilde{y}_{t+1}$ ¹⁴.
- Para evitar a perda de graus de liberdade, utilizou-se apenas uma defasagem do componente cíclico do produto como variável explicativa para capturar persistência, embora a metodologia econométrica implique no uso de informação contida em defasagens adicionais, como detalhado na próxima seção.
- A equação (3) se refere à execução da política monetária. Aqui, optou-se por utilizar o componente cíclico do nível de preços como proxy para a efetividade da política monetária em promover a estabilidade dos ciclos econômicos.
- A equação (6) requer que se considere a importância de choques de produtividade, enquanto a equação (8) define ao comportamento cíclico dos gastos do governo.
- Em razão da ausência de dados mensais para o investimento, procurou-se incorporar o impacto dos seus principais determinantes à estimativa, conforme definido na equação (17): prêmio de risco, patrimônio líquido e preços de ativos. Mais especificamente, utilizou-se o *spread* bancário e o valor das empresas comercializadas na bolsa de valores como indicadores desses determinantes.

¹²Fève et al. (2013) utilizam uma função de utilidade log-linear do tipo $u_t = \log(c_t + \alpha_g g_t) - \frac{\eta}{1+\nu} l_t^{1+\nu}$ e mostram que se $\alpha_G \geq 0$, os gastos do governo são substitutos para os gastos do consumo; se $\alpha_G < 0$, os gastos do governo complementam os gastos de consumo. A elasticidade da produção em relação aos gastos do governo é definida por $\mu_G \equiv \frac{\xi}{\gamma} \frac{\Delta y}{\Delta g}$, e o multiplicador de gastos no longo prazo é definido por $\frac{\Delta y}{\Delta g} = \frac{1-\alpha_G}{1+\nu \left[1 - \frac{\xi}{\gamma}(1-\alpha_G)\right]}$.

¹³Gali & Monacelli (2005) estabelecem que as famílias maximizam a utilidade esperada definida por $E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t [U(C_t) - V(N_t)]$, onde $V(N_t)$ representa a desutilidade do trabalho, $U(C_t) = \frac{C_t^{1-\theta}}{1-\theta}$ e C_t é um índice de consumo composto definido por $C_t = \left[(1-\zeta) \frac{1}{\zeta} C_{H,t}^{\frac{\xi-1}{\zeta}} + \zeta \frac{1}{\zeta} C_{F,t}^{\frac{\xi-1}{\zeta}} \right]^{\frac{\zeta}{\xi-1}}$.

¹⁴Séries temporais mensais de expectativas para o Brasil estão disponíveis apenas a partir de 2001.

Portanto, para verificar a importância da vulnerabilidade externa para os ciclos econômicos, o modelo empírico descrito na próxima seção estima como o componente cíclico do produto responde a uma maior vulnerabilidade externa e aos desvios das seguintes variáveis em relação às suas tendências de longo prazo: taxa real de juros, produto defasado, gastos do governo, prêmio de risco, preço de ativos, índice geral de preços e produtividade. Com a inclusão da variável dependente defasada como variável explicativa e a potencial endogeneidade das demais variáveis de controle, é necessário o uso do método de variáveis instrumentais, que será detalhado a seguir.

4 Metodologia Econométrica e Descrição das Variáveis

O presente estudo foi conduzido utilizando dados mensais da economia brasileira entre janeiro de 1996 e agosto de 2019. Os dados foram obtidos junto ao BCB - Banco Central do Brasil (2016), exceto quando outra fonte for alternativamente mencionada. Esta seção descreve a estratégia econométrica e as variáveis utilizadas no exercício empírico.

4.1 Metodologia Econométrica

A equação a ser estimada é definida em sua forma matricial por:

$$\tilde{y} = X\beta + u \quad (21)$$

em que \tilde{y} é uma matriz $n \times 1$ que representa os desvios do indicador de atividade econômica em relação ao seu estado estacionário, X é uma matriz $n \times k$, onde n é o número de observações temporais e k é o número de variáveis explicativas; e u é uma matriz $n \times 1$ que representa termo de erro. Foram utilizados os componentes cíclicos de quatro indicadores distintos de atividade econômica, quais sejam o PIB, a produção industrial, o IBC-BR e o emprego ($\tilde{y} = \tilde{y}_{PIB}, \tilde{y}_{IND}, \tilde{y}_{IBC}$ ou \tilde{y}_{EMP}). Esses componentes cíclicos foram obtidos com o uso de três filtros alternativos comumente utilizados pela literatura para remover as flutuações de baixa frequência de séries temporais. Detalhes dos filtros utilizados encontram-se na próxima subseção.

Exceto pelos choques de produtividade, a estratégia de identificação apresentada na seção anterior implica que parte das variáveis em X são endógenas, ou seja, $E[X/u] \neq 0$. Assim, a matriz X pode ser particionada em $[X_1 \ X_2]$, assumindo que K_1 variáveis que compõem X_1 são endógenas e que K_2 variáveis que compõem X_2 são exógenas. Logo, a equação (22) pode ser representada por:

$$\tilde{y} = [X_1 \ X_2][\beta_1 \ \beta_2]' + u \quad (22)$$

Logo, as variáveis K_1 são representadas pelos choques de produtividade (σ_{SOLOW}) e por uma variável dummy utilizada para capturar a mudança de regime cambial ocorrida em 1999 (DFLEX). Já as variáveis em K_2 são representadas pela variável dependente defasada ($L.\tilde{y}$, onde L representa o operador de defasagens), pelo indicador de vulnerabilidade externa e pelos componentes cíclicos do índice de preços, da taxa real de juros, dos gastos do governo,

de preços de ativos e do prêmio de risco de crédito (f_{EXT} , $\tilde{\pi}$, \tilde{r} , \tilde{g} , \tilde{q} e \tilde{s} , respectivamente)¹⁵.

Define-se a matriz de instrumentos como Z , com dimensão $n \times J$. A matriz Z pode ser particionada em $\begin{bmatrix} Z_1 & Z_2 \end{bmatrix}$, em que os L_1 instrumentos em Z_1 são “instrumentos excluídos” e os $L_2 \equiv L - L_1$ instrumentos em Z_2 são “instrumentos incluídos” (regressores exógenos; ou seja, $Z_2 \equiv X_2$). Como as variáveis em Z são consideradas exógenas, $E(Z|u) = 0$. Na ausência de heterocedasticidade, o método dos mínimos quadrados em dois estágios (2SLS) é indicado para ser utilizado na estimação; caso contrário, é preferível o uso do método generalizados dos momentos (GMM).

De acordo com Baum et al. (2007), o estimador GMM implica na existência de L momentos representados por:

$$g_i(\beta) = Z_i' u_i = Z_i'(\tilde{y} - X_i \beta) \quad (23)$$

em que g_i é uma matriz $L \times 1$ e $i = 1, 2, \dots, n$. Para os instrumentos serem exógenos, a seguinte condição deve ser válida: $E[g_i(\beta)] = 0$. O estimador GMM identifica o β que garante que $\bar{g}(\hat{\beta}) = 0$, em que $\bar{g}(\hat{\beta}) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n g_i(\hat{\beta})$. Assim, define-se a função critério do GMM por $J(\hat{\beta}) = n \bar{g}(\hat{\beta})' W \bar{g}(\hat{\beta})$. O estimador GMM identifica o β que minimiza esta função:

$$\hat{\beta}_{GMM} \equiv \arg \min J(\hat{\beta}) = n \bar{g}(\hat{\beta})' W \bar{g}(\hat{\beta}) \quad (24)$$

em que W é uma matriz de ponderação $L \times L$. Uma matriz de ponderação ótima é aquela que minimiza a variância do estimador.

No presente estudo, as primeiras duas defasagens em níveis de cada variável endógena foram utilizadas como instrumentos, o que implica que o modelo é sobreidentificado, $J > K$. O uso das defasagens como instrumentos é justificada pela estratégia de identificação proposta, já que as variáveis elencadas como explicativas na equação (20) exibem persistência. Logo, para cada variável endógena X_2^i , tem-se como instrumentos suas defasagens $L.X_2^i$ e $L2.X_2^i$, onde $i = 1, 2, \dots, K_2$. Como existem mais equações para serem minimizadas do que variáveis desconhecidas, normalmente é impossível identificar um único β que garanta que todas as L condições de momento sejam exatamente iguais a zero.

O estimador GMM em dois passos (GMM2S) utiliza os resíduos do primeiro estágio da estimação para definir a matriz de ponderação W que será utilizada no segundo estágio para estimar $\hat{\beta}_{GMM}$. O estimador GMM2S pressupõe que os erros são possivelmente heterocedásticos, mas sem correlação serial. No entanto, é possível estimar W assumindo autocorrelação serial, utilizando uma função kernel do tipo Bartlett com bandwidth q definido conforme Newey e West (1987, apud Baum et al. (2007)) ou com base nos dados da amostra. O presente trabalho estabeleceu $q = 12$ em razão dos dados serem mensais, exceto quando a ausência de convergência requeira o uso da definição de q proposta por Newey e West ou $q = n^{1/3}$ (Baum et al. 2007).

¹⁵A definição de cada variável será realizada na próxima seção. Assumiu-se, inicialmente, que a vulnerabilidade externa é uma variável endógena, que responde às condições econômicas do país. Posteriormente, as regressões foram reestimadas pressupondo-se que a vulnerabilidade é fruto de choques externos.

Um estimador alternativo ao GMM2S é obtido calculando-se a matriz de ponderação como função de cada valor hipotético de β que minimiza a função critério do GMM indicada pela equação (24). Conhecido como estimador continuamente atualizado (*continuously updated estimator*, GMM-CUE), este estimador permite que a matriz de ponderação W seja modificada enquanto o algoritmo de otimização calcula as derivadas numéricas (Hansen et al. 1996, Chaussé 2010). Ou seja, W é alterada continuamente à medida em que cada $\hat{\beta}_{GMM}$ é estimado no processo de minimização da função critério do GMM. De acordo com Baum et al. (2007), o GMM-CUE é considerado superior ao GMM2S em amostras finitas e na presença de instrumentos fracos, e será utilizado no presente trabalho para verificar a robustez dos resultados.

O valor J da função objetivo avaliada pelo estimador GMM eficiente tem distribuição χ^2 com $(L - K)$ graus de liberdade na hipótese nula de que o conjunto das condições de ortogonalidade dos instrumentos é válido. Esse valor é conhecido com estatística de Sargan-Hansen ou teste das restrições de sobreidentificação. Ademais, os instrumentos escolhidos precisam atender dois critérios:

- As correlações com as variáveis endógenas devem ser diferentes de zero; caso contrário, diz-se que o modelo é subidentificado ou não identificado;
- As correlações devem ser representativas; caso contrário, diz-se que a identificação é fraca.

Um modelo que é subidentificado implica na existência de vieses na estimação dos coeficientes, com sérios problemas em amostras finitas. Alguns testes estão disponíveis para verificar se o modelo é subidentificado. Rejeitar a hipótese nula desses testes indica que o modelo é identificado. O presente trabalho utiliza a estatística de Kleibergen e Paap (2006, apud Baum et al. (2007)), que é robusta para a presença de autocorrelação e heterocedasticidade.

