ISSN 0034-7140 00002 >
9 770034 714013

FGV

ISSN 0034-7140 (print)
ISSN 1806-9134 (online)
Rio de Janeiro • v. 72 • n. 2 • Abr–Jun 2018

FGV

v. 72 • n. 2 • Abr–Jun 2018

Revista Brasileira de Economia

rbe

Revista Brasileira de Economia

Os Efeitos da Incerteza sobre a Atividade Econômica no Brasil
Ricardo de Menezes Barboza, Eduardo Zilberman

The Economic Consequences of the Agricultural Expansion in Matopiba
Arthur Bragança

Uma Nota sobre o Impacto da Corrupção no Endividamento dos Estados Brasileiros
Paulo Matos

Avaliação de Impacto das Assistências Técnicas do Sistema S no Mercado de Trabalho
Thais Waideman Niquito, Regis Augusto Ely, Felipe Garcia Ribeiro

Produtividade Setorial e Mudança Estrutural no Brasil: Uma Análise Para o Período 1981 a 2013
Peterson Felipe Arias Santos e Humberto F. S. Spolador

Determinantes da Produtividade: Análise do Impacto do Índice GCI e Seus Componentes Sobre a PTF
Ricardo Henrique Sasseron, Luciano Nakabashi

Patrocinadores (Financiadores)

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

CNPq Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico
CAPES
Ministério da Educação
Ministério da Ciência e Tecnologia
BRASIL UM PAÍS DE TODOS GOVERNO FEDERAL

r b e

Revista Brasileira de Economia

FUNDAÇÃO GETULIO VARGAS

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

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

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

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

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

Normas para Publicação

r b e

Escopo / missão

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

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

Processo de avaliação

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

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

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

Forma de apresentação dos originais

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

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

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

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

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

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

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

FGV

ISSN 0034-7140
Rio de Janeiro • v. 72 • n. 2 • Abr–Jun 2018

r b e

Revista Brasileira de Economia

Sumário

144	Os Efeitos da Incerteza sobre a Atividade Econômica no Brasil *Ricardo de Menezes Barboza, Eduardo Zilberman*
161	The Economic Consequences of the Agricultural Expansion in Matopiba *Arthur Bragança*
186	Uma Nota sobre o Impacto da Corrupção no Endividamento dos Estados Brasileiros *Paulo Matos*
196	Avaliação de Impacto das Assistências Técnicas do Sistema S no Mercado de Trabalho *Thais Waideman Niquito, Regis Augusto Ely, Felipe Garcia Ribeiro*
217	Produtividade Setorial e Mudança Estrutural no Brasil: Uma Análise Para o Período 1981 a 2013 *Peterson Felipe Arias Santos e Humberto F. S. Spolador*
249	Determinantes da Produtividade: Análise do Impacto do Índice GCI e Seus Componentes Sobre a PTF *Ricardo Henrique Sasseron, Luciano Nakabashi*

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

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

Projeto gráfico: Inah de Paula Comunicações
Editoração Eletrônica: Sálvio Marcelo Soares · ConsulLaTeX
Impressão: Sermograf Gráfica e Editora Ltda.
Tiragem: 500 exemplares

CONSELHO EDITORIAL

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

EDITORA FGV

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

ESCOLA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA

Diretor Geral: Rubens Penha Cysne
Vice-Diretor: Aloisio Araujo
Vice-Diretor de Ensino: Carlos Eugênio da Costa
Vice-Diretor de Pesquisa: Humberto Moreira
Vice-Diretores de Graduação e Regulação Institucional: Luis Henrique Bertolino Braido & André Arruda Villela

CORRESPONDÊNCIA REDATORIAL

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

CORRESPONDÊNCIA COMERCIAL

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

LIVRARIAS

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

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

Revista Brasileira de Economia, ano 1 n. 1 set. 1947.

Rio de Janeiro, Fundação Getulio Vargas

v. 23 cm trimestral

Revista da Escola de Pós-Graduação em Economia da Fundação Getulio Vargas

1. Economia Política - periódicos. I. Fundação Getulio Vargas, Rio de Janeiro. Escola de Pós-Graduação em Economia.

CDD 33(0.5)
CDU 330.5

r b e

ISSN 1806-9134 (online)
DOI 10.5935/0034-7140.20180007
Revista Brasileira de Economia, **72**(2), 144–160

Os Efeitos da Incerteza sobre a Atividade Econômica no Brasil*

Ricardo de Menezes Barboza†
Eduardo Zilberman‡

Sumário: 1. Introdução; 2. Dados; 3. O Modelo; 4. Resultados; 5. Robustez; 6. Conclusão; Apêndice. Séries de dados

Palavras-chave: Incerteza, PIB, produção industrial, investimento, ciclo de negócios.

Códigos JEL: E60, E22, E3, D8.

Este trabalho investiga os efeitos da incerteza sobre a atividade econômica no Brasil. Para isso, são construídas diversas *proxies* que buscam capturar o nível de incerteza vigente na economia brasileira (incerteza doméstica) e em vários de seus principais parceiros comerciais (incerteza externa). Em seguida, são estimados diversos modelos de vetores autorregressivos (VAR) estruturais, tal como proposto por Baker, Bloom & Davis (2016). As funções de resposta ao impulso sugerem efeitos contracionistas significativos da incerteza sobre a atividade, em particular sobre o investimento. Além disso, as estimativas indicam que os efeitos da incerteza doméstica são mais acentuados do que os da incerteza externa. Pode-se afirmar, portanto, que os níveis de incerteza vigentes no Brasil desde as eleições presidenciais de 2014 representam importante fator por trás da recessão subsequente. Estima-se que caso não houvesse a expansão de incerteza doméstica observada a partir do segundo semestre de 2014, a produção industrial em 2015 teria sido, em média, entre 0,9% e 3,9% maior, dependendo da variável proxy de incerteza utilizada. No caso do IBC-Br, este teria sido entre 0,4% e 1,3% maior. Os resultados encontrados são robustos para diversas alterações no modelo.

In this paper we investigate the uncertainty effects on Brazilian economic activity. To this purpose, we construct several proxies to capture the uncertainty levels of Brazilian economy (domestic uncertainty) and of its main trading partners (external uncertainty). Next, we estimate structural vector autoregressions (SVARs) models, as proposed by Baker, Bloom & Davis (2016). The impulse response functions suggest significant contractionary effects of the uncertainty on activity, mainly on investment. Our estimates also suggest that domestic uncertainty effects are more pronounced than the external ones. It can be said, therefore, that the uncertainty levels prevailing in Brazil since the presidential elections of 2014 represent an important factor behind the subsequent recession. We estimate that if there had been no expansion of the domestic uncertainty observed from the second half of 2014, industrial production in 2015 would have been, on average, between 0.9% and 3.9% higher, depending on the uncertainty proxy variable used. In the case of IBC-Br, this would have been between 0.4% and 1.3% higher. Our results are robust considering several changes in the model.

*As opiniões expressas neste trabalho são da exclusiva responsabilidade dos autores e não refletem necessariamente a opinião do BNDES. Os autores agradecem aos comentários e sugestões de Marcelo Medeiros, Sílvia Maria Matos, Márcio Garcia, Maurício Furtado e João Marco Cunha e de um parecerista anônimo.

†Departamento de Pesquisa Econômica do BNDES. Email: ricardo.barboza@bndes.gov.br

‡Departamento de Economia da PUC-Rio. Email: zilberman@econ.puc.rio.br

Recebido em 20 de julho de 2017
Aceitação final em 15 de fevereiro de 2018

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

1. Introdução

A teoria econômica sugere que a incerteza tem efeitos contracionistas sobre a atividade econômica. Nos tradicionais modelos de opções reais, elevações na incerteza aumentariam o valor da opção de adiar o investimento, dado que existem custos de ajustamento não-reversíveis. Como resultado, investimentos seriam postergados à espera de nova informação (Bernanke, 1983; Brennan & Schwartz, 1985; Mcdonald & Siegel, 1986; Dixit & Pindyck, 1994). Já em modelos com prêmio de risco e *default*, aumentos de incerteza elevariam a probabilidade de default e o prêmio de risco das firmas, aumentando seus custos de financiamento e reduzindo seus gastos em investimento (Gilchrist, Sim & Zakrajšek, 2014; Christiano, Motto & Rostagno, 2014; Arellano, Bai & Kehoe, 2016).

Sob um ponto de vista empírico, a literatura internacional geralmente corrobora o que a teoria informa. Por diversos canais, mas principalmente pela via do investimento, a evidência indica que o efeito negativo da incerteza sobre a atividade é substancial (ver, dentre outros, Bloom, 2009; Stock & Watson, 2012; Bachmann, Elstner & Sims, 2013; Caggiano, Castelnuovo & Groshenny, 2014; Jurado, Ludvigson & Ng, 2015; Alexopoulos & Cohen, 2015; Fernández-Villaverde, 2015, Leduc & Liu, 2016; Julio & Yook, 2016, Baker et al., 2016; Scotti, 2016; Basu & Bundick, 2017).[1]

No caso específico do Brasil, a incerteza tem sido uma marca registrada da vida econômica do país pelo menos desde as eleições presidenciais de 2014. Em 2015 e 2016, foram quebrados dois recordes, de forma consecutiva, de maior média anual de incerteza de toda a série histórica do índice construído por Baker et al. (2016). A Figura 1 mostra a evolução desse indicador de incerteza desde o ano 2000.[2]

A despeito disso, pouco se sabe sobre os reais efeitos da incerteza na economia brasileira. Afinal, qual o impacto da incerteza doméstica sobre a atividade econômica no Brasil? Para responder essa pergunta, construímos e utilizamos diversas *proxies* para a incerteza doméstica que refletem a ideia de que incerteza trata de eventos que mal sabemos descrever, muito menos computar as suas probabilidades de realização. Incerteza, portanto, é recorrentemente associada a períodos de dispersão de expectativas e volatilidade nos preços dos ativos, além de ser tema recorrente em jornais e na mídia em geral.

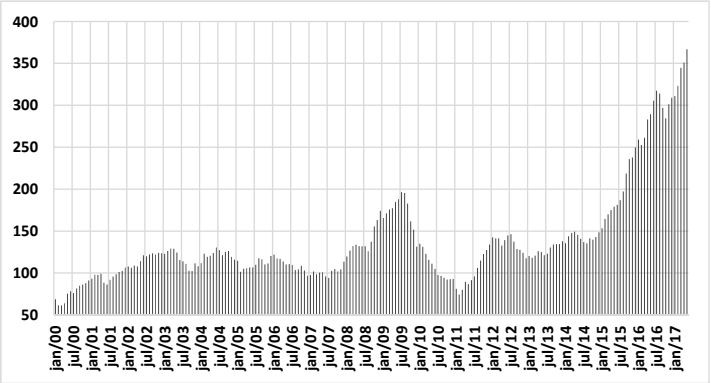
Uma vez selecionadas as proxies, inserimo-las em modelos de vetores autorregressivos (VAR) estruturais, tal como proposto em uma das investigações empíricas desenvolvidas por Baker et al. (2016).[3] As funções de resposta ao impulso obtidas sugerem que choques de in-

[1] A incerteza também reduz os gastos em consumo, principalmente de bens duráveis, pois estimula a poupança precaucionária dos agentes. No entanto, o efeito da incerteza sobre o investimento tende a ser maior do que sobre o consumo, pois firmas são mais *forward looking* do que famílias, ou seja, respondem mais fortemente às mudanças de expectativas sobre as condições futuras da economia (Bloom, 2017).

[2] A série histórica reportada na Figura 1 é uma média móvel de 12 meses do Economic Policy Uncertainty (EPU) Index do Brasil, que é uma das medidas de incerteza doméstica utilizadas neste trabalho. Maiores detalhes sobre a série em http://www.policyuncertainty.com

[3] Baker et al. (2016) possuem outros objetivos além de quantificar o efeito agregado da incerteza na economia americana. Por exemplo, investigam: (i) os impactos microeconômicos (ou seja, no nível da firma) de medidas setoriais de incerteza; e (ii) os efeitos da incerteza em um painel com dados das 12 principais economias do mundo.

Figura 1. Índice de Incerteza do Brasil (EPU Index Brasil — Média Móvel de 12 Meses).



certeza doméstica são altamente contracionistas no caso do Brasil, em linha com a literatura sobre o tema. Traduzindo em números, nossas estimativas sugerem que caso não houvesse a expansão da incerteza doméstica observada a partir do segundo semestre de 2014, a produção industrial em 2015 teria sido, em média, algo entre 0,9% e 3,9% maior, dependendo da variável proxy de incerteza utilizada. No caso do IBC-Br (proxy do PIB), este teria sido entre 0,4% e 1,3% maior. Como a incerteza afeta mais intensamente o investimento e como bens de investimento são produzidos pelo setor industrial, é natural que os efeitos da incerteza na indústria sejam maiores do que no PIB.

Incerteza crescente, no entanto, não tem sido uma exclusividade brasileira. Diversos países têm atravessado períodos turbulentos, com mudanças inesperadas e consequências imprevisíveis. Nesse sentido, o Brexit no Reino Unido e a eleição de Donald Trump nos Estados Unidos são eventos representativos. À vista disso, procuramos também examinar o impacto da incerteza externa sobre a atividade econômica no Brasil.[4] Para explorar o assunto, construímos um indicador de incerteza externa via o primeiro componente principal dos índices de incerteza de alguns dos principais parceiros comerciais do Brasil (China, EUA, Alemanha, Japão, Holanda, Índia, Coreia do Sul, Rússia, França, Espanha, Reino Unido, Itália e Canadá).[5] Também no caso da incerteza externa, nossas estimativas sugerem impactos contracionistas sobre a economia brasileira, porém menores do que os da incerteza doméstica, o que pode estar associado ao relativo isolamento comercial do Brasil.

Este trabalho está relacionado com uma ampla literatura internacional já citada anteriormente, que investiga os impactos da incerteza na atividade econômica, em particular com Baker et al. (2016), que serviu de referência para a investigação aqui proposta.[6] Além disso, está

[4] Baker et al. (2016) não estudam o efeito da incerteza externa na economia americana.

[5] Estes países representam 13 dos 17 principais parceiros comerciais do Brasil de acordo com a corrente de comércio de 2015, segundo dados do Ministério da Indústria, Comércio Exterior e Serviços. A escolha dos países decorreu da limitação de dados disponíveis em http://www.policyuncertainty.com

[6] Além do modelo empírico utilizado, Baker et al. (2016) serviu como referência na construção da proxy de incerteza doméstica, baseada em artigos de jornal, uma vez que a metodologia de construção do índice foi a mesma.

relacionado com uma escassa literatura que investiga o caso específico do Brasil, habitada, até onde sabemos, por um único trabalho (Costa Filho, 2014).[7] Ainda que a metodologia empírica (VAR) seja a mesma, a pesquisa aqui desenvolvida guarda diferenças em relação a Costa Filho (2014), notadamente no que se refere às medidas de incerteza utilizadas e aos modelos estimados. Em relação às diferentes medidas de incerteza, este trabalho vai além de Costa Filho (2014) e utiliza variáveis mais informativas sobre a incerteza vigente no Brasil, seja pela extração de um componente principal de diversas medidas de incerteza ou pela utilização do Índice de Incerteza Econômica do Brasil, calculado pelo IBRE/FGV, que agrega informações de um grande grupo de proxies de incerteza. Além disso, este trabalho explora os efeitos da incerteza sobre o investimento, o que inexiste em Costa Filho (2014). Por fim, este trabalho investiga os impactos da incerteza externa sobre a atividade econômica no Brasil. Não existem trabalhos aplicados ao caso do Brasil sobre esses impactos, ao contrário do que se observa em outros países. Colombo (2013), por exemplo, apresenta evidências de que a incerteza dos EUA é quantitativamente mais impactante para a atividade da Área do Euro do que a própria incerteza da Área do Euro.

Este trabalho está organizado em cinco seções, incluindo esta Introdução. Na seção 2, mostram-se os dados utilizados na investigação empírica, com foco, em especial, sobre as proxies construídas para capturar as incertezas interna e externa. Na seção 3, apresentam-se os modelos VAR utilizados para analisar o impacto da incerteza (doméstica e externa) na atividade econômica do Brasil (produção industrial, IBC-Br e investimento). Na seção 4, apresentam-se os testes de robustez implementados. Por fim, são feitas na seção 5 algumas considerações finais.

2. Dados

Os dados utilizados abrangem o período entre março de 2002 e fevereiro de 2016, com frequência mensal, totalizando, portanto, 168 observações.[8] A frequência mensal não é a ideal para alguns dos dados, afinal, acabam embutindo muito ruído nas séries. A opção por essa frequência, no entanto, foi inevitável, pois, do contrário, teríamos um número muito pequeno de observações.

Na ausência de uma medida pura de incerteza doméstica, consideramos seis proxies que capturam a ideia de que incerteza trata de eventos para os quais não sabemos computar probabilidades de realização. A primeira delas é baseada em notícias de jornal. Esta medida constitui uma média entre o percentual de matérias nos jornais *Folha de São Paulo* (construída por Baker et al., 2016) e *O Globo* (construção própria) tratando do tema incerteza de política econômica. A metodologia de obtenção da série de incerteza para o jornal *O Globo* é similar à proposta por Baker et al. (2016), buscando capturar as notícias que contém as seguintes combinações de palavras: "incerto(a)" ou "incerteza"; "econômico(a)" ou "economia"; e "regulação", "deficit", "orçamento", "imposto", "banco central", "planalto", "congresso", "senado", "legislação" ou

[7] É curioso notar que as evidências sobre o tema sejam tão inversamente relacionadas à importância que o debate público no Brasil parece atribuir à incerteza.

[8] A escolha do período se deveu à disponibilidade dos dados utilizados, em especial ao dado de emprego da Pesquisa Mensal do Emprego (PME).

"tarifa".[9] A segunda proxy de incerteza doméstica é a volatilidade implícita dos contratos de opção de câmbio "*at the money*" com vencimento de um mês, obtida na Bloomberg. A terceira é o desvio-padrão dos retornos diários do Ibovespa, também obtida na Bloomberg. A quarta é o desvio padrão das expectativas de inflação Focus 12 meses à frente, obtida nas séries temporais do Banco Central do Brasil (BCB). A quinta é o primeiro componente principal extraído das quatro medidas anteriores, que sintetiza as informações contidas nas quatro variáveis consideradas.[10] Por fim, também utilizamos, como sexta e última proxy de incerteza doméstica, o Índice de Incerteza Econômica (IEE-Br), calculado pelo IBRE/FGV, que também sintetiza a informação contida em diversas proxies de incerteza.[11] Todas as seis séries podem ser vistas (normalizadas) no Apêndice.

Além das proxies para a incerteza doméstica, consideramos uma proxy para a incerteza externa. Na página http://www.policyuncertainty.com, há séries de incerteza para diversos países, construídas com base na frequência de notícias em jornais tratando de incerteza de política econômica. Extraímos o primeiro componente principal, que explica mais de 60% da variabilidade das séries existentes para alguns dos principais parceiros comerciais do Brasil (China, EUA, Japão, Alemanha, Índia, Coreia do Sul, Rússia, França, Espanha, Reino Unido, Itália, Canadá e Holanda), como medida de incerteza externa. Todas as séries de incerteza dos principais parceiros comerciais do Brasil podem ser vistas (normalizadas) no Apêndice.[12] Tentamos também uma média, ponderada pela participação relativa de cada país na corrente de comércio do Brasil, dos índices de incerteza de nossos principais parceiros comerciais, mas seus resultados são muito próximos aos obtidos pelo componente principal e optamos, portanto, por trabalhar apenas com este último como medida de incerteza externa.

[9]Cabem três considerações sobre as medidas de incerteza baseadas em jornal:

1. No caso da *Folha de São Paulo*, os dados compõem exatamente o Economic Policy Uncertanty (EPU) Index do Brasil, disponível na página http://www.policyuncertainty.com; já no caso do jornal *O Globo*, a série foi construída através de uma sucessão de buscas no seu acervo online disponível no site do próprio jornal;
2. No caso da *Folha de São Paulo*, a série de incerteza é obtida pela frequência de notícias que tratavam de incerteza de política econômica; já no caso do jornal *O Globo*, a série é com base na frequência de páginas (e não de notícias) por conta da estrutura de busca do seu acervo online;
3. Por se tratar de uma medida baseada no acervo online do jornal, atualizações retroativas deste acervo podem gerar pequenas variações na série ao longo do tempo.

[10]A série de volatilidade implícita dos contratos de opção de câmbio só tem dados disponíveis desde out/2003. Portanto, o componente principal também só começa em out/2003.

[11]O IIE-Br é composto por três componentes: (i) IIE-Br Mídia, baseado na frequência de notícias com menção à incerteza nas mídias impressa e online, com peso de 70%; (ii) IIE-Br Expectativa, construído a partir das dispersões das previsões de especialistas para a taxa de câmbio e para o IPCA, com peso de 20%; e (iii) IIE-Br Mercado, baseado na volatilidade do mercado acionário, medido pelo Ibovespa, com peso de 10%. Essas três medidas, em conjunto, minimizam os impactos que cada fator isoladamente pode ter no indicador final. O indicador é padronizado de modo a ter média 100 e desvio 10 no período de janeiro de 2005 a dezembro de 2014.

[12]Vale frisar, no entanto, algumas ausências. A Argentina, por exemplo, representa o terceiro principal parceiro comercial do Brasil (atrás de China e EUA), mas não possui dados de incerteza de política econômica disponível. Por isso, não foi considerado. Além disso, cabe citar que, no caso das estimações com base na incerteza externa, o período amostral foi entre mar/2003 e dez/2014, dada a disponibilidade de dados.

Sobre as demais variáveis incluídas no modelo VAR, utilizamos a meta para a taxa Selic obtida junto à Bloomberg na média do mês para representar a taxa de juros. Como medida de emprego, utilizamos a população ocupada da Pesquisa Mensal do Emprego (IBGE), ajustada sazonalmente pelo método X-13 ARIMA. Para a atividade econômica utilizamos: (i) a produção da indústria geral, com ajuste sazonal (PIM-PF/IBGE); (ii) o índice de atividade econômica do BCB (IBC-Br), com ajuste sazonal; (iii) a formação bruta de capital fixo mensal, com ajuste sazonal, calculada pelo monitor do PIB do IBRE/FGV.[13] Todas estas séries do modelo básico podem ser vistas no Apêndice.

Utilizamos também no modelo VAR uma medida representativa da atividade do mercado financeiro, dada pelo Índice Ibovespa. Esta variável é utilizada para mitigar as preocupações sobre até que ponto as medidas de incerteza refletiriam más notícias de forma geral. Como o mercado de ações reage a informações diversas e se comporta de maneira *forward looking*, esta foi a forma proposta por Baker et al. (2016) para lidar com as preocupações sobre as informações embutidas nos indicadores de incerteza.

Para os testes de robustez, utilizamos os seguintes dados:

(i) A taxa de câmbio real efetiva calculada pelo BCB com base no IPCA para o Brasil;
(ii) Os termos de troca do Brasil, calculado pela FUNCEX e disponível no IPEADATA;
(iii) A produção industrial mundial com ajuste sazonal, calculada pelo Netherlands Bureau for Economic Policy Analysis (CPB), que serve como proxy para o PIB mundial e que é calculada a partir da produção industrial de todos os países que divulgam dados mensais, ponderados pelas suas respectivas participações no PIB mundial;
(iv) A taxa de juros básica dos EUA (FED Funds), obtida no FED;
(v) O custo unitário do trabalho (CUT) em reais no Brasil, obtido através das séries de custo unitário do trabalho em dólar, calculada pelo BCB, e multiplicada pela taxa de câmbio média do mês, também do BCB.

Todas estas séries foram consideradas no modelo, uma de cada vez, por haver evidências de que afetam a atividade econômica no Brasil e devido ao fato de modelos VAR sofrerem da maldição da dimensionalidade, impedindo que sejam todas consideras juntas no modelo básico.

3. O Modelo

O modelo básico é um modelo de vetores autorregressivos (VAR) estrutural, com identificação recursiva. Esta abordagem é amplamente utilizada na literatura de macroeconomia empírica desde Sims (1980). Trata-se de uma forma flexível e conveniente de estimar os efeitos de choques econômicos sem a imposição de toda estrutura e restrições de um modelo teórico completo. O modelo VAR estimado possui o seguinte formato:

$$BY_t = C_0 + \sum_{i=1}^{N} C_i Y_{t-i} + DZ_t + u_t, \quad (1)$$

[13] Como será visto adiante, as três variáveis de atividade econômica (produção industrial, IBC-Br e investimento) não são incluídas simultaneamente no modelo, mas uma de cada vez.

onde o vetor de variáveis endógenas Y_t, tal como sugerido por Baker et al. (2016),[14] é composto por: uma medida de incerteza, log(Ibovespa), taxa de juros, log(emprego) e log(produção industrial), nesta ordem. A matriz B é a matriz de efeitos simultâneos, com dimensão 5×5; a matriz C_0 é formada por constantes, tendo dimensão 5×1; as matrizes C_i são matrizes de efeitos defasados, de dimensão 5×5; Z_t é um vetor de controles exógenos;[15] e u_t é o vetor de choques estruturais.

Para avaliar o impacto da incerteza no PIB ou no investimento, substituímos a produção industrial pelo IBC-Br ou pela formação bruta de capital fixo no vetor Y_t, preservando as demais variáveis e a ordenação do modelo. Assim sendo, trabalhamos no total com três modelos básicos: um para a produção industrial, outro para o PIB e mais um para o investimento.

Testes econométricos padrões sugerem que todas as medidas de incerteza são estacionárias, ao passo que as demais variáveis do modelo básico são I(1) porém cointegram. Assim, seguimos a recomendação de Hamilton (1994), e estimamos os modelos com as séries em nível, já que os parâmetros são estimados de forma consistente na presença de cointegração, ao passo que o modelo de correção de erros pode estar mal especificado quando a forma de cointegração não é conhecida (ver também Sims, Stock & Watson, 1990). Além disso, a estimação com as variáveis em primeira diferença na presença de cointegração implicaria perda de informação da relação entre elas de longo-prazo. Como estamos reportando funções de resposta ao impulso, ignorar estas relações de longo-prazo pode enviesá-las. Por fim, estamos seguindo exatamente o procedimento econométrico adotado por Baker et al. (2016), o que torna nossos resultados para o Brasil comparáveis com os deles para os EUA.

O número de defasagens do modelo VAR foi determinado com base nos usuais critérios de seleção de defasagens. O modelo básico com produção industrial foi estimado com três defasagens, bem como o modelo com IBC-Br.[16] Já o modelo com investimento foi estimado com quatro defasagens.

A hipótese por trás da "ordenação causal contemporânea" proposta é a de que o Banco Central não é capaz de observar os níveis de emprego e de atividade correntes, de modo que tais variáveis não podem afetar contemporaneamente (isto é, dentro de um mesmo mês) o instrumento de política monetária (ver, por exemplo, Leeper, Sims & Zha, 1996). Supõe-se também que o Banco Central conhece contemporaneamente as variáveis de incerteza e de bolsa e isso afeta as suas decisões de política monetária. Sob esses pressupostos, o efeito de um choque de incerteza na atividade econômica é identificado e pode-se proceder às funções de resposta ao impulso (doravante FRIs).

Antes de prosseguir, é importante reconhecer as limitações do método de identificação recursiva. Apenas raramente a teoria econômica sugere alguma ordenação causal contemporânea específica. Diversas histórias são possíveis, todas plausíveis. Assim sendo, e buscando evitar certo grau de arbitrariedade na identificação do modelo, testamos várias especificações alternativas. Por exemplo, é comum a hipótese de que as variáveis como produto e emprego po-

[14] Ver seção IV.D do artigo.

[15] Este vetor de controles foi inserido no modelo básico apenas para representar o caso geral, dado que fizemos diversos testes de robustez através da inserção de algumas variáveis exógenas no modelo.

[16] Aliás, Baker et al. (2016) também estimam o modelo VAR com três defasagens.

dem afetar contemporaneamente o instrumento de política monetária, mas não vice-versa (ver, por exemplo, Christiano, Einchenbaum & Evans, 1999). Além disso, a ordenação entre emprego e atividade não é clara, bem como entre incerteza e Ibovespa. Examinamos, portanto, diversas possibilidades de ordenação e os resultados da análise são relativamente pouco afetados.

De forma ainda mais geral, também cabe reconhecer o quão desafiador é a obtenção de relações causais a partir de modelos VAR. No nosso caso, isso decorre do fato de que a incerteza pode responder a condições econômicas correntes e futuras. Mas a despeito das dificuldades, o exercício revela-se um instrumento útil. No mínimo, ele mostra que inovações de incerteza antecipam um desempenho macroeconômico mais fraco, condicional ao conjunto de variáveis do modelo.

4. Resultados

Primeiro, apresentamos na Figura 2 as respostas da produção industrial diante de choques de um desvio padrão em cada uma das seis medidas de incerteza doméstica.[17] As funções de resposta ao impulso apresentam o formato esperado, com a produção industrial reagindo negativamente aos choques de incerteza doméstica. As estimativas sugerem que, dependendo da medida utilizada, a produção industrial contrai entre 0,8% e 1,3% em um horizonte de seis meses após o choque.[18] Estes resultados estão muito próximos, tanto em magnitude quanto em *timing*, aos obtidos por Costa Filho (2014), a despeito das diferenças de modelos e de medidas de incerteza utilizadas.[19]

Segundo, apresentamos na Figura 3 as respostas do IBC-Br frente aos choques de um desvio padrão nas seis medidas de incerteza doméstica. Há impactos negativos, e estatisticamente significativos, em cinco das seis medidas de incerteza utilizadas. Dependendo da medida, um choque de incerteza doméstica contrai o IBC-Br entre 0,2% e 0,6%, num horizonte de seis meses. Como se nota, o efeito da incerteza sobre a proxy mensal do PIB revela-se de magnitude inferior ao estimado sobre a produção industrial.[20] Esse resultado sugere que agropecuária e serviços (outros componentes do PIB) não sejam setores tão afetados pela incerteza doméstica quanto a indústria. Como bens de investimento são produzidos pelo setor industrial e como a teoria e a evidência sugerem que o investimento é o componente da demanda mais sensível à incerteza, então nossos resultados estão de acordo com o esperado (ver, por exemplo, Bloom, 2017).

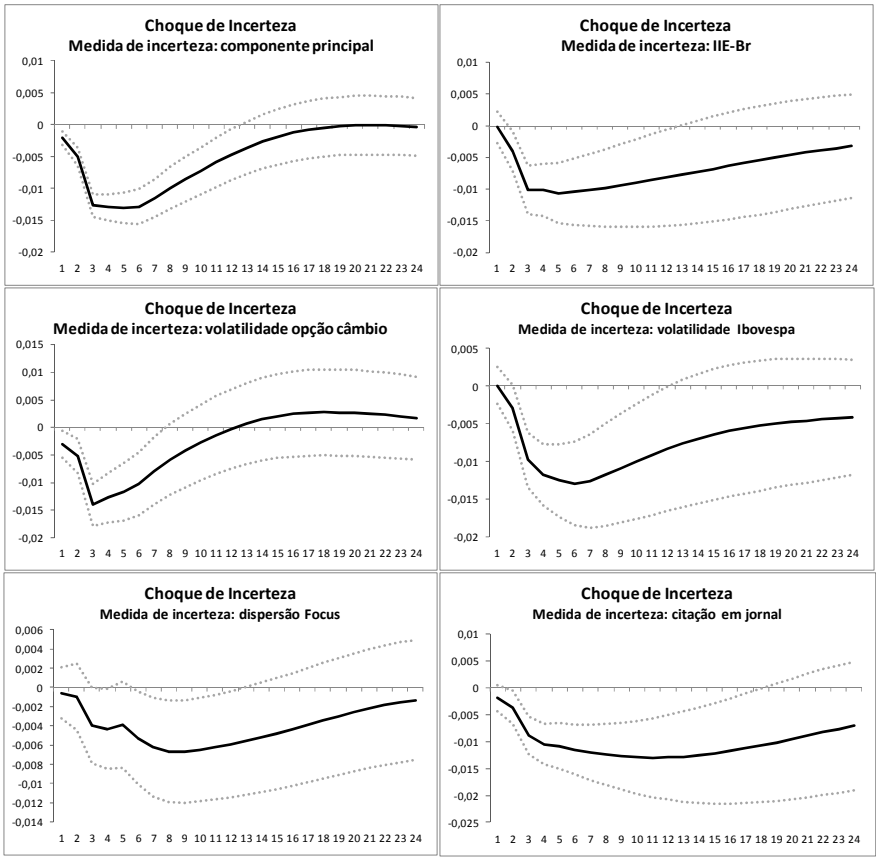
[17] Um choque de um desvio padrão representa, por exemplo, cerca de metade do aumento de incerteza observado no IIE-Br entre a média de 2014 e a média de 2015 e quase a metade do aumento observado na medida de componente principal entre a média de 2014 e a média de 2015.

[18] Utilizamos seis meses como referência, pois é a média do número de meses em que o efeito da incerteza é máximo considerando os seis modelos com as seis variáveis.

[19] Costa Filho (2014) utiliza como medidas de incerteza: (i) dispersão entre participantes do Focus para as expectativas de PIB em 1, 2 e 3 anos à frente; (ii) frequência de notícias referentes à incerteza no *Estado de São Paulo*, *Zero Hora*, *Estado de Minas* e *Correio Braziliense*, obtidas via *clipping* de notícias da Radiobrás; (iii) a variabilidade do mercado acionário, utilizando o último dia do mês. Ademais, os modelos utilizados por Costa Filho (2014) são diversos VARs bivariados e um VAR com incerteza, indicador de atividade econômica, taxa de inflação e taxa Selic. Por fim, os dados compreendem o período entre 2004 e 2013.

[20] Mais uma vez, este resultado está em linha com Costa Filho (2014).