Nesse mesmo contexto de subidentificação, é possível testar se um subconjunto dos instrumentos é redundante. De acordo com Baum et al. (2007), o uso de um número elevado de instrumentos ou condições de momento afeta negativamente o desempenho do estimador GMM em amostras finitas. Por essa razão, procurou-se limitar o número de defasagens das variáveis endógenas utilizadas como instrumentos e testes de redundância foram realizados.

Por fim, dificuldades também surgem se as correlações entre os instrumentos e as variáveis endógenas forem diferentes de zero, mas não significativas. O teste de instrumentos fracos proposto por Stock e Yogo (2005, apud Baum et al. (2007)), que pressupõe que os erros são identicamente e independentemente distribuídos, verifica dois aspectos: viés relativo máximo em relação a MQO e tamanho máximo. Rejeição da hipótese nula significa ausência do problema de instrumentos fracos. Na presença de autocorrelação e heterocedasticidade, Baum et al. (2007) sugerem o uso da regra que a estatística F calculada seja maior do que 10 para excluir a hipótese de instrumentos fracos, conforme proposto por Staiger & Stock (1997). É sabido que a estimação de equações de Euler para consumo e produção podem sofrer com o problema de instrumentos fracos, por isso a importância que os métodos de inferência sejam robustos neste aspecto (Ascari et al. 2019).

4.2 Descrição das Variáveis

As variáveis foram agrupadas em três categorias: os componentes cíclicos dos indicadores de atividade econômica; as variáveis utilizadas na composição do

índice de vulnerabilidade externa; e as variáveis de controle que, juntamente com o indicador de vulnerabilidade externa, têm o potencial de afetar as flutuações econômicas de curto prazo.

Como indicado anteriormente, quatro variáveis foram utilizadas como indicadores de atividade econômica: o valor real do produto interno bruto (PIB), o índice de produção industrial (IND), o IBC-BR (IBC) e o nível de emprego (EMP). Para obter os componentes cíclicos, calculou-se o logaritmo natural dos dados dessazonalizados dessas séries temporais e, posteriormente, utilizou-se três filtros alternativos para remover flutuações de baixa frequência.

Inicialmente, utilizou-se o filtro HP *two-sided*, tradicionalmente utilizado pela literatura (Hodrick & Prescott 1997)¹⁶. O uso desse filtro é criticado por gerar relações dinâmicas espúrias e introduzir distorções nas primeiras e últimas observações dos componentes cíclicos derivados (Hamilton 2018). Assim, utilizou-se também o filtro HP *one-sided*, que é considerado mais apropriado aos modelos DSGE e que reduz o problema de previsibilidade espúria associado ao filtro HP *two-sided*. Por fim, utilizou-se o filtro *band-pass* proposto por Christiano & Fitzgerald (2003), que é mais eficiente que o filtro HP e não gera a perda em graus de liberdade associada ao uso dos filtros *band-pass* de maior precisão (Baxter & King 1999, Hamilton 2018).

Indicador de Vulnerabilidade Externa

É possível definir a vulnerabilidade externa em termos do grau de exposição de um país a choques externos e da sua capacidade de recuperação. Para Ribeiro (2016), a fragilidade de fundamentos macroeconômicos e limitações institucionais e estruturais são os principais elementos que contribuem para uma maior suscetibilidade de um país a choques externos.

O presente trabalho relaciona-se à literatura que procura identificar preditores de crises externas (Kaminsky et al. 1998, IMF - International Monetary Fund 2000, Dabla-Norris & Gündüz 2014, Scheubel et al. 2019). Esses trabalhos envolvem a análise de economias emergentes e utilizam metodologias diversas para derivar índices de vulnerabilidade, que levam em consideração o grau de exposição de empresas e do setor financeiro, o perfil de endividamento externo do governo, a eficácia das políticas macroeconômicas e aspectos de liquidez e solvência do balanço de pagamentos. Essa literatura serviu de guia na seleção de variáveis utilizadas para a derivação do índice de vulnerabilidade externa para o Brasil.

O presente trabalho inova ao utilizar o modelo de fator dinâmico para a derivação do indicador de vulnerabilidade externa e ao estabelecer a importância deste indicador para o desempenho macroeconômico de curto prazo com o uso de uma estratégia de identificação fundamentada teoricamente e de metodologia econométrica alternativa aos modelos VAR mais comumente utilizados. Como o modelo de fator dinâmico pode apresentar problemas de convergência com o uso de um número muito elevado de variáveis, foi necessário selecionar as mais representativas, utilizando as indicações em IMF - International Monetary Fund (2000) e Ribeiro (2016) como referências principais.

Treze variáveis foram selecionadas para compor o indicador de vulnerabilidade externa da economia brasileira. Essas variáveis relacionam-se ao grau

¹⁶Como foram utilizados dados mensais, definiu-se o parâmetro de suavização do filtro HP como igual a 129.600, conforme indicado por Ravn & Uhlig (2002).

de abertura comercial, à volatilidade das taxas de câmbio, à adequação de reservas cambiais, à sustentabilidade do endividamento externo e ao fluxo de capitais externos. As variáveis capturam, portanto, não somente aspectos estruturais relacionados à economia doméstica, mas também os três canais de transmissão de choques externos identificados pela literatura e discutidos na seção 2 deste trabalho: o canal do comércio, o canal financeiro e o canal da incerteza.

ABERTURA mede o grau de inserção do país no comércio mundial. A variável foi obtida adicionando-se os percentuais das exportações e das importações em relação ao PIB do país. O efeito desse indicador para a estabilidade econômica é ambíguo: uma maior abertura comercial pode tornar o país mais suscetível aos choques externos, mas também facilita o ajuste de choques domésticos por meio das exportações (Loayza & Raddatz 2007, Montalbano 2011).

A volatilidade cambial foi medida pela volatilidade da taxa de câmbio real (**VOLCAMBREAL**), expressa em relação ao dólar americano. A volatilidade das taxas de câmbio distorce preços relativos, afeta negativamente o comércio externo e desestimula as transações financeiras no mercado internacional, pois eleva a incerteza e compromete a alocação ótima de recursos (Tenreiro 2007, Aghion et al. 2009, Kaltenbrunner & Painceira 2014). **VOLCAMBREAL** foi calculada conforme indicado por Moslares & Ekanayake (2018):

$$VOLCAMBREAL_t = \left[\frac{1}{m} \sum_{i=1}^m (\ln RER_{t+i-1} - \ln RER_{t+i-2})^2 \right]^{0,5} \quad (25)$$

em que RER é o índice do câmbio real e efetivo e $m = 12$.

A acumulação de reservas cambiais permite à economia manter a liquidez e absorver choques externos de maneira mais suave, particularmente quando o acesso a recursos no mercado internacional é limitado. Três variáveis foram utilizadas para representar o grau de adequação das reservas, com valores maiores dessas variáveis indicando uma menor vulnerabilidade externa (IMF - International Monetary Fund 2000):

- **RESIMP** indica a razão entre o volume de reservas cambiais acumuladas nos últimos 12 meses e o saldo de importações acumulado em igual período. Trata-se de um indicador de adequação de reservas para países com acesso restrito ao mercado de capitais internacional.

- **RESM2** mede a razão entre o volume de reservas externas acumuladas nos últimos 12 meses e o saldo acumulado em igual período dos meios de pagamentos ampliados medidos por $M2$ ¹⁷. Quando o estoque de moeda cresce em relação às reservas e este indicador diminui, maior o risco potencial de fuga de capitais¹⁸.

- **RESPIB** mede a razão entre o volume de reservas cambiais acumuladas nos últimos 12 meses e o PIB mensal acumulado em igual período. Essa variável mede nível de acumulação de reservas em relação ao tamanho da economia.

¹⁷M2 inclui moeda em circulação, depósitos à vista, depósitos especiais remunerados, poupança, títulos emitidos por instituição depositárias.

¹⁸Em países desenvolvidos, onde a incerteza é baixa e, conseqüentemente, a demanda por moeda é elevada, este indicador é relativamente baixo.

A captação externa de recursos contribui para amenizar choques externos, mas pode gerar maior vulnerabilidade se utilizada de maneira excessiva. Os seguintes indicadores de sustentabilidade do endividamento foram incluídos:

- **EMPTOTEXP** representa a razão entre o saldo do endividamento externo total líquido acumulado nos últimos 12 meses e o saldo de exportações acumulado em igual período. Um valor elevado para essa variável indica uma menor capacidade de pagamento do endividamento ou um ônus significativo com serviço da dívida (IMF - International Monetary Fund 2000).

- **EMPTOTPIB** relaciona o endividamento com a base de recursos de um país, ou seja, indica a capacidade de direcionar a produção para a exportação e melhorar a capacidade de pagamento do país. A variável é medida com a razão entre o saldo do endividamento externo total líquido acumulado nos últimos 12 meses e o PIB acumulado em igual período.

- **TXROLTOT** representa a taxa de rolagem da dívida total, calculada pelo quociente entre o fluxo de desembolsos e as amortizações de títulos e empréstimos diretos tomados por residentes junto a não residentes em um dado período. Uma taxa de rolagem acima de 100% significa que a absorção de recursos externos foi suficiente para cobrir o vencimento dos compromissos externos.

Foram incorporadas três medidas de taxas de juros internacionais no cálculo do indicador de vulnerabilidade externa: o logaritmo natural do Emerging Market Bond Index Plus (**LNEMBI**) obtido junto ao IPEA - Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (2020) e as taxas Libor de curto (**LIBOR3M**) e longo prazo (**LIBOR12M**) obtidas em FRB - Federal Reserve Bank of ST (2020)¹⁹. O EMBI é um índice que mede a diferença entre os retornos financeiros obtidos em uma carteira selecionada de títulos do país e a taxa de retorno dos títulos emitidos pelo Tesouro americano. Já a taxa Libor é a taxa de juros média utilizada pelas principais instituições bancárias para empréstimos de recursos aos demais bancos no mercado de Londres, sendo considerada uma referência das taxas de juros no mercado internacional.

Uma elevação nas taxas de juros internacionais pode ser resultado de um aumento na demanda por crédito ou da deterioração nos termos de acesso a este mercado. Reyes-Heróles & Tenorio (2017) mostram que uma elevação nas taxas de juros internacionais é normalmente acompanhada por um aumento persistente na volatilidade dessas taxas, o que eleva a incerteza e pode tornar o mercado internacional de crédito inacessível.

Por fim, foram incluídas outras duas rubricas do balanço de pagamentos que também afetam o grau de vulnerabilidade externa de um país: investimentos diretos líquidos e investimentos em carteira (**INVDIRPIB** e **INVCARTPIB**, respectivamente)²⁰. A relação entre essas variáveis e a vulnerabilidade externa é *a priori* ambígua.

O investimento direto é relativamente estável e uma fonte de financiamento mais sustentável para os déficits em transações correntes do que o investimento em carteira, que exibe elevada volatilidade (Frankel & Saravelos 2012, Kaltenbrunner & Paineira 2014, Rohn et al. 2015). Assim, um aumento no volume de investimentos diretos é normalmente associado a períodos de

¹⁹A LIBOR3M e a LIBOR12M representam a média mensal da Libor diária para títulos com vencimento no horizonte de três e 12 meses, respectivamente.