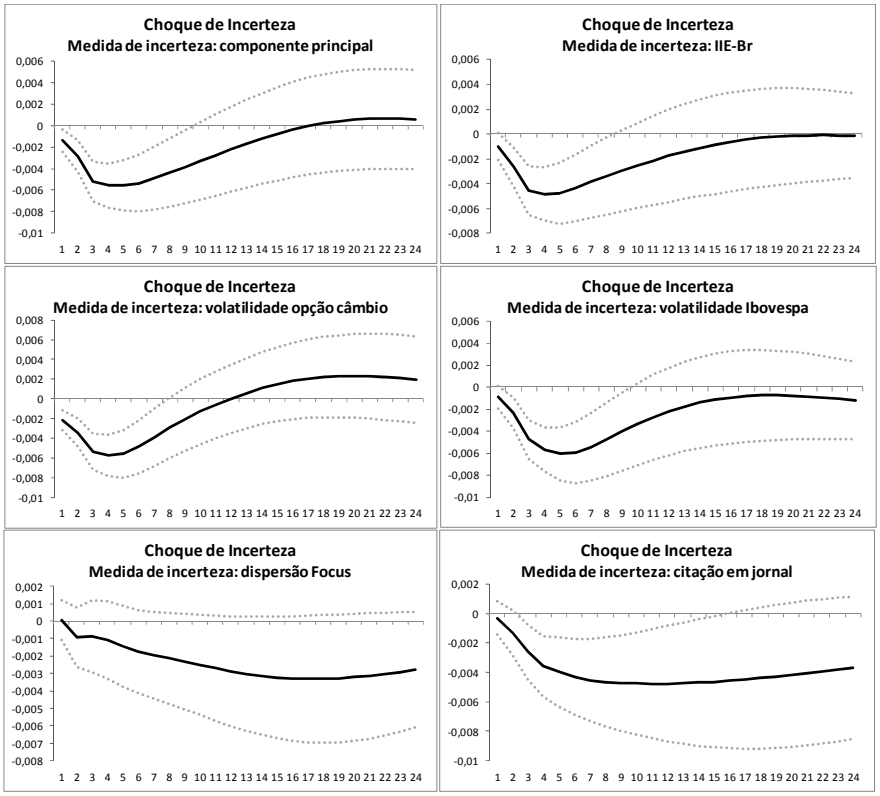
Figura 2. Resposta da Produção Industrial frente a Choques de Incerteza Doméstica.



Terceiro, apresentamos na Figura 4 as respostas do investimento (formação bruta de capital fixo) frente aos choques nas seis medidas de incerteza doméstica. O impacto da incerteza doméstica sobre o investimento se mostra mais intenso do que os obtidos para a produção industrial e para o IBC-Br. Dependendo da medida utilizada, um choque de incerteza é capaz de contrair o investimento entre 1,1% e 1,7%, num intervalo de cerca de 6 meses após o choque. Tal como previsto pela teoria, a evidência sugere que a incerteza tem efeitos perversos sobre a decisão de investir.

Isto posto, vamos agora verificar o impacto de um choque de incerteza externa sobre a atividade econômica no Brasil. Na Figura 5 estão as respostas de todas as três medidas de atividade consideradas (produção industrial, IBC-Br e investimento) diante de um impulso de um desvio padrão na medida de incerteza externa. Os efeitos da incerteza externa na atividade são menores do que os da incerteza doméstica. Um choque de incerteza externa reduz a produção industrial e o IBC-Br em 0,5% e 0,3%, respectivamente, seis meses após o choque. Além disso, sua transmissão aparentemente não ocorre via investimento, pois a resposta desta variável se mostrou estatisticamente indistinguível de zero, uma vez considerados os intervalos de confiança. O fato dos efeitos da incerteza externa serem menores pode estar refletindo o

Figura 3. Resposta do IBC-Br frente a Choques de Incerteza Doméstica.



fato do Brasil ser uma economia relativamente fechada, o que deveria reduzir a importância de fatores externos na determinação da atividade doméstica.[21]

Diante desses resultados, é possível conectá-los com a discussão sobre o desempenho recente da economia brasileira. Antes de prosseguir, é importante mencionar que o aumento da incerteza observado no Brasil não foi um choque pontual, mas sim uma expansão duradoura. Assim sendo, seu efeito acumulado na atividade econômica tem sido substancial. Por exemplo, estimamos, a partir dos modelos propostos, que caso não houvesse a expansão da incerteza doméstica observada a partir do segundo semestre de 2014, a produção industrial de 2015 teria sido, em média, algo entre 0,9% e 3,9% maior, dependendo da variável proxy utilizada. No caso do IBC-Br, estimamos que ele teria sido, em média, entre 0,4% e 1,3% maior em 2015.[22] Em suma, os dados sugerem que a incerteza pode ser considerada um importante fator adicional para explicar a recessão ora em curso no Brasil.

[21] Por exemplo, a participação da corrente de comércio no PIB do Brasil é a segunda mais baixa dentre os mais de cem países com dados no Banco Mundial no ano de 2015.

[22] Para gerar estas estimativas, supusemos que a expansão da incerteza no período foi exógena, o que parece algo razoável diante do quadro eleitoral em 2014, assim como dos acontecimentos políticos posteriores.

Figura 4. Resposta do Investimento frente a Choques de Incerteza Doméstica.

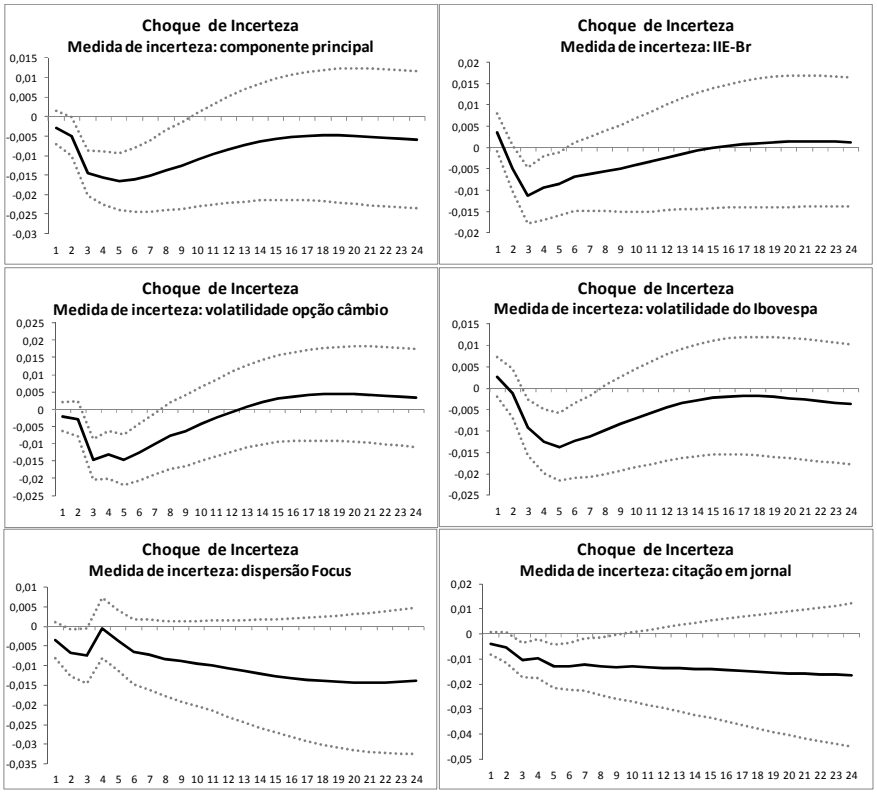
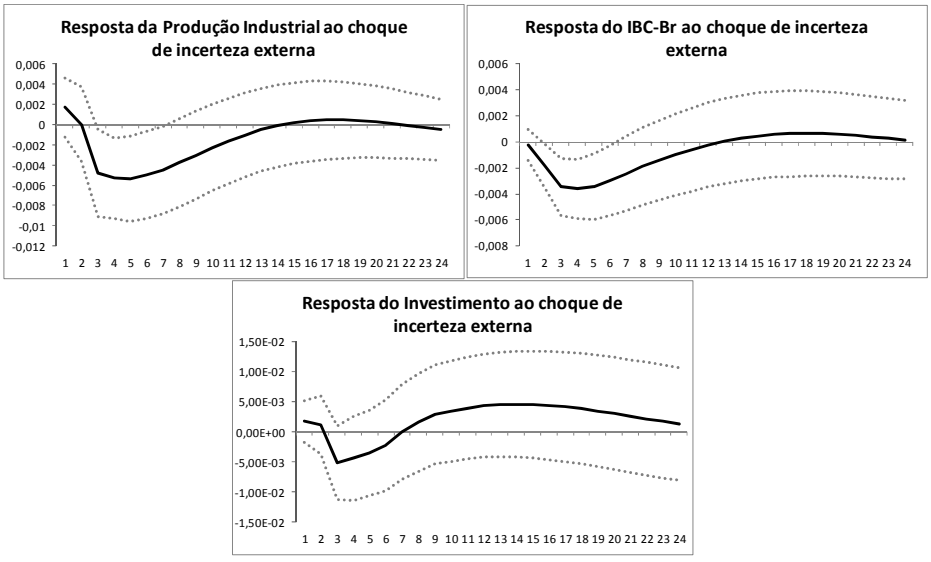


Figura 5. Resposta das Variáveis de Atividade frente a Choques na Incerteza Externa.



5. Robustez

Os resultados reportados são robustos para diversas alterações nos modelos.[23] A Figura 6 mostra as funções de resposta da produção industrial ao impulso de incerteza doméstica (representada pela medida de componente principal) e ao impulso de incerteza externa para todas as seguintes modificações propostas como testes de robustez. As modificações são as seguintes:[24]

(i) Mudanças no tamanho da amostra, excluindo o ano de 2015;
(ii) Mudanças no tamanho da amostra, excluindo 2014 e 2015;
(iii) Exclusão da variável emprego;
(iv) Exclusão da variável Ibovespa;
(v) Inclusão do logaritmo dos termos de troca (exógeno);
(vi) Inclusão das Fed Funds (exógeno);
(vii) Inclusão do logaritmo da taxa de câmbio real efetiva;[25]
(viii) Inclusão do logaritmo do custo unitário do trabalho em reais;[26]
(ix) Inclusão do logaritmo produção industrial global;[27]
(x) Inclusão da proxy de incerteza externa nos modelos com incerteza doméstica (ou vice-versa);
(xi) Mudanças no número de defasagens do modelo, de acordo com os usuais critérios de seleção de defasagens;[28]
(xii) Mudança na ordenação das variáveis.[29]

Em quase todos os casos relatados, as funções de resposta ao impulso se alteram pouco conforme reportado na Figura 6.

Em suma, as evidências apresentadas neste trabalho são robustas, o que indica que a incerteza tem, de fato, efeitos contracionistas sobre a atividade econômica no Brasil. Estes resultados estão em linha com a literatura teórica e empírica sobre o tema.

[23] No caso da incerteza externa, os resultados também são robustos à outra medida de incerteza externa, que ao invés de ser obtida por componente principal, é obtida ponderando os índices de incerteza dos principais parceiros comerciais por sua participação relativa na corrente de comércio do Brasil.

[24] O mesmo padrão se repete quando a variável de atividade é o IBC-Br ou o investimento. No entanto, a resposta do Investimento frente a choques de incerteza externa permanece estatisticamente indistinguível de zero em todos os testes realizados. Estes resultados podem ser enviados pelos autores sob demanda.

[25] Incluído entre o Ibovespa e a taxa de juros na ordenação inicialmente proposta.

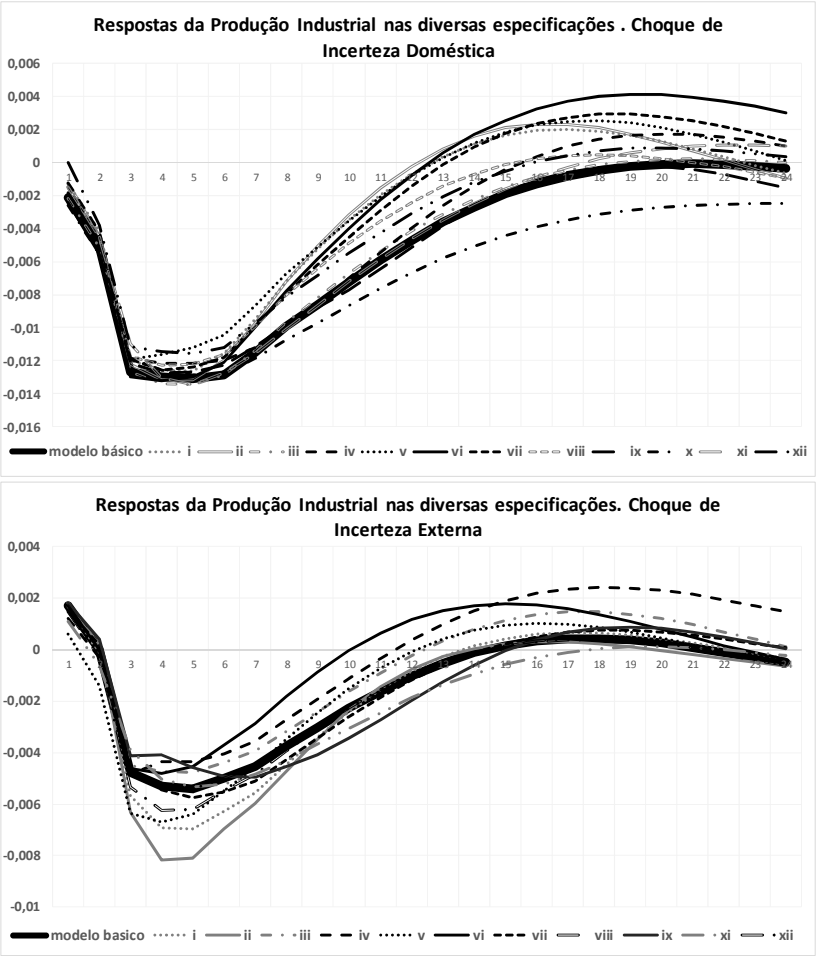
[26] Incluído como a última da ordenação, ou seja, como a mais endógena contemporaneamente.

[27] Incluído como a primeira da ordenação, ou seja, como a mais exógena contemporaneamente.

[28] O número de defasagens utilizado varia de acordo com a medida de incerteza utilizada. Na Figura 6, no caso da incerteza doméstica obtida via componente principal, por exemplo, utilizamos duas defasagens, tal como sugerido pelo critério de seleção de Schwarz.

[29] Consideramos na Figura 6, por exemplo, a seguinte ordenação para o modelo com incerteza doméstica: produção industrial, emprego, juros, incerteza e ibovespa. Já para o modelo com incerteza externa, consideramos: incerteza, produção industrial, emprego, juros e ibovespa

Figura 6. Testes de Robustez para Diversas Alterações no Modelo.



6. Conclusão

Este trabalho tentou responder a seguinte pergunta: qual o impacto da incerteza (interna ou externa) sobre a atividade econômica no Brasil? Para tal, foram construídas diversas proxies para capturar o nível de incerteza vigente no Brasil em alguns de seus principais parceiros comerciais. Em seguida, tais proxies foram inseridas em modelos de vetores autorregressivos (VAR) estruturais, tal como sugerido por uma das investigações empíricas propostas por Baker et al. (2016).

As estimativas obtidas sugerem que elevações na incerteza possuem efeitos negativos substanciais sobre a atividade econômica no Brasil, em particular sobre o investimento. Os efeitos da incerteza doméstica superam os efeitos da incerteza externa. A incerteza doméstica pode ser considerada, portanto, uma variável essencial na determinação do ciclo econômico do Brasil. Estimamos que caso não houvesse a expansão da incerteza doméstica observada a partir do segundo semestre de 2014, a produção industrial em 2015 teria sido, em média, algo entre

0,9% e 3,9% maior, dependendo da variável proxy de incerteza utilizada. No caso do IBC-Br, este teria sido entre 0,4% e 1,3% maior. Os resultados obtidos são robustos para diversas alterações nos modelos.

Estas evidências sugerem que a incerteza tem sido um importante fator por trás da recessão que o Brasil atravessa desde 2014. Além disso, dão sustentação empírica para explicações recorrentes no debate sobre o desempenho recente da economia brasileira.

Referências Bibliográficas

Alexopoulos, M., & Cohen, J. (2015). The power of print: Uncertainty shocks, markets, and the economy. *International Review of Economics & Finance*, *40*, 8–28.

Arellano, C., Bai, Y. & Kehoe, P. J. (2016, December). *Financial frictions and fluctuations in volatility* (Working Paper N° 22990). National Bureau of Economic Research (NBER). doi: 10.3386/w22990

Bachmann, R., Elstner, S. & Sims, E. R. (2013). Uncertainty and economic activity: Evidence from business survey data. *American Economic Journal: Macroeconomics*, *5*(2), 217–249.

Baker, S. R., Bloom, N. & Davis, S. J. (2016). Measuring economic policy uncertainty. *The Quarterly Journal of Economics*, *131*(4), 1593–1636.

Basu, S., & Bundick, B. (2017). Uncertainty shocks in a model of effective demand. *Econometrica*, *85*(3), 937–958.

Bernanke, B. S. (1983). Irreversibility, uncertainty, and cyclical investment. *The Quarterly Journal of Economics*, *98*(1), 85–106.

Bloom, N. (2009). The impact of uncertainty shocks. *Econometrica*, *77*(3), 623–685.

Bloom, N. (2017). Observations on uncertainty. *Australian Economic Review*, *50*(1), 79–84.

Brennan, M. J., & Schwartz, E. S. (1985). Evaluating natural resource investments. *Journal of Business*, *58*(2), 135–157.

Caggiano, G., Castelnuovo, E. & Groshenny, N. (2014). Uncertainty shocks and unemployment dynamics in US recessions. *Journal of Monetary Economics*, *67*, 78–92. doi: 10.1016/j.jmoneco.2014.07.006

Christiano, L. J., Einchenbaum, M. & Evans, C. L. (1999). Monetary policy shocks: What have we learned and to what end? In M. Taylor J. B.;Woodford (Ed.), *Handbook of macroeconomics* (pp. 65–148). North Holland.

Christiano, L. J., Motto, R. & Rostagno, M. (2014). Risk shocks. *American Economic Review*, *104*(1), 27–65.

Colombo, V. (2013). Economic policy uncertainty in the US: Does it matter for the Euro area? *Economics Letters*, *121*(1), 39–42.

Costa Filho, A. E. D. (2014). Incerteza e atividade econômica no Brasil. *Economia Aplicada*, *18*(3), 421–453.

Dixit, A. K., & Pindyck, R. S. (1994). *Investment under uncertainty*. New Jersey: Princeton University Press.

Fernández-Villaverde, J. (2015). Fiscal volatility shocks and economic activity. *American Economic Review*, *105*(11), 3352–3384.

Gilchrist, S., Sim, J. W. & Zakrajšek, E. (2014, April). *Uncertainty, financial frictions, and investment dynamics* (Working Paper N° 20038). National Bureau of Economic Research (NBER). doi: 10.3386/w20038

Hamilton, J. D. (1994). *Time series analysis* (Vol. 2). New Jersey: Princeton University Press.

Julio, B., & Yook, Y. (2016). Policy uncertainty, irreversibility, and cross-border flows of capital. *Journal of International Economics*, *103*, 13–26. doi: 10.1016/j.jinteco.2016.08.004

Jurado, K., Ludvigson, S. C. & Ng, S. (2015). Measuring uncertainty. *American Economic Review*, *105*(3), 1177–1216.

Leduc, S., & Liu, Z. (2016). Uncertainty shocks are aggregate demand shocks. *Journal of Monetary Economics*, *82*, 20–35.

Leeper, E. M., Sims, C. A. & Zha, T. (1996). What does monetary policy do? *Brookings Papers on Economic Activity*, *2*(1996), 1–78. Disponível em: https://www.brookings.edu/wp-content/uploads/2016/07/1996b_bpea_leeper_sims_zha_hall_bernanke.pdf

Mcdonald, R., & Siegel, D. (1986). The value of waiting to invest. *The Quarterly Journal of Economics*, *101*(4), 707–727.

Scotti, C. (2016). Surprise and uncertainty indexes: Real-time aggregation of real-activity macro-surprises. *Journal of Monetary Economics*, *82*, 1–19.

Sims, C. A. (1980). Macroeconomics and reality. *Econometrica*, *48*(1), 1–48.

Sims, C. A., Stock, J. H. & Watson, M. W. (1990). Inference in linear time series models with some unit roots. *Econometrica*, *58*(1), 113–44.

Stock, J. H., & Watson, M. W. (2012, July). *Disentangling the channels of the 2007–2009 recession* (Working Paper N° 18094). National Bureau of Economic Research (NBER). doi: 10.3386/w18094

Apêndice. Séries de dados

Figura A-1. As seis séries utilizadas para mensurar a incerteza doméstica (normalizadas).

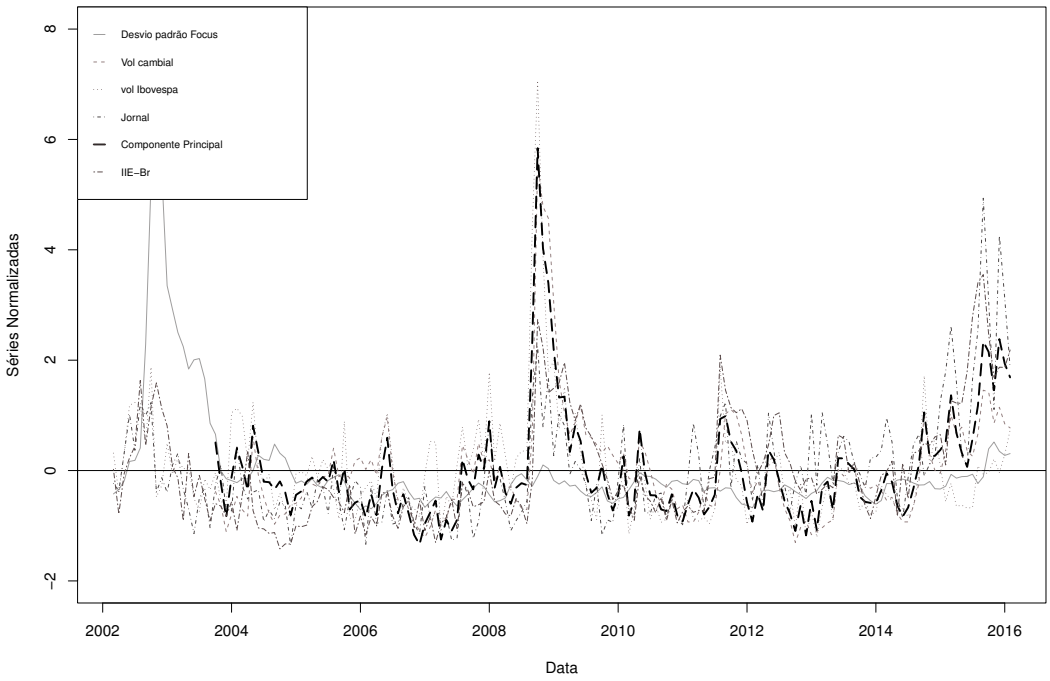


Figura A-2. As séries utilizadas para construir a medida de incerteza externa (normalizadas).

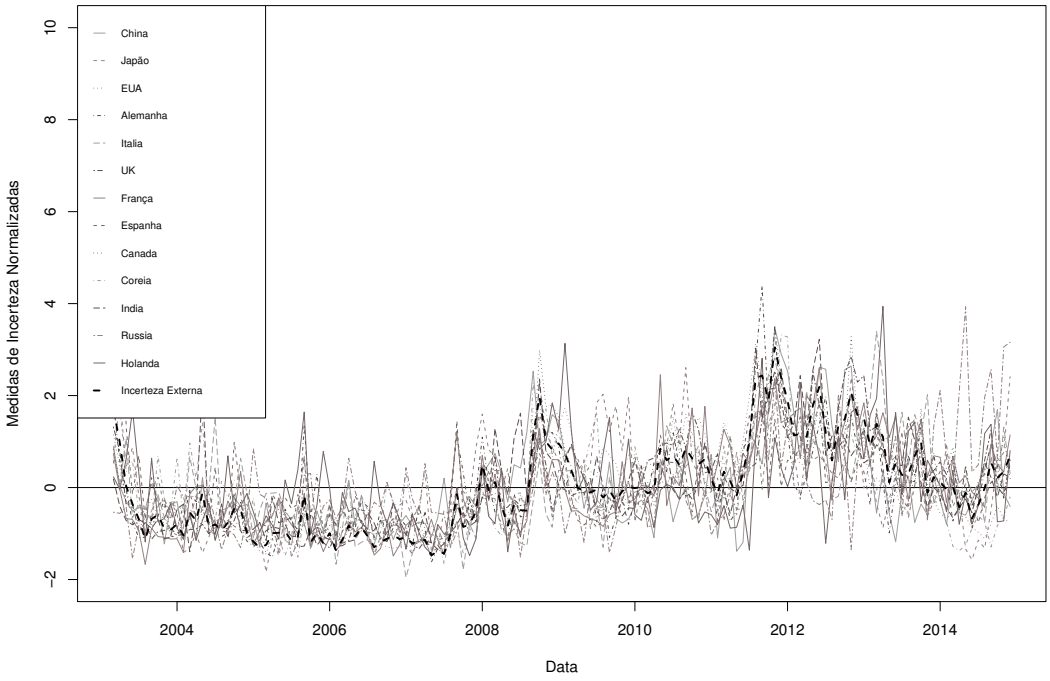
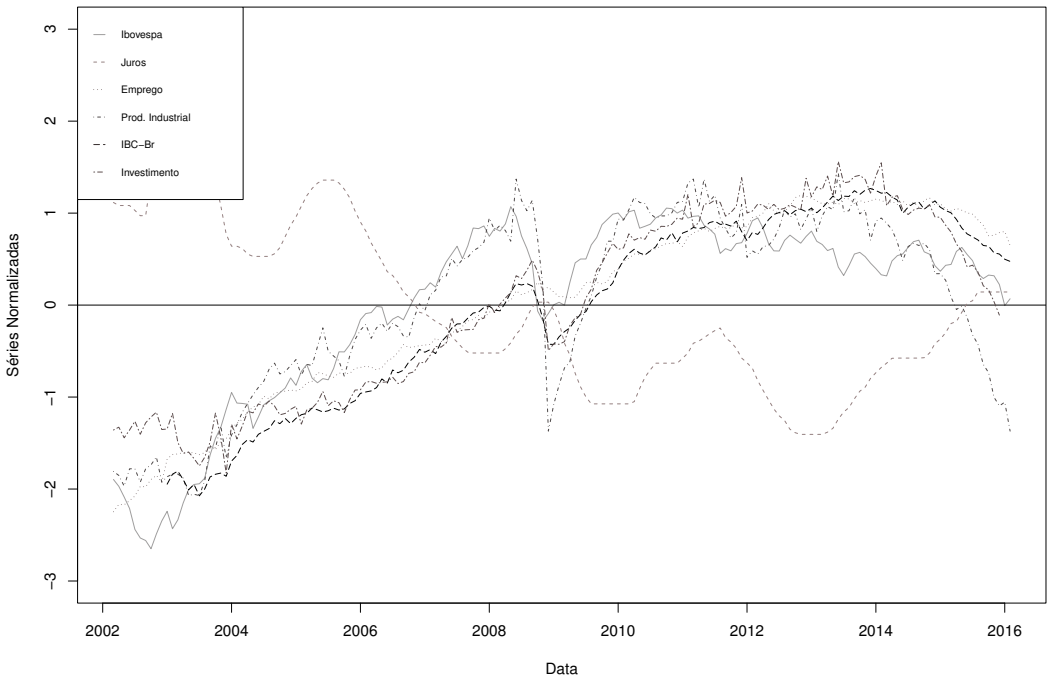


Figura A-3. As demais séries dos modelos básicos (normalizadas).



r b e

ISSN 1806-9134 (online)
DOI 10.5935/0034-7140.20180008
Revista Brasileira de Economia, **72**(2), 161–185

The Economic Consequences of the Agricultural Expansion in Matopiba*

Arthur Bragança†

Contents: 1. Introduction; 2. Background; 3. Data and empirical design; 4. The characteristics of the agricultural expansion; 5. The Consequences of the Agricultural Expansion; 6. Conclusion; Appendix.

Keywords: Agriculture, Development, Agricultural Frontier.

JEL Code: O13, Q13.

This paper examines the consequences of the agricultural expansion in the *Matopiba*— areas from the states of Maranhão, Tocantins, Piauí and Bahia located in the Cerrado biome. Comparing municipalities from these four states located inside and outside the Cerrado biome, it finds that agricultural production evolved similarly in these groups of municipalities until the late 1990s when it started to increase faster in municipalities inside the Cerrado. The growth in agricultural production led to increases in GDP per capita and access to durable goods and basic infrastructure.

Esse artigo examina as consequências da expansão agrícola no Matopiba *— areas dos estados do Maranhão, Tocatins, Piauí e Bahia localizadas no bioma Cerrado — através da comparação da evolução de resultados econômicos de municípios desses estados localizados dentro e fora do bioma Cerrado. Os resultados indicam que a evolução da produção agrícola nesses grupos de municípios foi parecida até o final dos anos 1990, quando começou a crescer mais rápido nos municípios localizados no bioma Cerrado. O crescimento da produção agrícola se traduziu em crescimento do PIB per capita e do acesso a bens de consumo duráveis e infraestrutura básica.*

1. Introduction

The *Matopiba*—areas in the states of Maranhão, Tocantins, Piauí and Bahia located in the Cerrado biome—became an important agricultural frontier during the past 20 years. Agricultural expansion in this region is being driven by the expansion of soy cultivation in large-scale and mechanized farms. The production of this crop increased almost six times in the Matopiba during the period 1995–2012, doubling its share in the Brazilian soy production, and inducing multinational traders and seed producers to open units in the region. However, despite the magnitude of this agricultural expansion, there is no evidence of its consequences on economic development.

*I thank Laisa Rachter for excellent comments and suggestions and the Child Investment Fund Foundation (CIFF) for generous financial support. All errors are my own.

†Climate Policy Initiative and Departamento de Economia da Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro (PUC-Rio). Rua Marquês de São Vicente 225, Rio de Janeiro, RJ, Brazil. CEP 22453-900. Email: arthurbraganca@puc-rio.br

Received on Apr 29th, 2016
Final Acceptance on Feb 19th, 2018

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

To fill this gap, this paper examines the consequences of the agricultural expansion in the Matopiba. To deal with the concern that agricultural expansion is endogenous, it compares the evolution of economic outcomes in municipalities from the states of Maranhão, Tocantins, Piauí and Bahia located inside and outside the Cerrado biome. This differences-in-differences design identifies the effects of the agricultural expansion in the Matopiba under the hypothesis that economic outcomes would have evolved similarly across these municipalities in the absence of the agricultural expansion.

The analysis begins by using data on agricultural outcomes to characterize the agricultural expansion. Crop cultivation and output evolved similarly across Cerrado and *non*-Cerrado municipalities until the late 1990s. Then, these outcomes started to increase faster in the Cerrado municipalities. The estimates indicates that cropland increased 3.6 percentage points more in the Cerrado municipalities while the value of agricultural production increased 140% more than in the non-Cerrado municipalities during the period 1999–2012.

The increase in the value of agricultural production was not only a result of cropland expansion. The evidence suggests that the crop mix changed in the period due to increases in the relative importance of soy cultivation and declines in the relative importance of rice cultivation. There are no significant changes in the relative importance of other products such as maize and cassava. The estimates also indicate that the expansion in cropland induced a decrease in cattle ranching in the Cerrado municipalities compared to the non-Cerrado ones. This reallocation highlight the impacts of the agricultural expansion on rural organization in the region.

The analysis then uses data on economic performance to investigate the consequences of these changes in agriculture on the economic performance of municipalities in the Matopiba. The results provide evidence that agricultural expansion positively affected the economic performance of the municipalities located in the Cerrado biome. The estimates suggest that GDP per capita grew 11% more in the Cerrado municipalities than in the non-Cerrado ones in the period 1999–2012. This increase is a result of a relative growth of 37% in agricultural GDP per capita and 10% in services GDP per capita. There was no effect of the agricultural expansion on the manufacturing GDP.

The increase in the services GDP highlights the existence of an important spillover of the agricultural expansion to other industries. This spillover effect is due to an expansion in local demand connected to forward and backward linkages of agricultural activities. The existence of this spillover contrasts with the evidence from Hornbeck & Keskin (2012) who find no effect of agricultural expansion on other sectors in the Ogalalla aquifer in the U.S. The lack of effects on manufacturing contrasts with Foster & Rosenzweig (2004) who found, during the Green Revolution in India, that agricultural expansion hindered manufacturing expansion. It also contrasts with the evidence in Bustos, Caprettini, & Ponticelli (2016) and Marden (2014), who estimate positive effects of agricultural growth on manufacturing growth in Brazil and China, respectively.

To understand whether the expansion in GDP per capita led to improvements in development outcomes, the analysis uses data from the Brazilian Population Census to investigate

whether access to consumer goods and basic infrastructure changed across Cerrado and non-Cerrado areas. The results show that the share of households with television, refrigerator, and electric power grew faster in the Cerrado municipalities than in the non-Cerrado ones in the period 2000–2010. However, no effect was found on the share of households with a car and on the share of households with access to water and sewage.

The census data is also used to investigate other adjustments to the agricultural expansion. No effect was found on local population and on educational outcomes. The former result indicates that migration is not a relevant issue in the region and contrasts with the experience of the occupation of other parts of the Cerrado documented by Bragança (2014). The latter result indicates that the agricultural expansion neither crowds-in educational investments as in Foster & Rosenzweig (1996) nor crowds-out these investments as in Soares, Kruger, & Berthelon (2012).

These results provide novel evidence of the economic consequences of agricultural expansion in the Matopiba region. Previous studies as Miranda, Magalhães, & de Carvalho (2014) have focused in describing the agricultural expansion in the region and have not examined its consequences. The paper provides evidence that expansion of mechanized and large-scale agriculture leads to improvements in economic performance through direct and indirect effects. This contributes to a growing literature that discusses the transformations that affected the large agricultural frontier located north of Brasília since the 1960s.[1]

The remainder of this paper is organized in five sections. Section 2 presents a brief description of the Matopiba region. Section 3 presents the datasets used in the empirical analysis. Section 4 documents the expansion of agriculture in the Cerrado areas in the Matopiba region. Section 5 documents the impact of agricultural expansion on several economic outcomes. Section 6 presents some brief conclusions of the paper.

2. Background

EMBRAPA defines the Matopiba as the region located in the states of Maranhão, Tocantins, Piauí and Bahia which is covered by the Cerrado biome (Miranda et al., 2014). The expansion of soy cultivation in this region over the past two decades transformed the Matopiba into one of the most important agricultural frontiers in Brazil. In 2012, there were about than 2.5 millions hectares cultivated with soy in the Matopiba, producing more than 7 million tons of this crop and generating revenues exceeding R$5.5 billion. In 1995, as a comparison, there were less than 600,000 hectares cultivated with soy, producing about 1.3 million tons of this crop and generating revenues of R$600 million.

The growth of soy cultivation in the Matopiba observed since the late 1990s follows the growth of its cultivation in other areas of the Cerrado biome observed since the 1970s. This expansion was largely a result of technological innovations that enabled soy cultivation in

[1] See Alston, Libecap, & Schneider (1996), Jepson (2006a), Jepson (2006b) and Alston, Harris, & Mueller (2012) for descriptions of the evolution of agricultural organization in this agricultural frontier. See also Pfaff (1999), VanWey, Spera, de Sa, Mahr, & Mustard (2013), Assunção & Bragança (2015) and Bragança (2014) for evidence of environmental and economic consequences of the settlement of different areas of the agricultural frontier.

tropical areas with acid and poor soils which occurred during the 1970s (Assunção & Bragança, 2015). These innovations were connected to the development of soy varieties as well as the development of better soil management techniques (Klink & Moreira, 2002). Because crop cultivation in this biome requires substantial investments in fertilizers and equipment, the expansion of crop cultivation occurs in large-scale and mechanized farms (Rezende, 2002).

The timing of the expansion of soy cultivation in the Matopiba seems to be connected to the large expansion in soy cultivation observed in Brazil following the devaluation of the Brazilian Real in the late 1990s (Richards, Myers, Swinton, & Walker, 2012). This expansion is thought to have reshaped economic life in the region (Lopes, 2014). It is believed that neighboring urban areas have benefited from the expansion of manufacturing and services activities with linkages to soy cultivation (Miranda et al., 2014). Furthermore, soy cultivation might also affect local economies through other channels such as migration or investments in human capital (Bragança, 2014). However, because soy is cultivated in large and heavily mechanized farms, there are concerns that the gains brought might not benefit the communities as a whole.

3. Data and empirical design

3.1. Data

The empirical exercises from this paper use socioeconomic data from different sources. The *Pesquisa Agrícola Municipal*—a municipal assessment of agriculture in the Brazilian municipalities—provides annual information on cultivation, production and production value for the main crops cultivated in the country. We use data on land allocation and the value of crop production for the period 1995–2012 to map the evolution on agricultural outcomes in the Matopiba region.

The *Produto Interno Bruto Municipal*—a dataset with estimates of municipal economic performance—provides annual information on GDP from the period 1999–2012. The analysis uses measures of aggregate GDP as well as GDP in the three main industries to investigate the consequences of agricultural expansion on economic performance in the region. The *Censo Demográfico*—the Brazilian Population Census—is also used to assess the consequences of the agricultural expansion on local development. The analysis uses the census waves of 1991, 2000 and 2010 to examine the effects of agricultural expansion on consumption, infrastructure, migration, and schooling.

The empirical design tests whether these socioeconomic outcomes changed differentially in municipalities located in the Cerrado biome during the past decades. To implement this design, a biome map and a municipalities' map are combined to construct a dummy variable indicating whether more than 50% of the municipal area is in the Cerrado biome. This is the main independent variable used throughout the empirical analysis.

Other geographic variables are used as controls in the analysis. GIS software is used to build a dataset on the average land gradient. This measure is constructed merging the elevation maps from the Shuttle Radar Topography Mission (SRTM) with a municipalities map. A dataset on average temperature and rainfall for the period 1971–2010 is created using data from the

Terrestrial Air and Temperature Database Version 3.0. In addition, information on municipal latitude and longitude is collected from the IPEADATA website.

To account for border changes and the creation of municipalities, the paper uses the definition of minimum comparable areas from the Brazilian Institute of Applied Economic Research (IPEA). The minimum comparable areas make spatial units consistent over time. The estimates use a minimum comparable areas definition that makes spatial units consistent with the existing municipalities and borders from 1991. The sample is restricted to municipalities with less than 200,000 inhabitants in the initial period and with information on GDP. That leaves 665 spatial units that can be compared across periods. Throughout the paper, these minimum comparable areas are referred as municipalities. Figure 1 provides a visual illustration of the sample municipalities, emphasizing the ones inside and outside the Cerrado biome. There are 177 municipalities in the Cerrado and 488 municipalities outside the Cerrado.

3.2. Descriptive statistics

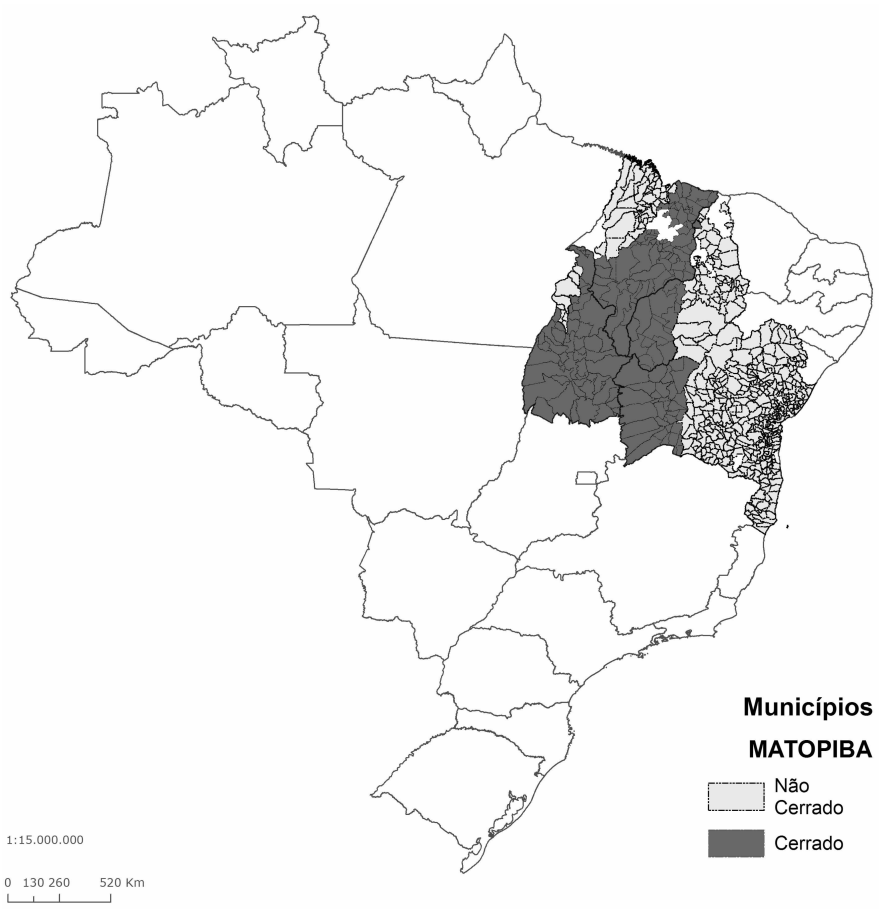
Table 1 reports descriptive statistics for the main variables used in this paper. Column (1) presents the sample mean in the initial sample period while column (2) presents the sample mean in the last sample period. Column (3) presents the increase between periods.

Table 1. DESCRIPTIVE STATISTICS.
Observations are computed using data from all 665 municipalities in the Matopiba region.

	Initial (1)	Final (2)	Difference (3)
Cropland (% of municipality area)	0.039	0.048	0.009
	(0.003)	(0.006)	(0.005)
Crop Output per hectare	0.038	0.104	0.066
	(0.003)	(0.006)	(0.005)
Soy (% of cropland)	0.078	0.194	0.116
	(0.018)	(0.023)	(0.017)
Number of Cattle (per hectare)	0.146	0.185	0.039
	(0.008)	(0.011)	(0.006)
GDP per capita	4.779	7.774	2.995
	(0.578)	(0.430)	(0.316)
Population	42.077	54.30	12.22
	(3.002)	(4.128)	(1.627)
Share with TV	0.308	0.854	0.545
	(0.011)	(0.004)	(0.008)
Share with Refrigerator	0.276	0.783	0.507
	(0.011)	(0.005)	(0.007)
Share with Electricity	0.551	0.937	0.387
	(0.013)	(0.003)	(0.011)
School Enrollment (15–17)	0.485	0.831	0.346
	(0.007)	(0.002)	(0.007)
Share with 8+Years of Schooling	0.128	0.364	0.236
	(0.005)	(0.007)	(0.003)

Note: Agricultural outcomes are weighted by municipality area while socioeconomic outcomes are weighted by population. Standard deviations are reported in parenthesis.

Figure 1. SAMPLE MUNICIPALITIES.
The figure identifies Cerrado and non-Cerrado municipalities in the states of Maranhão, Tocantins, Piauí and Bahia. Municipalities are defined as minimum comparable areas consistent with the existing municipalities and borders from 1991. Municipalities with more than 200,000 inhabitants are excluded from the sample.

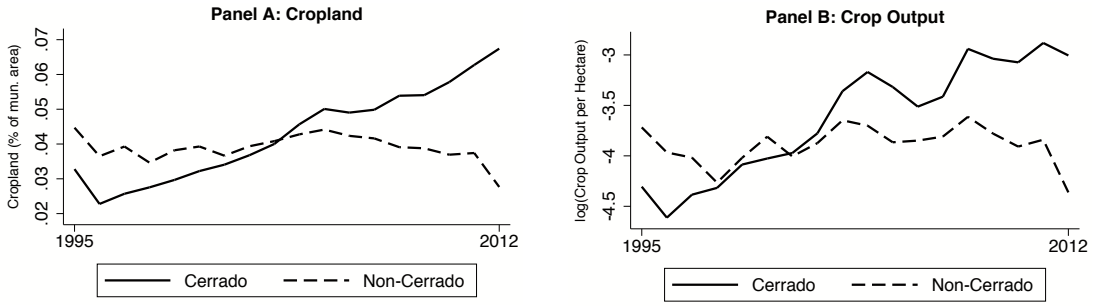


The table indicates that there were substantial changes in agricultural and economic development throughout the period 1995–2012. Cropland grew about one-fifth in the period whereas crop output more than tripled. Cropland expansion did not induce a reduction in cattle grazing and was connected to large shifts in land use.

GDP per capita grew more than 60% in the period 1999–2012 while population increased in about 30% in the period 1991–2010. Substantial gains in access to consumer goods, basic infrastructure and human capital also occurred in the period 1991–2010. These changes highlight the important transformations in economic development observed in these four states during the period. Our empirical design tests whether these changes were different in municipalities in the Cerrado biome.

Figure 2 provides an illustration of the different changes in agricultural outcomes within and outside the biome. It depicts the evolution of land use and agricultural outcomes in Cerrado and non-Cerrado municipalities. The figure provides evidence that the share of cropland and the log of agricultural output per hectare grew faster inside this biome than outside of it. This evidence indicates that agricultural expansion over the past decades was indeed concentrated in the Cerrado biome as indicated by Miranda et al. (2014).

Figure 2. EVOLUTION OF AGRICULTURAL OUTCOMES.
Panel A plots the evolution of the share of cropland (as % of the municipal area) in Cerrado and non-Cerrado municipalities in the period 1995–2012. Panel B plots the evolution of the log of crop output per capita in Cerrado and non-Cerrado municipalities in the period 1995–2012.



3.3. Empirical design

Agricultural expansion is probably influenced by characteristics like access to markets, human capital or land tenure that might directly influence economic outcomes. Therefore, OLS estimates of the effects of the agricultural expansion will typically be biased. To deal with this concern, the paper compares the evolution of economic outcomes in municipalities from the states of Maranhão, Tocantins, Piauí and Bahia located inside and outside the Cerrado biome. The former group is composed by the municipalities in the Matopiba which were exposed to the agricultural expansion, while the latter group is composed by municipalities neighboring the Matopiba which were not exposed to this expansion.

This empirical design identifies the effects of the agricultural expansion in the Matopiba under the hypothesis that economic outcomes would have evolved similarly in Cerrado and non-Cerrado municipalities in the absence of the agricultural expansion. While it is impossible to test this hypothesis directly, it is possible to test whether outcomes were evolving similarly before the agricultural expansion began in the late 1990s.

Three different specifications are used throughout the paper. The first specification uses data on agricultural outcomes from the *Pesquisa Agrícola Municipal* from 1995–2012 to characterize the agricultural expansion using the following model:

$$y_{mt} = \beta_t C_m + \theta_t' \mathbf{X}_m + \alpha_m + \delta_{st} + \varepsilon_{mt}, \quad (1)$$

in which y_{mt} denotes an agricultural outcome of municipality m and period t; C_m indicates whether the municipality m is in the Cerrado biome; $\mathbf{X}_m$ represents a set of geographic charac-

teristics of municipality m; and α_m and δ_{st} are municipality and state-period fixed effects. The geographic characteristics included are cubic functions of land gradient, latitude, longitude, rainfall, and temperature.

The coefficients of interest in equation (1) are the different β_t. These coefficients represent the differential change in agricultural outcomes across municipalities located within and outside the Cerrado biome that belong to the same state and share similar geographic characteristics. The different β_t are expected to be zero before the agricultural expansion began and different from zero after.

The main outcomes used in estimating the model in equation (1) are total cropland (as a share of the municipal area) and the log of the value of crop production (per municipal hectare). The empirical analysis also uses the share of cropland cultivated with different agricultural products to determine whether agricultural expansion was connected to changes in the crop mix.

Coefficients are pooled in two-year periods to improve precision and facilitate the visualization of the results. All estimates are weighted using the total municipal area. This ensures estimates reflect the average effect for a hectare of municipal area. This weighting procedure is standard in the literature on agriculture (e.g., Hornbeck, 2012). Standard errors are clustered at the municipality-level to provide confidence intervals robust to the existence of serial correlation (Bertrand, Duflo, & Mullainathan, 2004).

The second specification uses data from the *Produto Interno Bruto Municipal* from 1999–2012 to estimate the effects of the agricultural expansion on local GDP. This empirical specification is also based on equation (1) but uses a different time period and weights the estimates using initial population to ensure the estimates reflect the average effect for a person. This weighting procedure is again standard in the literature on agriculture (e.g., Hornbeck, 2012).

The third specification uses data from the *Censo Demográfico* from 1991, 2000 and 2010 to estimate the effects of the agricultural expansion on consumption, human capital, migration, and infrastructure using the following model:

$$y_{mt} = \beta_{2000} C_m + \beta_{2010} C_m + \theta_t' \mathbf{X}_m + \alpha_m + \delta_{st} + \varepsilon_{mt}. \tag{2}$$

Equation (2) is similar to equation (1) which is used in the previous analysis. The main difference is that there are only two coefficients of interest (β_{2000} and β_{2010}). The coefficient β_{2000} indirectly tests the identification assumption that outcomes would have changed in a similar fashion in the absence of differential agricultural development in the Cerrado municipalities. The coefficient β_{2010}, on its turn, investigates whether differential agricultural expansion generated growth in consumption, human capital, migration, and infrastructure in the municipalities located in the Cerrado biome. The estimation uses the same covariates $\mathbf{X}_m$ included in the previous estimates, weights observations using the initial population to ensure the estimates reflect average effects for a person and cluster standard errors at the municipal-level to deal with serial correlation.

It is important to highlight that the empirical models outlined above identify the effects of being exposed to the agricultural expansion (i.e., being in the Cerrado municipalities). The

estimates using agricultural outcomes can be interpreted as "first-stage" estimates, while the estimates using economic outcomes can be interpreted as "reduced-form" estimates of the effects of the agricultural expansion. It is possible to combine these estimates to obtain structural (Wald or instrumental variables) estimates of the economic effects of the agricultural expansion. Nevertheless, these estimators will be a convex combination of average causal effects on different sub-populations, making their interpretation difficult. Hence, the these estimators are mentioned only to contextualize the magnitudes of the effects found in the paper.

4. The characteristics of the agricultural expansion

Figure 3 presents a graphical illustration of the differential changes in crop cultivation and production observed between Cerrado and non-Cerrado areas over the period 1995–2012. It plots the coefficients of equation (1) using cropland as the dependent variable (Panel A) and the log of the value of crop production as the dependent variable (Panel B). Consistent with the identification hypothesis, the figure provides evidence that these variables were evolving similarly across municipalities within and outside the Cerrado biome in the beginning of the sample period. Nevertheless, agriculture starts expanding faster in municipalities in the Cerrado biome after some periods. The magnitude increases across periods, suggesting that differences between Cerrado and non-Cerrado municipalities are still increasing.

Table 2 presents the numerical results of the coefficients plotted in Figure 3. Column (1) reports the results for total cropland and column (2) depicts the results for the log of the value of crop production. The magnitude of the coefficients suggests that the share of cropland expanded 3.6 percentage points more in the Cerrado municipalities than in the non-Cerrado ones in the period 1995–2012, whereas the value of agricultural production increased 140% more.

The results discussed above are based on specifications using the controls described before and weighting observations using the municipal area. Appendix Table A-1 estimates the

Figure 3. Effects on Agricultural Outcomes.
Panel A plots the evolution of the share of cropland (as % of the municipal area) in Cerrado and non-Cerrado municipalities in the period 1995–2012. Panel B plots the evolution of the log of crop output per capita in Cerrado and non-Cerrado municipalities in the period 1995–2012.

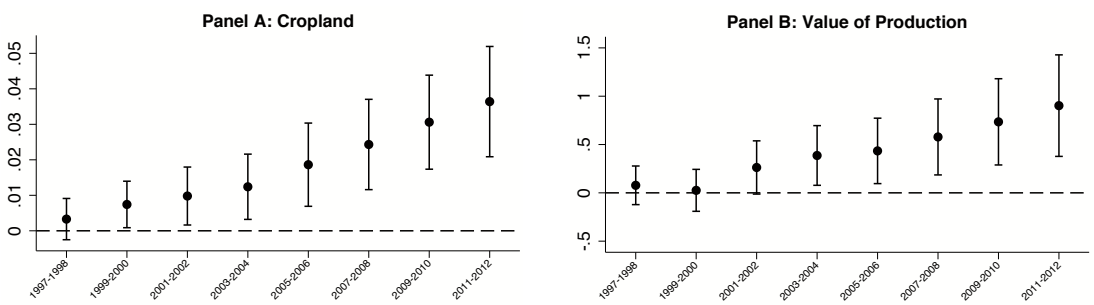


Table 2. EFFECTS ON AGRICULTURAL OUTCOMES.
Each column reports the results from estimating equation (1) using a different dependent variable. Column (1) reports estimates using cropland as the dependent variable while column (2) reports estimates using the log of crop output.

	Dependent Variable	
	Cropland (% of municipality area) (1)	log(Crop Output per municipality hectare) (2)
Cerrado (1997–1998)	0.003	0.078
	(0.003)	(0.102)
Cerrado (1999–2000)	0.007**	0.026
	(0.003)	(0.111)
Cerrado (2001–2002)	0.010**	0.263*
	(0.004)	(0.140)
Cerrado (2003–2004)	0.012***	0.387**
	(0.005)	(0.157)
Cerrado (2005–2006)	0.019***	0.434**
	(0.006)	(0.172)
Cerrado (2007–2008)	0.024***	0.579***
	(0.006)	(0.200)
Cerrado (2009–2010)	0.031***	0.735***
	(0.007)	(0.227)
Cerrado (2011–2012)	0.036***	0.903***
	(0.008)	(0.268)
R-Squared	0.872	0.851
Number of Municipalities	665	664
Number of Observations	11,970	11,903

Notes: All regressions include municipality and state-year fixed effects and the geographic controls described in the text. Observations are weighted by municipal area. Standard errors clustered at the municipality level are reported in parentheses. *** $p < 0.01$; ** $p < 0.05$; * $p < 0.1$.

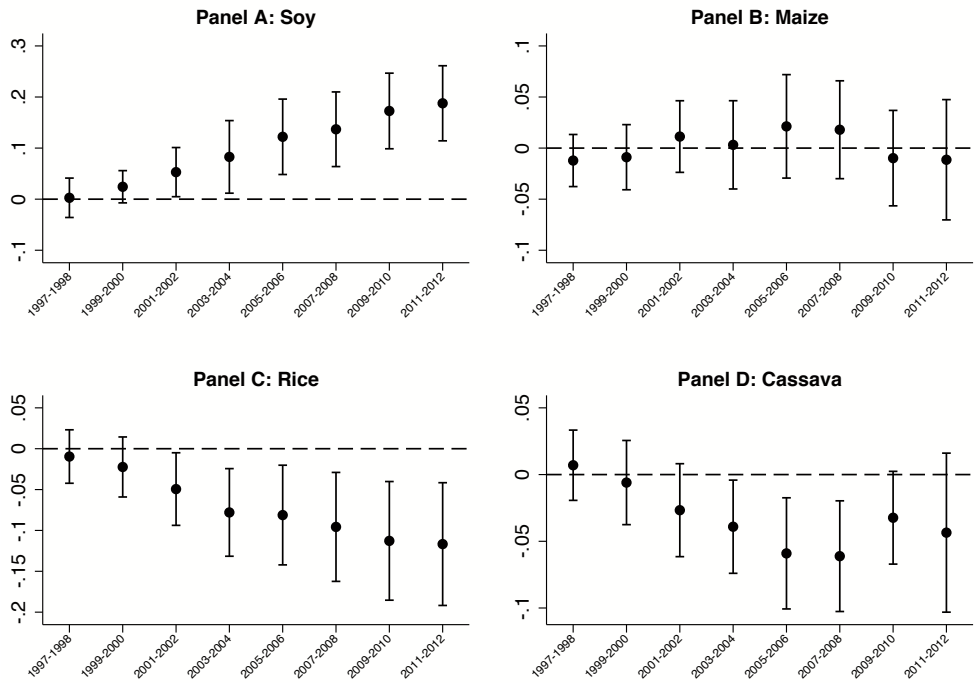
differences in the evolution of agricultural outcomes between Cerrado and non-Cerrado municipalities using different sets of controls. The results indicate that the trends in agricultural outcomes were not equal before the late 1990s without the geographic controls, highlighting their importance for the empirical design. Appendix Table A-4 estimates these differences not weighting the observations. The results are qualitatively identical to the ones obtained using weights. The only difference is the timing of the agricultural expansion. In the un-weighted regressions, the differences in agricultural outcomes between Cerrado and non-Cerrado municipalities only begin to be significant in the 2003–2004 while, in the weighted regressions, these differences were significant since 1999–2000.

An important aspect of understanding the estimates from Table 2 is whether the expansion in cropland is associated with changes in crop mix. In other words, was the increase in crop output the result of cropland expansion or the result of cropland expansion and changes

in the structure of agriculture? To investigate this issue, equation (1) was reestimated using the share of cropland cultivated with different agricultural products as the dependent variables.

Figure 4 presents a graphical depiction of these results. Panel (A) provides evidence that the relative importance of soy cultivation increased in the Cerrado municipalities in the 2000s. Panel (B) indicates that the relative importance of maize production did not change in the period. Panel (C) points out that the relative importance of rice cultivation decreased in the Cerrado municipalities in the 2000s. Panel (D) points out similar results for cassava. However, the coefficients are not significant for most periods.

Figure 4. EFFECTS ON LAND USE.
Each panel plots the coefficients β_t for different periods obtained from estimating equation (1) with a different indicator of land use. Panel A reports the results obtained using the share of cropland cultivated with soy as dependent variable. Panel B reports the results obtained using the share of cropland cultivated with maize as dependent variable. Panel C reports the results obtained using share of cropland cultivated with rice as dependent variable. Panel D reports the results obtained using share of cropland cultivated with cassava as dependent variable. The dots depict and the bars 95% confidence intervals.



Notes: All results are based on specifications using municipality and state-year fixed effects and the geographic controls described in the text. Observations are weighted using the municipal area.

Table 3 presents the numerical results of the estimates from Figure 4. The magnitude of the change in crop mix is substantial. Column (1) suggests that the share of cropland cultivated with soy grew 18 percentage points more in Cerrado municipalities while column (3) suggests that the share of cropland cultivated with rice fell almost 12 percentage points in these municipalities. These results support the idea that changes in crop mix accompanied the expansion in cropland. This table also provides evidence that the expansion in cropland

Table 3. EFFECTS ON LAND USE.
Each column reports the results from estimating equation (1) using a different dependent variable. Columns (1) to (4) report estimates using the share of cropland cultivated with a particular product as the dependent variable. Column (5) reports estimates using the number of cattle per hectare as the dependent variable.

	Dependent Variable				
	Soy (% of cropland) (1)	Maize (% of cropland) (2)	Rice (% of cropland) (3)	Cassava (% of cropland) (4)	Cattle (per hectare) (5)
Cerrado (1997–1998)	0.003	−0.012	−0.010	0.007	0.021
	(0.020)	(0.013)	(0.017)	(0.013)	(0.013)
Cerrado (1999–2000)	0.024	−0.009	−0.022	−0.006	0.010
	(0.016)	(0.016)	(0.019)	(0.016)	(0.007)
Cerrado (2001–2002)	0.053**	0.011	−0.049**	−0.027	0.010
	(0.025)	(0.018)	(0.023)	(0.018)	(0.011)
Cerrado (2003–2004)	0.083**	0.003	−0.078***	−0.039**	−0.019
	(0.036)	(0.022)	(0.027)	(0.018)	(0.014)
Cerrado (2005–2006)	0.122***	0.021	−0.081***	−0.059***	−0.035**
	(0.038)	(0.026)	(0.031)	(0.021)	(0.016)
Cerrado (2007–2008)	0.137***	0.018	−0.096***	−0.061***	−0.025
	(0.037)	(0.024)	(0.034)	(0.021)	(0.017)
Cerrado (2009–2010)	0.173***	−0.010	−0.113***	−0.032*	−0.023
	(0.038)	(0.024)	(0.037)	(0.018)	(0.018)
Cerrado (2011–2012)	0.188***	−0.011	−0.117***	−0.044	−0.014
	(0.037)	(0.030)	(0.038)	(0.030)	(0.019)
R-Squared	0.900	0.828	0.925	0.841	0.915
Number of Municipalities	664	664	664	664	665
Number of Observations	11,910	11,910	11,910	11,910	11,970

Notes: All regressions include municipality and state-year fixed effects and the geographic controls described in the text. Observations are weighted by municipal area. Standard errors clustered at the municipality level are reported in parentheses. *** $p < 0.01$; ** $p < 0.05$; * $p < 0.1$.

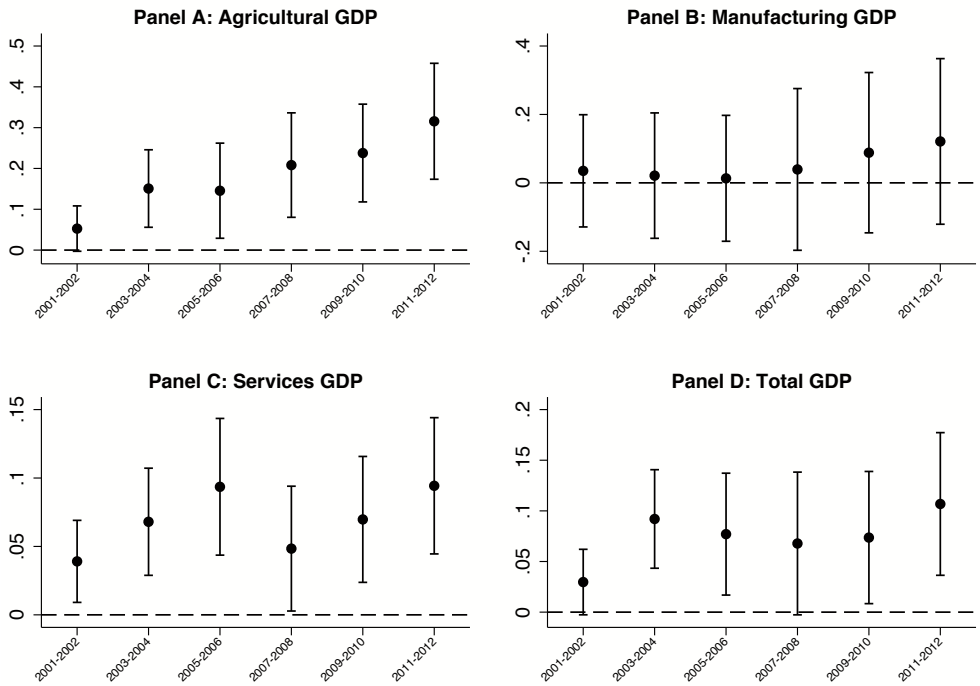
had little effect on cattle ranching. Column (5) provides evidence that there is no significant differential change in the number of cattle per municipal area for all but one sample period. This result suggests that declines in cattle ranching do not offset the expansion in crop output.

5. The Consequences of the Agricultural Expansion

5.1. Economic Performance

Figure 5 provides a graphical illustration of the effects of the agricultural expansion on GDP. Panel (A) provides evidence of large increases in agricultural GDP per capita in Cerrado municipalities compared to non-Cerrado ones during the sample period. Panel (B) indicates that the expansion in agricultural GDP per capita neither crowds-out nor crowds-in manufacturing GDP per capita, while Panel (C) indicates that it crowds-in services GDP per capita. Panel (D)

Figure 5. EFFECTS ON ECONOMIC PERFORMANCE.
Each panel plots the coefficients β_t for different periods obtained from estimating equation (1) with a different indicator of economic performance. Panel A reports the results obtained using the agricultural GDP per capita as dependent variable. Panel B reports the results obtained using the manufacturing GDP per capita as dependent variable. Panel C reports the results obtained using the services GDP per capita as dependent variable. Panel D reports the results obtained using the GDP per capita as dependent variable. The dots depict and the bars 95% confidence intervals.



Notes: All results are based on specifications using municipality and state-year fixed effects and the geographic controls described in the text. Observations are weighted using the municipal population in 1991.

provides evidence that the direct effect of agricultural expansion on agricultural GDP and its indirect effect on services GDP generated increases in total GDP per capita in the Cerrado biome.

Table 4 provides the numerical results of the estimates presented in Figure 5. Column (1) indicates that agricultural GDP increased about 37% (0.316 log points) more in Cerrado municipalities compared to non-Cerrado ones over the period 1999–2012. This impact increases through time with the difference between municipalities within and outside the biome increasing six-fold from 2001–2002 to 2011–2012.

Columns (2) and (3) provide evidence of the spillover effects esteeming of the agricultural expansion on other economic sectors. Point estimates are positive in both columns and indicate a differential increase of about 10% in the municipalities in the biome in relation to municipalities outside the biome over the period both in manufacturing and services GDP during the period 1999–2012. These differences are not significant for manufacturing GDP (column (2)). but are significant for services GDP (column (3)). These findings can be interpreted

Table 4. EFFECTS ON ECONOMIC PERFORMANCE.
Each column reports the results from estimating equation (1) using a different dependent variable. Columns (1) to (3) report estimates using GDP per capita in different sectors as the dependent variable. Column (4) reports estimates using aggregate GDP per capita as the dependent variable.

	Dependent Variable: log of per capita GDP in each category			
	Agriculture (1)	Manufacturing (2)	Services (3)	Total (4)
Cerrado (2001–2002)	0.053*	0.035	0.039**	0.030*
	(0.028)	(0.084)	(0.015)	(0.016)
Cerrado (2003–2004)	0.151***	0.021	0.068***	0.092***
	(0.048)	(0.093)	(0.020)	(0.025)
Cerrado (2005–2006)	0.145**	0.013	0.094***	0.077**
	(0.059)	(0.094)	(0.025)	(0.031)
Cerrado (2007–2008)	0.208***	0.039	0.048**	0.068*
	(0.065)	(0.120)	(0.023)	(0.036)
Cerrado (2009–2010)	0.238***	0.088	0.070***	0.074**
	(0.061)	(0.119)	(0.023)	(0.033)
Cerrado (2011–2012)	0.316***	0.121	0.094***	0.107***
	(0.072)	(0.123)	(0.025)	(0.036)
R-Squared	0.938	0.945	0.972	0.959
Number of Municipalities	665	665	665	665
Number of Observations	9,310	9,310	9,310	9,310

Notes: All regressions include municipality and state-year fixed effects and the geographic controls described in the text. Observations are weighted by the initial municipal population. Standard errors clustered at the municipality level are reported in parentheses. *** $p < 0.01$; ** $p < 0.05$; * $p < 0.1$.

as evidence that agricultural expansion increases local demand either through backward or forward linkages. Sorting out these interpretations consists in an important agenda for future research.

Column (4) provides evidence that the total GDP per capita increased faster in Cerrado municipalities than non-Cerrado ones over the period 1999–2012. The difference increases over the period, reaching 11% (0.107 log points) at the end of the sample period.

The results reported in Table 4 are based on specifications using the controls described before and weighting observations using the municipal population in 1996. Appendix Table A-2 reestimates the regressions from this table using different sets of controls. The effects of the agricultural expansion on GDP reported in this table do not increase over time as the effects reported in Table 4—highlighting the importance of the geographic controls included in the preferred specifications. However, the point estimates for the last period are broadly comparable between both specifications. Appendix Table A-5 reestimates the regressions from Table 4 without weights. The results are qualitatively identical from the ones obtained using population weights.

5.2. Consumption and Infrastructure

An important question is whether improvements in economic performance induced improvements in overall quality of life across the Matopiba region. This issue is investigated by estimating equation (2) for six different outcomes: share of households with a television, share of household with a fridge, share of households with a car, share of households with electricity, share of households with tapped water, and share of household with adequate sewage. The former three outcomes represent access to durable consumer goods while the latter three outcomes represent access to infrastructure.

Table 5 reports the estimates for the six outcomes described above. Changes in the outcomes were similar in Cerrado and non-Cerrado municipalities over the period 1991–2000 which is consistent with the identification assumption. But access to television, refrigerator, and electricity grow differentially in Cerrado in comparison to non-Cerrado municipalities over the period 2000–2010. No differential change was found in the share of households with cars, tapped water, and adequate sewage.

The share of households with a television increases 5.2 percentage points faster in municipalities within the biome in relation to municipalities outside it. The effect is 4.3 percentage points for the share of households with electricity and 7.3 percentage points for the share of households with electric power. The mean of these three variables was, respectively, 0.53, 0.46 and 0.69 in 2000. Hence, the estimates indicate an increase in these outcomes close to 10% for all three variables.

It is also possible to use the coefficients to calculate the percentage of the expansion in access to goods observed in the sample period which was due to agricultural expansion. This provides an alternative method to calculate the magnitude of the estimates. In the period

Table 5. Effects on Consumption and Infrastructure.
Each column reports the results from estimating equation (1) using a different dependent variable. Columns (1)–(6) report estimates using the share of households with access to a particular good as the dependent variable.

	Dependent Variable: % of Households with Access to the Good					
	TV (1)	Refrigerator (2)	Car (3)	Electricity (4)	Water (5)	Sewage (6)
Cerrado 2000	–0.002	0.005	–0.003	0.021	–0.004	0.003
	(0.015)	(0.011)	(0.004)	(0.021)	(0.015)	(0.041)
Cerrado 2010	0.052**	0.043*	–0.011	0.073*	–0.001	–0.002
	(0.026)	(0.023)	(0.007)	(0.039)	(0.024)	(0.030)
R-Squared	0.947	0.960	0.929	0.856	0.919	0.707
Number of Municipalities	665	665	665	665	665	665
Number of Observations	1,995	1,995	1,995	1,995	1,995	1,995

Notes: All regressions include municipality and state-year fixed effects and the geographic controls described in the text. Observations are weighted by the initial municipal population. Standard errors clustered at the municipality level are reported in parentheses. *** $p < 0.01$; ** $p < 0.05$; * $p < 0.1$.