²⁰As duas variáveis representam os saldos acumulados nos últimos 12 meses como razão do PIB acumulado em igual período.

estabilidade, enquanto a presença mais significativa de investimentos em carteira pode ser desestabilizadora.

Modelo de Fator Dinâmico

A análise de fatores permite identificar motivações latentes para o comportamento correlacionado de um conjunto de variáveis. Utilizar a análise de fatores para derivar o indicador de vulnerabilidade externa baseia-se no pressuposto que escolhas de políticas econômicas ou mudanças de preferências de investidores podem afetar o ajuste das contas externas de um país. Além de deixar o país mais suscetível a choques internacionais, a vulnerabilidade externa também pode funcionar como um gatilho para a ocorrência de uma crise econômica mais generalizada²¹.

A análise de fatores multivariada não pode ser utilizada quando os fatores seguem um processo que se modifica ao longo do tempo. No caso de séries temporais que apresentam componentes autorregressivos, sugere-se o uso do modelo de fator dinâmico (ver Geweke (1977); e Stock & Watson (2011)).

A premissa deste modelo é que o movimento sincronizado de um vetor de séries temporais com elevada dimensão (X_t) é gerado por um conjunto de poucos fatores latentes (f_t) e um vetor de erros idiossincráticos com média zero (e_t). Presume-se que o vetor de fatores latentes segue um processo de séries temporais descrito por um vetor autorregressivo. Stock & Watson (2011) definem:

$$X_t = \lambda(L)f_t + e_t \quad (26)$$

$$f_t = \psi(L)f_{t-1} + \eta_t \quad (27)$$

onde X_t e e_t possuem dimensão $N \times 1$, N é o número de variáveis. Existe um número q de fatores dinâmicos de forma que f_t e η_t possuem dimensão $q \times 1$. L é o operador de defasagem e as matrizes polinomiais defasadas $\lambda(L)$ e $\psi(L)$ possuem dimensões $N \times q$ e $q \times q$, respectivamente. Cada polinomial defasado “ i ”, $\lambda_i(L)$, é chamado de carga do fator dinâmico para a variável $X_{i,t}$.

Os parâmetros são estimados utilizando máxima verossimilhança com base em um filtro de Kalman. Foi possível utilizar esta estratégia porque o número de séries temporais é restrito em relação ao número de observações. Assim como em Quah e Sargent (1993, apud Stock & Watson (2011)) e Aruoba et al (2009, apud Stock & Watson (2011)), derivou-se um único fator dinâmico. Assumiu-se que as variáveis originais são estacionárias em primeiras diferenças, exceto VOLCAMBREAL, que foi considerada estacionária em nível²². Ademais, pressupôs-se que o fator latente segue um processo autorregressivo de segunda ordem.

Os resultados obtidos com a estimação do modelo de fator dinâmico estão apresentados na Tabela 1. O teste de Wald indica a significância conjunta das

²¹A crise do México em 1994 e dos países asiáticos em 1997 são exemplos de processos recessivos cuja origem é frequentemente associada a desequilíbrios no balanço de pagamento e a políticas cambiais inapropriadas.

²²Esses pressupostos lastream-se em testes de raiz unitária apresentados no Apêndice Apêndice A.

variáveis incluídas no modelo. As primeiras e segundas defasagens do fator são estatisticamente significantes nos níveis convencionais, o que indica que o fator é persistente.

O fator mostrou-se um bom predictor para as seguintes variáveis: VOLCAMBREAL, EMPTOTPIB, EMPTOTEXP, LNEMBI, INVCARPIB, RESM2, RESIMP e RESPIB. De forma geral, os coeficientes indicam que uma elevação no fator é associada a um aumento na vulnerabilidade externa. Ressalta-se, contudo, que VOLCAMBREAL mostrou-se negativamente relacionada com o fator.

Tabela 1: Modelo de Fator Dinâmico: Vulnerabilidade Externa

	Coefficiente	Desv. Pad.	Z	P > x 	95% Intervalo Confiança	
Fator						
L1	0,176***	0,060	2,95	0,003	0,059	0,294
L2	0,110*	0,060	1,84	0,066	-0,007	0,228
volcambreal	-0,006**	0,002	-2,41	0,016	-0,010	-0,001
D.emptotpib	0,002***	0,000	8,70	0,000	0,002	0,003
D.emptotexp	0,021***	0,002	9,24	0,000	0,016	0,025
D.txroltot	-1,805	1,254	-1,44	0,150	-4,262	0,652
D.libor3m	0,018	0,012	1,53	0,126	-0,005	0,041
D.libor12m	0,011	0,012	0,92	0,356	-0,012	0,034
D.lnembi	0,023***	0,007	3,48	0,000	0,010	0,036
D.resm2	-0,012***	0,001	-12,32	0,000	-0,014	-0,010
D.resimp	-0,037***	0,002	-21,17	0,000	-0,040	-0,034
D.respib	-0,004***	0,0002	-22,63	0,000	-0,004	-0,003
D.invdirtipib	0,0001	0,000	0,77	0,440	0,000	0,000
D.invcartpib	0,001***	0,000	5,50	0,000	0,001	0,001
D.abertura	0,0002	0,000	1,29	0,196	0,000	0,001
No. Obs.	287					
Wald χ^2	560,85	Prob.	0,000			

Fonte: elaboração própria.

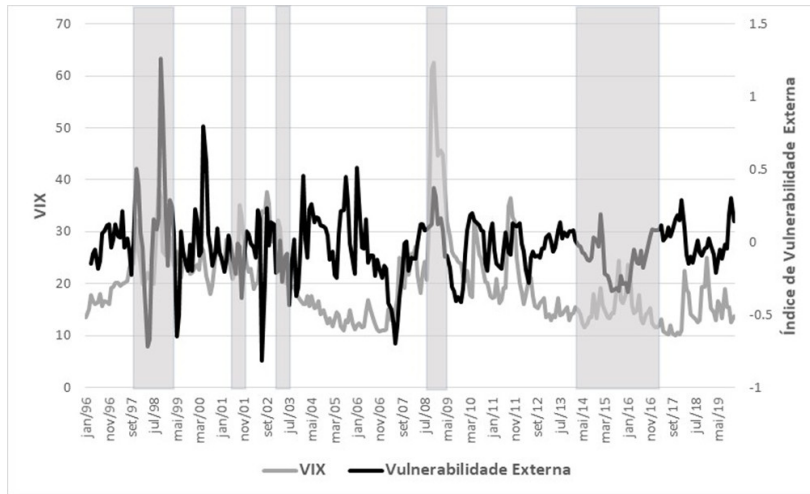
Na Figura 1, é possível observar o comportamento do fator estimado durante o período em análise e comparar seu desempenho com o índice VIX²³. Recessões são indicadas pelas faixas sombreadas, utilizando a datação dos ciclos econômicos disponibilizada pelo CODACE - Comitê de Datação dos Ciclos Econômicos (2016). O fator exibe elevada variância, em razão de maior parte das variáveis originais serem incluídas em primeiras diferenças. Preliminarmente, observa-se que o indicador de vulnerabilidade externa tende a aumentar em processos recessivos causados particularmente por choques externos (crises asiática e Russa em 1998; a Grande Recessão de 2008 e 2009). Nesses períodos, seu comportamento se assemelha àquele também apresentado pelo índice VIX. Resultados da análise formal de sua relação com a volatilidade dos ciclos econômicos no Brasil serão apresentados na seção 5.

²³O índice VIX mede a expectativa de volatilidade dos preços das 500 ações mais negociadas na bolsa de valores americana para os próximos 30 dias. O VIX constitui um indicador de risco de mercado e pode ser utilizado como proxy para a instabilidade externa. Os dados foram obtidos em CBOE - Chicago Board of Exchange (2016).

4.3 Variáveis de Controle

Além da vulnerabilidade externa representada pelo fator estimado na subseção anterior (f_{EXT}) e da variável dependente defasada ($L\hat{\gamma}$) que captura persistência, a estimativa da equação (21) inclui como variáveis de controle os componentes cíclicos das seguintes variáveis: índice de preços, taxa real de juros, gastos do governo, preços de ativos, prêmio de risco de crédito e resíduo de Solow.

Figura 1: Indicador de Fragilidade Externa



Fonte: elaboração própria.

O componente cíclico do índice de preços ($\hat{\pi}$) foi obtido a partir do logaritmo do Índice de Preços ao Consumidor ampliado. Como apontado anteriormente, este indicador é comumente utilizado na literatura como indicador da efetividade da política monetária em promover estabilidade macroeconômica (Backus et al. 1992, Karras & Song 1996). Para o cálculo do componente cíclico da taxa real de juros (\hat{r}), utilizou-se a taxa real efetiva, calculada a partir da diferença entre taxa Selic e a taxa de inflação medida a partir do IPCA, ambas anualizadas no mês.

Como indicador de deterioração das condições de crédito e medida do prêmio de risco, utilizou-se o *spread* bancário, medido a partir da diferença entre a taxa média de juros em créditos concedidos a pessoas jurídicas e a taxa Selic, ambas anualizadas no mês. Um aumento no componente cíclico do *spread* bancário (\hat{s}) reflete um agravamento na assimetria de informação, elevando o prêmio com financiamento utilizando recursos externos à firma.

As flutuações cíclicas nos preços de ativos (\hat{q}) foram mensuradas com base no valor das empresas cujas ações são transacionadas na bolsa de valores em relação ao PIB. Esta variável, conhecida como o indicador de Buffett, é frequentemente utilizada para verificar a existência de bolhas no mercado de ativos.

A conduta da política fiscal foi medida pelo componente cíclico dos gastos do governo em proporção ao PIB (\hat{g}). Uma relação inversa entre gastos do governo e indicadores de volatilidade macroeconômica sinaliza que a política fiscal é utilizada de maneira contracíclica. Caso contrário, a política fis-

cal seria pró-cíclica, resultado particularmente comum em países emergentes (Kaminsky et al. 1998, Alesina & Tabellini 2005).

Já o componente cíclico do resíduo de Solow (\bar{a}) foi empregado para capturar o impacto de choques de produtividade na economia, associados não somente a inovações tecnológicas, mas a mudanças na eficiência produtiva. O resíduo é obtido pela diferença entre a variação no logaritmo da produção em dois períodos consecutivos e o produto de $(1-\alpha)$ pela variação no logaritmo do emprego, com $\alpha = 0,36$, conforme proposto por Backus et al. (1992) e Karras & Song (1996).

Por fim, foi incorporada uma variável *dummy* à análise para identificar a reforma macroeconômica de 1999. Como forma de lidar com a crise do balanço de pagamentos ocorrida no final dos anos 90, o regime de bandas cambiais foi abandonado em janeiro de 1999. Desde então, adotam-se taxas de câmbio flutuantes, com o Banco Central intervindo quando ocorrem processos severos de apreciação ou depreciação cambial. Criou-se a variável **DFLEX**, atribuindo-lhe o valor zero até dezembro de 1998 e a unidade para o período posterior.

As estatísticas descritivas e correlações cruzadas das variáveis incluídas no estudo encontram-se no Apêndice Apêndice B²⁴. A avaliação preliminar dos dados indica que a maior parte dos regressores exibe correlação contemporânea com os componentes cíclicos da produção. Conclusões mais robustas sobre a relação entre as variáveis devem ser extraídas da estimação dos modelos econométricos, cujos resultados são apresentados na seção 5.