2000–2010, agricultural expansion accounts for 17% of the expansion in access to television, 12% of the expansion in access to fridge and 31% of the expansion in access to electricity.

To interpret these magnitudes it also is useful to compare them with the effect on agricultural expansion. This provides a "Wald" estimator of the effect of agricultural expansion on access to goods. The ratio between the Cerrado's effect on access to goods and this effect on crop output provides elasticities of agricultural expansion on these variables. The previous results indicate that crop output more than doubled in Cerrado municipalities in comparison to non-Cerrado ones over the period 2000–2010. Using this estimate, we calculate elasticities of 0.090 for access to television, 0.086 for access to refrigerator and 0.097 for access to electricity.

The results reported in Table 5 are based on specifications using the controls described before and weighting observations using the municipal population in 1991. Appendix Table A-3 reestimates the regressions from this table using different sets of controls. It provides evidence that these geographic controls are essential to ensure the evolution of consumption and infrastructure was comparable in municipalities inside and outside the Cerrado biome before the agricultural expansion began. Appendix Table A-6 reestimates the regressions from Table 5 without weights. The results are broadly consistent from the ones obtained using population weights and indicate positive effects on access to TV, fridge and electricity and no effects on access to car, water and sewage. The only differences are that the coefficients are about 30–40% smaller than the ones obtained with weights and that the effects on electricity cease to be significant at the usual levels (p-value $= 0.13$).

5.3. Population and Human Capital

The expansion of the local economies observed as a consequence of the agricultural expansion might shift the spatial equilibrium and increase local population (Roback, 1982). This expansion might also decrease investments in schooling by increasing the opportunity cost of schooling (e.g., Soares et al., 2012) or increase these investments by relaxing credit constraints (e.g., Edmonds, 2006) or increasing the returns to skill (e.g., Foster & Rosenzweig, 1996). Table 6 examines whether these mechanisms were important in the context of the agricultural expansion in the Matopiba.

Columns (1)–(3) report the effects of the agricultural expansion on population. Column (1) uses the log of population as the dependent variable, column (2) the log of rural population, and column (3) the log of urban population. There is no differential change between Cerrado and non-Cerrado municipalities in none of these outcomes. This contrasts with findings for the U.S. indicating that agricultural expansion induces in-migration while declines induce out-migration in the U.S. both in the short and the long term (Lange, Olmstead, & Rhode, 2009; Hornbeck, 2012; Feng, Oppenheimer, & Schlenker, 2012). One possible explanation is that migration costs are more relevant in the Matopiba, thereby reducing workers' mobility.

Columns (4)–(5) report the effects of the agricultural expansion on schooling. Column (4) uses school enrollment as the dependent variable while column (5) uses the share of adults with 8 or more years of schooling. There is no differential change between Cerrado and non-Cerrado municipalities on these indicators. This contrasts with the findings indicating that the

Table 6. EFFECTS ON POPULATION AND HUMAN CAPITAL.
Each column reports the results from estimating equation (1) using a different dependent variable. Columns (1)–(3) use, respectively, the log of total, rural and urban population as dependent variables. Columns (4) and (5) use, respectively, the share of teenagers enrolled in school and the share of adults with 8 years of schooling or more.

	Dependent Variable				
	log(Population)	log(Rural Population)	log(Urban Population)	School Enrollment (15–17)	8+ Years of Schooling
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Cerrado 2000	–0.018	–0.055	0.017	0.011	–0.004
	(0.030)	(0.045)	(0.060)	(0.019)	(0.007)
Cerrado 2010	0.014	–0.014	0.061	0.011	–0.014
	(0.047)	(0.063)	(0.085)	(0.024)	(0.009)
R-Squared	0.983	0.952	0.983	0.870	0.969
Number of Municipalities	665	664	665	665	665
Number of Observations	1,995	1,991	1,995	1,995	1,995

Notes: All regressions include municipality and state-year fixed effects and the geographic controls described in the text. Observations are weighted by the initial municipal population. Standard errors clustered at the municipality level are reported in parentheses. *** $p < 0.01$; ** $p < 0.05$; * $p < 0.1$.

agricultural expansion in Central Brazil during the 1970s and 1980s increased schooling (Bragança, 2014). One possible explanation is that crop cultivation in the Cerrado in the 1970s and 1980s required more experimentation and, therefore, increased more the demand for human capital. Another possibility is that increases in the demand for human capital are completely compensated by increases in the opportunity cost of schooling. Sorting out these interpretations consists in an important agenda for future research.

6. Conclusion

Large-scale and mechanized agriculture grew fast in the Cerrado areas of the states of Maranhão, Tocantins, Piauí, and Bahia (Matopiba) since the late 1990s. This paper examines the economic consequences of this agricultural expansion exploring a comparison between these municipalities and neighboring municipalities outside the Cerrado biome. It begins by using data on agriculture to show that the share of cropland expanded 3.6 percentage points more while the value of agricultural production increased 140% more in the Cerrado municipalities than in the non-Cerrado ones in the period 1999–2012. This data also indicates a substantial shift in land allocation from rice and cassava to soy.

It then uses data on economic outcomes to document the impact of this expansion in agricultural activities on local economies. The results indicate that agricultural expansion led to a 10% increase in GDP per capita due to direct effects on the agricultural sector and indirect effects on the services sector. Agricultural GDP per capita increased about 37% (0.316 log points) more while services GDP per capita increased about 10% (0.094 log points) more in Cerrado municipalities compared to non-Cerrado ones over the period 1999–2012. Cerrado municipalities also experienced larger gains in access to durable consumer goods such as TV and

refrigerator and to basic infrastructure such as electricity. Nevertheless, these municipalities did not experience differential changes in migration and human capital investments.

These findings suggest that the technological changes that enabled large-scale agriculture in Cerrado soils continue to exert an important influence on the geographic variation in agricultural expansion in Brazil.[2] The evidence presented in this paper also indicates that export-oriented agriculture generates sizeable economic benefits. The increase in the cultivation of modern crops more than compensates the decrease in cultivation of traditional crops and leads to a overall expansion of agricultural GDP. This expansion neither crowds-out expansion in other industries as some theories predict (see, e.g., Foster & Rosenzweig, 2004) nor benefits only a negligible number of few farmers as some observers fear.

Understanding the technological, institutional and cultural factors that shape the impact of agricultural expansion on economic development is an important avenue for future research. However, this paper suggests that expansion in large-scale and mechanized agriculture has the potential to increase economic development at least in some contexts.

References

Alston, L. J., Harris, E., & Mueller, B. (2012). The development of property rights on frontiers: Endowments, norms and politics. *The Journal of Economic History*, *72*(3), 741–770.

Alston, L. J., Libecap, G. D., & Schneider, R. (1996). The determinants and impact of property rights: Land titles on the Brazilian frontier. *Journal of Law, Economics, and Organization*, *12*(1), 25–61.

Assunção, J., & Bragança, A. (2015). *Does technical change in agriculture increase deforestation? Evidence from the Brazilian Soybean Revolution* (Working Paper). INPUT–Iniciativa para o Uso da Terra.

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

Bragança, A. A. (2014). *Three essays on rural development in Brazil* (master's thesis, PUC-Rio, Rio de Janeiro). Retrieved from http://www.dbd.puc-rio.br/pergamum/tesesabertas/1022000_2014_completo.pdf

Bustos, P., Caprettini, B., & Ponticelli, J. (2016). Agricultural productivity and structural transformation: Evidence from Brazil. *American Economic Review*, *106*(6), 1320–1365. doi: 10.1257/aer.20131061

Edmonds, E. V. (2006). Child labor and schooling responses to anticipated income in South Africa. *Journal of development Economics*, *81*(2), 386–414.

Feng, S., Oppenheimer, M., & Schlenker, W. (2012, January). *Climate change, crop yields, and internal migration in the United States* (Working Paper No. 17734). National Bureau of Economic Research (NBER). doi: 10.3386/w17734

Foster, A., & Rosenzweig, M. (1996). Technical change and human capital returns and investments: Evidence from the Green Revolution. *American Economic Review*, *86*(4), 931–953.

[2] Bragança (2014) and Assunção & Bragança (2015) discuss and evaluate the technological changes that enabled large-scale agriculture in the Cerrado biome.

Foster, A., & Rosenzweig, M. (2004). Agricultural productivity growth, rural economic diversity, and economic reforms: India, 1970–2000. *Economic Development and Cultural Change*, *52*(3), 509–542.

Hornbeck, R. (2012). The enduring impact of the American Dust Bowl: Short-and long-run adjustments to environmental catastrophe. *American Economic Review*, *102*(4), 1477–1507.

Hornbeck, R., & Keskin, P. (2012, September). *Does agriculture generate local economic spillovers? Short-run and long-run evidence from the Ogallala Aquifer* (Working Paper No. 18146). National Bureau of Economic Research (NBER). doi: 10.3386/w18416

Jepson, W. (2006a). Private agricultural colonization on a Brazilian frontier 1970–1980. *Journal of Historical Geography*, *32*, 838–863.

Jepson, W. (2006b). Producing a modern agricultural frontier: Firms and cooperatives in eastern Mato Grosso, Brazil. *Economic Geography*, *82*(3), 289–316.

Klink, C., & Moreira, A. (2002). Past and current occupation, and land use. In P. Oliveira & R. Marquis (Eds.), *The cerrados of Brazil.* Columbia University Press.

Lange, F., Olmstead, A. L., & Rhode, P. W. (2009). The impact of the Boll Weevil, 1892–1932. *The Journal of Economic History*, *69*(03), 685–718.

Lopes, M. (2014). *Matopiba, a nova ousadia da agricultura brasileira.* Embrapa. Retrieved from https://www.embrapa.br/busca-de-noticias/-/noticia/1705609/matopiba-a-nova-ousadia-da-agricultura-brasileira

Marden, S. (2014, November 1). Agricultural reforms and 'growth miracles': Evidence from China. In M. McMillan (Chair), *NEUDC 2014 Conference*, Boston University, Boston, MA. Retrieved from http://sites.bu.edu/neudc/files/2014/10/paper_66.pdf

Miranda, E., Magalhães, L., & de Carvalho, C. A. (2014, May). *Proposta de delimitação territorial do MATOPIBA* (Nota Técnica No. 1). Campinas, SP: Embrapa. Retrieved from https://www.embrapa.br/gite/publicacoes/NT1_DelimitacaoMatopiba.pdf

Pfaff, A. (1999). What drives deforestation in the Brazilian Amazon? Evidence from satellite and socioeconomic data. *Journal of Environmental Economics and Management*, *37*(1), 26–43.

Rezende, G. C. d. (2002, October). *Ocupação agricola e estrutura agrária no cerrado: O papel do preço da terra, dos recursos naturais e da tecnologia* (Discussion Paper No. 913). Rio de Janeiro: IPEA–Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada. Retrieved from http://www.ipea.gov.br/portal/index.php?option=com_content&view=article&id=4471

Richards, P. D., Myers, R. J., Swinton, S. M., & Walker, R. T. (2012). Exchange rates, soybean supply response, and deforestation in South America. *Global Environmental Change*, *22*(2), 454–462. doi: 10.1016/j.gloenvcha.2012.01.004

Roback, J. (1982). Wages, rents, and the quality of life. *Journal of political Economy*, *90*(6), 1257–1278.

Soares, R. R., Kruger, D., & Berthelon, M. (2012). Household choices of child labor and schooling: A simple model with application to Brazil. *Journal of Human Resources*, *47*(1), 1–31.

VanWey, L. K., Spera, S., de Sa, R., Mahr, D., & Mustard, J. F. (2013). Socioeconomic development and agricultural intensification in Mato Grosso. *Philosophical Transactions of the Royal Society B: Biological Sciences*, *368*(1619), 1–7. doi: 10.1098/rstb.2012.0168

Appendix.

The effects reported in the main text were obtained using the full set of geographic controls and the weighting procedures discussed in section 3.3. This appendix reports supplementary results obtained using different groups of controls or weighting procedures.

Table A-1 reports estimates of equation (1) with different sets of controls using agricultural outcomes as dependent variables. Columns (1)–(4) report results obtained using cropland as the dependent variable while columns (5)–(8) report results obtained using the log of the value of crop production as the dependent variable. Columns (1) and (5) include only municipality and state × year fixed effects as controls. Columns (2) and (6) add cubic polynomials of longitude and latitude as controls. Columns (3) and (7) include cubic polynomials of average rainfall and temperature as controls. Columns (4) and (8) further include a cubic polynomial of the municipality's average land gradient as a control. These columns replicate the findings from Table 2.

The results highlight the importance of the geographic controls for the empirical design. The specifications without geographic controls—columns (1) and (5)—indicate that the evolution of agricultural outcomes was different between Cerrado and non-Cerrado municipalities before the late 1990s. The differences are large and indicate the trends in these outcomes was not similar before the agricultural expansion began. This is inconsistent with the identification assumption embedded in the empirical design used in the paper. These differences disappear once controls for longitude and latitude are included in columns (2) and (6). The inclusion of the other geographic controls does not change qualitatively the results.

Table A-2 reports estimates of equation (1) with different sets of controls using indicators of economic performance as dependent variables. Because Table A-1 indicates that using different sets of controls does not influence the conclusions, it focuses only on specifications without geographic controls and with the full set of geographic controls. Odd columns report the results without geographic controls while even columns report results using these controls.

Due to the lack of data on GDP before the agricultural expansion, it is not possible to evaluate the common trends assumption for these outcomes. It is possible, however, to examine whether the dynamics of the effects of the agricultural expansion on GDP is comparable with and without geographic controls. The coefficients indicate that results are quite different without these controls. The effects on the different components of GDP go up and down in the specifications without controls but grow almost monotonically over time with controls. The former dynamics is not consistent with the findings using agricultural outcomes while the latter is.

Table A-3 reports estimates of equation (2) with different sets of controls using indicators of consumption and infrastructure. It focuses on the three outcomes for which significant effects were found in Table 5: the share of households with a television, the share of household

with a fridge and the share households with electricity. Odd columns report the results without geographic controls while even columns report results using these controls. The findings indicate that the evolution of ownership rate of TVs and fridges was different between Cerrado and non-Cerrado municipalities before the beginning of the agricultural expansion. This is inconsistent with the identification assumption, thereby corroborating the findings of Table A-1 that the controls are fundamental in ensuring the validity of the common trends hypothesis.

Tables A-4, A-5 and A-6 replicate tables 2, 4 and A-5 without weights. The only differences between weighted and unweighted regressions are that the coefficients on agricultural outcomes only start to be significant in 2003–2004 and that the coefficients on consumption and infrastructure decline one third. However, the results from these three tables are qualitatively identical to the ones from the preferred specifications.

Table A-1. Effects on Agricultural Outcomes–Different Controls.
Each column reports the results from estimating equation (1) using a different dependent variable. Columns (1)–(4) report estimates using cropland as the dependent variable while columns (5)–(8) report estimates using the log of crop output.

	Dependent Variable							
	Cropland (% of municipality area)				log(Crop Output per municipality hectare)			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
Cerrado (1997–1998)	0.006**	0.002	0.006	0.003	0.375***	0.068	0.098	0.078
	(0.003)	(0.003)	(0.004)	(0.003)	(0.065)	(0.077)	(0.093)	(0.102)
Cerrado (1999–2000)	0.011***	0.007*	0.011***	0.007**	0.485***	0.058	0.045	0.026
	(0.004)	(0.004)	(0.004)	(0.003)	(0.069)	(0.088)	(0.100)	(0.111)
Cerrado (2001–2002)	0.018***	0.011**	0.012***	0.010**	0.683***	0.236**	0.250**	0.263*
	(0.006)	(0.005)	(0.005)	(0.004)	(0.095)	(0.110)	(0.125)	(0.140)
Cerrado (2003–2004)	0.024***	0.014**	0.017***	0.012***	0.917***	0.322**	0.388***	0.387**
	(0.008)	(0.006)	(0.005)	(0.005)	(0.111)	(0.125)	(0.134)	(0.157)
Cerrado (2005–2006)	0.029***	0.021***	0.021***	0.019***	0.853***	0.293**	0.407***	0.434**
	(0.009)	(0.006)	(0.006)	(0.006)	(0.123)	(0.135)	(0.153)	(0.172)
Cerrado (2007–2008)	0.036***	0.027***	0.026***	0.024***	0.945***	0.382**	0.521***	0.579***
	(0.010)	(0.007)	(0.006)	(0.006)	(0.147)	(0.161)	(0.179)	(0.200)
Cerrado (2009–2010)	0.045***	0.034***	0.032***	0.031***	1.174***	0.604***	0.740***	0.735***
	(0.010)	(0.007)	(0.006)	(0.007)	(0.146)	(0.178)	(0.204)	(0.227)
Cerrado (2011–2012)	0.062***	0.042***	0.037***	0.036***	1.538***	0.860***	0.866***	0.903***
	(0.012)	(0.008)	(0.008)	(0.008)	(0.195)	(0.220)	(0.240)	(0.268)
Coordinates[a]	No	Yes	Yes	Yes	No	Yes	Yes	Yes
Climate[b]	No	No	Yes	Yes	No	No	Yes	Yes
Gradient[c]	No	No	No	Yes	No	No	No	Yes
R-Squared	0.862	0.868	0.871	0.872	0.83	0.844	0.85	0.851
Number of Municipalities	665	665	665	665	664	664	664	664
Number of Observations	11,970	11,970	11,970	11,970	11,903	11,903	11,903	11,903

Notes: All regressions include municipality and state-year fixed effects. [a] *Coordinates* refer to the inclusion of cubic polynomials of longitude and latitude as controls. [b] *Climate* refer to the inclusion of cubic polynomials of average rainfall and temperature as controls. [c] *Gradient* refers to the inclusion of a cubic polynomial of the municipality's average land gradient as a control. Observations are weighted by municipal area. Standard errors clustered at the municipality level are reported in parentheses. *** $p < 0.01$; ** $p < 0.05$; * $p < 0.1$.

Table A-2. Effects on Agricultural Outcomes–Different Controls.
Each column reports the results from estimating equation (1) using a different dependent variable. Columns (1)–(2) report estimates using agricultural GDP per capita as the dependent variable; columns (3)–(4) using manufacturing GDP per capita; columns (5)–(6) using services GDP per capita and; columns (7)–(8) using total GDP per capita.

	Dependent Variable: log of per capita GDP in each category							
	Agriculture		Manufacturing		Services		Total	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
Cerrado (2001–2002)	0.061**	0.053*	0.050	0.035	0.012	0.039**	0.035***	0.030*
	(0.025)	(0.028)	(0.054)	(0.084)	(0.012)	(0.015)	(0.012)	(0.016)
Cerrado (2003–2004)	0.138***	0.151***	0.063	0.021	0.040**	0.068***	0.087***	0.092***
	(0.040)	(0.048)	(0.061)	(0.093)	(0.016)	(0.020)	(0.021)	(0.025)
Cerrado (2005–2006)	0.057	0.145**	0.068	0.013	0.050**	0.094***	0.043*	0.077**
	(0.049)	(0.059)	(0.068)	(0.094)	(0.020)	(0.025)	(0.025)	(0.031)
Cerrado (2007–2008)	0.051	0.208***	0.071	0.039	0.013	0.048**	0.023	0.068*
	(0.057)	(0.065)	(0.080)	(0.120)	(0.020)	(0.023)	(0.030)	(0.036)
Cerrado (2009–2010)	0.125**	0.238***	0.111	0.088	0.024	0.070***	0.050*	0.074**
	(0.056)	(0.061)	(0.081)	(0.119)	(0.022)	(0.023)	(0.028)	(0.033)
Cerrado (2011–2012)	0.291***	0.316***	0.123	0.121	0.051**	0.094***	0.094***	0.107***
	(0.064)	(0.072)	(0.093)	(0.123)	(0.023)	(0.025)	(0.030)	(0.036)
Geographic Controls[a]	No	Yes	No	Yes	No	Yes	No	Yes
R-Squared	0.932	0.938	0.943	0.945	0.969	0.972	0.956	0.959
Number of Municipalities	665	665	665	665	665	665	665	665
Number of Observations	9,310	9,310	9,310	9,310	9,310	9,310	9,310	9,310

Notes: All regressions include municipality and state-year fixed effects. [a] *Geographic Controls* refer to the inclusion of the full set of geographic controls described in the main text. Observations are weighted by the initial municipal population. Standard errors clustered at the municipality level are reported in parentheses. *** $p < 0.01$; ** $p < 0.05$; * $p < 0.1$.

Table A-3. Effects on Consumption and Infrastructure–Different Controls.
Each column reports the results from estimating equation (1) using a different dependent variable. Columns (1)–(2) report estimates using the share of households which owns a TV as the dependent variable; columns (3)–(4) using the share of households which owns a fridge and; columns (5)–(6) using the share of households with electricity.

	Dependent Variable is the % of Households with Access to the Good					
	TV		Fridge		Electricity	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Cerrado 2000	–0.017*	–0.002	0.017**	0.005	–0.007	0.021
	(0.009)	(0.015)	(0.008)	(0.011)	(0.018)	(0.021)
Cerrado 2010	0.016	0.052**	0.034*	0.043*	0.032	0.073*
	(0.022)	(0.026)	(0.019)	(0.023)	(0.034)	(0.039)
Geographic Controls[a]	No	Yes	No	Yes	No	Yes
R-Squared	0.934	0.947	0.948	0.96	0.816	0.856
Number of Municipalities	665	665	665	665	665	665
Number of Observations	9,310	9,310	9,310	9,310	9,310	9,310

Notes: All regressions include municipality and state-year fixed effects. [a] *Geographic Controls* refer to the inclusion of the full set of geographic controls described in the main text. Observations are weighted by the initial municipal population. Standard errors clustered at the municipality level are reported in parentheses. *** $p < 0.01$; ** $p < 0.05$; * $p < 0.1$.

Table A-4. Effects on Agricultural Outcomes–No Weights.
Each column reports the results from estimating equation (1) using a different dependent variable. Column (1) reports estimates using cropland as the dependent variable while column (2) reports estimates using the log of crop output.

	Dependent Variable	
	Cropland (% of municipality area) (1)	log(Crop Output per municipality hectare) (2)
Cerrado (1997–1998)	0.001	0.041
	(0.003)	(0.067)
Cerrado (1999–2000)	0.006	–0.101
	(0.005)	(0.083)
Cerrado (2001–2002)	0.008	–0.001
	(0.005)	(0.100)
Cerrado (2003–2004)	0.012**	0.098
	(0.006)	(0.111)
Cerrado (2005–2006)	0.018***	0.195
	(0.007)	(0.129)
Cerrado (2007–2008)	0.024***	0.229
	(0.008)	(0.143)
Cerrado (2009–2010)	0.027***	0.297**
	(0.008)	(0.151)
Cerrado (2011–2012)	0.028***	0.481***
	(0.007)	(0.156)
R-Squared	0.872	0.851
Number of Municipalities	665	664
Number of Observations	11,970	11,903

Notes: All regressions include municipality and state-year fixed effects and the geographic controls described in the text. Observations are weighted by municipal area. Standard errors clustered at the municipality level are reported in parentheses. *** $p < 0.01$; ** $p < 0.05$; * $p < 0.1$.

Table A-5. Effects on Economic Performance–No Weights.
Each column reports the results from estimating equation (1) using a different dependent variable. Columns (1) to (3) report estimates using GDP per capita in different sectors as the dependent variable. Column (4) reports estimates using aggregate GDP per capita as the dependent variable.

	Dependent Variable: log of per capita GDP in each category			
	Agriculture (1)	Manufacturing (2)	Services (3)	Total (4)
Cerrado (2001–2002)	0.021	0.027	0.037***	0.029*
	(0.030)	(0.037)	(0.013)	(0.016)
Cerrado (2003–2004)	0.114**	0.014	0.063***	0.083***
	(0.047)	(0.045)	(0.017)	(0.025)
Cerrado (2005–2006)	0.112**	0.025	0.089***	0.088***
	(0.055)	(0.050)	(0.022)	(0.030)
Cerrado (2007–2008)	0.181***	0.062	0.060***	0.094***
	(0.064)	(0.066)	(0.019)	(0.034)
Cerrado (2009–2010)	0.182***	0.068	0.065***	0.084***
	(0.060)	(0.069)	(0.020)	(0.032)
Cerrado (2011–2012)	0.252***	0.065	0.074***	0.095***
	(0.068)	(0.067)	(0.022)	(0.034)
R-Squared	0.914	0.913	0.955	0.937
Number of Municipalities	665	665	665	665
Number of Observations	9,310	9,310	9,310	9,310

Notes: All regressions include municipality and state-year fixed effects and the geographic controls described in the text. Standard errors clustered at the municipality level are reported in parentheses. *** $p < 0.01$; ** $p < 0.05$; * $p < 0.1$.

Table A-6. Effects on Consumption and Infrastructure–No Weights.
Each column reports the results from estimating equation (1) using a different dependent variable. Columns (1)–(6) report estimates using the share of households with access to a particular good as the dependent variable.

	Dependent Variable: % of Households with Access to the Good					
	TV (1)	Fridge (2)	Car (3)	Electricity (4)	Water (5)	Sewage (6)
Cerrado 2000	–0.009	0.002	0.000	0.000	–0.010	0.025
	(0.014)	(0.011)	(0.004)	(0.017)	(0.015)	(0.026)
Cerrado 2010	0.039**	0.030*	–0.008	0.046	0.005	0.012
	(0.018)	(0.018)	(0.006)	(0.031)	(0.026)	(0.026)
R-Squared	0.953	0.961	0.906	0.864	0.890	0.637
Number of Municipalities	665	665	665	665	665	665
Number of Observations	1,995	1,995	1,995	1,995	1,995	1,995

Notes: All regressions include municipality and state-year fixed effects and the geographic controls described in the text. Standard errors clustered at the municipality level are reported in parentheses. *** $p < 0.01$; ** $p < 0.05$; * $p < 0.1$.

r b e

ISSN 1806-9134 (online)
DOI 10.5935/0034-7140.20180009
Revista Brasileira de Economia, **72**(2), 186–195

Uma Nota sobre o Impacto da Corrupção no Endividamento dos Estados Brasileiros

Paulo Matos*

Sumário: 1. Introdução; 2. Metodologia; 3. Exercício Empírico; 4. Conclusão.

Palavras-chave: Índice de Corrupção Governamental; Painel Dinâmico; Variáveis de Controle Fiscais e Econômicas; Endividamento dos Estados Brasileiros.

Códigos JEL: C23, H63, H83.

Esta nota agrega à discussão sobre as finanças públicas dos estados brasileiros, atendo-se à pela fragilidade fiscal e corrupção crescente. Propõe-se a estimação de três distintas abordagens utilizadas na literatura internacional com o intuito de mensurar o impacto do Índice de Corrupção Governamental na Dívida Consolidada Líquida como razão do Produto Interno Bruto desses entes federativos. A elasticidade-corrupção do endividamento é significativo a 1% e oscila entre 0,015 e 0,020. O exercício empírico aqui sugerido permite ainda inferir que a redução do endividamento nos estados através do combate à corrupção é mais eficiente se aliado à austeridade fiscal do que quando combinado com demais políticas econômicas.

This note adds to the discussion about the Brazilian state conjuncture, characterized by fiscal fragility and increasing corruption. We propose the estimation of three different approaches used in the international literature in order to measure the impact of the Governmental Corruption Index on the Net Consolidated Debt as the ratio of the Gross Domestic Product of these federative entities. The elasticity-corruption of debt is significant at 1% and ranges from 0.015 to 0.020. The empirical exercise suggested here still allows us to infer that the reduction of the indebtedness in the states through the fight against corruption is more efficient if combined with fiscal austerity than when combined with other economic policies.

1. Introdução

A literatura internacional, a partir de contribuições como Grechyna (2010), tem sugerido modelagens úteis em finanças públicas que permitem inferir estatisticamente sobre o papel da corrupção no endividamento de países desenvolvidos e emergentes. Em suma, essa literatura sugere que possa haver dois efeitos contrários, cujo efeito líquido precisa ser mensurado em cada caso, pois: i) governos mais corruptos desperdiçam recursos e/ou faz uso de alocação menos eficiente, sendo necessário buscar outras fontes de recursos, como endividamento, tendo em vista a limitação associada ao aumento de tributação ou emissão de moeda, no caso de países; e ii) governos cuja percepção de corrupção seja maior sob a ótica do sistema financeiro

*CAEN/UFC. Email: paulomatos@caen.ufc.br

Recebido em 08 de novembro de 2016
Aceitação final em 31 de outubro de 2017

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

tendem a ter mais dificuldade de se endividar, tendo em vista piores condições associadas a um maior prêmio de risco ou a maiores colaterais exigidos.

Neste contexto, o caso brasileiro parece ser bastante interessante, pois se após a estabilização econômica nos anos 90, o Produto Interno Bruto (PIB) crescia, o país e consequentemente os estados e municípios não aparentavam ter problemas mais graves de receitas e não havia a percepção generalizada sobre corrupção por parte da sociedade, talvez o efeito da corrupção sobre a economia fosse secundário.

Porém, o cenário mais recente é diferente. Diante de uma conjuntura caracterizada por retração dos principais indicadores de crescimento, emprego e produção e pela consequente redução na arrecadação tributária em todas as esferas, tem-se o comprometimento das principais fontes de receita dos entes federativos subnacionais, via tributos ou transferências. Mesmo as fontes alternativas de financiamento dos estados, via crédito obtido junto aos bancos nacionais ou via paradiplomacia, parecem estar postas em cheque devido ao maior risco soberano atribuído aos estados, principalmente os tidos como mais corruptos ou mais ineficientes no gasto público.

Observando a economia brasileira para o período pós Lei de Responsabilidade Fiscal (LRF)[1] durante os anos de 2000 a 2008, evidencia-se uma razão entre a Dívida Bruta do Governo Federal e o Produto Interno Bruto (PIB) que oscila entre 50% (2000) e 56% (2008), tendo atingido seu ápice com 64% em 2002. Por outro lado, sob a ótica da corrupção, mensurada pelo Índice de Percepção de Corrupção da Transparência Internacional, o país tem uma trajetória contínua e consistente de piora, passando de 49º em 2000 para 80º em 2008 no ranking mundial.

Esta nota agrega a essa discussão ao propor a estimação de arcabouços previamente usados para painel de países, como Grechyna (2010), Cooray & Schneider (2013) e Benfratello, Del Monte & Pennacchio (2015), adaptando-os para a realidade dos entes federativos estaduais no Brasil, justamente durante o período mais longo possível após a implementação da LRF. Este instrumento visa estabelecer em regime nacional parâmetros relativos ao gasto público a serem seguidos também pelos governos estaduais, impondo restrições orçamentárias que preservem a situação fiscal desses entes, de acordo com seus balanços anuais.

Essa escolha se justifica, pois é possível evidenciar que durante o período de 2000 a 2008 a razão entre Despesa Consolidada Líquida (DCL) e PIB é muito heterogênea, seja em termos de ordem de grandeza, tendências ou ciclos. Como exemplo, enquanto o Acre evolui de um patamar de DCL/PIB superior a 40% em 2000 para um valor próximo a 10% em 2008, o Rio Grande do Sul se manteve em um patamar sempre próximo ou superior a 20%. Nesse mesmo período, o Distrito Federal oscilou suavemente entre 1% e 5%, enquanto Alagoas apresentou ciclos longos, oscilando entre 32% e 45%. Sobre essa questão, Matos, Penna & Rossatti (2017), por exemplo, estudam especificamente a natureza do comportamento em termos de convergência ou divergência da trajetória intertemporal da relação entre DCL e a Receita Corrente Líquida (RCL) dos estados brasileiros durante o período de abril de 2005 a dezembro de 2015.

Em termos de corrupção, diante da escassez de métricas confiáveis e que se mostrem capazes de mensurar esta complexa e latente variável, opta-se pelo uso do Índice de Corrupção

[1]Lei Complementar nº 101, de 04 de maio de 2000.

Governamental (ICG), desenvolvido por Boll (2011) e usado em experimentos aplicados ao Brasil em alguns estudos, como De Melo, Sampaio & De Oliveira (2014), cujo intuito é analisar a dependência do empreendedorismo nos estados em resposta à corrupção. Com relação a essa métrica, observa-se também uma heterogeneidade acentuada, com o ICG médio dos estados da região Sul de 0,059 sendo mais baixo que os registrados nas demais regiões, todos acima de 0,18.

A evidência mais relevante do estudo obtida a partir da estimação de um painel balanceado dinâmico consiste na mensuração do impacto do aumento de 1% da corrupção nos estados nas suas relações DCL/PIB, o qual é significativo a 1% e oscila entre 0,015% e 0,020%.

A nota está dividida de forma que a seção seguinte descreve a metodologia apresentada na seção. A terceira seção discute o exercício empírico e as considerações finais são reportadas na quarta seção.

2. Metodologia

2.1. Aspectos gerais

Na vertente da literatura sobre corrupção associada à ciência econômica, há contribuições interessantes sobre a modelagem da racionalidade dos agentes envolvidos, sendo mais comum, no entanto, as pesquisas empíricas que mensuram suas consequências no endividamento, no fluxo de investimentos, na produtividade, na inflação, na competitividade, na eficiência dos serviços públicos e no crescimento do PIB, como em Mauro (1995).

Nesta literatura sobre o papel da corrupção, esta nota agrega ao mensurar a influência dessa prática ilícita no endividamento dos estados no Brasil, a partir da estimação via painel dinâmico balanceado de três abordagens: Grechyna (2010), Cooray & Schneider (2013) e Benfratello et al. (2015). As principais adaptações à realidade dos dados disponíveis para os estados são com relação à variável de endividamento e à proxy de corrupção.

No primeiro caso, apesar da Lei de Responsabilidade Fiscal (LRF) regulamentar a relação entre dívida consolidada líquida e receita corrente líquida, a variável endógena usualmente utilizada nos modelos que visam analisar o comportamento do endividamento de entes públicos em reposta à corrupção é a relação entre alguma métrica de dívida e o respectivo PIB. Já sobre a proxy da corrupção nos estados, Boll (2011) sugere uma métrica seguindo diretrizes do Banco Mundial, desenvolvida em estudo com aval da Controladoria Geral da União (CGU), intitulada Índice de Corrupção Governamental dos Estados (ICG). O ICG mede a corrupção no nível microeconômico por meio do rastreamento dos gastos públicos, através da análise das irregularidades praticadas por agentes responsáveis pela execução dos gastos públicos federais. No Brasil, estes dados estão disponíveis no Cadastro de Contas Irregulares do Tribunal de Contas da União (Cadirreg). O ICG pondera a quantidade de processos e os valores referentes às irregularidades praticadas com recursos da União nos estados. Os dados estão disponíveis somente durante o período de 1998 a 2008, em razão da disponibilidade dos dados fornecidos pelo Tribunal de Contas da União (TCU).

2.2. Abordagens Utilizadas

O primeiro arcabouço segue a aplicação sugerida em Grechyna (2010), a qual agrega ao arcabouço orçamentário básico aplicado a governos: a variável que mensura o serviço da dívida como razão do PIB, a corrupção e variáveis macroeconômicas, como o desemprego e o crescimento do PIB real.[2] Formalmente, testa-se a seguinte relação:

$$\frac{\mathrm{DCL}_t^i}{\mathrm{PIB}_t^i} = \beta_D \frac{\mathrm{DCL}_{t-1}^i}{\mathrm{PIB}_{t-1}^i} + \beta_E \frac{\mathrm{DEN}_t^i}{\mathrm{PIB}_t^i} + \beta_G \mathrm{CPR}_t^i + \beta_U \mathrm{DES}_t^i + \beta_C \mathrm{ICG}_t^i + \vartheta_t^i. \tag{1}$$

Nesta relação, além do DCL_t^i e PIB_t^i, já identificados, definem-se: DEN_t^i como a razão entre encargos da dívida e PIB do ente federativo i em t; CPR_t^i que corresponde ao crescimento do PIB real do ente federativo i em t; e DES_t^i que define o desemprego do ente federativo i em t. O resíduo do arcabouço é dado por ϑ_t^i. Os parâmetros β_D, β_E, β_G, β_U e β_C mensuram a sensibilidade do endividamento ponderado às variáveis explicativas, conforme exposto na relação (1).

O segundo arcabouço segue uma das especificações sugeridas em Cooray & Schneider (2013). Neste estudo, os autores testam várias possíveis especificações, tendo em comum a intenção de mensurar o impacto do PIB real per capita, como proxy de variável macroeconômica de estado, além de desagregar rubricas de despesas. A adaptação para o caso brasileiro se dá decompondo as despesas totais dos estados em despesas correntes e de capital. Formalmente, esta especificação é dada por:

$$\frac{\mathrm{DCL}_t^i}{\mathrm{PIB}_t^i} = \theta_D \frac{\mathrm{DCL}_{t-1}^i}{\mathrm{PIB}_{t-1}^i} + \theta_O \frac{\mathrm{DCO}_t^i}{\mathrm{PIB}_t^i} + \theta_S \frac{\mathrm{DCA}_t^i}{\mathrm{PIB}_t^i} + \theta_P \mathrm{PPC}_t^i + \theta_C \mathrm{ICG}_t^i + \delta_t^i. \tag{2}$$

Nesta segunda relação, DCO_t^i corresponde à Despesa Corrente do ente federativo i em t; DCA_t^i define a Despesa com Capital do ente federativo i em t; e PPC_t^i se refere ao PIB real per capita do ente federativo i em t. O resíduo do arcabouço é dado por δ_t^i. Os parâmetros θ_D, θ_O, θ_S, θ_P e θ_C mensuram a sensibilidade do endividamento ponderado às variáveis explicativas, conforme exposto na relação (2).

O terceiro arcabouço aqui utilizado está alinhado ao teste feito em Benfratello et al. (2015), no qual a modelagem insere variáveis de controle essencialmente macroeconômicas, dadas pelo crescimento do PIB real e pelo PIB real per capita. Este modelo incorpora ainda inflação, pois o mesmo se aplica a painéis de países, enquanto no presente estudo não se faz uso desta variável de mudança de preços, por serem os entes federativos subnacionais, para os quais não há disponibilidade de séries temporais. A relação (3) formaliza este teste:

$$\frac{\mathrm{DCL}_t^i}{\mathrm{PIB}_t^i} = \mu_D \frac{\mathrm{DCL}_{t-1}^i}{\mathrm{PIB}_{t-1}^i} + \mu_G \mathrm{CPR}_t^i + \mu_P \mathrm{PPC}_t^i + \mu_C \mathrm{ICG}_t^i + \omega_t^i. \tag{3}$$

[2] Na especificação completa, Grechyna (2010) ainda considera variáveis associadas à instabilidade e polarização política, ambas indisponíveis para os entes federativos subnacionais no Brasil.

Nesta terceira relação, não há variáveis explicativas ainda não definidas, sendo o resíduo do arcabouço dado por ω_t^i. Os parâmetros μ_D, μ_G, μ_P e μ_C mensuram a sensibilidade do endividamento ponderado às variáveis explicativas, conforme exposto na relação (3).

2.3. Técnica de Estimação

A técnica econométrica de estimação de dados em painel leva em consideração ambas as dimensões de tempo (T) e de corte transversal de unidades de observação (N), sendo a mais adequada neste exercício empírico, por não haver uma disponibilidade da série temporal tão extensa assim, em relação à quantidade de unidades de observação, no caso, as unidades de federação brasileira. Diante da inviabilidade de um estudo característico de séries temporais, a técnica em painel além de viável permite modelar o comportamento dos estados ao longo do tempo e as influências entre os estados. Em razão destas características, a estimação de dados em painel se mostra mais indicada em razão dos efeitos decorrentes de variáveis omitidas, latentes ou não-observadas. Outra vantagem em relação estimações em uma só dimensão, é qualidade da inferência a partir de parâmetros estimados mais eficientes, em razão do maior grau de liberdade.

No presente estudo, os modelos além de apresentarem efeitos fixos no corte transversal, assumem que a variável dependente, dívida consolidada líquida em razão do PIB, depende de sua própria defasagem. Assim, seguindo a literatura empírica internacional relacionada, faz-se uso da especificação de estimação de painéis dinâmicos sugerida por Arellano & Bond (1991), o qual elimina os efeitos fixos dos estados a partir da diferenciação.

Com relação à matriz de pesos, faz-se uso da Matriz de variância-covariância de White na dimensão temporal, assumindo-se que as estruturas de correlação das inovações variam de um estado da federação para outro. Por fim, a definição dos instrumentos, necessária para estimação do arcabouço dinâmico via *Generalized Method of Moments* (GMM) em duas etapas de iteração, segue esta mesma literatura, ao fazer uso do da própria variável dependente defasada como instrumento dinâmico e das demais variáveis explicativas com uma defasagem como demais instrumentos sem transformação.

3. Exercício Empírico

3.1. Base de Dados

O Brasil é um país com dimensões continentais e desigualdades igualmente extensas. Esta heterogeneidade não se aplica somente à renda, como usualmente reportado nos meios de comunicação, mas também a diversas variáveis de natureza social, econômica, previdenciária e demográfica, por exemplo.

Com relação à variável endógena, extraída a partir da base de dados da Secretaria do Tesouro Nacional (STN) e do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA), observa-se que o perfil de endividamento dos estados como razão do próprio PIB é bastante heterogêneo, podendo ser caracterizada pela amplitude de 34,62%, tendo como limite inferior o Distrito Federal que compromete na média 2,40% do seu PIB com a dívida consolidada líquida, enquanto

o estado alagoano atinge uma razão média de 37,02%. É possível ainda identificar elevadas divergências comparando unidades federativas em uma mesma região. A região Norte aparece como a que possui menor ordem de grandeza média, com cerca de 8,50%, enquanto as demais regiões apresentam médias superiores a 13,00%.

Sobre a corrupção, mensurada pelo ICG extraído de Boll (2011), evidencia-se que a média da região Sul, de 0,059, é consideravelmente mais baixa que os registrados nas demais regiões, todos acima de 0,18. A heterogeneidade da corrupção é ainda maior, se for observado a amplitude de 0,467 entre os entes com maior e menor ICG, Maranhão e Santa Catarina, respectivamente. Sobre as demais variáveis explicativas usadas, são todas bastante comuns e foram extraídas da STN e do IPEA.

3.2. Resultados da Estimação das Abordagens em Painel

Em razão da premissa de estacionariedade da variável dívida/PIB, realizou-se o teste de raiz unitária em painel com intercepto sugerido em Levin, Lin & James Chu (2002), o qual permite evidenciar estacionariedade a 5% de significância.

A Tabela 1 reporta os resultados da estimação em painel dinâmico dos três arcabouços sugeridos, representados pelas relações (1), (2) e (3), os quais seguem a literatura que visa mensurar o impacto da corrupção nos níveis de endividamento. Os resultados obtidos para a estimação da elasticidade-corrupção no endividamento são robustos à mudança de arcabouço teórico, sendo esta elasticidade significativamente positiva a 1%, com ordem de grandeza oscilando entre 0,015 e 0,020.

Em comparação com os resultados obtidos originalmente por Grechyna (2010) para um painel de 23 países muito desenvolvidos de 1995 a 2007, aqui se corrobora a evidência de que haja um componente inercial na gestão da dívida, assim como o serviço da dívida com encargos que também influencia o endividamento no sentido crescente. Os resultados estão ainda alinhados no que se refere ao sinal do impacto das variáveis econômicas, com desemprego afetando positivamente endividamento, enquanto o crescimento do PIB real parece ser útil no controle da dívida. Um comparativo interessante permite observar que um aumento de 1% na corrupção implica no aumento do endividamento em 0,015%, aproximadamente metade da redução do consequente do aumento do PIB em 1%, a qual é cerca de 0,029%.

A segunda especificação, alinhada a Cooray & Schneider (2013), visa analisar o impacto do PIB per capita e das despesas desagregadas. Segundo esses autores, para um painel contendo 102 países durante o período de 1996 a 2012, o impacto da corrupção é da ordem de 0,078, do endividamento defasado de 0,781, enquanto do PIB é de −0,229. Com base na segunda coluna da Tabela 1, as rubricas similares no arcabouço aqui proposto possuem os mesmos sinais em termos de impacto. A principal diferença está na decomposição das despesas em rubricas correntes e de capital. Em suma, um aumento dos gastos contemplados na rubrica de despesas com capital em razão do PIB influencia positivamente no aumento do endividamento em uma ordem de grandeza de cerca de quase 3 vezes o impacto oriundo dos gastos correntes, os quais diferentemente, influenciam na redução do endividamento, mesmo que de forma menos intensa.

Tabela 1. Estimação de um painel balanceado com as 27 unidades federativas de 2000 a 2008.

	Arcabouços		
	Grechyna (2010)	Cooray & Schneider (2013)	Benfratello et al. (2015)
Dívida Consolidada Líquida/PIB$(t-1)$	0,8653*** [0,0000]	0,8496*** [0,0000]	0,8730*** [0,0000]
Impacto das Variáveis Fiscais			
Despesa com encargos da dívida/PIB	3,5107*** [0,0000]		
Despesa com capital/PIB		0,3521*** [0,0000]	
Despesa corrente/PIB		–0,1307*** [0,0000]	
Impacto das Variáveis Econômicas			
PIB real per capita		–2,43 E–6*** [0,0005]	–2,43 E–6*** [0,0000]
Crescimento do PIB real	–0,0287*** [0,0000]		–0,0311*** [0,0000]
Desemprego	0,0673*** [0,0012]		
Impacto da Corrupção			
Índice de Corrupção Governamental	0,0154***	0,0149***	0,0195*** [0,0000]

Notas: (1) Os modelos apresentam efeitos fixos no corte transversal e possuem a variável dependente defasada como variável explicativa, fazendo-se uso da especificação de estimação de painéis dinâmicos sugerida por Arellano & Bond (1991). (2) Faz-se uso da Matriz de variância-covariância de White na dimensão temporal, assumindo-se que heterocedasticidade. (3) A instrumentalização do GMM em duas etapas de iteração se dá através do uso da própria variável dependente defasada como instrumento dinâmico e das demais variáveis explicativas com uma defasagem como demais instrumentos sem transformação.

Uma possível abordagem para esta evidência reside no fato de que apesar de amortização está contemplada em gastos com capital, para muitos estados ao longo do tempo, o maior peso desta rubrica está em gastos com investimentos, os quais comumente estão associados à absorção de um passivo. A construção de um hospital, por exemplo, consiste em um equipamento importante no provimento do serviço público de saúde, mas implica em um vetor de gastos futuros elevados com despesas de custeio associados aos salários e material de consumo, dentre outros.

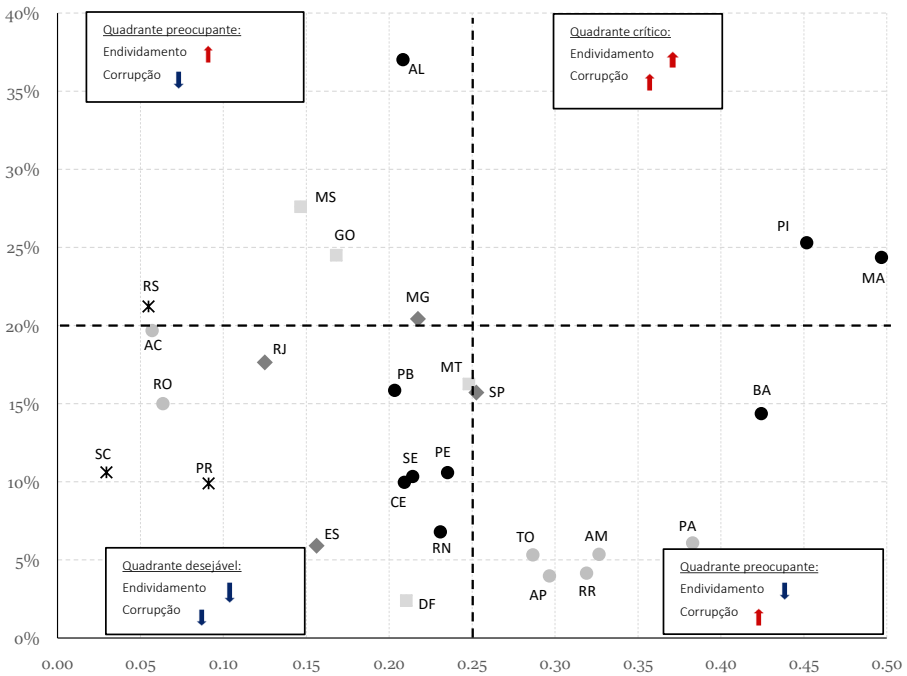
Por fim, a terceira coluna da Tabela 1 traz os resultados da especificação definida na relação (3), a qual se baseia no modelo de Benfratello et al. (2015). Estes autores aplicaram o arcabouço básico acrescido de variáveis de controle macroeconômicas associadas ao PIB e à inflação. Os resultados obtidos corroboram em sinal e ordem de grandeza os resultados obtidos na estimação dos arcabouços representados pelas relações (1) e (2), ou seja, aumentos tanto no PIB real per capita, como no crescimento do PIB são importantes e significativos instrumentos de redução

de endividamento nos estados brasileiros, uma evidência similar à obtida em Benfratello et al. (2015). As ordens de grandeza do impacto positivo do endividamento defasado e da influência da corrupção são próximas às previamente reportadas na Tabela 1.

3.3. Discussão sobre a dispersão entre endividamento e corrupção

Esse exercício permite inferir que a corrupção mensurada pelo ICG de Boll (2011) influencia de forma positiva e significativa a 1% os níveis de endividamento dos entes federativos subnacionais brasileiros, considerando-se o período de 2000 a 2008. Uma extensão desta evidência consiste na análise da dispersão entre os valores médios de ICG no eixo horizontal e níveis médios de endividamento no eixo vertical apresentada na Figura 1. Esta dispersão, caracterizada pela divisão em quadrantes de igual área, permite identificar que somente dois estados, Piauí e Maranhão, ambos da mesma região, estão no quadrante intitulado como crítico, por terem em termos relativos, elevados níveis de endividamento, próximos a 25%, e de corrupção, 0,45 e 0,50, respectivamente.

Figura 1. Dispersão da DCL/PIB versus ICG dos estados brasileiros (valores médios do período de 2000 a 2008).[a]



[a] Os entes federativos da Região Centro-Oeste estão representados por quadrados de cor cinza claro. Os entes federativos da Região Nordeste estão representados por círculos de cor preta. Os entes federativos da Região Norte estão representados por círculos de cor cinza claro. Os entes federativos da Região Sudeste estão representados por losangos de cor cinza escuro. Os entes federativos da Região Sul estão representados por asteriscos de cor preta.
Fontes: STN, IPEA e Boll (2011).

Em um ranking de endividamento como razão do PIB, estes estados estão em terceiro e quinto lugares, respectivamente. Ambos lideram o ranking de corrupção no país. No outro extremo, qualitativamente falando, treze estados estão situados no quadrante desejável, com níveis relativamente baixos de corrupção e dívida. É preciso, no entanto, desagregar esta análise por quadrante, pois, dentre estes cuja situação é classificada como desejável, há estados como Santa Catarina e Paraná com níveis muito baixos, enquanto Paraíba e Mato Grosso estão muito próximos de uma migração para o quadrante preocupante, por razões de elevada corrupção, ou para o quadrante crítico.

A região preocupante caracterizada por elevados níveis de endividamento apresenta possui cinco estados, apenas, sendo a situação de Alagoas e de Minas Gerais as mais preocupantes, estando ambos próximos do quadrante crítico, tendo em vista seus níveis de corrupção superiores a 0,20.

No outro quadrante preocupante em razão dos níveis de corrupção, há setes entes federativos, dos quais São Paulo e Bahia, ambos com níveis de endividamento próximos a 15%, o que os situa perto do quadrante crítico.

Se por um lado, a região Nordeste preocupa bastante em razão dos comportamentos individuais, principalmente de Piauí e Maranhão e de certa forma, também de Paraíba e Bahia, por outro lado, a região Sul se destaca, pois, apesar da situação de endividamento do Rio Grande do Sul, superior a 21% do PIB, todos os três estados em situados muito distantes da região crítica, pois apresentam os menores níveis de corrupção. É preciso ainda ressaltar que a região Norte tem todos seus representantes em situação desejável ou mesmo no quadrante preocupante, mas com níveis de endividamento muito baixos em relação aos demais estados.

4. Conclusão

A atual conjuntura dos estados no Brasil pode ser sumarizada, por um lado, pela evidência sobre a incapacidade em honrar com os compromissos de folha de pagamento e por outro lado, pela conjunção de políticas econômicas inócuas na promoção de crescimento, de renda e de emprego. Associado a esse cenário, há ainda a crescente corrupção no país, seja esta percebida pela sociedade ou mensurada em termos de quantidades de processo e valores referentes às irregularidades praticadas por agentes responsáveis pela execução dos gastos públicos federais.

Neste contexto, a contribuição inovadora nesta nota se deve à mensuração do significativo impacto do aumento de 1% da corrupção nos estados nas suas relações DCL/PIB, o qual oscila entre 0,015% e 0,020%. O estudo permite comparar o potencial de redução do endividamento através de políticas econômicas vis-à-vis medidas fiscais, evidenciando que a capacidade de se reduzir o endividamento através do combate à corrupção é maior quando este é aliado à austeridade fiscal do que quando combinado com outras políticas econômicas. O estudo permite ainda analisar os impactos fiscais das despesas de forma desagregada, sendo possível mensurar que um aumento das despesas com capital em razão do PIB influencia positivamente no aumento do endividamento em uma ordem de grandeza de cerca de quase 3 vezes o impacto oriundo dos gastos correntes, os quais diferentemente, influenciam na redução do endividamento.

Assim, a principal conclusão deste estudo é agregar não somente à literatura relacionada ao estudo do endividamento público, mas acrescentar ao debate mais amplo sobre finanças públicas, chamando a atenção que a corrupção não impacta apenas as dívidas dos estados, pois o que a literatura internacional já evidenciou há décadas é que esta prática ilícita afeta negativamente o crescimento do PIB, o fluxo de investimentos, a produtividade, o combate à inflação, a competitividade do setor produtivo e como consequência de tudo isso, a eficiência no provimento dos serviços públicos pelo estado. Ou seja, a corrupção afeta diretamente à toda a sociedade.

Referências Bibliográficas

Arellano, M., & Bond, S. (1991). Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations. *The Review of Economic Studies*, *58*, 277–297.

Benfratello, L., Del Monte, A. & Pennacchio, L. (2015). *Corruption and public debt: An empirical analysis* (Working Paper). University of Naples "Federico II".

Boll, J. (2011). *A corrupção governamental no Brasil: Construção de indicadores e análise da sua incidência relativa nos estados brasileiros* (Relatório técnico). 5º Concurso de Monografias da CGU.

Cooray, A., & Schneider, F. (2013, dezembro). *How does corruption affect public debt? An empirical analysis* (Working Paper Nº 1322). Linz-Auhof: Johannes Kepler University of Linz. Disponível em: http://www.econ.jku.at/papers/2013/wp1322.pdf

De Melo, F., Sampaio, L. & De Oliveira, R. (2014). Corrupção burocrática e empreendedorismo: Uma análise empírica dos estados brasileiros. *Revista de Administração Contemporânea*, *19*, 374–397.

Grechyna, D. (2010). *Public debt levels and corruption in high-income economies* (Working Paper). Universitat Autònoma de Barcelona.

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

Matos, P., Penna, C. & Rossatti, C. (2017). *Convergence analysis of indebtedness of Brazilian states: So close, so far* [Mimeo].

Mauro, P. (1995). Corruption and growth. *The Quarterly Journal of Economics*, *110*, 681–712.

r b e

ISSN 1806-9134 (online)
DOI 10.5935/0034-7140.20180010
Revista Brasileira de Economia, **72**(2), 196–216

Avaliação de Impacto das Assistências Técnicas do Sistema S no Mercado de Trabalho

Thais Waideman Niquito*
Regis Augusto Ely†
Felipe Garcia Ribeiro‡

Sumário: **1. Introdução; 2. Inclusão produtiva e o Sistema S; 3. Base de dados e estratégia empírica; 4. Resultados e discussão; 5. Considerações finais; Apêndice. Balanço das covariadas após pareamento.**

Palavras-chave: **Sistema S, mercado de trabalho, assistência técnica.**

Códigos JEL: **D04, J01.**

Este artigo analisa o efeito da prestação de serviços de assistência técnica pelo Sistema S sobre indicadores de mercado de trabalho de microempreendedores usando dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios de 2014. A estratégia empírica empregada é a estimação de modelos de escore de propensão aplicados a amostras complexas. Os resultados mostram que receber assistência aumenta a probabilidade de formalização dos negócios e a demanda por crédito, bem como tem impactos positivos sobre jornada de trabalho e salários dos indivíduos. Estas evidências podem fundamentar as discussões sobre a contribuição do Sistema S para o mercado de trabalho brasileiro.

*This paper analyses the effect of technical assistance services provided by the "S System" on labor market indicators of microentrepreneurs, using data from National Household Survey (*Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios, *PNAD) of 2014. The empirical strategy employed is an estimation of propensity score models applied to complex samples. The results shows that receiving assistance increases the probability of business formalization and of credit demand, was well it has a positive impact on work hours and the wage of individuals. These evidences can support the discussions about the contribution of the "S System" for the country's labor market.*

1. Introdução

O presente estudo busca avaliar se a prestação de serviços de assistência técnica das entidades vinculadas ao Sistema S (SEBRAE, SENAI, SENAC, etc.) afeta indicadores de mercado de trabalho de microempreendedores. Especificamente, são investigados efeitos sobre a formalização

*Departamento de Economia da UDESC. Av. Madre Benvenuta 2037, Itacorubi, Florianópolis, SC, Brasil. CEP 88035-001. Email: twaideman@gmail.com

†Departamento de Economia da UFPel. Rua Gomes Carneiro, 1, Porto, Pelotas, RS, Brasil. CEP 96010-610. Email: regisaely@gmail.com

‡Departamento de Economia da UFPel. Email: felipe.garcia.rs@gmail.com

Recebido em 04 de agosto de 2017
Aceitação final em 16 de fevereiro de 2018

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

(possuir CNPJ), busca e obtenção de microcrédito, ter mais de um emprego, rendimentos e jornada de trabalho. Para tanto, são utilizadas as informações existentes na edição de 2014 da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) sobre assistência técnica a pequenos empreendedores.

O Sistema S abarca um conjunto de nove organizações que objetivam o treinamento profissional, assistência social, consultoria, pesquisa e assistência técnica para empresas e seus empregados. Trata-se de um importante instrumento de política pública voltado, principalmente, à capacitação dos empreendedores e trabalhadores. De acordo com dados da Receita Federal, o valor repassado ao Sistema S em 2016 totalizou R$15,9 bilhões, o equivalente a 0,3% do PIB. Para fins de comparação, este valor representa pouco mais da metade dos recursos destinados ao Programa Bolsa Família naquele ano (R$28,5 bilhões).[1]

Investigar quantitativamente como os serviços prestados por essas entidades afetam indicadores de equilíbrio do mercado de trabalho é um tema de pesquisa inédito e de fundamental importância para melhoria e assertividade da utilização dos recursos públicos, uma vez que parte significativa do orçamento dessas organizações é oriundo de contribuições compulsórias sobre a folha de pagamentos das empresas do setor formal.

No Brasil há diversos impostos incidentes sobre a folha de pagamentos que servem à promoção de bem-estar e seguridade social (previdência, educação, qualificação e segurança no trabalho, etc.). Como mencionado no parágrafo anterior, entre eles, está também a contribuição para o Sistema S, que pode representar até 3,1% da folha de salários (Moraes, 2000). Algumas medidas pertencentes ao Plano Brasil Maior, adotadas a partir de 2011, como a desoneração da folha de salários da contribuição patronal à previdência (alíquota de 20%), suscitaram o debate acerca da rigidez do mercado de trabalho brasileiro e dos altos custos para contratação de mão de obra formal.

Essa discussão colocou em evidência a contribuição para o Sistema S, uma vez que ao fazer parte do arcabouço tributário, possivelmente exerça algum efeito sobre a competitividade da economia. A reforma trabalhista aprovada em 2017,[2] que entre seus objetivos visou modernizar as relações entre empregados e empregadores, teve protocolada emenda para que também fossem extintas as contribuições patronais ao Sistema S.[3] Outro fator que tem contribuído para o debate acerca das contribuições para o Sistema S é a forte deterioração das contas públicas. O resultado fiscal negativo do governo brasileiro ao longo dos últimos anos (desde 2014), fez com que, no ano de 2016, fosse elaborado um Projeto de Lei que visava a destinação de 30% dessa contribuição ao financiamento da seguridade social.[4]

Neste contexto, necessita-se a realização de estudos de impactos das políticas públicas desenvolvidas pelo Sistema S para análise de custo benefício.O presente estudo procura preencher parte desta lacuna ao avaliar os impactos do Sistema S no mercado de trabalho brasileiro através da estimação de modelos de escore de propensão aplicados a amostras complexas, seguindo as

[1]Dados disponíveis em http://mds.gov.br/area-de-imprensa/dados

[2]Aprovada pelo Senado Federal em 11/7/2017 e sancionada pelo Presidente da República em 13/7/2017.

[3]Emenda protocolada em 05/05/2017, pelo Senador Ataídes Oliveira (PSDB-TO).

[4]Projeto de Lei do Senado (PLS) 386/2016, de autoria do Senador Ataídes Oliveira (PSDB-TO).

recomendações recentes da literatura (Dugoff, Schuler & Stuart, 2014; Austin, Jembere & Chiu, 2018).

Além da análise para o país como um todo, avalia-se a possibilidade de efeitos heterogêneos segundo as macrorregiões. Conforme destacado por Baer (2012) e Resende (2014), é importante a compreensão de como uma determinada política pública afeta distintamente o território nacional, de modo a otimizar o planejamento e a utilização dos recursos existentes.

Cabe ainda ressaltar que investigar como políticas públicas afetam as decisões de microempreendedores relativas ao mercado de trabalho é de extrema relevância no contexto nacional, tanto pela importância das microempresas para a dinâmica da economia brasileira quanto pelas dificuldades que as mesmas enfrentam nos anos iniciais de funcionamento (Garrido, Silva, Oliveira & Oliveira, 2016). De acordo com os dados da Relação Anual de Informações Sociais (RAIS, Ministério do Trabalho e Emprego) as microempresas concentram parcela expressiva da mão de obra formalmente empregada no país: 20,4% no setor industrial, 36,6% da no comércio e 12,1% nos serviços.[5] Por outro lado, a taxa de sobrevivência[6] de até dois anos para microempresas é de apenas 55%. No caso dos microempreendedores individuais o cenário é melhor, com essa taxa sendo de 87%.

Em síntese, os resultados obtidos mostram que o recebimento de assistência técnica por parte das entidades do Sistema S aumenta em mais de 40 pontos percentuais (pp) a probabilidade de formalização e em cerca de 20 pp a probabilidade do microempreendedor buscar crédito. Também tem impactos positivos de 17% a 22% sobre a jornada de trabalho semanal e de 20% a 27% sobre os rendimentos. Os resultados são mais expressivos entre as mulheres, em comparação aos homens. Não foram encontrados efeitos estatisticamente significativos para o impacto da assistência sobre a obtenção de crédito e sobre a probabilidade dos indivíduos terem mais de um emprego. São também observadas idiossincrasias regionais.

2. Inclusão produtiva e o Sistema S

Na década passada o país melhorou em termos de distribuição de renda e redução da pobreza (Souza, 2013; Oliveira & Brandão, 2017; Pero & Da Cruz, 2015). É bem verdade que as políticas de distribuição de renda, como o Programa Bolsa Família, desempenharam papel importante na melhoria das condições de vida da população pobre (F. V. Soares, Soares, Medeiros & Osório, 2007; Barros, Carvalho & Franco, 2007; S. Soares, Osório, Soares, Medeiros & Zepeda, 2007; S. Soares, Ribas & Soares, 2009; Hoffmann, 2010; S. Soares, de Souza, Osório & Silveira, 2010). Contudo, a inclusão no mercado de trabalho de pessoas em situação de vulnerabilidade econômica, em função do bom momento vivido pela economia do país durante aquele período, foi central no processo de melhoria dos indicadores de pobreza e desigualdade (Barros, Carvalho, Franco, Mendonça & Rosalém, 2011).

[5]Dados referentes ao ano de 2015. Para a segmentação das empresas por porte, foi utilizado o padrão definido pelo SEBRAE segundo o número de empregados (até 19 para a indústria e até 9 para o comércio e serviços).

[6]Dados fornecidos pela pesquisa "Sobrevivência das Empresas no Brasil", realizada pelo SEBRAE (out/2016). Para mais informações, acesse: https://www.sebrae.com.br

Há no Brasil algumas ações políticas e programas com objetivos de inclusão produtiva da população. Como a literatura enfatiza que o mercado de trabalho tem sido fundamental para a redução das mazelas sociais do país, estas ações merecem atenção. É neste contexto que se destacam os serviços prestados pelas entidades que compõe o Sistema S. Por exemplo, o Serviço Brasileiro de Apoio às Micro e Pequenas Empresas (SEBRAE) possui diversos canais de informação para indivíduos que desejam empreender ou que já possuem pequenos negócios, bem como fornecem cursos e desenvolvem consultorias personalizadas às empresas.

As demais entidades do Sistema S desenvolvem programas de capacitação e treinamento de mão de obra, oferecendo aos trabalhadores conhecimentos que os permitem se adequar aos níveis de qualificação exigidos pelas empresas (Márquez, 2001; Cacciamali, 2005). Alguns destes programas foram inclusive usados como modelos para a criação de políticas semelhantes em outros países da América Latina, como são exemplos o *Servicio Nacional De Adiestramietro En Trabajo Industral* (SENATI – Peru), o *Instituto Nacional de Aprendizaje* (INA – Costa Rica), o *Centro de Investigación e Innovación en Tecnologías de la Información y Comunicación* (INFOTEC – México) e a *Universidad Tecnológica de Chile* (INACAP – Chile) (Jaramillo, 2013).

A literatura argumenta que programas voltados para treinamento e capacitação da mão de obra desempenham papel fundamental para o desenvolvimento econômico, uma vez que potencializam o crescimento futuro. Deste modo, embora envolvam custos, devem ser considerados os fatores intertemporais na decisão por esse investimento, que têm o potencial de levar o mercado de trabalho de países emergentes do equilíbrio de baixo conhecimento por parte dos trabalhadores — e, consequentemente, baixa qualidade de empregos — para o equilíbrio com elevado conhecimento e qualidade do emprego. Além dos efeitos diretos sobre a produtividade e rendimentos, também são apontados os benefícios sociais advindos da inclusão em atividades produtivas (Booth & Snower, 1996; Betcherman, Dar, Luinstra & Ogawa, 1999).

Pode-se imaginar que os programas de assistência técnica a pequenos empreendedores melhoram sensivelmente a operacionalização das atividades das empresas, bem como a estruturação de planos de negócios. Neste contexto, a assistência técnica a autônomos e a pequenos empresários pode contribuir para a elevação da probabilidade de formalização na economia, o que é desejável, uma vez que empresas formais tem maior facilidade para acesso à crédito, emissão de nota fiscal, bem como seus funcionários passam a integrar o sistema de seguridade social, entre diversos outros benefícios (Corseuil, Neri & Ulyssea, 2014). Também pode aumentar o grau de especialização do trabalho, ao permitir que o indivíduo se dedique a apenas uma atividade, e a busca por crédito para a melhoria e ampliação de sua prestação de serviços. Esses elementos, combinados, podem ter efeitos positivos sobre a produtividade e, consequentemente, sobre a remuneração e a jornada de trabalho.

Avaliações de programas de inclusão produtiva realizados em outros países da América Latina mostraram efeitos positivos sobre a formalidade e os salários na República Dominicana, Colômbia, Peru e Chile. Para Argentina e México, foram encontrados efeitos positivos sobre a produtividade. Ainda, foi verificado efeito positivo sobre a empregabilidade de beneficiários na Colômbia, no Peru, na Argentina e no Chile. Em grande parte dos casos, os efeitos são mais expressivos sobre as mulheres (Ibarrarán & Shady, 2009). Para o Brasil, embora existam

trabalhos que discutam a configuração do Sistema S (Márquez, 2001; Araujo, 2014) e diversos estudos de caso (Lacerda, Souza, Silva & Souto, 2015; Godarth & Leismann, 2016; Silva & Santos, 2016), não são encontrados trabalhos que tenham, de fato, avaliado quantitativamente esses programas de maneira ampla.

O Sistema S é formado por um conjunto de nove organizações vinculadas à diferentes segmentos de atividade econômica. A instituição mais antiga pertencente ao Sistema S é o Serviço Nacional de Aprendizagem Industrial (SENAI), que data de 1942. Em 1946, mais três organizações foram estabelecidas: o Serviço Nacional de Aprendizagem Comercial (SENAC), o Serviço Social da Indústria (SESI) e o Serviço Social do Comércio (SESC). Já o Serviço Brasileiro de Apoio às Micro e Pequenas Empresas (SEBRAE) foi criado em 1972, primeiramente sob a denominação de Centro Brasileiro de Assistência Gerencial à Pequena e Média Empresa (CEBRAE). Após a promulgação da Constituição de 1988, foram estabelecidas mais quatro organizações: o Serviço Nacional de Aprendizagem Rural (SENAR), o Serviço Social de Transporte (SEST), o Serviço Nacional de Aprendizagem do Transporte (SENAT) e o Serviço Nacional de Aprendizagem do Cooperativismo (SESCOOP).