5 Resultados da Análise Econométrica

As estimações foram realizadas utilizando inicialmente as variáveis cíclicas obtidas com o filtro HP e, posteriormente, com os componentes cíclicos obtidos com o filtro CF. Utilizou-se o GMM2S e CUE sempre que a presença de heterocedasticidade foi identificada; caso contrário, as estimações foram conduzidas por 2SLS. Para verificar a robustez dos resultados, os testes usuais de especificação foram realizados²⁵. Por fim, testou-se a possibilidade de o indicador de vulnerabilidade externa ser uma variável exógena, já que a Figura 1 aparenta indicar que esta variável é particularmente sensível a choques externos.

Na Tabela 2, são apresentados os resultados com variáveis cíclicas obtidas com o filtro HP. Quase todas as estimações foram conduzidas levando em consideração a presença de autocorrelação e heterocedasticidade dos resíduos. Entretanto, nas estimativas em que os componentes cíclicos do IBC e da produção industrial foram utilizados como variáveis dependentes, a ausência de heterocedasticidade indicou o uso do estimador de 2SLS com correção para autocorrelação.

Observa-se que a vulnerabilidade externa é positivamente relacionada com os componentes cíclicos da produção e emprego, embora esse resultado somente seja estatisticamente relevante em duas estimações, ambas realizadas com o uso do filtro HP *two-sided*. Os resultados mostram também que o im-

²⁴Foram apresentadas as estatísticas descritivas para as estimações que utilizaram o filtro HP One-Sided e o filtro CF. Resultados para o filtro HP Two-Sided são semelhantes e podem ser solicitados aos autores.

²⁵Os resultados dos testes de especificação encontram-se no Apêndice Apêndice C.

pacto econômico da vulnerabilidade externa pode não ser expressivo no Brasil: considerando os valores medianos das variáveis, um aumento de 10% em f_{EXT} elevaria \tilde{y}_{PIB} em 0,9% e \tilde{y}_{EMP} em 1,3%, *ceteris paribus* (estimações II e V, respectivamente). A relação positiva entre vulnerabilidade externa e atividade econômica já havia sido documentada por Gourinchas & Obstfeld (2012) e Shin (2016), que mostram que uma rápida elevação no endividamento e apreciação cambial durante expansões constituem indicadores de vulnerabilidade financeira e crise, particularmente em economias emergentes.

Exceto pela inflação e gastos do governo, as demais variáveis indicam, de maneira geral, resultados estatisticamente significantes e condizentes com a literatura. Os choques de produtividade representados pelo resíduo de Solow têm um impacto positivo sobre o componente cíclico da produção, independente de se utilizar o PIB, a produção industrial ou o IBC como indicadores. Os coeficientes de \tilde{a} são estatisticamente significantes e economicamente relevantes em nove das doze estimações. Não obstante, choques positivos de produtividade reduzem o emprego, resultado que é consistente com modelos teóricos que pressupõem concorrência monopolística e rigidez nominal (e.g. Gali (1999)).

A taxa real de juros se relaciona negativamente com o emprego e com a produção, e esse resultado é estatisticamente significativo em oito das doze estimativas. Kanczuk (2004) indica que essa relação robusta entre taxa real de juros, produção e emprego é fruto de uma característica peculiar da economia brasileira. Para o autor, a taxa real de juros no Brasil é fortemente determinada pela condução da política fiscal. Choques positivos na taxa de juros funcionam como choques negativos de produtividade, quando existem restrições de capital de giro por parte das firmas. Elevações nas taxas reais de juros provocam um efeito de “*crowding out*” do capital produtivo em razão do endividamento governamental, afetando negativamente a produção e o mercado de trabalho.

Já os preços de ativos relacionam-se de maneira estatisticamente significativa com o emprego e com a produção – em especial com o indicador de produção industrial e com o IBC – em sete das doze estimações. Como estabelecido pelo modelo teórico, elevações no patrimônio líquido reduzem a assimetria de informação e levam a aumentos na produção. No entanto, aumentos nos preços dos ativos se relacionam negativamente com o emprego, resultado que possivelmente revela a importância do efeito riqueza para a dinâmica do mercado de trabalho (Kanczuk 2004).

O *spread* bancário mostrou-se contracíclico, com elevações no prêmio de risco contribuindo para o declínio na produção, um resultado consistente com modelos teóricos que pressupõem a existência de assimetria de informação (e.g. Bernanke et al. (1998)). No entanto, ao contrário do previsto pela literatura, o *spread* mostrou-se positivamente relacionado com o componente cíclico do emprego, embora a pequena magnitude do seu coeficiente indique a pouca relevância econômica deste resultado.

Como apontado anteriormente, o filtro HP é considerado menos eficiente do que os filtros do tipo *band-pass*. Ademais, observou-se que apenas quatro das doze estimações utilizando o filtro HP são robustas ao teste de identificação fraca (Tabela C.1 no Apêndice Apêndice C). A estatística F do teste de Kleibergen-Paap Wald somente situou-se acima de 10, como proposto por Staiger & Stock (1997), nas estimações cujos componentes cíclicos fizeram uso do HP *one-sided* e que definiram o PIB e o emprego como medidas de desempe-

Tabela 2: Estimações com o uso do Filtro HP

	TWO-SIDED						ONE-SIDED					
	(I)	(II)	(III)	(IV)	(V)	(VI)	(VII)	(VIII)	(IX)	(X)	(XI)	(XII)
	GMM2S	GMM-CUE	2SLS	2SLS	GMM2S	GMM-CUE	GMM2S	GMM-CUE	2SLS	2SLS	GMM2S	GMM-CUE
	$\tilde{y} = \tilde{y}_{PIB}$	$\tilde{y} = \tilde{y}_{PIB}$	$\tilde{y} = \tilde{y}_{IND}$	$\tilde{y} = \tilde{y}_{IBC}$	$\tilde{y} = \tilde{y}_{EMP}$	$\tilde{y} = \tilde{y}_{EMP}$	$\tilde{y} = \tilde{y}_{PIB}$	$\tilde{y} = \tilde{y}_{PIB}$	$\tilde{y} = \tilde{y}_{IND}$	$\tilde{y} = \tilde{y}_{IBC}$	$\tilde{y} = \tilde{y}_{EMP}$	$\tilde{y} = \tilde{y}_{EMP}$
L. \tilde{y}	0,913*** (0,032)	0,946*** (0,032)	0,810*** (0,070)	0,768*** (0,044)	0,982*** (0,028)	0,951*** (0,034)	0,996*** (0,021)	1,046*** (0,024)	0,844*** (0,060)	0,849*** (0,042)	0,983*** (0,029)	1,011*** (0,034)
f_{EXT}	0,001 (0,002)	0,005** (0,002)	0,006 (0,012)	0,003 (0,005)	0,003* (0,002)	0,003 (0,002)	0,0003 (0,001)	0,002 (0,001)	0,005 (0,011)	-0,006 (0,006)	0,002 (0,001)	0,001 (0,002)
$\tilde{\pi}$	-0,035 (0,024)	-0,010 (0,028)	-0,033 (0,068)	-0,077 (0,051)	0,014 (0,021)	-0,015 (0,025)	0,017 (0,024)	0,048 (0,030)	-0,030 (0,055)	-0,034 (0,044)	0,017 (0,011)	-0,030 (0,020)
\tilde{r}	-0,0005 (0,0002)	-0,001*** (0,0002)	0,000 (0,001)	-0,001* (0,001)	-0,001*** (0,0002)	-0,001*** (0,0002)	-0,0001 (0,0001)	-0,0003** (0,0001)	-0,0001 (0,0004)	-0,0003 (0,001)	-0,001*** (0,0001)	-0,001*** (0,0001)
\tilde{s}	-0,0003* (0,0002)	0,0001 (0,0002)	-0,001 (0,001)	-0,001** (0,0004)	0,0004** (0,0002)	0,001*** (0,0002)	-0,0002 (0,0001)	-0,0001 (0,0001)	-0,0004 (0,0004)	-0,0004 (0,0003)	0,0002** (0,0001)	0,0004*** (0,0001)
\tilde{q}	0,001 (0,007)	-0,013 (0,009)	0,098** (0,042)	0,047*** (0,018)	0,005 (0,011)	-0,020* (0,012)	0,014** (0,007)	-0,001 (0,008)	0,080** (0,034)	0,038*** (0,014)	0,006 (0,007)	-0,042** (0,019)
\tilde{g}	-0,067 (0,109)	0,020 (0,095)	0,083 (0,302)	0,061 (0,223)	0,010 (0,079)	-0,072 (0,100)	0,026 (0,088)	0,033 (0,091)	0,003 (0,295)	-0,225 (0,192)	0,007 (0,073)	-0,165 (0,124)
DFLEX	-0,002*** (0,001)	-0,003*** (0,001)	0,001 (0,003)	- (0,001)	0,0003 (0,001)	-0,001 (0,001)	-0,0004 (0,001)	-0,0002 (0,001)	0,002 (0,003)	- (0,001)	0,0004 (0,001)	0,002 (0,001)
\tilde{a}	0,097** (0,045)	0,056 (0,071)	0,911** (0,427)	0,295* (0,160)	-1,221*** (0,079)	-1,254*** (0,097)	0,059 (0,053)	0,021 (0,058)	0,842** (0,420)	0,353** (0,163)	-1,164*** (0,075)	-1,195*** (0,084)
Constante	0,003*** (0,001)	0,004*** (0,001)	-0,0003 (0,003)	0,0003 (0,001)	0,0002 (0,001)	0,002** (0,001)	0,0003 (0,001)	0,0004 (0,001)	-0,002 (0,003)	-0,001 (0,001)	-0,0001 (0,001)	-0,001 (0,001)
No. Obs.	280	280	280	197	280	280	279	279	279	195	279	279
R ²	0,963	0,948	0,497	0,880	0,902	0,855	0,979	0,974	0,565	0,905	0,938	0,887

Fonte: elaboração própria.

Notas: erros robustos em parêntesis, *** p < 0,01, ** p < 0,05 e * p < 0,10.

nho macroeconômico.

Assim, novas estimações foram conduzidas utilizando o filtro CF para obter os componentes cíclicos das variáveis. Os testes de especificação das estimativas com o filtro CF mostraram-se satisfatórios, exceto pela presença de subidentificação em três dos oito modelos estimados (Tabela C.2 no Apêndice Apêndice C). As estimações que fizeram uso de variáveis cíclicas obtidas com o filtro CF indicam que vários dos resultados descritos anteriormente mantiveram-se inalterados, mas o indicador de vulnerabilidade externa passou a apresentar significância estatística de maneira mais consistente (Tabela 3).

Expansões de curto prazo na atividade econômica são associadas a aumentos na vulnerabilidade externa: o coeficiente de f_{EXT} manteve-se positivo e apresentou significância estatística em cinco dos oito modelos estimados com o uso do filtro CF. Não obstante, a relevância econômica da vulnerabilidade externa para o desempenho macroeconômico de curto prazo permaneceu pouco representativa: um aumento de 10% no indicador de vulnerabilidade leva a um aumento de 0,3% em \tilde{y}_{PIB} , 0,4% em \tilde{y}_{IND} , 0,7% em \tilde{y}_{IBC} , e 0,8% em \tilde{y}_{EMP} , ceteris paribus (estimções I, III, VI e VII, respectivamente).