Em termos gerais, os serviços de aprendizagem dedicam-se majoritariamente à educação profissional, ofertando cursos de nível técnico, superior e de pós-graduação. Já as instituições denominadas serviços sociais têm como principal atribuição desenvolver ações que melhorem o bem-estar dos trabalhadores vinculados à sua área de atuação. O SEBRAE, por sua vez, não se encaixa nessas definições, sendo voltado especificamente para micro e pequenas empresas de todas as áreas e atuando no sentido de capacitar indivíduos para a realização de atividades empreendedoras, em ações que vão desde orientação para acesso a serviços financeiros até a articulação de políticas públicas que melhorem o ambiente de negócios.

O percentual de contribuição incidente sobre a folha de pagamento varia entre empresas e setores, dependendo fundamentalmente de seu enquadramento nos códigos do Fundo de Previdência e Assistência Social (FPAS).[7] A Tabela 1 traz informações relativas a este conjunto de organizações.

3. Base de dados e estratégia empírica

A base de dados é a Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) de 2014. Nessa edição foram investigados aspectos relativos a Programas de Inclusão Produtiva para trabalhadores por conta própria ou empregadores com até cinco empregados permanentes, vinculados a atividades não agrícolas ou nos serviços auxiliares da atividade agrícola.[8] Esta é a população de interesse deste estudo, a qual se denominou microempreendedores. Dentre os elementos investigados pela pesquisa, esses indivíduos foram questionados quanto ao recebimento de assistência técnica advinda de organizações pertencentes ao Sistema S.

São avaliados os impactos desses serviços sobre as seguintes dimensões do mercado de trabalho: possuir CNPJ (formalização), buscar microcrédito, obter microcrédito, ter mais de um

[7]Os enquadramentos podem ser verificados em: http://www.llconsult.com.br/nll/in1027_a.pdf

[8]Na edição de 2014 também há questões referentes a programas de inclusão produtiva orientados para atividades agrícolas.

Tabela 1. Informações selecionadas sobre as organizações vinculadas ao Sistema S.

Sigla	Alíquota de Incidência sobre a Folha de Pagamentos	Repasses da RFB (R$ milhões, nominal)		Taxa de variação real[a]	Part. da Contrib. Social sobre a Receita Corrente[b]
		2015	2016		
SENAI	1,0%	1,623.87	1,520.08	−12,2%	90,6%
SESI	1,5%	2,332.29	2,175.51	−12,5%	85,8%
SENAC	1,0%	2,483.71	2,571.47	−2,9%	66,0%
SESC	1,5%	4,441.88	4,642.98	−1,9%	90,6%
SEBRAE	0,3–0,6%	3,142.05	3,157.04	−5,7%	83,8%
SENAR	0,2–2,5%	628.28	744.23	11,1%	59,1%
SEST	1,5%	459.89	467.41	−4,6%	79,7%
SENAT	1,0%	291.89	297.59	−4,3%	73,8%
SESCOOP	2,5%	291.63	319.34	2,7%	76,9%

Notas: [a] Crescimento real dos valores repassados pela RFB, deflacionado pelo INPC. [b] Percentual calculado com base nos balanços de 2016 disponibilizados por cada instituição.
Fonte: Elaboração própria a partir de dados da Receita Federal do Brasil (RFB).

emprego, logaritmo do salário principal, logaritmo de todos os salários, logaritmo da jornada no trabalho principal e logaritmo da jornada em todos os trabalhos.

Para todas as variáveis dependentes, a amostra utilizada é composta por trabalhadores conta-própria ou empregadores com até cinco empregados em atividades não agrícolas ou serviços auxiliares, com exceção da variável probabilidade de obter microcrédito, que se refere apenas aos indivíduos que demandaram crédito. Adicionalmente, as análises foram realizadas para subamostras compostas por apenas homens e apenas mulheres, e também foram feitas subamostras para as grandes regiões do país.

Para lidar com o clássico problema de avaliação de impacto (geração de adequado contrafactual) foram utilizadas técnicas que envolvem a estimação do escore de propensão (EP). O pressuposto central para a identificação de impactos com técnicas de EP é que toda seleção para participação na política pública é baseada em fatores observáveis. Portanto, quando controladas tais características, diferenças existentes nas variáveis dependentes entre participantes e não participantes são possivelmente reflexos causais da política pública. É preciso ser dito que esta é uma pressuposição forte, dada a possibilidade de existência de fatores não-observáveis que determinem a participação na política. No entanto, com o conjunto de dados disponíveis, a aplicação das técnicas de estimação do EP é a melhor (ou única) alternativa viável. Na literatura de avaliação de políticas públicas e programas sociais do Brasil, estudos realizados com base em pesquisas como as PNAD's, os Censos Populacionais, a Pesquisa de Orçamento Familiar (POF), entre outras, recorrem com frequência ao EP.[9]

A variável de tratamento é uma *dummy* que recebe valor igual a um se o indivíduo recebeu assistência técnica de algum órgão do Sistema S. As covariadas (características observáveis) escolhidas para a estimação do escore de propensão são variáveis de controle para características

[9]Por exemplo, Ribeiro, Shikida & Hillbrecht (2017) discorrem sobre os desafios para avaliação de impacto do Bolsa Família e o uso frequente das técnicas de estimação que envolvem o Pareamento pelo Escore de Propensão.

individuais (idade, sexo, cor, anos de estudo e estado civil), para características do domicílio (número de pessoas no domicílio e condição do indivíduo no domicílio) e para características demográficas (localização do domicílio em área urbana ou rural e unidades da federação).

Como a PNAD é uma pesquisa com desenho amostral complexo, são utilizados métodos de escore de propensão aplicados a amostras complexas. Embora sejam encontrados diversos estudos que aplicam técnicas de EP em dados de pesquisas com amostragem complexa sem levar em conta a diferença de ponderação das unidades amostrais, Ridgeway, Kovalchik, Griffin & Kabeto (2015) ressaltam que, nestes casos, além do erro-padrão dos coeficientes poder apresentar viés, as estimativas dos coeficientes podem ser mais sensíveis a viés de variável omitida, limitando consideravelmente a capacidade explicativa dos impactos que se objetivam analisar.

Recentemente foram elaborados estudos com base em simulações de Monte Carlo com o intuito de investigar o viés de diversos métodos de estimação do escore de propensão em amostras complexas. De acordo com Dugoff et al. (2014), combinar os pesos do escore de propensão com os pesos da amostra complexa é necessário para alcançar o menor viés na estimação do efeito de tratamento. Austin et al. (2018) criticaram a limitação da simulação de Monte Carlo de Dugoff et al. (2014) e criaram uma amostra complexa mais detalhada. Através de simulações, os autores recomendaram o uso dos pesos amostrais complexos nas regressões após o pareamento da amostra.

Neste artigo, são estimados três modelos para cada uma das oito variáveis dependentes já descritas. O primeiro modelo é uma regressão linear ponderada pelos pesos amostrais complexos. O segundo modelo, baseado nas recomendações de Dugoff et al. (2014), é o escore de propensão ponderado (EPP), em que é estimada uma regressão linear ponderada utilizando como pesos a multiplicação entre os pesos da regressão logística do escore de propensão e os pesos da amostra complexa. Por fim, o terceiro modelo, baseado nas recomendações de Austin et al. (2018), é o pareamento por escore de propensão (PEP), em que primeiro as observações tratadas são pareadas através do algoritmo de *nearest neighbour* e então é estimada uma regressão linear ponderada com os pesos da amostra complexa nas observações pareadas.

Para checar a robustez dos resultados é realizada a análise de sensibilidade baseada nos limites de Rosenbaum (Rosenbaum, 2002), que foca no viés de variáveis não observadas e na violação da hipótese de aleatoriedade do tratamento depois do pareamento através do escore de propensão. Há viés de variáveis não observadas quando os pares dos grupos tratado e controle são comparáveis baseado em características observáveis, mas diferem na probabilidade de receberem tratamento.

A análise de sensibilidade de Rosenbaum se baseia no parâmetro Γ, que mede o grau de distanciamento da aleatoriedade no tratamento. Dois indivíduos com as mesmas características observáveis podem diferir na probabilidade de receber tratamento por um fator Γ. Os resultados possuem alta sensibilidade a viés de variável omitida se, ao aumentar levemente o valor de Γ, as conclusões sobre o efeito do tratamento mudam significantemente. Analogamente, se as conclusões sobre o efeito do tratamento são invariáveis a grandes aumentos no valor de Γ, então os resultados não são sensíveis a viés de variável omitida.

Para inferir sobre o efeito do tratamento ao aumentar o valor de Γ, se utiliza, para as variáveis contínuas, o teste de classificação de sinais de Wilcoxon, um teste de hipótese não-paramétrico que checa se a diferença entre a variável dependente dos grupos tratado e controle é significativa após o pareamento. Para as variáveis binárias utiliza-se o teste de McNemar. Para todas as variáveis dependentes, são calculados os limites inferiores e superiores para o p-valor destes testes quando se altera a probabilidade de receber tratamento, Γ. Assim, é checado como as conclusões obtidas neste estudo mudam na presença de viés por variáveis omitidas.

4. Resultados e discussão

Esta seção apresenta quatro tabelas de resultados. As tabelas 2 e 3 apresentam a média e desvio-padrão das covariadas para os indivíduos que receberam assistência do Sistema S e para os indivíduos mais próximos que não receberam assistência, sendo a proximidade calculada com o algoritmo de *nearest neighbour*. A Tabela 2 se refere a amostra completa, enquanto que a Tabela 3 considera apenas os microempresários que demandaram crédito. Foram omitidas as dummies de unidade da federação, por economia de espaço. Ambas as tabelas estão relacionadas as estimações dos modelos de Pareamento por Escore de Propensão (PEP) da Tabela 4, que contém os resultados principais do artigo e na qual são apresentados somente os coeficientes da variável de tratamento. Por fim, a Tabela 5 apresenta a análise de sensibilidade pelo procedimento de Rosenbaum, de modo a atestar a robustez dos resultados apresentados.

Na Tabela 2, é possível ver, através do p-valor do teste de diferença de média, na última coluna, que não há diferenças significativas nas médias dos grupos de beneficiários e não beneficiários do Sistema S após o pareamento. Assim, as amostras foram adequadamente balanceadas em termos de variáveis observadas. Além disso, os resultados ali contidos permitem a análise descritiva do grupo de indivíduos que recebeu assistência técnica de instituições do Sistema S. A amostra total é composta por 33.338 indivíduos, dos quais 618 receberam assistência, de modo que estes representam 1,8% da população de interesse deste estudo.

De acordo com os dados extraídos da PNAD de 2014, 64,5% dos microempreendedores vinculados a atividades não agrícolas ou nos serviços auxiliares da atividade agrícola são homens, 43,6% são brancos, 70,4% possuem cônjuge e 92,7% residem em área urbana. Estes percentuais mudam para 50,5%, 51,8%, 75,4% e 97,1% quando são considerados apenas aqueles que receberam assistência técnica. Estas estatísticas descritivas dão indicativos de uma maior propensão à demanda principalmente por parte de indivíduos com cônjuge e que residem em áreas urbanas.

Outro dado que chama a atenção é a diferença de escolaridade média entre o total da amostra (9,24 anos de estudo) e os beneficiados (11,6 anos de estudo), indicando que pessoas com maior capital humano demandam mais serviços de assistência técnica, o que pode elevar as chances de sobrevivência das empresas. Nos quesitos idade (43,6 anos para o total da amostra e 42,1 entre os tratados), número de pessoas que residem no domicílio (3,5 e 3,3 respectivamente) e posição da família (58% são chefes de família no total da amostra e 55% entre os beneficiários) as diferenças são pequenas.

Tabela 2. Balanço das covariadas após pareamento para amostra completa.

	Média dos beneficiários	Desvio-padrão dos beneficiários	Média dos não beneficiários	Desvio-padrão dos não beneficiários	Diferença de Média	P-valor
Amostra total						
Homem	0,505	0,500	0,550	0,498	–0,045	0,111
Branco	0,518	0,500	0,540	0,499	–0,023	0,425
Possui cônjuge	0,754	0,431	0,764	0,425	–0,010	0,690
Área urbana	0,971	0,168	0,981	0,138	–0,010	0,268
Idade	42,128	11,109	41,663	11,993	0,464	0,480
Nº de moradores no domicílio	3,338	1,283	3,362	1,316	–0,024	0,743
Chefe de família	0,550	0,498	0,553	0,498	–0,003	0,909
Anos de estudo	11,605	3,460	11,744	3,494	–0,139	0,482
Apenas homens						
Branco	0,513	0,501	0,554	0,498	–0,042	0,298
Possui cônjuge	0,811	0,392	0,795	0,404	0,016	0,616
Área urbana	0,978	0,148	0,974	0,158	0,003	0,794
Idade	41,965	11,552	42,446	11,976	–0,481	0,610
Nº de moradores no domicílio	3,497	1,327	3,503	1,405	–0,006	0,953
Chefe de família	0,734	0,443	0,731	0,444	0,003	0,928
Anos de estudo	11,282	3,648	11,529	3,684	–0,247	0,401
Apenas mulheres						
Branco	0,523	0,500	0,503	0,501	0,020	0,628
Possui cônjuge	0,696	0,461	0,663	0,473	0,033	0,387
Área urbana	0,964	0,186	0,961	0,194	0,003	0,832
Idade	42,294	10,656	41,477	12,127	0,817	0,376
Nº de moradores no domicílio	3,176	1,218	3,225	1,259	–0,049	0,625
Chefe de família	0,363	0,482	0,346	0,477	0,016	0,673
Anos de estudo	11,935	3,229	11,964	3,375	–0,029	0,912

Notas: Os valores correspondem a amostra após o pareamento realizado através do método de *nearest neighbour*. As dummies de estado foram omitidas por considerações de espaço. O p-valor é relativo ao teste de diferença de médias.

A Tabela 2 também permite analisar as diferenças de perfil entre homens e mulheres que receberam assistência. Entre as características usadas como controles nas regressões, é possível observar três principais distinções: o percentual de homens que possui cônjuge (81,1%) é maior em relação às mulheres (69,6%); proporcionalmente, mais homens são chefes de família (73,4% frente a 36,3% no caso de mulheres); e as mulheres possuem maior escolaridade (11,9 anos de estudo frente a 11,3 anos de estudo para homens). As demais características apresentaram valores semelhantes nos dois grupos.

Quando são considerados apenas os microempreendedores que demandaram microcrédito, a amostra total é reduzida para 1.433 indivíduos, dos quais 152 receberam assistência técnica. A representatividade dos beneficiários sobre ao total de demandantes de microcrédito (10,6%) aumenta consideravelmente em relação ao observado quando são considerados todos os microempreendedores (1,8%), ou seja, há mais demanda de microcrédito por parte dos indivíduos que receberam serviços de assistência técnica do Sistema S.

A Tabela 3 apresenta o balanço das covariadas após pareamento para esta subamostra, sendo possível observar que não há diferenças significativas nas médias entre os beneficiários e seus vizinhos mais próximos, que não receberam assistência, indicando que as amostras foram adequadamente balanceadas. O perfil dos indivíduos não sofre grandes alterações em relação ao observado para a amostra completa (Tabela 2). Dos demandantes de microcrédito que receberam assistência do Sistema S, 48% são homens, 51,3% são brancos, 76,3% possuem cônjuge, 98% residem em áreas urbanas e 55,9% são chefes de famílias. Ainda, é possível observar que, em média, estes indivíduos têm 41,7 anos de idade, 11,5 anos de estudo e residem em domicílios com cerca de 3,4 pessoas.

A Tabela 4 contém os principais resultados dapesquisa. Cada coeficiente corresponde a uma regressão específica. As colunas (1), (4) e (7) trazem as estimações via modelo MQO. As colunas (2), (5) e (8) apresentam as estimações através do modelo EPP e as colunas (3), (6) e (9) os resultados para o modelo PEP.

É possível observar que receber assistência do Sistema S aumenta consideravelmente a probabilidade do microempresário possuir CNPJ, ou a formalização do empreendimento. No total da amostra, esta probabilidade é maior em cerca de 44 pontos percentuais quando as estimativas são feitas através dos modelos EPP (coluna (2)) e PEP (coluna (3)). Quando as amostras são segmentadas entre homens e mulheres e as estimativas são obtidas a partir do modelo PEP, observa-se que o aumento de probabilidade é maior entre as mulheres (50 pp) do que entre os homens (47 pp). Estes resultados estão em linha com os que foram observados por Ibarrarán & Shady (2009): em vários países da América Latina, programas de treinamento profissional têm impactos positivos sobre a formalidade dos empregos.

Também é observado impacto positivo na demanda por microcrédito, em que a probabilidade aumenta em cerca de 18,1 pp (modelo PEP) a 19,7 pp (modelo EPP) quando o microempreendedor recebe assistência técnica. Novamente, o aumento da probabilidade é maior para as mulheres (20,6 pp) do que para os homens (15,6 pp). Entretanto, dentre aqueles que demandaram crédito, não há uma taxa de aprovação significativamente maior para os indivíduos que receberam assistência técnica. Também não foi significativo o impacto na probabilidade do indivíduo ter mais de um emprego.

Os resultados também mostram impactos positivos sobre a jornada de trabalho e os salários. Receber assistência do Sistema S aumenta em cerca de 18% a jornada de trabalho. O efeito para as mulheres (35% no trabalho principal e 32% em todos os trabalhos) é mais do que o dobro do efeito observado para os homens (cerca de 14% em ambos os casos). No caso dos salários, o aumento para o total da amostra ultrapassa os 25% tanto para o trabalho principal quanto para todos os trabalhos. Este resultado pode ser um indicativo de que os serviços recebidos pelo Sistema S aumentam a produtividade dos microempreendedores. Assim como para as demais variáveis, os efeitos são mais intensos para as mulheres, que têm seus salários aumentados em até 40%. O impacto positivo sobre os salários também corrobora o resultado observado por Ibarrarán & Shady (2009) para programas de treinamento profissional estabelecidos em outros países latino-americanos.

Tabela 3. Balanço das covariadas após pareamento para demandantes de microcrédito.

	Média dos beneficiários	Desvio-padrão dos beneficiários	Média dos não beneficiários	Desvio-padrão dos não beneficiários	Diferença de Média	P-valor
Amostra total						
Homem	0,480	0,501	0,460	0,500	0,020	0,344
Branco	0,513	0,501	0,546	0,500	−0,033	−0,573
Possui cônjuge	0,763	0,427	0,750	0,434	0,013	0,266
Área urbana	0,980	0,140	0,980	0,140	0,000	0,000
Idade	41,737	10,418	41,013	10,288	0,724	0,609
Nº de moradores no domicílio	3,454	1,326	3,500	1,586	−0,046	−0,275
Chefe de família	0,559	0,498	0,612	0,489	−0,053	−0,930
Anos de estudo	11,507	3,460	11,632	3,417	−0,125	−0,317
Apenas homens						
Branco	0,466	0,502	0,480	0,503	−0,014	−0,165
Possui cônjuge	0,836	0,373	0,849	0,360	−0,014	−0,226
Área urbana	0,973	0,164	0,986	0,117	−0,014	−0,580
Idade	41,014	11,144	41,027	12,230	−0,014	−0,007
Nº de moradores no domicílio	3,616	1,371	3,534	1,608	0,082	0,332
Chefe de família	0,712	0,456	0,671	0,473	0,041	0,534
Anos de estudo	11,479	3,575	11,301	3,550	0,178	0,302
Apenas mulheres						
Branco	0,557	0,500	0,608	0,491	−0,051	−0,642
Possui cônjuge	0,696	0,463	0,696	0,463	0,000	0,000
Área urbana	0,987	0,112	1,000	0,000	−0,013	−1,000
Idade	42,405	9,723	42,405	9,536	0,000	0,000
Nº de moradores no domicílio	3,304	1,274	3,228	1,560	0,076	0,335
Chefe de família	0,418	0,496	0,405	0,494	0,013	0,161
Anos de estudo	11,532	3,373	11,595	3,550	−0,063	−0,115

Notas: Os valores correspondem a amostra após o pareamento realizado através do método de *nearest neighbour*. As dummies de estado foram omitidas por considerações de espaço. O p-valor é relativo ao teste de diferença de médias.

Por fim, a Tabela 5 checa a robustez das estimativas apresentadas acima com base no procedimento de Rosenbaum. Foram utilizados os valores de Γ iguais a 1, 1,25, 1,5, 2 e 3. A escolha dos valores foi feita com o intuito de observar como pequenas e grandes variações na probabilidade dos indivíduos receberem tratamento afetam os resultados. Considerando que este estudo envolve dados observacionais, que são mais suscetíveis a viés de variáveis não observadas, é possível ver que os resultados são pouco sensíveis a variações no valor de Γ.

Apenas com um valor de $\Gamma = 2$, que é consideravelmente alto para estudos observacionais, percebe-se alguma mudança nas conclusões quando se utilizam os limites superiores do teste de classificação de sinais de Wilcoxon em variáveis como o salário e a jornada de trabalho. Cabe ressaltar que a rejeição da hipótese nula neste teste implica que a variável dependente é significativamente diferente para os grupos tratado e controle. Assim, podemos concluir que os resultados obtidos neste estudo são pouco sensíveis a viés de variáveis não observadas.

Tabela 4. Efeitos da assistência do Sistema S.

	Amostra Total			Apenas Homens			Apenas Mulheres		
Variável Dependente	MQO (1)	EPP (2)	PEP (3)	MQO (4)	EPP (5)	PEP (6)	MQO (7)	EPP (8)	PEP (9)
Prob. de possuir CNPJ	0,489***	0,448***	0,442***	0,491***	0,453***	0,477***	0,489***	0,452***	0,502***
	(0,017)	(0,020)	(0,026)	(0,021)	(0,020)	(0,033)	(0,025)	(0,030)	(0,036)
Prob. de obter microcrédito	0,030	0,033	0,046	0,045	0,021	0,061	0,005	0,018	–0,024
	(0,028)	(0,028)	(0,032)	(0,042)	(0,056)	(0,055)	(0,034)	(0,033)	(0,041)
Prob. de buscar microcrédito	0,195***	0,197***	0,181***	0,184***	0,178***	0,156***	0,204***	0,201***	0,206***
	(0,021)	(0,025)	(0,024)	(0,027)	(0,031)	(0,031)	(0,028)	(0,033)	(0,030)
Salário principal	0,333***	0,227***	0,267***	0,236***	0,134**	0,224***	0,418***	0,295***	0,401***
	(0,036)	(0,049)	(0,047)	(0,046)	(0,054)	(0,061)	(0,054)	(0,063)	(0,080)
Salário de todos trabalhos	0,325***	0,211***	0,257***	0,233***	0,126**	0,220***	0,405***	0,276***	0,375***
	(0,037)	(0,050)	(0,048)	(0,046)	(0,055)	(0,063)	(0,056)	(0,064)	(0,081)
Jornada do trabalho principal	0,229***	0,241***	0,181***	0,139***	0,151***	0,142***	0,313***	0,291***	0,351***
	(0,017)	(0,021)	(0,025)	(0,021)	(0,020)	(0,030)	(0,026)	(0,032)	(0,043)
Jornada de todos trabalhos	0,222***	0,225***	0,176***	0,139***	0,148***	0,138***	0,297***	0,268***	0,319***
	(0,017)	(0,021)	(0,025)	(0,021)	(0,020)	(0,030)	(0,026)	(0,032)	(0,043)
Prob. de mais empregos	–0,007	–0,019*	–0,005	–0,008	–0,019	–0,015	–0,005	–0,020	–0,019
	(0,009)	(0,010)	(0,013)	(0,012)	(0,016)	(0,018)	(0,014)	(0,012)	(0,021)
Nº de Observações	33.338	33.338	1.236	21.507	21.507	624	11.831	11.831	612

Notas: As variáveis de controle foram omitidas por considerações de espaço. Os valores em parênteses são os desvios-padrão dos coeficientes. Os símbolos *, ** e *** representam significância estatística de 10%, 5% e 1%, respectivamente.

Tabela 5. Análise de sensibilidade pelo procedimento de Rosenbaum.

		Amostra total		Apenas homens		Apenas mulheres	
Variável dependente	**Γ**	Inferior	Superior	Inferior	Superior	Inferior	Superior
Prob. de possuir CNPJ	1	0	0	0	0	0	0
	1,25	0	0	0	0	0	0
	1,5	0	0	0	0	0	0
	2	0	0,1444	0	0,1222	0	0,0091
	3	0	0,9999	0	0,9937	0	0,8535
Prob. de obter microcrédito	1	0,3573	0,3573	0,3614	0,3614	0,6292	0,6292
	1,25	0,0141	0,9283	0,0533	0,8168	0,153	0,9539
	1,5	0,0001	0,9984	0,0042	0,9729	0,0169	0,9973
	2	0	1	0	0,9996	0	1
	3	0	1	0	1	0	1
Prob. de buscar microcrédito	1	0	0	0	0	0	0
	1,25	0	0	0	0	0	0
	1,5	0	0	0	0	0	0
	2	0	0	0	0,0053	0	0,0001
	3	0	0,0357	0	0,2013	0	0,0244
Salário principal	1	0	0	0,0005	0,0005	0	0
	1,25	0	0,0021	0	0,0497	0	0,0001
	1,5	0	0,1622	0	0,3725	0	0,0068
	2	0	0,9748	0	0,9608	0	0,3232
	3	0	1	0	1	0	0,991
Salário de todos trabalhos	1	0	0	0,0008	0,0008	0	0
	1,25	0	0,0032	0	0,0623	0	0,0002
	1,5	0	0,1975	0	0,4152	0	0,0133
	2	0	0,9819	0	0,9694	0	0,4206
	3	0	1	0	1	0	0,9959
Jornada do trabalho principal	1	0	0	0	0	0	0
	1,25	0	0	0	0	0	0
	1,5	0	0,0004	0	0,0013	0	0
	2	0	0,2812	0	0,1414	0	0,0004
	3	0	0,9996	0	0,9471	0	0,1997
Jornada de todos trabalhos	1	0	0	0	0	0	0
	1,25	0	0	0	0	0	0
	1,5	0	0,0004	0	0,0004	0	0
	2	0	0,2845	0	0,0756	0	0,0026
	3	0	0,9996	0	0,8914	0	0,4085
Prob. de mais empregos	1	0,6081	0,6081	0,6495	0,6495	0,8595	0,8595
	1,25	0,2944	0,8621	0,4628	0,8336	0,6756	0,9557
	1,5	0,1146	0,9694	0,2501	0,9257	0,4805	0,9865
	2	0,0128	0,9973	0,079	0,9856	0,2027	0,9987
	3	0,0001	0,9999	0,0078	0,9993	0,0288	0,9999

Notas: Os valores desta tabela correspondem aos limites inferiores e superiores dos p-valores do teste de classificação de sinais de Wilcoxon e do teste de McNemar quando os indivíduos diferem na probabilidade de receber tratamento por um fator Γ.

4.1. Resultados Regionais

Como mencionado previamente, a amostra foi seccionada para as cinco grandes regiões brasileiras: Sudeste, Sul, Nordeste, Norte e Centro-Oeste. Foram estimados os efeitos da prestação de serviços por entidades do Sistema S sobre as mesmas variáveis verificadas na Tabela 4, com exceção do impacto na obtenção de crédito, devido ao pequeno número de observações, uma vez que para realizar essas estimações a amostra é limitada aos microempreendedores que demandaram crédito. Os principais resultados são exibidos nas tabelas 6 (Sudeste, Sul e Nordeste) e 7 (Norte e Centro-Oeste).

Primeiramente, é importante chamar atenção para a dispersão territorial dos microempreendedores do Brasil. Da amostra total de 33.338 indivíduos nota-se maior concentração nas regiões Sudeste (10.105, ou 30,3%) e Nordeste (27,2%), seguidas pelas regiões Norte (16,6%), Sul (15%) e Centro-Oeste (10,9%). Essa distribuição não segue inequivocamente a distribuição populacional brasileira. Os dados de projeção populacional em 2014, disponibilizados pelo IBGE, mostram que apenas 8,5% das pessoas estão concentradas no Norte do país e 7,5% no Centro-Oeste, indicando um maior percentual de microempreendedores nestas localidades em relação à sua população. A região Sudeste, por outro lado, concentra 42% da população brasileira, proporção bastante superior ao observado para a população microempreendedora. Nas regiões Sul (14,3%) e Nordeste (27,7%), a concentração de microempreendedores é proporcional à população total.

Além disso, foi mencionado que, para o total do Brasil, 1,8% dos microempreendedores buscaram assistência técnica junto a entidades do Sistema S. Esse percentual é similar ao observado nas regiões Norte (1,7%), Nordeste (1,9%) e Centro-Oeste (2%). Por outro lado, nota-se uma demanda mais expressiva por esses serviços na região Sul (2,9%) e consideravelmente menor na região Sudeste (1,3%).

As estatísticas descritivas dos microempreendedores que receberam assistência podem ser vistas na Tabela A-1 do Apêndice. Estas tabelas contemplam o balanço das covariadas após pareamento e, assim como no caso da amostra total, estão relacionadas as estimações dos modelos de pareamento por escore de propensão (PEP) das tabelas 6 e 7. Os p-valores do teste de diferença de médias da Tabela A-1 evidenciam que, após o pareamento, não há diferenças significativas nas médias dos grupos que receberam e que não receberam assistência técnica por parte do Sistema S. Deste modo, verifica-se que as amostras foram adequadamente balanceadas em termos de variáveis observadas.

Nota-se que o impacto da assistência técnica sobre a probabilidade de obter CNPJ nas regiões Sudeste (aumento de cerca de 43 pp de acordo com os modelos EPP e PEP, nas colunas (2) e (3) da Tabela 5), Sul (+40 a +43,4 pp, nas colunas (5) e (6) da Tabela 6) e Centro-Oeste (cerca de +46 pp, nas colunas (5) e (6) da Tabela 7) é bastante similar ao observado para o total do Brasil (+44 pp). Por outro lado, os impactos são muito mais acentuados nas regiões Nordeste (+55,2 pp, de acordo com o modelo PEP, na coluna (9) da Tabela 6) e Norte (+53,6 pp de acordo com o modelo EPP e +55,9 pp pelo modelo PEP, nas colunas (2) e (3) da Tabela 7).

Os efeitos da prestação de serviços sobre a demanda por crédito nas diferentes regiões são similares ao observado para o total do Brasil, com exceção da região Norte, que tem impacto

Tabela 6. Efeitos Regionais da assistência do Sistema S – Sudeste, Sul e Nordeste.

	Sudeste			Sul			Nordeste		
Variável Dependente	MQO (1)	EPP (2)	PEP (3)	MQO (4)	EPP (5)	PEP (6)	MQO (7)	EPP (8)	PEP (9)
Prob. de possuir CNPJ	0,458***	0,425***	0,429***	0,430***	0,409***	0,434***	0,549***	0,460***	0,552***
	(0,036)	(0,037)	(0,051)	(0,027)	(0,024)	(0,050)	(0,034)	(0,049)	(0,046)
Prob. de buscar crédito	0,194***	0,193***	0,179***	0,171***	0,174***	0,141***	0,191***	0,191***	0,197***
	(0,042)	(0,051)	(0,044)	(0,042)	(0,046)	(0,045)	(0,038)	(0,043)	(0,043)
Salário principal	0,227***	0,170**	0,151*	0,188**	0,109	0,142	0,527***	0,390***	0,518***
	(0,064)	(0,078)	(0,091)	(0,077)	(0,087)	(0,097)	(0,077)	(0,114)	(0,104)
Salário de todos trabalhos	0,238***	0,183**	0,176*	0,162**	0,076	0,082	0,525***	0,380***	0,510***
	(0,065)	(0,080)	(0,092)	(0,078)	(0,088)	(0,100)	(0,078)	(0,116)	(0,109)
Jornada do trab. principal	0,209***	0,220***	0,186***	0,189***	0,207***	0,166***	0,237***	0,252***	0,280***
	(0,032)	(0,030)	(0,048)	(0,034)	(0,040)	(0,052)	(0,033)	(0,041)	(0,056)
Jornada de todos trabalhos	0,222***	0,234***	0,214***	0,163***	0,171***	0,110**	0,230***	0,240***	0,267***
	(0,031)	(0,030)	(0,049)	(0,034)	(0,040)	(0,045)	(0,033)	(0,041)	(0,057)
Prob. de mais empregos	0,023	0,031	0,037	–0,044***	–0,065***	–0,098***	0,011	0,011	0,001
	(0,020)	(0,027)	(0,024)	(0,013)	(0,011)	(0,037)	(0,019)	(0,024)	(0,030)
Nº de observações	10.105	10.105	270	5.006	5.006	286	9.061	9.061	352

Notas: As variáveis de controle foram omitidas por considerações de espaço. Os valores em parênteses são os desvios-padrão dos coeficientes. Os símbolos *, ** e *** representam significância estatística de 10%, 5% e 1%, respectivamente.

Tabela 7. Efeitos Regionais da assistência do Sistema S – Norte e Centro-Oeste.

	Norte			Centro-Oeste		
Variável Dependente	MQO (1)	EPP (2)	PEP (3)	MQO (4)	EPP (5)	PEP (6)
Prob. de possuir CNPJ	0,596***	0,536***	0,559***	0,527***	0,461***	0,467***
	(0,045)	(0,046)	(0,065)	(0,032)	(0,041)	(0,063)
Prob. de buscar crédito	0,302***	0,314***	0,271***	0,184***	0,182***	0,200***
	(0,061)	(0,067)	(0,061)	(0,054)	(0,058)	(0,057)
Salário principal	0,433***	0,291***	0,415***	0,385***	0,235**	0,330***
	(0,088)	(0,102)	(0,132)	(0,089)	(0,106)	(0,122)
Salário de todos trabalhos	0,419***	0,276***	0,392***	0,357***	0,196*	0,302**
	(0,088)	(0,102)	(0,133)	(0,089)	(0,107)	(0,120)
Jornada do trab. principal	0,252***	0,223***	0,218***	0,265***	0,266***	0,321***
	(0,046)	(0,056)	(0,056)	(0,058)	(0,058)	(0,082)
Jornada de todos trabalhos	0,236***	0,208***	0,200***	0,246***	0,236***	0,289***
	(0,046)	(0,057)	(0,057)	(0,057)	(0,057)	(0,077)
Prob. de mais empregos	–0,030***	–0,031***	–0,039**	–0,041***	–0,056***	–0,079**
	(0,003)	(0,005)	(0,019)	(0,012)	(0,011)	(0,037)
Nº de observações	5.537	5.537	186	3.629	3.629	142

Notas: As variáveis de controle foram omitidas por considerações de espaço. Os valores em parênteses são os desvios-padrão dos coeficientes. Os símbolos *, ** e *** representam significância estatística de 10%, 5% e 1%, respectivamente.

maior, estimado entre +27,1 pp a +31,4 pp através dos modelos PEP e EPP, respectivamente. Quanto aos impactos sobre a probabilidade de possuir mais de um emprego, os resultados para o total do Brasil não se mostraram estatisticamente significativos. Entretanto, ao segmentar a amostra para as diferentes regiões, notam-se efeitos negativos nas regiões Sul (−6,5 pp a −9,8 pp), Norte (−3,1 pp a 39 pp) e Centro-Oeste (−5,6 pp a −7,9 pp). Isso poderia corroborar o pressuposto inicial de que, ao adquirir capacitação para desempenho do trabalho, os microempreendedores podem especializar-se em sua atividade principal.