Dentre os demais fatores que influenciam os ciclos econômicos, destacaram-se novamente a taxa real de juros e os preços dos ativos. A taxa real de juros é negativamente relacionada com os componentes cíclicos do IBC, da produção industrial e do emprego, mas mostra-se positivamente relacionada com o componente cíclico do PIB. A relação com o PIB, embora estatisticamente significativa, não é relevante economicamente, já que a magnitude do coeficiente é reduzida.

Elevações nos preços dos ativos contribuem para a expansão na atividade econômica, um resultado economicamente relevante e estatisticamente significativo em cinco das oito estimções. Essa relação entre preços de ativos e desempenho macroeconômico é a esperada pelo modelo teórico apresentado anteriormente. Os resultados para as outras variáveis explicativas são menos consistentes, apresentando significância estatística em menos da metade das estimções.

Como indicado anteriormente, conjecturou-se que o caráter pró-cíclico da vulnerabilidade externa pode ser fruto da elevação no endividamento e apreciação cambial durante expansões. Para verificar a plausibilidade desta hipótese, os modelos foram reestimados utilizando os componentes cíclicos da taxa de câmbio e do endividamento externo em relação ao PIB em substituição à f_{EXT} . Considerando os resultados estatisticamente significantes apresentados na Tabela 4, observa-se que a apreciação cambial e o aumento do endividamento estão associados à expansão na atividade econômica, embora o desempenho do endividamento seja sensível ao indicador de atividade econômica utilizado. A apreciação cambial é associada a um aumento no componente cíclico do PIB, da produção industrial e do IBC, mas a uma redução no componente cíclico do emprego. Já o endividamento tende a crescer durante expansões, exceto quando se utiliza o componente cíclico do PIB com variável dependente.

Como última verificação de robustez dos resultados, estimaram-se os modelos com base no pressuposto que a vulnerabilidade externa é uma variável exógena. A plausibilidade deste pressuposto é ratificada pelos Testes C apresentados na Tabela 4, que indicaram não ser possível rejeitar a hipótese nula de exogeneidade de f_{EXT} (Baum et al. 2007). Ainda na Tabela 4, os resultados

Tabela 3: Estimações com o Uso do Filtro CF

	(I)	(II)	(III)	(IV)	(V)	(VI)	(VII)	(VIII)
	GMM2S	GMM-CUE	GMM2S	GMM-CUE	GMM2S	GMM-CUE	GMM2S	GMM-CUE
	$\tilde{y} = \tilde{y}_{PIB}$	$\tilde{y} = \tilde{y}_{PIB}$	$\tilde{y} = \tilde{y}_{IND}$	$\tilde{y} = \tilde{y}_{IND}$	$\tilde{y} = \tilde{y}_{IBC}$	$\tilde{y} = \tilde{y}_{IBC}$	$\tilde{y} = \tilde{y}_{EMP}$	$\tilde{y} = \tilde{y}_{EMP}$
L. \tilde{y}	0,905*** (0,014)	0,387 (0,337)	0,888*** (0,020)	0,734*** (0,123)	0,859*** (0,039)	0,714*** (0,073)	0,950*** (0,024)	0,965*** (0,034)
f_{EXT}	0,004*** (0,001)	-0,001 (0,005)	0,006** (0,002)	0,008 (0,006)	0,005*** (0,001)	0,007** (0,003)	0,002*** (0,001)	-0,0002 (0,0004)
$\tilde{\pi}$	-0,033** (0,013)	-1,024** (0,439)	-0,007 (0,034)	0,048 (0,163)	-0,032 (0,031)	-0,040 (0,048)	-0,027*** (0,010)	-0,053*** (0,010)
\tilde{r}	0,0004*** (0,0001)	0,001 (0,001)	-0,001*** (0,0002)	-0,003*** (0,001)	-0,0002 (0,0002)	-0,001* (0,0003)	-0,0003*** (0,0001)	-0,0003*** (0,00005)
\tilde{s}	-0,001*** (0,0005)	-0,000 (0,001)	0,00001 (0,0002)	0,002*** (0,001)	-0,0004* (0,0002)	-0,0001 (0,0003)	0,0001* (0,0001)	0,00004 (0,00005)
\tilde{q}	0,0003 (0,007)	0,032 (0,042)	0,095*** (0,020)	0,523*** (0,118)	0,048*** (0,017)	0,212*** (0,048)	0,013*** (0,005)	0,011 (0,008)
\tilde{g}	-0,046 (0,046)	-5,436** (2,102)	0,091 (0,101)	-0,419* (0,241)	0,105 (0,096)	-0,202* (0,104)	0,001 (0,035)	0,063 (0,039)
DFLEX	-0,002*** (0,001)	-0,021** (0,010)	0,0003 (0,002)	0,006 (0,011)	- -	- -	-0,0008 (0,001)	-0,001 (0,0005)
\tilde{a}	0,780*** (0,189)	-1,894 (1,613)	-0,593 (0,415)	-2,744** (1,123)	0,062 (0,277)	0,974** (0,418)	-0,072 (0,097)	0,081 (0,133)
Constante	0,002*** (0,001)	0,008 (0,006)	0,0002 (0,002)	-0,001 (0,011)	0,0005* (0,0003)	0,00002 (0,001)	0,001 (0,001)	0,001*** (0,0004)
No. Obs.	280	280	280	280	197	197	280	280
R ²	0,989	-1,558	0,982	0,749	0,988	0,898	0,977	0,963

Fonte: elaboração própria.

Notas: erros robustos em parêntesis, *** p < 0,01, ** p < 0,05 e * p < 0,1.

das novas estimações que assumiram a exogeneidade de f_{EXT} indicam que a vulnerabilidade externa se manteve pró-cíclica, um resultado estatisticamente significativo em seis das oito regressões estimadas.

6 Conclusão

Este trabalho analisou a importância da vulnerabilidade externa para os ciclos econômicos no Brasil. O trabalho inovou ao utilizar o modelo de fator dinâmico para derivar um indicador de vulnerabilidade externa, uma ferramenta ainda não utilizada em análises semelhantes já realizadas para a economia brasileira. A relação entre esse indicador e o comportamento cíclico da produção foi fundamentada teoricamente em modelos DSGE Novo-Keynesianos e testada empiricamente com o uso do método generalizado dos momentos.

Os resultados indicaram que uma maior vulnerabilidade externa estimula a atividade econômica no curto prazo. O crescente endividamento externo e a apreciação cambial, que são observados durante a expansão da atividade econômica, levam à maior vulnerabilidade externa e podem desencadear uma recessão no futuro. Não obstante, esses resultados precisam ser considerados com cautela, pois são sensíveis ao filtro utilizado para derivar os componentes cíclicos das variáveis. Ademais, sua representatividade econômica também é limitada.

A análise empírica também mostrou que as taxas reais de juros e os choques de produtividade são importantes para os ciclos econômicos no Brasil. Elevações nas taxas reais de juros levam a contrações na atividade econômica, um resultado que é robusto à especificação do modelo econométrico estimado e que é previsto pelo modelo teórico e por estudos empíricos anteriores (Kanczuk 2004). Já os choques de produtividade contribuem para a expansão na produção, mas levam à contração no emprego em algumas das especificações do modelo, um resultado também previsto por modelos teóricos que pressupõem concorrência imperfeita (Gali 1999). Quanto às demais variáveis de controle, não apresentaram um desempenho consistente.

É importante, portanto, que as autoridades econômicas ponderem os benefícios associados à uma crescente fragilidade externa para a promoção do emprego e renda com os custos relacionados à maior suscetibilidade do país a choques externos e crises financeiras.

Referências Bibliográficas

- Aghion, P., Bacchetta, P., Ranciere, R. & Rogoff, K. (2009). Exchange rate volatility and productivity growth: The role of financial development. *Journal of Monetary Economics*, Amsterdam, v. 56, n. 4, p. 494-513.
- Ahrend, R. & Goujard, A. (2014). Drivers of systemic banking crises: The role of financial account structure and financial integration. *International Finance*, New Jersey, v. 17, n. 2, p. 135-160.
- Alesina, A. & Tabellini, G. (2005). Why is fiscal policy often procyclical?. *NBER Working Paper*, Cambridge, n. 11, p. 600.
- Ascari, G., Magnusson, L. M. & Mavroeidis, S. (2019). Empirical evidence on the Euler equation for consumption in the US. *Journal of Monetary Economics*, Amsterdam, v. 4, n. 4.

Tabela 4: Vulnerabilidade Externa como Variável Exógena: Filtro CF

Taxa de Câmbio e Endividamento Externo: Comportamento Pró-cíclico								
	GMM2S	GMM-CUE	GMM2S	GMM-CUE	GMM2S	GMM-CUE	GMM2S	GMM-CUE
	$\tilde{y} = \tilde{y}_{PIB}$	$\tilde{y} = \tilde{y}_{PIB}$	$\tilde{y} = \tilde{y}_{IND}$	$\tilde{y} = \tilde{y}_{IND}$	$\tilde{y} = \tilde{y}_{IBC}$	$\tilde{y} = \tilde{y}_{IBC}$	$\tilde{y} = \tilde{y}_{EMP}$	$\tilde{y} = \tilde{y}_{EMP}$
$\tilde{\varepsilon}$	-0,007*** (0,001)	-0,005*** (0,001)	-0,009*** (0,002)	-0,012*** (0,003)	-0,003*** (0,001)	0,001 (0,002)	-0,001 (0,001)	0,003** (0,001)
\tilde{B}^*	-0,060*** (0,020)	-0,043 (0,027)	0,238*** (0,068)	-0,039 (0,045)	0,128*** (0,023)	0,110*** (0,026)	0,010 (0,017)	0,049** (0,024)
Vulnerabilidade Externa: Variável Exógena								
	GMM2S	GMM-CUE	GMM2S	GMM-CUE	GMM2S	GMM-CUE	GMM2S	GMM-CUE
	$\tilde{y} = \tilde{y}_{PIB}$	$\tilde{y} = \tilde{y}_{PIB}$	$\tilde{y} = \tilde{y}_{IND}$	$\tilde{y} = \tilde{y}_{IND}$	$\tilde{y} = \tilde{y}_{IBC}$	$\tilde{y} = \tilde{y}_{IBC}$	$\tilde{y} = \tilde{y}_{EMP}$	$\tilde{y} = \tilde{y}_{EMP}$
f_{EXT}	0,001** (0,001)	0,002 (0,003)	0,002** (0,001)	0,003 (0,005)	0,002** (0,001)	0,008*** (0,002)	0,001** (0,000)	0,001*** (0,000)
Teste C	0,739	0,832	0,988	0,964	0,660	0,482	0,969	0,969

Fonte: elaboração própria.

Notas: erros robustos em parêntesis, *** p < 0,01, ** p < 0,05 e * p < 0,1; $\tilde{\varepsilon}$ e \tilde{B}^* representam os componentes cíclicos da taxa de câmbio e do endividamento externo em razão do PIB; resultados completos dessas estimativas podem ser obtidos mediante solicitação aos autores.

- Backus, D., Kehoe, P. & Kydland, F. (1992). International real business cycles. *Journal of Political Economy*, Chicago, v. 100, p. 745-775.
- Barros, D. C. (2008). Fragilidade financeira externa no Brasil: evolução recente e impactos sobre a taxa de juros. Belo Horizonte: CEDEPLAR/UFMG.
- Baum, C. F., Schaffer, M. E. & Stillman, S. (2007). Enhanced routines for instrumental variables/generalized method of moments estimation and testing. *The Stata Journal*, v. 7, n. 4, p. 465-506.
- Baxter, M. & King, R. G. (1999). Measuring business cycles: approximate band-pass filters for economic time series. *Review of economics and statistics*, Cambridge, v. 81, n. 4, p. 575-593.
- BCB - Banco Central do Brasil (2016). *Séries Temporais*. Disponível em: <http://www.bcb.gov.br>. Acesso em: 07 mai. 2020.
- Bernanke, B., Gertler, M. & Gilchrist, S. (1998). The financial accelerator in a quantitative business cycle framework. *National Bureau of Economic Research Working Paper*, Cambridge, n. 6455.
- Boncianni, D. & Ricci, M. (2020). The international effects of global financial uncertainty shocks. *Journal of International Money and Finance*, Amsterdam, v. 109, p. 1-21.
- Calvo, G. & Talvi, E. (2008). Sudden Stop, Financial Factors and Economic Collapse: A View from the Latin American Frontlines. In: SERRA, N.; STIGLITZ, J. E. (orgs.) *The Washington Consensus Reconsidered: Towards a New Global Governance*. New York: Oxford University Press.
- CBOE - Chicago Board of Exchange (2016). *Cboe Volatility Index*. Chicago: Cboe. Disponível em: <http://www.cboe.com/index/dashboard/vix#vix-performance>. Acesso em: 05 nov. 2020.
- Chaussé, P. (2010). Computing generalized method of moments and generalized empirical likelihood with R. *Journal of Statistical Software*, Austria, v. 34, n. 11, p. 1-35.
- Christiano, L. & Eichenbaum, M. (1992). Current real-business-cycle theories and aggregate labor-market fluctuations. *The American Economic Review*, Nashville, p. 430-450.
- Christiano, L., Eichenbaum, M. & Evans, C. (2005). Nominal rigidities and the dynamic effects of a shock to monetary policy. *Journal of political Economy*, Chicago, v. 113, n. 1, p. 1-45.
- Christiano, L. & Fitzgerald, T. (2003). The band-pass filter. *International Economic Review*, New Jersey, v. 44, n. 2, p. 435-465.
- Clarida, R., Gali, J. & Gertler, M. (1999). The science of monetary policy: a new Keynesian perspective. *Journal of economic literature*, Nashville, v. 37, n. 4, p. 1661-1707.

CODACE - Comitê de Datação dos Ciclos Econômicos (2016). *Comitê de Datação dos Ciclos Econômicos*. Rio de Janeiro: FGV/IBRE. Disponível em: https://portalibre.fgv.br/sites/default/files/2020-06/comunicado-do-comite-de-datacao-de-ciclos-economicos-29_06_2020-1.pdf. Acesso em: 22 jul. 2020.

Correa, V., Munhoz, V. & Pereira, V. (2012). A volatilidade da conta financeira do balanço de pagamentos de países selecionados da América Latina e da Ásia no período 1990-2010. *In: Anais do Encontro Internacional da Associação Keynesiana Brasileira*, v. 5.

Correia, I., Neves, J. C. & Rebelo, S. (1995). Business cycles in a small open economy. *European Economic Review*, Amsterdam, v. 39, n. 6, p. 1089-1113.

Cravino, J. & Levchenko, A. A. (2016). Multinational firms and international business cycle transmission. *The Quarterly Journal of Economics*, Cambridge, v. 132, n. 2, p. 921-962.

Dabla-Norris, E. & Gündüz, Y. B. (2014). Exogenous shocks and growth crises in low-income countries: A vulnerability index. *World Development*, Amsterdam, v. 59, p. 360-378.

De Paula, L. F. R. & Alves JR, A. J. (2000). External financial fragility and the 1998-1999 Brazilian currency crisis. *Journal of Post Keynesian Economics*, Abingdon, v. 22, n. 4, p. 589-617.

De Paula, L. F. R., Pires, M. C. C., Faria Junior, J. A. & Meyer, T. R. (2012). Liberalização financeira, performance econômica e estabilidade macroeconômica no Brasil: uma análise do período 1994-2007. *Revista Nova Economia*, Belo Horizonte, v. 22, n. 3, p. 561-596.

Demirguc-Kunt, A., Horvath, B. L. & Huizinga, H. (2017). Foreign Banks and International Transmission of Monetary Policy: Evidence from the Syndicated Loan Market. *World Bank Policy Research Working Paper*, Washington, n. 7937.

Dennis, R. (2009). Consumption habits in a new Keynesian business cycle model. *Journal of Money, Credit and Banking*, Columbus, v. 41, n. 5, p. 1015-1030.

Di Giovanni, J., Levchenko, A. A. & Mejean, I. (2018). The micro origins of international business-cycle comovement. *American Economic Review*, Nashville, v. 108, n. 1, p. 82-108.

Easterly, W. R. & Kraay, A. (2000). Small states. Small problem? Income, growth, and volatility in small states. *World Development*, Amsterdam, v. 28, n. 11, p. 2013-2027.

Elekdag, S., Justiniano, A. & Tchakarov, I. (2006). An estimated small open economy model of the financial accelerator. *IMF Staff Papers*, Washington, v. 53, n. 2, p. 219-241.

Fernández, A., Schmitt-Grohé, S. & Uribe, M. (2017). World shocks, world prices, and business cycles: An empirical investigation. *Journal of International Economics*, Amsterdam, v. 108, n. S1, p. 2-14.

- Frankel, J. & Saravelos, G. (2012). Can leading indicators assess country vulnerability? Evidence from the 2008–09 global financial crisis. *Journal of International Economics*, Amsterdam, v. 87, n. 2, p. 216-231.
- FRB - Federal Reserve Bank of ST (2020). Federal Reserve Economic Database. Louis. Disponível em: <https://fred.stlouisfed.org/>. Acesso em: 15 mai. 2020.
- Fuhrer, J. C. & Rudebusch, G. D. (2004). Estimating the Euler equation for output. *Journal of Monetary Economics*, Amsterdam, v. 51, n. 6, p. 1133-1153.
- Fève, P., Matheron, J. & Sahuc, J. G. (2013). A pitfall with estimated DSGE-based government spending multipliers. *American Economic Journal: Macroeconomics*, Nashville, v. 5, n. 4, p. 141-78.
- Gali, J. (1999). Technology, employment, and the business cycle: do technology shocks explain aggregate fluctuations?. *American Economic Review*, Nashville, v. 89, n. 1, p. 249-271.
- Gali, J. & Gertler, M. (1999). Inflation dynamics: A structural econometric analysis. *Journal of Monetary Economics*, Amsterdam, v. 44, n. 2, p. 195-222.
- Gali, J. & Monacelli, T. (2005). Monetary policy and exchange rate volatility in a small open economy. *The Review of Economic Studies*, Oxford, v. 72, n. 3, p. 707-734.
- Geweke, J. (1977). The dynamic factor analysis of economic time series models. In: AIGNER, D. J.; GOLDBERGER, A. S. (orgs.) *Latent Variables in Socioeconomic Models* Amsterdam: North-Holland. p. 365–383.
- Gilchrist, S., Ortiz, A. & Zakrajsek, E. (2009). Credit risk and the macroeconomy: Evidence from an estimated dsge model. *Unpublished manuscript*, Boston, v. 13.
- Glick, R. & Rose, A. (1999). Contagion and trade: Why are currency crises regional. *Journal of International Money and Finance*, Amsterdam, v. 18, n. 4, p. 630-636.
- Goldfajn, I. & Minella, A. (2005). Capital flows and controls in Brazil: what have we learned?. *National Bureau of Economic Research Working Paper*, Cambridge, n. 11640.
- Gourinchas, P. O. & Obstfeld, M. (2012). Stories of the twentieth century for the twenty-first. *American Economic Journal: Macroeconomics*, Nashville, v. 4, n. 1, p. 226-65.
- Haas, R. & Lelyveld, I. (2014). Multinational banks and the global financial crisis: Weathering the perfect storm?. *Journal of Money, Credit and Banking*, Columbus, v. 46, p. 333-364.
- Hamilton, J. D. (2018). Why you should never use the Hodrick-Prescott filter. *Review of Economics and Statistics*, Cambridge, v. 100, n. 5, p. 831-843.
- Hansen, L., Heaton, J. & Yaron, A. (1996). Finite-sample properties of some alternative GMM estimators. *Journal of Business & Economic Statistics*, Abingdon, v. 14, n. 3, p. 262-280.

Hansen, L. & Singleton, K. J. (1982). Generalized instrumental variables estimation of nonlinear rational expectations models. *Econometrica*, New Haven, p. 1269-1286.

Hodrick, R. J. & Prescott, E. C. (1997). Postwar US business cycles: an empirical investigation. *Journal of Money, Credit, and Banking*, Columbus, p. 1-16.

IMF - International Monetary Fund (2000). Debt- and Reserve-Related Indicators of External Vulnerability. *IMF Policy Papers*.

IPEA - Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (2020). *IPEA Data*. Disponível em: <http://www.ipeadata.gov.br>. Acesso em: 06 mai. 2020.

Kaltenbrunner, A. & Paineira, J. P. (2014). Developing countries' changing nature of financial integration and new forms of external vulnerability: the Brazilian experience. *Cambridge Journal of Economics*, Oxford, v. 39, n. 5, p. 1281-1306.

Kaminsky, G. L., Reinhart, C. M. & Vegh, C. A. (2004). When It Rains, It Pours: Procyclical Capital Flows and Macroeconomic Policies. *NBER Macroeconomics Annual*, Cambridge, v. 19, p. 11-53.

Kaminsky, G., Lizondo, S. & Reinhart, C. M. (1998). Leading indicators of currency crises. *IMF Staff Papers*, Washington, v. 45, n. 1, p. 1-48.

Kanczuk, F. (2004). Real interest rates and Brazilian business cycles. *Review of Economic Dynamics*, Amsterdam, v. 7, n. 2, p. 436-455.

Karras, G. & Song, F. (1996). Sources of business-cycle volatility: an exploratory study on a sample of OECD countries. *Journal of Macroeconomics*, Amsterdam, v. 18, p. 621-637.

Krugman, P. (1999). What Happened to Asia. In: Sato R.; Ramachandran R.V.; Mino K. (orgs.) *Global Competition and Integration. Research Monographs in Japan-U.S. Business & Economics*. Boston: Springer. v. 4.

Kydland, F. E. & Prescott, E. C. (1982). Time to build and aggregate fluctuations. *Econometrica*, New Haven, v. 50, n. 6, p. 1345-1370.

Leeper, E. M., Plante, M. & Traum, N. (2010). Dynamics of fiscal financing in the United States. *Journal of Econometrics*, Purmerend, v. 156, n. 2, p. 304-321.