Os serviços prestados pelas entidades do Sistema S sobre a duração da jornada de trabalho nas regiões Sul, Sudeste e Norte possuem efeitos similares ao observado para o total do Brasil. Nas regiões Centro-Oeste e Nordeste, o impacto é maior em relação ao total da amostra. Por fim, são analisados os efeitos sobre os salários, que podem ser entendidos como melhorias na produtividade refletidas na remuneração. Na região Centro-Oeste (aumento de 20% a 33%), os efeitos estimados são de magnitude próxima à observada para o total da amostra (+21% a +27%). Por outro lado, os resultados são consideravelmente mais expressivos no Norte (+27,6% a +41,5%) e Nordeste (+38% a +52%) do país, evidenciando a importância dos programas desenvolvidos pelas entidades do Sistema S em locais com menor desenvolvimento econômico. Na região Sudeste (+15% a +18%) os resultados foram menos expressivos e na região Sul os impactos sobre os salários não são estatisticamente significativos.

A análise de sensibilidade para as macrorregiões foi omitida por considerações de espaço,[10] entretanto observou-se sensibilidade das estimativas sobre os salários nas regiões Sudeste e Centro-Oeste. Além disso, os resultados para probabilidade do microempreendedor possuir mais de um emprego — que não eram significativos para o total da amostra, mas foram significativos para algumas regiões — se mostraram bastante sensíveis ao viés de seleção, não demonstrando robustez e, portanto, não permitindo conclusões a respeito desta relação. As estimativas das demais variáveis dependentes mostraram-se pouco sensíveis ao viés de variáveis omitida.

5. Considerações finais

Este estudo buscou avaliar o impacto que a prestação de serviços por entidades ligadas ao Sistema S tem sobre o mercado de trabalho dos microempreendedores brasileiros. Foram investigados os efeitos sobre a formalização do negócio, a busca e obtenção de crédito, a probabilidade de possuir mais de um emprego, a duração da jornada de trabalho e os salários. Foram seccionadas subamostras por sexo e também foram feitos cortes regionais, com objetivo de verificar possíveis idiossincrasias ao longo do extenso território nacional. Para tanto, foram utilizados dados da PNAD de 2014 e estimados modelos de escore de propensão aplicados a amostras complexas, seguindo as recomendações de Dugoff et al. (2014) e Austin et al. (2018).

Os resultados mostraram impactos positivos sobre a probabilidade do microempreendedor possuir CNPJ (cerca de +44 pp), bem como sobre a probabilidade de buscar microcrédito (de +18 pp a +20 pp). Também foi observado que, ao receber serviços de assistência técnica advindas do Sistema S, os microempreendedores tendem a aumentar sua jornada de trabalho (entre 18% e 24%) e também auferem maiores rendimentos (entre 21% e 27%). Para o total da amostra, os efeitos para todas as variáveis investigadas são mais expressivos para as mulheres em relação aos homens. Cabe destacar também que os impactos estimados não foram estatisticamente significativos no que tange à probabilidade de obter crédito ou de o indivíduo possuir mais de um emprego.

A segmentação da amostra por grandes regiões evidenciou a heterogeneidade existente nas diferentes localidades, destacando-se a importância deste tipo de análise para que se possa melhorar a assertividade das políticas públicas desenvolvidas no Brasil. Na região Nordeste, foram observados efeitos mais expressivos sobre a formalização, jornada de trabalho e salários. Na região Norte, destacaram-se os impactos mais intensos sobre a formalização, busca por crédito e salários.

O estudo aqui desenvolvido é inédito, dado que não foram encontradas na literatura trabalhos que tenham objetivado avaliar o Sistema S de maneira ampla e com base em métodos quantitativos. Espera-se que as evidências aqui encontras possam contribuir para as atuais discussões sobre o papel do Sistema S junto ao mercado de trabalho brasileiro, servindo como balizador para os tomadores de decisão quanto ao uso dos recursos públicos e aprimoramento dessas instituições, existentes no país há mais de 70 anos.

[10] Estes resultados podem ser solicitados junto aos autores.

Referências Bibliográficas

Araujo, R. M. L. (2014). Instituições de formação profissional – história e perspectivas: O projeto da nova institucionalidade da educação profissional brasileira dos anos 1990. *Ensaio: Avaliação e Políticas Públicas em Educação*, *22*(82), 197–214.

Austin, P. C., Jembere, N. & Chiu, M. (2018). Propensity score matching and complex surveys. *Statistical Methods in Medical Research*, *27*(4), 1240–1257. doi: 10.1177/0962280216658920

Baer, W. (2012). *The regional impact of national policies: The case of Brazil*. Edward Elgar Publishing.

Barros, R. P., Carvalho, M. & Franco, S. (2007). O papel das transferências públicas na queda recente da desigualdade de renda brasileira. In R. P. Barros, M. N. Foguel & G. Ulyssea (Eds.), *Desigualdade de renda no Brasil: Uma análise da queda recente* (Vol. 2, pp. 41–86). Brasília: Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA). Disponível em: http://www.ipea.gov.br/portal/images/stories/PDFs/livros/Cap16.pdf

Barros, R. P., Carvalho, M. d., Franco, S., Mendonça, R. & Rosalém, A. (2011). Sobre a evolução recente da pobreza e da desigualdade no Brasil. In J. A. Castro & F. M. Vaz (Eds.), *Situação social brasileira: Monitoramento das condições de vida* (Vol. 1, pp. 41–64). Brasília: Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA). Disponível em: http://www.ipea.gov.br/portal/images/stories/PDFs/livros/livros/livro_situacaosocial.pdf

Betcherman, G., Dar, A., Luinstra, A. & Ogawa, M. (1999, janeiro). *Active labor market policies: Policy issues for East Asia* (Social Protection & Labor Discussion Paper Nº 0005). Washington, DC: The World Bank. Disponível em: http://documents.worldbank.org/curated/en/141911468029067118/Active-labor-market-programs-policy-issues-for-East-Asia

Booth, A. L., & Snower, D. J. (1996). *Acquiring skills: Market failures, their symptoms and policy responses*. Cambridge: Cambridge University Press.

Cacciamali, M. C. (2005). As políticas ativas de mercado de trabalho no Mercosul. *Estudos Avançados*, *19*(55), 85–104.

Corseuil, C. H. L., Neri, M. C. & Ulyssea, G. (2014, março). *Uma análise exploratória dos efeitos da política de formalização dos microempreendedores individuais* (Texto para Discussão Nº 1939). Rio de Janeiro: Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA). Disponível em: http://www.ipea.gov.br/portal/index.php?option=com_content&view=article&id=21839

Dugoff, E. H., Schuler, M. & Stuart, E. A. (2014). Generalizing observational study results: Applying propensity score methods to complex surveys. *Health Services Research*, *49*(1), 284–303.

Garrido, G. d. C., Silva, P. C., Oliveira, R. F. P. & Oliveira, S. d. S. (2016). Strategic planning how competitive factor in micro and small business. *Journal of Engineering and Technology for Industrial Applications*, *2*(6), 33–38. Disponível em: https://itegam-jetia.org/artigos/2016/6/3.pdf

Godarth, K. A. L., & Leismann, E. L. (2016). Fatores discriminantes de mortalidade e sobrevivência de MPE'S de Francisco Beltrão-Paraná. *Revista Eletrônica Científica do CRA-PR*, *2*(2), 1–17. Disponível em: http://recc.cra-pr.org.br/index.php/recc/article/view/35

Hoffmann, R. (2010, 22 de abril). The evolution of income distribution in Brazil: What promotes and what restricts the decline in inequality. In *(conference) a comparative analysis of growth and development: Argentina and Brazil*, University of Illinois at Urbana-Champaign, Urbana, IL.

Ibarrarán, P., & Shady, D. R. (2009). Evaluating the impact of job training programmes in Latin America: Evidence from IDB funded operations. *Journal of Development Effectiveness*, *1*(2), 195–216.

Jaramillo, M. (2013). *From supply- to demand-led: Labour training in Latin America* (Policy Brief). Lima: ELLA – Economic Development, Active Labour Market Policies.

Lacerda, C. C. d. O., Souza, S. M. A. d., Silva, A. L. L. d. & Souto, W. B. (2015). Análise da competitividade do cluster de confecções no município de Campina Grande-PB. *REUNIR – Revista de Administração, Contabilidade e Sustentabilidade*, *5*(2), 1–24. Disponível em: 10.18696/reunir.v5i2.240

Márquez, G. (2001). *Training the workforce in Latin America: What needs to be done?* (IADB Labor Markets Policy Briefs Series). Washington, DC: Inter-American Development Bank. Disponível em: https://publications.iadb.org/handle/11319/1389

Moraes, A. S. M. J. (2000). Os encargos sociais e flexibilização trabalhista: Uma questão semântica. *FACEF Pesquisa – Desenvolvimento e Gestão*, *3*(2), 35–67.

Oliveira, R. R., & Brandão, A. A. P. (2017). Mudanças no cenário da pobreza no Brasil. *Temporalis*, *16*(31), 305–332.

Pero, V., & Da Cruz, G. F. (2015, 11 de dezembro). A queda da pobreza no Brasil: Mudanças no perfil e nos determinantes na entrada do 2º milênio. In *43° Encontro Nacional de Economia (ANPEC)*, Florianopólis, SC. Disponível em: http://www.anpec.org.br/encontro/2015/submissao/files_I/i12-89f5f5e7c72977661307b4c17117218a.pdf

Resende, G. M. (2014). *Avaliação de políticas públicas no Brasil: Uma análise de seus impactos regionais* (Vol. 1; Relatório técnico). Rio de Janeiro: Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA).

Ribeiro, F. G., Shikida, C. & Hillbrecht, R. O. (2017). Bolsa Família: Um survey sobre os efeitos do programa de transferência de renda condicionada do Brasil. *Estudos Econômicos*, *47*(4), 805–862.

Ridgeway, G., Kovalchik, S. A., Griffin, B. A. & Kabeto, M. U. (2015). Propensity score analysis with survey weighted data. *Journal of Causal Inference*, *3*(2), 237–249. doi: 10.1515/jci-2014-0039

Rosenbaum, P. R. (2002). Observational studies. In P. R. Rosenbaum (Ed.), *Observational studies* (2ª ed., pp. 1–17). New York: Springer.

Silva, J. A. d., & Santos, D. F. L. (2016). A importância da inovação na qualidade dos cursos profissionalizantes: A experiência do SENAC/CE. *Métodos e Pesquisa em Administração*, *1*(2), 80–93.

Soares, F. V., Soares, S. S. D., Medeiros, M. & Osório, R. G. (2007, agosto). Programas de transferência de renda no Brasil: Impactos sobre a desigualdade. In R. P. Barros, M. N. Foguel & G. Ulyssea (Eds.), *Desigualdade de renda no Brasil: Uma análise da queda recente* (Vol. 2, pp. 87–129). Brasília: Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA). Disponível em: http://ipea.gov.br/portal/images/stories/PDFs/livros/Cap17.pdf

Soares, S., de Souza, P. H. G. F., Osório, R. G. & Silveira, F. G. (2010). Os impactos do benefício do Programa Bolsa Família sobre a desigualdade e pobreza. In J. A. d. Castro & L. Modesto (Eds.), *Bolsa Família 2003–2010: Avanços e desafios* (Vol. 2, pp. 27–52). Brasília. Disponível em: http://www.ipea.gov.br/portal/images/stories/PDFs/livros/livro_bolsafamilia_vol2.pdf

Soares, S., Osório, R. G., Soares, F. V., Medeiros, M. & Zepeda, E. (2007, julho). *Programas de transferência condicionada de renda no Brasil, Chile e México: Impactos sobre a desigualdade* (Texto para Discussão Nº 1293). Brasília: Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA). Disponível em: http://www.ipea.gov.br/agencia/images/stories/PDFs/TDs/td_1293.pdf

Soares, S., Ribas, R. P. & Soares, F. V. (2009). *Focalização e cobertura do Programa Bolsa-Família: Qual o significado dos 11 milhões de famílias?* (Texto para Discussão Nº 1396). Brasília: Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA).

Souza, P. H. G. F. d. (2013, maio). *A distribuição de renda nas pesquisas domiciliares brasileiras: Harmonização e comparação entre censos, PNADs e POFs* (Texto para Discussão Nº 1832). Brasília: Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA). Disponível em: http://www.ipea.gov.br/portal/stories/PDFs/TDs/td_1832.pdf

Apêndice. Balanço das covariadas após pareamento

Tabela A-1. Balanço das covariadas após pareamento.

	Média dos beneficiários	Desvio-padrão dos beneficiários	Média dos não beneficiários	Desvio-padrão dos não beneficiários	Diferença de Média	P-valor
Sudeste						
Homem	0,533	0,501	0,622	0,487	–0,089	0,140
Branco	0,570	0,497	0,630	0,485	–0,059	0,322
Possui cônjuge	0,748	0,436	0,770	0,422	–0,022	0,671
Área urbana	1	0	1	0	0	1
Idade	41,978	10,825	43,044	12,210	–1,067	0,448
Nº de moradores no domicílio	3,348	1,236	3,296	1,299	0,052	0,737
Chefe de família	0,504	0,502	0,533	0,501	–0,030	0,628
Anos de estudo	11,659	3,497	12,037	3,525	–0,378	0,377
Sul						
Homem	0,518	0,501	0,538	0,500	–0,021	0,724
Branco	0,853	0,355	0,804	0,398	0,049	0,274
Possui cônjuge	0,755	0,432	0,790	0,409	–0,035	0,482
Área urbana	0,972	0,166	0,965	0,184	0,007	0,736
Idade	42,979	12,489	42,420	10,964	0,559	0,688
Nº de moradores no domicílio	3,042	1,244	3,126	1,156	–0,084	0,555
Chefe de família	0,566	0,497	0,468	0,501	0,098	0,098
Anos de estudo	11,972	3,600	12,161	3,345	–0,189	0,646
Nordeste						
Homem	0,438	0,498	0,438	0,498	0	1
Branco	0,318	0,467	0,261	0,441	0,057	0,241
Possui cônjuge	0,733	0,444	0,756	0,431	–0,023	0,626
Área urbana	0,943	0,232	0,960	0,196	–0,017	0,457
Idade	41,517	10,115	40,920	11,129	0,597	0,599
Nº de moradores no domicílio	3,540	1,175	3,568	1,338	–0,028	0,832
Chefe de família	0,534	0,500	0,466	0,500	0,068	0,202
Anos de estudo	11,409	3,455	11,392	3,250	0,017	0,962
Norte						
Homem	0,559	0,499	0,559	0,499	0	1
Branco	0,280	0,451	0,269	0,446	0,011	0,870
Possui cônjuge	0,785	0,413	0,720	0,451	0,064	0,310
Área urbana	0,968	0,178	0,989	0,104	–0,022	0,315
Idade	42,118	11,248	42,269	12,354	–0,150	0,931
Nº de moradores no domicílio	3,441	1,500	3,193	1,361	0,247	0,240
Chefe de família	0,613	0,490	0,677	0,470	–0,064	0,360
Anos de estudo	10,613	3,439	10,323	3,320	0,290	0,559
Centro-Oeste						
Homem	0,521	0,503	0,578	0,498	–0,056	0,503
Branco	0,549	0,501	0,521	0,503	0,028	0,739
Possui cônjuge	0,775	0,421	0,775	0,421	0	1
Área urbana	0,986	0,119	0,986	0,119	0	1
Idade	42,225	11,070	40,620	11,847	1,606	0,406
Nº de moradores no domicílio	3,282	1,322	3,479	1,308	–0,197	0,373
Chefe de família	0,563	0,5	0,578	0,498	–0,014	0,867
Anos de estudo	12,549	2,802	12,732	2,731	–0,183	0,694

Notas: Os valores correspondem a amostra após o pareamento realizado através do método de *nearest neighbour*. As dummies de estado foram omitidas por considerações de espaço. O p-valor é relativo ao teste de diferença de médias.

r b e

ISSN 1806-9134 (online)
DOI 10.5935/0034-7140.20180011
Revista Brasileira de Economia, **72**(2), 217–248

Produtividade Setorial e Mudança Estrutural no Brasil: Uma Análise Para o Período 1981 a 2013

Peterson Felipe Arias Santos*
Humberto F. S. Spolador†

Sumário: 1. Introdução; 2. As produtividades totais dos fatores setoriais; 3. O modelo dinâmico; 4. Calibração do modelo dinâmico; 5. Resultados do modelo base; 6. Cenário alternativo; 7. Conclusão; Apêndice.

Palavras-chave: Agropecuária; mudança estrutural; produtividade total dos fatores.

Códigos JEL: O1, O11, Q1.

Este artigo busca avaliar a evolução da produtividade setorial e seu papel no processo de mudança estrutural no Brasil, por meio da implementação de um modelo dinâmico de equilíbrio geral no período entre 1981 a 2013. O modelo calibrado para o caso brasileiro mostrou-se adequado para captar a evolução da participação dos setores no emprego da economia agregada, e foi utilizado para simular um cenário alternativo em que a produtividade da agropecuária teria o mesmo padrão de crescimento daquela observada para a economia brasileira. Os resultados sugerem que a produtividade da agropecuária, a mais alta entre os três setores analisados, foi relevante para a dinâmica da liberação de trabalho para o setor de serviços, embora possa ter favorecido uma pequena diminuição da participação da indústria no valor adicionado total.

This article aims to evaluate the relevance of sectoral productivity growth for structural change in Brazil in the period from 1981 through 2013, by implementing a dynamic general equilibrium model with three sectors. The calibrated model was used to simulate a hypothetical scenario where agricultural productivity would have grown at the aggregated economy's productivity growth rate. Results suggest the agricultural productivity, the highest sectoral productivity in the period, was important to release labor to service sector, even though it may have marginally favored deindustrialization.

1. Introdução

Mesmo após passar por um conjunto de reformas econômicas e institucionais visando a promoção da estabilidade monetária, e caracterizadas pela abertura econômica, privatização e desregulamentação,[1] a economia brasileira, ao menos nos anos 1990, apresentou taxas de

*Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz" – ESALQ/USP. Av. Pádua Dias 11, Piracicaba, São Paulo. CEP 13418-900. Email: peterson.arias@usp.br

†ESALQ/USP. Email: hspolador@usp.br

[1]Para uma análise mais detalhada sobre as reformas implementadas ver Fraga (2004) e Lisboa & Pessôa (2013).

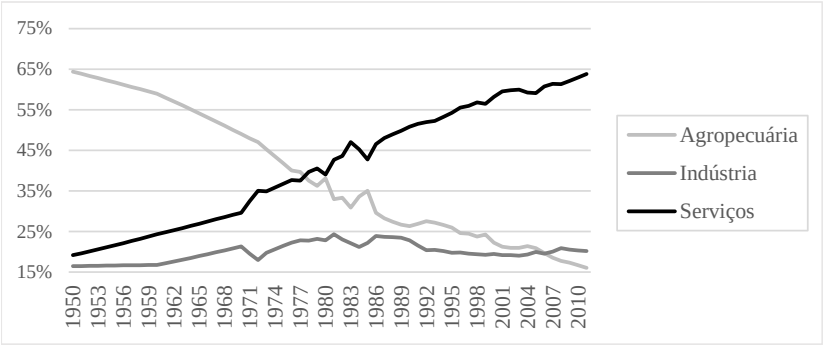
Recebido em 21 de dezembro de 2015
Aceitação final em 27 de dezembro de 2017

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

crescimento econômico relativamente baixas, e apenas no período 2000–2010 estas alcançaram um patamar um pouco mais elevado em torno de 3,7% ao ano. O baixo crescimento da produtividade total dos fatores (PTF) tem sido identificado como um dos entraves para o maior crescimento da economia brasileira; Barbosa Filho, Pessôa & Veloso (2010) estimaram que, no período 1992 a 2007, a PTF cresceu 11,3%, e contribuiu com 22,9% do crescimento do PIB no mesmo período. Por sua vez, comparando o crescimento do PIB brasileiro em dois períodos distintos, 1999–2002 e 2003–2010, Lisboa & Pessôa (2013) concluíram que o aumento da taxa de crescimento da economia no segundo período se deveu, basicamente, ao crescimento da PTF.

Em termos setoriais, o produto agropecuário tem crescido a taxas elevadas desde 1975. Segundo as estimativas de Gasques, Bacchi, Rodrigues, Bastos & Valdes (2015), o produto agropecuário cresceu em média 3,83% a.a. de 1975 a 2014; entre 2000 e 2009 a taxa média foi de 5,18%, e entre 2000–2014, 4,51%. Os autores estimaram que nos mesmo período, e subperíodos, a PTF do setor teve um crescimento médio anual de 3,53% (1975–2014), 3,96% (2000–2009) e 4,01% (2000–2014).[2] Pode-se afirmar, portanto, que há evidência de que o crescimento do valor adicionado da agropecuária brasileira, em grande medida, mimetiza a dinâmica de sua produtividade. Além disso, ao viabilizar o contínuo aumento da produção, os ganhos de produtividade permitiram ampla liberação de mão de obra para atividades alternativas — especificamente os setores industrial e de serviços — simultaneamente à redução dos preços dos alimentos[3] e geração de divisas via exportação do excedente gerado pelo setor. A Figura 1 mostra de que maneira, desde a década de 1950, o emprego tem sido transferido da agropecuária para a indústria e, sobretudo, para o setor de serviços.

Figura 1. Evolução das participações dos setores agropecuário, industrial e de serviços no emprego total do Brasil entre 1950 e 2011.



Fonte: Elaboração própria a partir de dados de Timmer, De Vries & De Vries (2014).

[2]Para efeito de comparação, Gasques et al. (2015) obtiveram um crescimento médio de 1,75% para a PTF da agropecuária dos Estados Unidos no período 1975 a 2011.

[3]O trabalho de A. F. Silva (2010) mostrou que, no período 1995–2008, o produto do setor agronegócio cresceu com preços reais decrescentes o que, concluiu a autora, configurou uma transferência de renda potencial do setor para a sociedade.

Os trabalhos de Caselli (2005) e Restuccia, Yang & Zhu (2008) mostraram que o setor agrícola possui influência sobre as diferenças de renda e produtividade entre as economias; deste modo, países com menor nível de renda tendem a apresentar menor produtividade do setor agrícola, relativamente a países com nível de renda mais elevado, ao mesmo tempo em que empregam uma parcela maior da força de trabalho neste setor. Adicionalmente, Gollin, Parente & Rogerson (2002), por exemplo, avaliaram que, mesmo as economias que utilizam tecnologia moderna na agricultura, mas possuem baixa produtividade, utilizam mais trabalho no setor, reduzindo a disponibilidade deste fator para outros setores, acarretando um menor nível de produto agregado.

Por meio de um modelo econométrico, Bustos, Caprettini & Ponticelli (2016) observaram que, em nível municipal, as mudanças técnicas na agricultura brasileira poderiam provocar a redução do emprego industrial, caso fossem aumentadoras de terra — particularmente no caso do milho safrinha (ou segunda safra) — na medida em que induziriam a um aumento da força de trabalho empregada. Para estes autores, a análise de que a mudança tecnológica resultaria na liberação de mão de obra do setor agrícola mostra-se válida, mas nos casos em que esta é poupadora de trabalho como, por exemplo, a tecnologia de sementes geneticamente modificadas na lavoura de soja.

De toda maneira, no Brasil, tem-se que nas últimas décadas ocorreram elevados ganhos de produtividade no setor agropecuário (Gasques et al., 2015) simultaneamente à um amplo processo de liberação de trabalho da agropecuária para outros setores da economia (Ferreira & Silva, 2015). Dessa forma, a agropecuária, que chegou a empregar aproximadamente dois terços da força de trabalho em 1950, foi responsável por menos de 20% do emprego total na década de 2000 (Timmer et al., 2014).

Esta realocação de recursos entre os setores agropecuário, industrial e de serviços ao longo do desenvolvimento econômico — conhecida como mudança ou transformação estrutural — também é percebida na composição do PIB corrente, medido a custo de fatores. Assim, embora a agropecuária tenha consolidado um padrão de elevado crescimento, a redução de sua importância no emprego foi acompanhada pela diminuição aproximadamente à metade de sua participação no valor adicionado total a preços correntes; de 11,6% em 1970, para apenas 5,7% em 2013. Indaga-se, no caso brasileiro, de que forma o crescimento distinto da produtividade da agropecuária teria contribuído para a dinâmica das participações dos três grandes setores no emprego e no valor adicionado total. Esta é uma análise presente na literatura, e abordada por diversos autores como, por exemplo, Lewis (1954), Rostow (1974) e Matsuyama (1992), segundo os quais o crescimento da produtividade agrícola é condição necessária à realocação da mão de obra para atividades tipicamente urbanas, caracterizadas pelos setores industrial e de serviços.

O presente artigo pretendeu implementar um modelo dinâmico de equilíbrio geral com três setores que refletisse o processo de mudança estrutural experimentado pela economia brasileira no período entre 1981 e 2013. O período selecionado para análise decorre da aplicação dos ajustes propostos por Barbosa Filho & Pessôa (2014) aos dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) visando criar uma série compatível com a metodologia vigente na década de 1980. A relevância do tema pode ser identificada pela possibilidade de os ganhos de

produtividade agrícola, ao impelirem o processo de mudança estrutural, serem determinantes do nível de renda dos países e, também, do *gap* de renda existente entre os mesmos (Gollin et al., 2002; Gollin, Parente & Rogerson, 2007), assim como pelo fato de a ocorrência de mudança estrutural ser considerada um dos processos inerentes ao desenvolvimento econômico, como analisado, por exemplo, por Kuznets (1973). Este trabalho de certa forma complementa a análise realizada por Ferreira & Silva (2015), ao incorporar como fator de produção o capital em uma configuração dinâmica, com enfoque particular na importância da elevada produtividade agropecuária sobre a realocação do emprego na economia brasileira.

Na estrutura do modelo desenvolvido, o mecanismo de mudança estrutural ocorre da seguinte forma: em um cenário de baixa elasticidade de substituição no consumo dos bens produzidos por cada setor, aquele setor com menor ganho tecnológico aumentará a sua participação no emprego, a fim de atender à demanda por seu bem. Esse cenário está em acordo com o aumento da importância do setor de serviços na economia brasileira, em perspectiva semelhante à de Baumol (1967). Entre os trabalhos recentes, Ngai & Pissarides (2007) formalizaram esta abordagem, dando destaque ao papel da dinâmica dos preços relativos resultante dos diferenciais de produtividade, bem como Verma (2012), que adaptou o modelo daqueles autores para aplicá-lo empiricamente à economia da Índia. O modelo desenvolvido por Verma (2012) é o mesmo empregado neste artigo, ainda que com poucas modificações realizadas a partir do modelo teórico de Herrendorf, Rogerson & Valentinyi (2013). Além desta seção de introdução, o artigo conta com cinco seções adicionais; na seção 2 é apresentada uma decomposição do crescimento ao nível setorial para a obtenção das séries de produtividade total dos fatores utilizadas na simulação do modelo dinâmico. A seção 3 apresenta os aspectos teóricos do modelo dinâmico utilizado a partir da literatura econômica, enquanto na seção 4 são reportados os valores e respectivas fontes dos parâmetros utilizados para a calibração do modelo. Nas seções 5 e 6 são analisados os resultados do modelo e a simulação de cenários, respectivamente. Finalmente, em seguida, são apresentadas as conclusões do artigo.

2. As produtividades totais dos fatores setoriais

Para obter a estimativa das séries do crescimento da produtividade total dos fatores (PTF) dos três setores da economia brasileira, realizou-se a decomposição do crescimento, seguindo os conceitos apresentados por Solow (1957), e amplamente analisados por Barro & Sala-I-Martin (2004). Admitindo uma economia com três setores, quais sejam agricultura (a), indústria (i) e serviços (s), para cada setor $j \in \{a, i, s\}$, em cada período t, tem-se a função de produção

$$Y_{jt} = A_{jt} K_{jt}^{\upsilon_j} L_{jt}^{\gamma_j} N_{jt}^{1-\upsilon_j-\gamma_j},$$

onde Y_{jt} é o produto; A_{jt} é a produtividade total dos fatores; K_{jt} é o estoque de capital; L_{jt} é o fator terra; e N_{jt} é a quantidade de trabalho, com todos os fatores mensurados em termos de sua efetiva utilização. Os parâmetros υ_j e γ_j são, respectivamente, as participações do capital e da terra na renda gerada no setor j — sendo a participação da terra fixada em zero nos setores industrial e de serviços. Isto posto, pode-se obter a taxa de crescimento da PTF setorial por

resíduo, conforme:

$$\frac{A_{jt} - A_{t-1}}{A_{jt-1}} = \frac{Y_{jt} - Y_{jt-1}}{Y_{jt-1}} - \upsilon_j \frac{K_{jt} - K_{jt-1}}{K_{jt-1}} - \gamma_j \frac{L_{jt} - L_{jt-1}}{L_{jt-1}} - (1 - \upsilon_j - \gamma_j) \frac{N_{jt} - N_{jt-1}}{N_{jt-1}}.$$

A medida do produto considerada foi o valor adicionado a preços constantes de cada setor, obtido diretamente do Ipeadata (IPEA, 2015), ressaltando-se que a atividade de construção civil está inclusa no setor industrial.

Como medida do estoque de capital, escolheu-se como proxy o consumo total de energia em toneladas equivalentes de petróleo por setor (excluindo-se o consumo residencial) do Balanço Energético Nacional (MME, 2015). Esta escolha foi baseada em alguns argumentos apontados por Bitzer & Gören (2016), dentre os quais o fato de a energia ser, simultaneamente, um bem homogêneo e uma medida de fluxo, além de possuir propriedades importantes como sensibilidade ao ciclo econômico, em contraposição ao estoque de capital, que tende a crescer mesmo em momentos de crise, quando sabidamente a utilização de recursos se reduz. Ademais, a utilização do consumo de energia elétrica como medida do uso do capital, ou fator de correção para sua utilização, é bastante presente na literatura.[4]

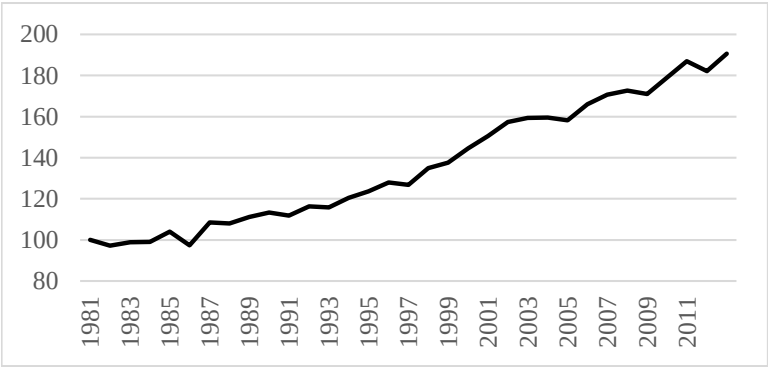
A série do fator trabalho utilizada foi o total de pessoas ocupadas por setor, obtida de diversos anos da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios, PNAD (IBGE, 2015b), e submetida à compatibilização proposta por Barbosa Filho & Pessôa (2014). Nos anos em que a PNAD não foi realizada, optou-se por uma interpolação simples dos dados, obtendo-se a média entre os períodos anterior e posterior. Além disso, ocorreu em 2002 uma alteração na variável derivada de ramos de atividade do trabalho principal na semana de referência que, devido ao elevado nível de agregação utilizado, não ocasionou mudanças de tendência das séries obtidas, ainda que tenha exigido identificar primeiramente os ramos de atividade correspondentes à definição dos setores agropecuário e industrial adotadas neste trabalho, e alocar o restante do pessoal ocupado no setor de serviços, implicando na categorização de atividades mal definidas e não declaradas neste último. Os indivíduos que trabalhavam na construção civil foram considerados como fator trabalho no setor industrial. Como esperado, em nível agregado, embora não idêntico, o comportamento da série de pessoal ocupado foi próximo àquele obtido por Barbosa Filho & Pessôa (2014), bem como a distribuição da mão de obra entre os setores é semelhante àquela da base de dados de Timmer et al. (2014).

No caso do fator terra, visando maximizar o período de análise, optou-se por empregar a série de área plantada de grãos calculada pela Companhia Nacional de Abastecimento, e disponibilizada na base de dados *Ipeadata* (IPEA, 2015), atualizada até o ano de 2013, e que possui elevada correlação (0,965) com a área colhida total, disponível apenas até 2010.

2.1. A evolução da PTF da agropecuária

A decomposição do crescimento do setor agropecuário mostra um elevado crescimento da produtividade total dos fatores auferido pelo setor. Tomando como base o ano de 1981 (ou seja, 1981 = 100), obteve-se o valor de 191 para o índice referente ao ano de 2013 (Figura 2),

Figura 2. Evolução da produtividade total dos fatores da agropecuária — 1981 a 2013 (Índice: 1981 = 100).



o que corresponde a uma taxa média simples de crescimento de 2,1% a.a., aproximadamente. As razões para este desempenho remontam ao período anterior ao analisado neste trabalho, em que se destacam o aumento do financiamento à modernização da produção no setor, via aquisição de tratores a partir da década de 1950, a substituição do petróleo pelo álcool (Lucena & Souza, 2001), a criação da EMBRAPA, e a intensificação do uso de fertilizantes (Gasques, Bastos, Valdes & Bacchi, 2012; Gasques & Villa Verde, 1990), estes três últimos fatores na década de 1970.

Na década de 1980, mesmo em face de desequilíbrios macroeconômicos e redução da capacidade de financiamento por parte do governo brasileiro (Gasques & Villa Verde, 1990), observou-se a manutenção das aquisições de maquinário agrícola, e do crescimento do uso de fertilizantes, garantindo ganhos contínuos de produtividade e consequente sustentação do crescimento do setor. Segundo Gasques & Villa Verde (1990), naquela década, maturavam os resultados dos esforços de pesquisa por parte da EMBRAPA, criada em 1973, e que tiveram impactos, inicialmente, na produção agropecuária no Centro-Oeste e Nordeste brasileiros.