Loayza, N. V. & Raddatz, C. (2007). The structural determinants of external vulnerability. *The World Bank Economic Review*, Washington, v. 21, n. 3, p. 359-387.

Long, J. B. & Plosser, C. I. (1983). Real business cycles. *Journal of political Economy*, Chicago, v. 91, n. 1, p. 39-69.

Mendoza, E. G. (1991). Real business cycles in a small open economy. *American Economic Review*, Nashville, p. 797-818.

Mendoza, E. G. (1995). The terms of trade, the real exchange rate, and economic fluctuations. *International Economic Review*, New Jersey, p. 101-137.

- Minsky, H. P. (1986). *Stabilizing an Unstable Economy*. London: Yale University Press.
- Montalbano, P. (2011). Trade openness and developing countries' vulnerability: Concepts, misconceptions, and directions for research. *World Development*, Amsterdam, v. 39, n. 9, p. 1489-1502.
- Moslars, C. & Ekanayake, E. M. (2018). The Effect of Real Exchange Rate Volatility On Exports In The Baltic Region. *The International Journal of Business and Finance Research*, Hilo, v. 12, n. 1, p. 23-38.
- Moura, B., Tiryaki, G. F. & Teixeira, D. N. (2020). Fragilidade fiscal e os ciclos econômicos no Brasil pós-Plano Real: evidências de um modelo de fator dinâmico associado à análise VAR. *Revista Nova Conjuntura*, Rio de Janeiro, v. 30, n. 2, p. 517-549.
- Ocampo, J. A. (2011). *Balance of payments dominance: Its implications for macroeconomic policy*. São Paulo: FGV, manuscrito.
- Oreiro, J. L., Basilio, F. A. C. & Souza, G. J. G. (2014). Effects of overvaluation and exchange rate volatility over industrial investment: empirical evidence and economic policy proposals for Brazil. *Brazilian Journal of Political Economy*, São Paulo, v. 34, n. 3, p. 347-369.
- Ravn, M. O. & Uhlig, H. (2002). On adjusting the Hodrick-Prescott filter for the frequency of observations. *Review of economics and statistics*, Cambridge, v. 84, n. 2, p. 371-376.
- Ravn, M., Schmitt-Grohé, S. & Uribe, M. (2006). Deep habits. *Review of Economic Studies*, Oxford, v. 73, n. 1, p. 195-218.
- Reyes-Heroles, R. & Tenorio, G. (2017). Interest Rate Volatility and Sudden Stops: An Empirical Investigation. *Board of Governors of the Federal Reserve System - International Finance Discussion Papers*, Washington, n. 1209.
- Ribeiro, F. J. (2016). *Reavaliando a vulnerabilidade externa da economia brasileira*, IPEA Texto para Discussão, n. 2247.
- Rohn, O., Sanchez, A. C., Hermansen, M. & Rasmussen, M. (2015). Economic resilience: A new set of vulnerability indicators for OECD countries. *OECD Economics Department Working Papers*, Paris, n. 1249.
- Salles, A. O. T., Rodrigues, A. F. & Terra, F. H. B. (2018). Fragilidade Financeira Externa da Economia Brasileira: uma Interpretação Minskyana do Período 1994/2014. *Revista de Desenvolvimento Econômico*, Salvador, v. 3, n. 38.
- Sarto, V. H. R. & Almeida, L. T. (2015). Currency crisis and external fragility: a Minskyan interpretation applied to the Brazilian economy between 1999 and 2013. *Nova Economia*, Belo Horizonte, v. 25, n. especial, p. 891-938.
- Scheubel, B., Stracca, L. & Tille, C. (2019). The global financial cycle and capital flow episodes: a wobbly link?. *CESifo Working Paper*, Munich, n. 7967.
- Shin, H. S. (2016). Global liquidity and procyclicality. *In: Presentation at the World Bank Conference. The State of Economics, the State of the World.*

Siklos, P. L. (2018). Boom-and-bust cycles in emerging markets: How important is the exchange rate?. *Journal of Macroeconomics*, Amsterdam, v. 56, p. 172-187.

Smets, F. & Wouters, R. (2007). Shocks and frictions in US business cycles: A Bayesian DSGE approach. *American economic review*, Nashville, v. 97, n. 3, p. 586-606.

Staiger, D. & Stock, J. H. (1997). Instrumental Variables Regression with Weak Instruments. *Econometrica*, New Haven, v. 65, n. 3, p. 557-586.

Stock, J. H. & Watson, M. (2011). Dynamic factor models. *Oxford Handbook on Economic Forecasting*.

Teixeira, D. N., Tiryaki, G. F. & Drummond, C. E. I. (2020). Fragilidade Financeira e Volatilidade dos Ciclos Econômicos no Brasil Pós-Plano Real. *Estudos Econômicos*, São Paulo, v. 50, n. 1, p. 125-158.

Tenreyro, S. (2007). On the trade impact of nominal exchange rate volatility. *Journal of Development Economics*, Amsterdam, v. 82, n. 2, p. 485-508.

Uhlig, H. (2010). Some fiscal calculus. *American Economic Review*, Nashville, v. 100, n. 2, p. 30-34.

Van Der Laan, C. R., Cunha, A. M. & Lélis, M. T. C. (2011). Liberalização financeira externa: investigando alguns efeitos macroeconômicos no Brasil entre 1994 e 2006. *Economia e Sociedade*, Campinas, v. 20, n. 1, p. 79-112.

Apêndice A

Tabela A.1: Vulnerabilidade Externa: Testes de Raiz Unitária

	ADF		ADF-GLS		KPSS	
	H0: não estacionariedade		H0: não estacionariedade		H0: estacionariedade	
	Nível	1as Dif,	Nível	1as Dif,	Nível	1as Dif,
VARIÁVEL: ABERTURA						
Constante	-2,357	-4,061***	0,224	-2,842***	0,872***	0,171
Constante e Tendência	-2,249	-4,149***	-1,322	-3,455**	0,309***	0,116
VARIÁVEL: EMPTOTEXP						
Constante	-2,439	-8,444***	1,665*	-7,930***	0,142	-
Constante e Tendência	-2,470	-8,429***	-2,107	-8,089***	0,114	-
VARIÁVEL: EMPTOTPIB						
Constante	-2,366	-7,915***	-2,054**	-	0,175	-
Constante e Tendência	-2,427	-7,901***	-2,220	-7,570***	0,106	-
VARIÁVEL: INVCARTPIB						
Constante	-2,337	-5,606***	-1,915*	-2,744***	0,274	-
Constante e Tendência	-2,455	-5,598***	-2,419	-4,316***	0,184	-
VARIÁVEL: INVDIRPIB						
Constante	-2,006	-15,366***	0,559	-15,321**	0,218	-
Constante e Tendência	-1,907	-15,364***	-1,303	-15,297***	0,179**	0,090
VARIÁVEL: LIBOR12M						
Constante	-1,353	-11,584***	-0,571	-3,931***	1,169***	0,082
Constante e Tendência	-1,590	-11,571***	-1,637	-10,630***	0,139*	0,067
VARIÁVEL: LIBOR3M						
Constante	-1,601	-8,376***	0,621	-3,042***	1,152***	0,104
Constante e Tendência	-1,599	-8,394***	-1,656	-7,059***	0,139*	0,061
VARIÁVEL: LNEMBI						
Constante	-1,957	-13,719***	1,012	-6,139***	1,224***	0,048
Constante e Tendência	-2,600	-13,695***	-2,610*	-12,768***	0,218***	0,042
VARIÁVEL: RESIMP						
Constante	-0,919	13,228***	-0,707	-3,181***	1,592***	0,090
Constante e Tendência	-3,777**	-	-2,416	-4,458***	0,211***	0,066
VARIÁVEL: RESM2						
Constante	-2,886**	-	-0,280	-1,362	0,235	-
Constante e Tendência	-2,757	-7,530***	-1,376	-2,604	0,221***	0,130
VARIÁVEL: RESPIB						
Constante	-0,316	-13,888***	0,639	-4,938***	1,874***	0,086
Constante e Tendência	-2,831	-13,891***	-1,745	-8,852***	0,251***	0,046
VARIÁVEL: TXROLTOT						
Constante	-2,962**	-	-1,558	-2,308**	0,198	-
Constante e Tendência	-2,949	-12,146***	-2,539	-9,823***	0,156**	0,049
VARIÁVEL: VOLCAMBREAL						
Constante	-3,586***	-	-2,882***	-	0,077	-
Constante e Tendência	-3,571**	-	-3,348**	-	0,080	-

Fonte: elaboração própria.

Nota: número máximo de defasagens (p_{MAX}) utilizado foi 15, com base no critério de Schwarz e de acordo com a expressão $p_{MAX} = [12(T/100)^{1/4}]$, em que T é igual ao número de observações (Schwert, 1989); ***, ** e * indicam significância estatística de 1%, 5% e 10%.

Apêndice B

Tabela B.1: Estatísticas Descritivas e Correlações Cruzadas

		Estatísticas Descritivas					Correlações Cruzadas											
		Variável	Obs.	Média	Desv.Pad.	Min	Max	\tilde{y}_{PIB}	\tilde{y}_{IND}	\tilde{y}_{IBC}	\tilde{y}_{EMP}	\tilde{a}	f_{EXT}	$\tilde{\pi}$	\tilde{r}	\tilde{s}	\tilde{q}	\tilde{g}
Filtro HP One-Sided	\tilde{y}_{PIB}	288	-1,9E-11	0,020	-0,048	0,043	1,000	0,507	0,620	0,515	0,009	0,130	-0,737	-0,095	-0,456	0,217	-0,520	
	\tilde{y}_{IND}	288	-6,4E-11	0,037	-0,143	0,080		1,000	0,833	0,353	0,251	0,123	-0,419	-0,193	-0,431	0,548	-0,170	
	\tilde{y}_{IBC}	204	-7,0E-12	0,021	-0,067	0,037			1,000	0,529	0,180	0,075	-0,452	-0,298	-0,468	0,463	-0,291	
	\tilde{y}_{EMP}	288	3,3E-11	0,013	-0,032	0,034				1,000	-0,046	0,080	-0,155	-0,252	-0,313	-0,082	-0,471	
	\tilde{a}	288	-6,8E-12	0,004	-0,014	0,017					1,000	0,207	0,072	-0,016	0,088	0,100	0,033	
	f_{EXT}	286	-3,1E-02	0,228	-0,812	1,257						1,000	0,032	0,220	0,073	-0,143	-0,169	
	$\tilde{\pi}$	288	1,3E-11	0,017	-0,034	0,046							1,000	0,229	0,268	-0,444	0,222	
	\tilde{r}	288	5,5E-09	4,123	-8,453	22,098								1,000	0,083	-0,108	0,351	
	\tilde{s}	288	-1,1E-09	4,279	-9,727	22,448									1,000	-0,281	0,398	
	\tilde{q}	284	-5,8E-12	0,051	-0,149	0,190										1,000	0,199	
\tilde{g}	288	8,3E-12	0,005	-0,010	0,012											1,000		
Filtro CF	\tilde{y}_{PIB}	288	0,0001	0,016	-0,038	0,032	1,000	0,630	0,750	0,511	-0,021	0,139	-0,800	-0,021	-0,627	0,408	-0,568	
	\tilde{y}_{IND}	288	0,001	0,030	-0,099	0,068		1,000	0,956	0,390	0,348	0,193	-0,570	-0,101	-0,623	0,809	-0,230	
	\tilde{y}_{IBC}	204	-0,0004	0,019	-0,052	0,038			1,000	0,492	0,342	0,079	-0,692	-0,166	-0,651	0,787	-0,290	
	\tilde{y}_{EMP}	288	0,0002	0,008	-0,016	0,018				1,000	0,298	0,050	-0,283	-0,281	0,035	0,153	-0,436	
	\tilde{a}	288	-0,0002	0,002	-0,004	0,004					1,000	0,099	0,059	-0,115	0,224	0,260	0,286	
	f_{EXT}	286	-0,031	0,228	-0,812	1,257						1,000	0,076	0,318	0,068	-0,118	-0,141	
	$\tilde{\pi}$	288	0,001	0,015	-0,028	0,037							1,000	0,288	0,666	-0,500	0,391	
	\tilde{r}	288	-0,010	3,112	-7,720	11,630								1,000	0,059	-0,170	0,204	
	\tilde{s}	288	-0,184	3,699	-8,433	10,514									1,000	-0,651	0,417	
	\tilde{q}	284	-0,0001	0,043	-0,149	0,146										1,000	0,043	
\tilde{g}	288	-0,0002	0,004	-0,009	0,010											1,000		

Fonte: Elaboração própria.

Apêndice C Testes de Especificação

Tabela C.1: Estimações Utilizando o Filtro HP¹

	TWO-SIDED						ONE-SIDED					
	(I)	(II)	(III)	(IV)	(V)	(VI)	(VII)	(VIII)	(IX)	(X)	(XI)	(XII)
	GMM2S	GMM-CUE	2SLS	2SLS	GMM2S	GMM-CUE	GMM2S	GMM-CUE	2SLS	2SLS	GMM2S	GMM-CUE
	$\tilde{y} = \tilde{y}_{PIB}$	$\tilde{y} = \tilde{y}_{PIB}$	$\tilde{y} = \tilde{y}_{IND}$	$\tilde{y} = \tilde{y}_{IBC}$	$\tilde{y} = \tilde{y}_{EMP}$	$\tilde{y} = \tilde{y}_{EMP}$	$\tilde{y} = \tilde{y}_{PIB}$	$\tilde{y} = \tilde{y}_{PIB}$	$\tilde{y} = \tilde{y}_{IND}$	$\tilde{y} = \tilde{y}_{IBC}$	$\tilde{y} = \tilde{y}_{EMP}$	$\tilde{y} = \tilde{y}_{EMP}$
Cumby-Huizinga AR(1)	0,000	0,000	0,000	0,0075	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,004 ⁵	0,000	0,000
White/Koenker	0,020	0,020	0,210	0,671	0,007	0,007	0,009	0,009	0,201	0,531	0,000	0,000
Subidentificação ²	0,071	0,009	0,000	0,000	0,005	0,005	0,028	0,028	0,000	0,000	0,046	0,046
Identificação Fraca ³	7,784	7,230	8,080	7,658	6,633	6,633	13,770	13,770	8,575	7,230	13,972	13,972
Instrumento Fraco ⁴	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Estat. J de Hansen	0,138	0,279	0,933	0,308	0,184	0,497	0,191	0,333	0,920	0,094	0,177	0,594

Notas: ¹Valores indicados dos testes de especificação são p-valores, exceto para o teste de identificação fraca, que é representado pela estatística F; ²Kleibergen-Paap rk LM statistic; ³Kleibergen-Paap Wald rk F statistic; ⁴Teste de Anderson-Rubin; ⁵Resultado do teste para AR(2).

Tabela C.2: Estimções Utilizando o Filtro CF¹

	(I)	(II)	(III)	(IV)	(V)	(VI)	(VII)	(VIII)
	GMM2S	GMM-CUE	GMM2S	GMM-CUE	GMM2S	GMM-CUE	GMM2S	GMM-CUE
	$\tilde{y} = \tilde{y}_{PIB}$	$\tilde{y} = \tilde{y}_{PIB}$	$\tilde{y} = \tilde{y}_{IND}$	$\tilde{y} = \tilde{y}_{IND}$	$\tilde{y} = \tilde{y}_{IBC}$	$\tilde{y} = \tilde{y}_{IBC}$	$\tilde{y} = \tilde{y}_{EMP}$	$\tilde{y} = \tilde{y}_{EMP}$
Cumby-Huizinga AR(1)	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
White/Koenker nR_C^2	0,008	0,008	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Subidentificação ²	0,339	0,047	0,189	0,080	0,196	0,053	0,095	0,095
Identificação Fraca ³	30,055	14,975	13,781	12,414	11,272	10,113	12,338	12,338
Instrumento Fraco ⁴	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Estat. J de Hansen	0,268	0,405	0,136	0,421	0,112	0,376	0,131	0,415

Notas: ¹Valores indicados dos testes de especificação são p-valores, exceto para o teste de identificação fraca, que é representado pela estatística F; ²Kleibergen-Paap rk LM statistic; ³Kleibergen-Paap Wald rk F statistic; ⁴Teste de Anderson-Rubin; ⁵Resultado do teste para AR(2).

Informações aos autores

Objetivo e Escopo

A ECONOMIA APLICADA é uma publicação trimestral do Departamento de Economia da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto da Universidade de São Paulo, com uma linha editorial voltada exclusivamente para artigos científicos em economia aplicada. Tem por foco a publicação de trabalhos de análise econômica aplicada a problemas específicos, tanto de interesse do setor público como privado, e que contenham, particularmente, estudos quantitativos, cujos resultados possam aproximar a teoria da realidade. A interação entre trabalho empírico e teoria, análise e política econômica é, portanto, um importante diferencial da revista. A revista ECONOMIA APLICADA coloca-se como um espaço aberto para toda a comunidade acadêmica, nacional e internacional.

Política Editorial

Os artigos submetidos são avaliados inicialmente pelos Editores quanto a sua adequação à linha editorial da Revista. Uma vez aceita a submissão, o artigo é encaminhado para avaliação por pareceristas designados pelos Editores, no sistema double-blind.

Apresentação de Artigos

Os artigos submetidos para avaliação devem obedecer às seguintes normas:

1. Apresentar ineditismos no país e no exterior
2. Na primeira página devem constar o título do artigo, nome dos autores com endereço para contato e afiliação institucional, resumo com até 100 palavras em português e inglês, palavras chave, em português e inglês e classificação JEL.
3. Na versão para “avaliação”, basta um arquivo no formato pdf com todas as equações, tabelas e figuras no corpo do texto, e referências no final.
4. Caso o artigo venha a ser aceito para publicação, a equipe da revista contatará os editores para as atividades de editoração. Nessa ocasião serão requeridos os seguintes arquivos:
 - Arquivo fonte no formato \LaTeX .
 - Arquivo de referências bibliográficas no padrão \BibTeX .
 - Arquivo com as figuras em formato TIFF ou EPS.
 - Planilha eletrônica com todas as tabelas.

Responsabilidade e Direitos Autorais

Os autores que submeterem ou tiverem o artigo aceito para publicação na Revista ECONOMIA APLICADA declaram:

- Ter participado da concepção do artigo para tornarem públicas suas responsabilidades pelos seus conteúdos, que não omitiram quaisquer ligações ou acordos de financiamento entre autores e companhias que possam ter interesse na publicação deste artigo.
- Que o manuscrito é inédito e que o artigo, em parte ou na íntegra, ou qualquer outro artigo com conteúdo substancialmente similar, de sua autoria, não foi enviado à outra revista e não o será enquanto sua publicação estiver sendo considerada pela revista ECONOMIA APLICADA, que seja no formato impresso ou no eletrônico, exceto o descrito em anexo.
- Que a revista ECONOMIA APLICADA passa a ter os direitos autorais para a veiculação dos artigos, tanto em formato impresso como eletrônico a eles referentes, os quais se tornarão propriedade exclusiva da ECONOMIA APLICADA. É permitida a reprodução total ou parcial dos artigos desta revista, desde que seja explicitamente citada a fonte completa.

ISSN 1980-5330



The Brazilian Journal of Applied Economics is a quarterly publication of the Departments of Economics of the FEA-RP of the University of São Paulo. The published papers are sole responsibility of the author(s). As the author(s) send a manuscript for submission to the Journal they tacitly agree that, if accepted for publication, the copyright of the material will be transferred to the ECONOMIA APLICADA (BRAZILIAN JOURNAL OF APPLIED ECONOMICS). The Journal may then publish the material in paper and electronic formats that will be exclusive property of the ECONOMIA APLICADA (BRAZILIAN JOURNAL OF APPLIED ECONOMICS). The publication of the whole papers or parts of it is permitted as long as the source is explicitly mentioned. The Brazilian Journal of Applied Economics is published with the financial support of the CNPq - Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico. This journal is indexed by Journal of Economic Literature, electronic on line and CD-ROM, and Revistas USP.

Secretary, Sales and Delivery: Marlene Dietrich Cover: Christof Gunkel
Linguistic revision (Portuguese and English): Iulo Feliciano Afonso (Solution Translations Eireli — Epp)
Diagramming: Manuelle Iamakami Peguini

Mailing Address

Revista Economia Aplicada, Departamento de Economia, FEA-RP/USP
Avenida dos Bandeirantes, 3900, Ribeirão Preto, SP.
CEP 14040-905
Telefone: (0xx16) 3315-0407
Email: revecap@usp.br
Website: <http://www.usp.br/revecap>

Editor

Eliezer Martins Diniz

Associate Editors

Edson Zambon Monte

Fernando Antonio de Barros Júnior

Reynaldo Fernandes

Eliezer Martins Diniz

Lízia de Figueirêdo

Sergio Naruhiko Sakurai

Editorial Board

Affonso Celso Pastore

USP

Cássio F. Camargo Rolim

UFPR

Clélio Campolina Diniz

CEDEPLAR

Eleutério F. S. Prado

USP

Francisco Anuatti Neto

USP/RP

Geraldo Sant'ana de Camargo Barros

ESALQ/USP

José Marcelino da Costa

NAEA/PA

Marcelo Portugal

UFRGS

Márcio Gomes Pinto Garcia

PUC/RJ

Paulo César Coutinho

UnB

Pierre Perron

Boston University

Ricardo R. Araújo Lima

UnB

Roberto Smith

UFCE

Rogério Studart

UFRJ

Sérgio Werlang

FGV/RJ

Victor Bulmer-Thomas

University of London

Antônio Barros de Castro

UFRJ

Cláudio Monteiro Considera

UFF

Denisard C. de Oliveira Alves

USP

Fernando de Holanda Barbosa

FGV-UFF

Geoffrey J. D. Hewings

University of Illinois

Gustavo Maia Gomes

IPEA

José A. Scheinkman

Princeton University

Maria José Willumsen

Florida International University

Mário Luiz Possas

UFRJ

Paulo Nogueira Batista Júnior

FGV/SP

Pedro Cesar Dutra Fonseca

UFRGS

Robert E. Evenson

Yale University

Rodolfo Hoffmann

ESALQ/USP

Russell E. Smith

Washburn University

Tomás Málaga

FGV/SP

Wilson Suzigan

Unicamp