Na década de 1990, segundo Homem de Melo (1999), com a implementação do Plano Real, ocorreu uma forte elevação das taxas de juros que, juntamente à âncora cambial, reduziram significativamente a rentabilidade do setor, e aumentaram a importação de produtos agrícolas; mas que, por outro lado, garantiram o acesso a bens de capital e insumos a preços baixos, favorecendo os ganhos de produtividade no setor pelo maior acesso a insumos importados, e pela geração de tecnologia em resposta à conjuntura que exigia melhorias na alocação de recursos (Homem de Melo, 1999).

Nos anos 2000, a produtividade da agropecuária beneficiou-se dos avanços na educação do pessoal ocupado no campo, e consequente melhoria da administração rural, da tendência de substituição de tratores de menor por aqueles de maior potência, além de desenvolvimentos científicos contínuos que elevaram a produtividade da terra (Gasques et al., 2012). Além disso, Mendes, Teixeira & Salvato (2009) avaliaram que a evolução da PTF agropecuária no período 1995 a 2004 superou a do período 1985 a 1994, mesmo em meio à redução de dispêndios

[4]Ver, por exemplo, Moody (1974), Costello (1993), Burnside, Eichenbaum & Rebelo (1996) e Bonelli & Fonseca (1998).

públicos, como investimentos em infraestrutura, fato que indicaria a eficácia de modernos instrumentos de política agrícola.

Em perspectiva de longo prazo, Bragagnolo, Spolador & Barros (2010) estimaram o crescimento da PTF agrícola entre 1975 e 2006 utilizando dados dos Censos Agropecuários, e obtiveram resultados que destacaram o condicionamento da expansão da fronteira agrícola ao aumento do progresso técnico e da PTF em regiões anteriormente de baixa produtividade (região Centro-Oeste, por exemplo).

A série da PTF da agropecuária obtida neste artigo é apresentada na Figura 2, e comparada, em termos de taxa de crescimento com os valores obtidos por Gasques et al. (2015) também para a agropecuária, e com os valores obtidos por Bonelli & Fonseca (1998), apenas para as atividades de lavouras, nos anos com dados em comum no Apêndice.

Conforme a Figura A-1 do Apêndice, para anos específicos, o valor estimado do crescimento da PTF pode ser significativamente distinto entre os três trabalhos, não havendo nenhum padrão perceptível de viés. Para os anos em comum, o coeficiente de correlação entre a série da taxa de crescimento da PTF obtida neste artigo e aquela de Gasques et al. (2015) é de 0,689, enquanto o mesmo coeficiente entre a série calculada neste trabalho e a de Bonelli & Fonseca (1998) é de 0,705. Pode-se atribuir as diferenças observadas a questões metodológicas, e de dados utilizados na decomposição do crescimento, além da abrangência das atividades consideradas; contudo alguns padrões destacam-se como, por exemplo, a forte redução da PTF em 1986 seguida por elevação em 1987 captadas nas três séries. Particularmente, tal movimento poderia ser explicado pela seca ocorrida ao final de 1985, e que ocasionou uma quebra de safra em 1986 (Rezende, 1989). Para o período entre 1982 e 1996, enquanto as médias simples de crescimento da PTF aqui obtidas e de Bonelli & Fonseca (1998) são, respectivamente, 1,7% a.a. e 1,9% a.a., Gasques et al. (2015) obtiveram 2,5% a.a. Ademais, em termos de médias simples, e para períodos coincidentes, os valores obtidos podem, de certa forma, ser comparados com os resultados de Bragagnolo et al. (2010), que estimaram, para o período entre 1985 e 1995, um crescimento médio anual da PTF agrícola da ordem de 2,2% contra 2,1% obtido neste trabalho; para o intervalo entre 1995 e 2005, os resultados dos autores mencionados sugeriram um crescimento de 4,5%, enquanto os resultados deste trabalho apontam um crescimento médio em torno de 2,9%.

2.2. A evolução da PTF da indústria

Os resultados para o setor industrial — aqui representado pelas indústrias extrativa, de transformação e de construção — mostram um quadro significativamente diferente daquele observado na agropecuária. Entre 1981 e 2013[5] o índice da PTF passou de 100 para 80, com algumas reversões de tendência ao longo sua trajetória. Após forte queda em 1983 e lenta recuperação até 1986, a produtividade da indústria caiu progressivamente até 1992, seguindo-se de ganhos no triênio 1993–1995, e relativa estabilidade entre 1996 e 1997. Tal resultado é compatível com as observações de Ferreira & Rossi (2003), ao avaliarem os efeitos da abertura comercial sobre

[5]Na estimativa de Ferreira & Silva (2015, p.612), entre 1981 e 2005 a produtividade do trabalho na indústria cresceu à taxa de 0,6% ao ano.

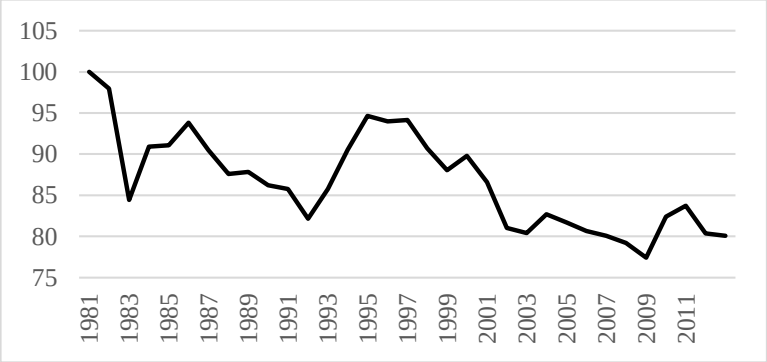
a PTF do setor industrial brasileiro, embora entre as atividades analisadas pelos autores não estivesse incluída, por exemplo, a construção civil. As estimativas aqui obtidas também não diferem significativamente do comportamento apresentado por Bonelli & Fonseca (1998) para a indústria de transformação, ou seja, os autores também identificaram redução da PTF em 1983, seguida de recuperação até 1987, e queda consistente entre 1988 e 1992 e, então, verificaram um crescimento contínuo da PTF até 1997, último ano da análise, enquanto segundo os cálculos deste trabalho, tal crescimento terminou em 1995, seguido de estabilidade em 1996 e 1997.

A partir da década de 2000, ainda que os trabalhos tenham se focado no comportamento da produtividade do trabalho, pode-se relacioná-los ao crescimento da PTF industrial aqui obtido. Cavalcante & De Negri (2014), por exemplo, ao recalcularem os valores obtidos por Squeff (2012), observaram que a produtividade do trabalho no setor industrial brasileiro diminuiu a uma taxa de −0,4% a.a. entre 2000 e 2009, em grande medida devido ao fraco desempenho da indústria de transformação. Para o mesmo intervalo, a razão entre as séries de valor agregado e pessoal ocupado, utilizadas para a obtenção da PTF industrial deste artigo, apresentou desempenho ainda inferior, de −1,4%.[6]

A Figura 3 apresenta o índice (1981 = 100) da PTF do setor industrial (indústrias extrativa, de transformação e construção). Na Figura A-2 do Apêndice há uma comparação, em termos de taxa de crescimento, com a série obtida por Bonelli & Fonseca (1998) para a indústria de transformação. Ferreira & Rossi (2003) não forneceram valores anuais, limitando-se a especificar o crescimento médio das PTFs das atividades industriais nos intervalos 1985–1990, 1991–1997 e 1994–1997.

Entre 1985 e 1990, a estimativa aqui realizada aponta para um crescimento (negativo) médio de −0,9% a.a., enquanto Bonelli & Fonseca (1998) e Ferreira & Rossi (2003), obtiveram, respectivamente, −0,8% e −3,83% a.a. Entre 1991 e 1997, observou-se o crescimento da PTF do setor, tendo os autores deste artigo, Bonelli & Fonseca (1998) e Ferreira & Rossi (2003) encontrado, respectivamente, 1,3%, 3,4% e 2,65% a.a. No período seguinte, em especial entre

Figura 3. Evolução da produtividade total dos fatores da indústria — 1981 a 2013 (Índice: 1981 = 100).



[6]Do ponto de vista metodológico, a explicação para a diferença decorre da utilização, por parte dos autores citados, do total de ocupações disponibilizado nas próprias contas nacionais.

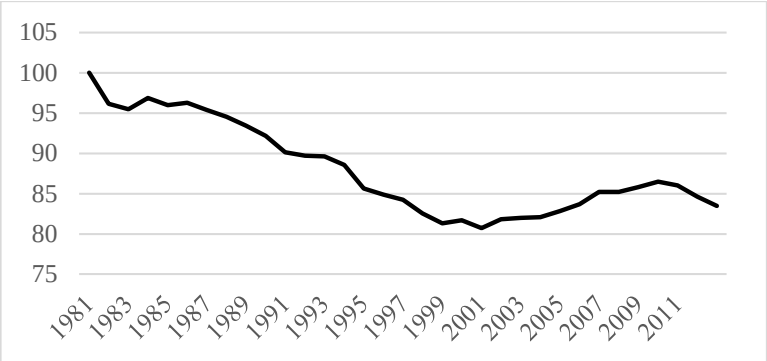
1998 e 2009, os cálculos aqui realizados apontam uma redução da PTF, mesmo com recuperações nos anos de 2000 e 2004. Dessa forma, o índice passou de aproximadamente 94 em 1997 para cerca de 77 em 2009, indicando diminuição relevante da produtividade do setor. Durante a implementação de medidas anticíclicas contra a crise internacional, nos anos de 2010 e 2011, a PTF da indústria se recuperou, tornando a se reduzir em 2012 e 2013. Aspectos como a infraestrutura deficiente, e aumentos de custos e incertezas, poderiam ser apontados como elementos de perda de eficiência do setor industrial na década de 2000 (Lisboa & Pessôa, 2013).

2.3. A evolução da PTF do setor de serviços

Até mesmo por suas limitações intrínsecas, apontadas desde Baumol (1967), o setor de serviços é o menos estudado no que se refere à produtividade, embora seja frequentemente apontado como pouco dinâmico. Ferreira & Silva (2015), por exemplo, estimaram que entre 1981 e 2005 a produtividade do trabalho no setor de serviços tradicionais decresceu à taxa de −1,2% a.a., enquanto nos serviços modernos alcançou −1,6% a.a. Quanto à PTF, A. M. Silva (2006) analisou seu desempenho para onze atividades do setor de serviços no período entre 1998 e 2002, obtendo a variação da PTF por meio da construção de um índice multilateral. Seus resultados mostraram que apenas quatro subsetores exibiram ganhos de produtividade, mesmo em um conjunto de atividades consideradas modernas como telecomunicações, desenvolvimento e edição de software e atividades de televisão, por exemplo. Contudo, é precário estabelecer um paralelo entre seus valores com aqueles aqui obtidos, dado o número limitado de atividades abrangidas por seu trabalho. Além disso, os resultados obtidos por A. M. Silva (2006) deixam em aberto a tendência da PTF em atividades consideradas tradicionais dentro do setor de serviços como, por exemplo, serviços pessoais. A Figura 4 apresenta o resultado dos cálculos deste artigo para o índice da PTF do setor de serviços.

Da Figura 4 pode-se afirmar que a PTF do setor de serviços se reduziu de forma consistente durante todo o período entre 1981 e 2001 e, então, iniciou uma fase de crescimento que perdurou até o ano de 2010, quando voltou a cair. Lisboa & Pessôa (2013) forneceram uma potencial explicação que pode ilustrar a influência do ambiente institucional sobre o comportamento

Figura 4. Evolução do índice da produtividade total dos fatores no setor de serviços brasileiro entre 1981 e 2013 (1981 = 100).



da PTF. Segundo esses autores, ocorreram no início da década de 2000 reformas institucionais cujo objetivo consistia em promover ganhos de eficiência na intermediação financeira, mas que exibiram efeitos positivos sobre a produtividade de outras atividades não comercializáveis (Lisboa & Pessôa, 2013).

3. O modelo dinâmico

A economia simulada pelo modelo dinâmico de equilíbrio geral deste artigo é fechada, e possui três setores denominados agropecuária, indústria e serviços, sendo o bem de capital produzido exclusivamente no segundo, tal qual no modelo básico de Ngai & Pissarides (2007). Além do capital distribuído entre os três setores, as firmas utilizam o fator trabalho cujo estoque total é normalizado para a unidade em todos os períodos, e a tecnologia cresce a uma taxa exógena. No setor agropecuário, a função de produção ainda incorpora o fator terra, considerado fixo no período de solução do modelo. O agente representativo possui utilidade intratemporal com elasticidade de substituição constante do consumo dos bens, visando isolar sua dinâmica do efeito renda associado à Lei de Engel. O modelo aqui utilizado segue, em grande medida, aquele de Verma (2012) — de onde mantém-se a notação para as variáveis relacionadas às firmas —, mas incorpora uma transformação monotônica da função utilidade apresentada por Herrendorf et al. (2013) — dos quais preserva-se a notação para as variáveis relacionadas às preferências.

3.1. A estrutura da economia

Como mencionado anteriormente, na economia simulada, o bem de investimento é produzido exclusivamente no setor industrial, de forma que

$$y_{it} = c_{it} + i_t, \tag{1}$$

onde y_{it} é o produto total da indústria, c_{it} é o consumo final do bem produzido por este setor e i_t é o investimento realizado na economia, no período t, que é acumulado conforme

$$k_{t+1} = y_{it} - c_{it} + (1 - \delta)k_t, \tag{2}$$

em que δ é a taxa de depreciação constante, e k_t é o estoque de capital da economia no período t que, por sua vez, é alocado entre os três setores:

$$k_{at} + k_{it} + k_{st} = k_t. \tag{3}$$

Como decorrência da hipótese de o investimento ser produzido exclusivamente no setor industrial, e de tratar-se de uma economia fechada, toda a produção dos setores agropecuário e de serviços deve ser consumida, o que é representado por

$$c_{at} = y_{at} \qquad \text{e} \qquad c_{st} = y_{st}. \tag{4}$$

A normalização do fator trabalho à unidade em todos os períodos assegura que o montante utilizado do mesmo pelos setores corresponde às respectivas participações destes no emprego total, ou seja, para todo t,

$$n_{at} + n_{it} + n_{st} = 1. \tag{5}$$

Admite-se a hipótese de que a firma agropecuária é incapaz de alterar o montante utilizado de terra durante o período de análise, tal qual uma maximização de lucro no curto prazo, sendo este fator tratado como um parâmetro do modelo, embora remunerado em um mercado competitivo, de modo que

$$l_{at} = \bar{l}_a. \tag{6}$$

Ademais, o mercado organiza-se com firmas arrendando os fatores de produção em mercados competitivos, sendo as remunerações do trabalho, do capital e da terra no período t representadas, respectivamente, por w_t, r_{kt} e R_{lt}. Além disso, a condição de arbitragem impõe que a remuneração de cada fator de produção seja idêntica em todos os setores.

3.2. O agente representativo

A função utilidade do agente representativo é uma versão logaritimizada daquela apresentada por Herrendorf et al. (2013, p.2757) e, em cada período t, é dada por

$$u(c_{at}, c_{it}, c_{st}) = \ln\left(\omega_a^{1/\sigma} c_{at}^{(\sigma-1)/\sigma} + \omega_i^{1/\sigma} c_{it}^{(\sigma-1)/\sigma} + \omega_s^{1/\sigma} c_{st}^{(\sigma-1)/\sigma}\right)^{\sigma/(\sigma-1)}, \tag{7}$$

onde $\omega_{j\in\{a,i,s\}}$ são os pesos associados ao consumo de cada bem e $\sigma \geq 0$ é a elasticidade de substituição constante entre os três bens. O objetivo do indivíduo é maximizar a sequência de utilidades em um horizonte de tempo infinito, considerando uma taxa de desconto intertemporal β:

$$\max \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t u(c_{at}, c_{it}, c_{st}), \tag{8}$$

sujeita à restrição orçamentária

$$p_{at} c_{at} + c_{it} + p_{st} c_{st} + k_{t+1} - (1-\delta) k_t = r_{kt} k_t + w_t + R_{lt} \bar{l}_a \tag{9}$$

em que o preço do bem industrial é considerado um numerário, de tal sorte que p_{it} seja igual a 1 em todos os períodos.

3.3. As firmas

As funções de produção dos setores agropecuário, industrial e de serviços são do tipo Cobb–Douglas, e definidas, respectivamente, em (10), (11) e (12):

$$y_{at} = b_{at} k_{at}^{\theta} \bar{l}_a^{\gamma} n_{at}^{1-\theta-\gamma}, \tag{10}$$

$$y_{it} = b_{it} k_{it}^{\alpha} n_{it}^{1-\alpha}, \tag{11}$$

$$y_{st} = b_{st} k_{st}^{\phi} n_{st}^{1-\phi} = b_{st} k_{st}^{\phi} (1 - n_{at} - n_{it})^{1-\phi}, \tag{12}$$

em que b_{jt} é o nível da PTF do setor $j \in (a,i,s)$. A maximização de lucro das firmas envolve a função de produção de cada setor. No setor agropecuário, o problema a ser resolvido consiste em

$$\max_{k_{at},n_{at},l_{at}} \left\{p_{at}y_{at} - r_{kt}k_{at} - w_t n_{at} - R_{lt}\bar{l}_a\right\}; \tag{13}$$

no setor industrial,

$$\max_{k_{it},n_{it}} \left\{y_{it} - r_{kt}k_{it} - w_t n_{it}\right\}; \tag{14}$$

e, finalmente, no setor de serviços,

$$\max_{k_{st},n_{st}} \left\{p_{st}y_{st} - r_{kt}k_{st} - w_t(1 - n_{at} - n_{it})\right\}. \tag{15}$$

3.4. O equilíbrio da economia

Assim como em Verma (2012) e Ngai & Pissarides (2007), o equilíbrio do modelo é obtido em termos das razões capital-trabalho em cada um dos setores, o que o torna algebricamente mais simples. Essas relações são definidas como

$$\kappa_{jt} \equiv \frac{k_{jt}}{n_{jt}}, \quad j \in \{a,i,s\}. \tag{16}$$

O equilíbrio geral consiste, então, em uma sequência, dado κ_{i0}, de preços, $\{p_{at}, p_{st}, r_{kt}, w_t, R_{lt}\}_{t=0}^{\infty}$, e de alocações $\{c_{at}, c_{it}, c_{st}, k_{at+1}, k_{it+1}, k_{st+1}, n_{at}, n_{it}, n_{st}\}_{t=0}^{\infty}$ que solucionam, simultaneamente, o problema do consumidor e das firmas (Verma, 2012), lembrando-se de que o fator terra não é considerado uma variável de decisão do agente no período de solução do modelo. Os preços podem ser obtidos em função das alocações, ou seja, dadas as escolhas eficientes de consumo, investimento e distribuição do fator trabalho, são obtidos preços relativos e remunerações dos fatores de produção.

Da maximização de lucro das firmas, admitindo a plena mobilidade dos fatores de produção, tem-se que a remuneração de cada fator deve ser idêntica nos três setores. Logo, salário e aluguel do capital podem ser expressos, respectivamente, como

$$w_t = p_{at}(1 - \theta - \gamma)b_{at}\kappa_{at}^{\theta}\bar{l}_a^{\gamma}n_{at}^{-\gamma} = (1-\alpha)b_{it}\kappa_{it}^{\alpha} = p_{st}(1-\phi)b_{st}\kappa_{st}^{\phi} \tag{17}$$

e

$$r_{kt} = p_{at}\theta b_{at}\kappa_{at}^{\theta-1}\bar{l}_a^{\gamma}n_{at}^{-\gamma} = \alpha b_{it}\kappa_{it}^{\alpha-1} = p_{st}\phi b_{st}\kappa_{st}^{\phi-1}. \tag{18}$$

As referidas igualdades são utilizadas para a obtenção do preço competitivo dos bens de consumo; no caso do bem agropecuário, pela igualdade entre remunerações do capital nos setores agrícola e industrial, enquanto o preço do bem do setor de serviços pode ser obtido a partir da igualdade entre o terceiro e quarto termos em (18). Considerando, além disso, que a

razão entre as remunerações implica a existência de dependência linear entre as razões capital-trabalho, pode-se obter

$$p_{at} = \left(\frac{\alpha}{\theta}\right)^{\theta}\left(\frac{1-\theta-\gamma}{1-\alpha}\right)^{\theta-1}\frac{b_{it}}{b_{at}}\kappa_{it}^{\alpha-\theta}\left(\frac{n_{at}}{\bar{l}_a}\right)^{\gamma} \tag{19}$$

e

$$p_{st} = \left(\frac{\alpha}{\phi}\right)^{\phi}\left(\frac{1-\phi}{1-\alpha}\right)^{\phi-1}\frac{b_{it}}{b_{st}}\kappa_{it}^{\alpha-\phi}. \tag{20}$$

Naturalmente, como as funções de produção são idênticas àquelas definidas por Verma (2012), então, também o são os preços relativos nessa economia, definidos em (19) e (20).[7] Contudo, estes diferem de Ngai & Pissarides (2007) pela presença do fator terra, e de participações dos fatores na renda setorial, distintas entre os setores. Caso fossem admitidas as hipóteses de Ngai & Pissarides (2007), os preços relativos entre dois bens seriam definidos exatamente como o inverso da razão entre suas respectivas PTFs.

Estabelecendo que $C_t \equiv \omega_a^{1/\sigma}c_{at}^{(\sigma-1)/\sigma} + \omega_i^{1/\sigma}c_{it}^{(\sigma-1)/\sigma} + \omega_s^{1/\sigma}c_{st}^{(\sigma-1)/\sigma}$, as condições de primeira ordem da maximização da utilidade do agente representativo, dada a restrição orçamentária, em relação ao consumo dos três bens (c_{at}, c_{it} e c_{st}) implicam que

$$c_{at} = \frac{\omega_a}{\omega_i}\left(\frac{1}{p_{at}}\right)^{\sigma}c_{it}, \qquad c_{st} = \frac{\omega_s}{\omega_i}\left(\frac{1}{p_{st}}\right)^{\sigma}c_{it} \qquad \text{e} \qquad c_{st} = \frac{\omega_s}{\omega_a}\left(\frac{p_{at}}{p_{st}}\right)^{\sigma}c_{at}. \tag{21}$$

Estas expressões referentes aos consumos setoriais diferem daquelas obtidas por Verma (2012), mas são idênticas àquelas do modelo de Herrendorf et al. (2013), no caso particular em que não há termos não-homotéticos, ainda que a função utilidade deste artigo seja uma transformação monotônica daquela. Portanto, o problema do consumidor consiste na determinação da composição ótima da cesta de bens, dados os pesos de cada um destes na função utilidade, a elasticidade de substituição no consumo, e a estrutura de preços relativos. Contudo, o problema dinâmico requer uma equação de Euler cujo procedimento aqui utilizado para sua obtenção segue McCandless (2008), e parte das hipóteses de que a utilidade obtida pelo agente representativo depende unicamente da escolha do nível de c_{it} em cada período, e de que o nível de produção do bem industrial varia apenas em função do nível de capital total da economia, tendo-se que $y_{it} \equiv f(k_t)$. Assim como em McCandless (2008), a equação de Euler é dada por

$$u'(c_{it}) = \beta(1 + r_{kt+1} - \delta)u'(c_{it+1}). \tag{22}$$

Não obstante, sua operacionalização exige especificar a função utilidade presente em (22), o que é realizado definindo-se, por conveniência, $C_t \equiv \omega_a^{1/\sigma}c_{at}^{(\sigma-1)/\sigma} + \omega_i^{1/\sigma}c_{it}^{(\sigma-1)/\sigma} + \omega_s^{1/\sigma}c_{st}^{(\sigma-1)/\sigma}$ e, por conseguinte, $u'(c_{it}) = \omega_i^{1/\sigma}C_t^{1/(\sigma-1)}c_{it}^{-1/\sigma}$, de modo que a razão entre utilidade futura e presente é dada por

$$\frac{u'(c_{it+1})}{u'(c_{it})} = \left(\frac{C_{t+1}}{C_t}\right)^{\frac{1}{\sigma-1}}\left(\frac{c_{it}}{c_{it+1}}\right)^{\frac{1}{\sigma}}. \tag{23}$$

[7] De fato, Verma (2012) considerou, em seu desenvolvimento algébrico o fator terra já normalizado para a unidade.

Finalmente, rearranjando (22) e substituindo o segundo termo de (23) na referida expressão, tem-se a equação de Euler a ser incorporada à solução do modelo:

$$\left(\frac{C_{t+1}}{C_t}\right)^{\frac{1}{\sigma-1}}\left(\frac{c_{it}}{c_{it+1}}\right)^{\frac{1}{\sigma}} = \frac{1}{\beta\left(1+r_{kt+1}-\delta\right)}. \tag{24}$$

Esta equação de Euler é similar àquela do modelo de Verma (2012), exceto pelos expoentes e os pesos adotados na definição da função utilidade. Ademais, dado κ_{i0}, o modelo pode, então, ser solucionado numericamente para a sequência n_{at}, n_{it} e κ_{it+1} utilizando a equação de Euler em (24), a relação entre os níveis de consumo do bem agropecuário e de serviços em (21) e a acumulação do capital em (2). Determinadas as participações do setor agropecuário e do setor industrial no emprego, a participação do setor de serviços é obtida por resíduo, ou seja, $n_{st} = 1 - n_{at} - n_{it}$.

Finalmente, as participações dos setores agropecuário, industrial e de serviços no valor adicionado total, a preços correntes, podem ser escritas como função das participações setoriais no emprego, conforme as expressões (25), (26) e (27):

$$A_t = \frac{\frac{1-\alpha}{1-\theta-\gamma}n_{at}}{\left(\frac{1-\alpha}{1-\theta-\gamma}-\frac{1-\alpha}{1-\phi}\right)n_{at}+\frac{\alpha-\phi}{1-\phi}n_{it}+\frac{1-\alpha}{1-\phi}}, \tag{25}$$

$$I_t = \frac{n_{it}}{\left(\frac{1-\alpha}{1-\theta-\gamma}-\frac{1-\alpha}{1-\phi}\right)n_{at}+\frac{\alpha-\phi}{1-\phi}n_{it}+\frac{1-\alpha}{1-\phi}}, \tag{26}$$

$$S_t = \frac{\frac{1-\alpha}{1-\phi}\left(1-n_{at}-n_{it}\right)}{\left(\frac{1-\alpha}{1-\theta-\gamma}-\frac{1-\alpha}{1-\phi}\right)n_{at}+\frac{\alpha-\phi}{1-\phi}n_{it}+\frac{1-\alpha}{1-\phi}}. \tag{27}$$

Estas soluções para a participação dos setores no valor adicionado total a preços correntes explicitam a dependência em relação às respectivas participações no emprego, levando ambas a apresentarem comportamento afim, exceto por seus níveis, o que é particularmente relevante na validação do modelo base. Tal aspecto pode ser facilmente observado no caso limite em que se adotam as hipóteses de Ngai & Pissarides (2007); sem a presença do fator terra e com participações do trabalho e do capital idênticas entre os setores da economia, as participações no valor adicionado a preços correntes seriam idênticas àqueles vigentes no emprego total.

4. Calibração do modelo dinâmico

4.1. O parâmetro do fator terra

Como mencionado anteriormente, nas premissas do modelo não é possível alterar o montante utilizado do fator terra e, portanto, a maximização de lucro da firma agrícola ocorre da mesma maneira que aquela realizada no curto prazo, com a presença do fator de produção fixo. Sendo constante, o valor de $\bar{l}_a$ pode ser definido livremente. Por simplicidade, optou-se por normalizar a quantidade utilizada do fator terra para a unidade, de forma que

$$\bar{l}_a = 1.$$

4.2. Os parâmetros da função utilidade

Seguindo Herrendorf et al. (2013), foi estabelecida uma baixa elasticidade de substituição — especificamente no valor de 0,1 — pois a análise realizada é alusiva à composição do valor adicionado. Além disso, esses autores propuseram obter os pesos da função utilidade por meio da hipótese de que o padrão de consumo observável resulta da maximização da utilidade de um agente representativo. Assim, define-se o seguinte problema de maximização:

$$\begin{aligned} \max\ & \ln\left(\omega_a^{1/\sigma} c_{at}^{(\sigma-1)/\sigma} + \omega_i^{1/\sigma} c_{it}^{(\sigma-1)/\sigma} + \omega_s^{1/\sigma} c_{st}^{(\sigma-1)/\sigma}\right)^{\sigma/(\sigma-1)} \\ \text{s.a.}\quad & p_{at}c_{at} + c_{it} + p_{st}c_{st} = E_t, \end{aligned} \tag{28}$$

onde E_t é o dispêndio, a preços correntes, com o consumo no período t. As condições de primeira ordem desse problema implicam que

$$s_{jt} \equiv \frac{p_{jt}c_{jt}}{E_t} = \frac{\omega_j p_{jt}^{1-\sigma}}{\sum_{j=a,i,s}\omega_j p_{jt}^{1-\sigma}}, \qquad j \in \{a,i,s\} \quad \text{e} \quad \forall t,\ p_{it} = 1. \tag{29}$$

Neste caso, s_{jt} é observável e corresponde à participação do bem j no dispêndio total com consumo no período t, enquanto os preços relativos podem ser determinados utilizando deflatores de base fixa dos valores adicionados setoriais.[8] Dado o parâmetro da elasticidade de substituição do consumo para três setores, tem-se três variáveis — os parâmetros ω_a, ω_i e ω_s — e três equações; logo, existe solução para o problema da maximização. Neste trabalho optou-se por utilizar a composição obtida de uma matriz de contabilidade social (SAM) referente ao ano de 2007, gerada pela base de dados do Global Trade Analysis Project (GTAP, 2015), compatível com a agregação de setores utilizada nesse trabalho, conforme a Tabela A-1. A razão para a escolha dessa base de dados decorre exclusivamente da necessidade de se obter o parâmetro de participação da terra na renda do setor agropecuário.

Herrendorf et al. (2013) enfatizaram a necessidade de se utilizar as participações dos setores no consumo a preços básicos, o que equivaleria ao "consumo de valor adicionado". Assim, optou-se pela padronização das fontes de dados, de modo a utilizar as participações dos setores no consumo observadas na SAM obtida do GTAP (2015) que, não obstante, implicaram pesos próximos àqueles obtidos quando do uso da Tabela de Recursos e Usos do IBGE.[9]

Estabelecendo o preço do bem industrial como numerário, os preços relativos dos bens agropecuário e de serviços foram obtidos, respectivamente, pelas razões entre os deflatores de base fixa (1980 = 100) do setor agropecuário e do setor industrial, e entre os deflatores do setor de serviços e do setor industrial, todos para o ano de 2007, calculados a partir de dados das Contas Nacionais (IPEA, 2015). Logo, os preços para os setores agropecuário e de serviços foram, respectivamente, 0,51 e 1,49. Para reduzir a arbitrariedade na escolha do período de

[8] O uso da razão entre deflatores setoriais como preço relativo pode ser encontrado, por exemplo, em Égert, Drine, Lommatzsch & Rault (2003).

[9] Especificamente, os pesos ω_a, ω_i e ω_s associados à distribuição do consumo de valor adicionado apresentada nas TRUS para ano de 2005 (IBGE, 2015a) seriam, para uma elasticidade de substituição fixada em 0,1, e os mesmos preços relativos, 0,0452, 0,3572 e 0,5976, respectivamente.

referência, optou-se por utilizar o ano base tipicamente considerado pela fonte, ou seja, 1980; ressalta-se, no entanto, que alterar o período base e, portanto, a diferença do nível dos preços relativos, não afeta a conclusão de maior peso para o bem de setor de serviços, e menor para o bem agropecuário.[10]

Solucionado o sistema de equações, os valores dos três pesos constantes associados ao consumo dos bens agropecuário, industrial e de serviços são, respectivamente, 0,0723, 0,2578 e 0,6698, cujas magnitudes seguem a tendência de baixo peso atribuído ao primeiro, e elevado para o último, como também observado por Herrendorf et al. (2013) para os EUA.

4.3. A taxa de depreciação do capital

A taxa de depreciação do capital foi obtida conjuntamente à estimação da série do estoque de capital agregado, conforme a metodologia proposta por Conesa, Kehoe & Ruhl (2007). Ressalta-se que o estoque de capital resultante não é utilizado em nenhuma análise deste trabalho. O método inicia-se pela acumulação do capital:

$$K_{t+1} = (1-\delta)K_t + I_t, \tag{30}$$

em que K_t e I_t correspondem, respectivamente, ao estoque de capital e ao investimento realizado no período t; e δ é o valor da taxa de depreciação constante, a ser determinada para ser consistente com a média da razão entre consumo de capital fixo (δK_t) e PIB (Y_t) ao longo de toda a série de tempo. Para o caso brasileiro, no período com dados disponíveis, tal restrição corresponde a

$$\frac{1}{44}\sum_{t=1970}^{2013}\frac{\delta K_t}{Y_t} = 0{,}09661. \tag{31}$$

A determinação do estoque inicial incorpora a hipótese de que a razão capital-produto no início do período seja igual à média de um período subsequente de, por exemplo, 10 anos, tal que

$$\frac{K_{1970}}{Y_{1970}} = \frac{1}{10}\sum_{t=1971}^{1980}\frac{K_t}{Y_t}. \tag{32}$$

Quanto aos dados necessários à operacionalização, a série do investimento, utilizada em (30), corresponde à formação bruta de capital fixo (FBKF); a depreciação do capital, δK_t, equivale à série de consumo de capital fixo; e o produto é medido pelo PIB a preços de mercado. Os dados de FBKF e PIB foram retirados de IPEA (2015) e convertidos para preços de 2007, utilizando os respectivos deflatores implícitos obtidos a partir de dados disponibilizados nesta fonte; enquanto o consumo de capital fixo foi obtido da base *World Development Indicators* do Banco Mundial (2015) em dólares correntes, convertido em reais utilizando a taxa de câmbio média do ano disponibilizada pela mesma fonte e, finalmente, convertido em preços de 2007

[10] Pode-se estabelecer os casos extremos de menor e maior diferença entre os preços relativos fixando os anos de referência dos deflatores em, respectivamente, 2006 e 1986. Assim, mantidos os demais parâmetros utilizados, em cada um desses casos, os pesos ω_a, ω_i e ω_s são, respectivamente, 0,04, 0,24 e 0,72 — para a menor diferença — e 0,11, 0,33 e 0,56 — para a maior diferença.

utilizando o deflator da FBKF obtido de IPEA (2015). A taxa anual de depreciação resultante corresponde a 0,0376 (ou 3,76% a.a.).

4.4. A taxa de desconto intertemporal

A taxa de desconto intertemporal β foi obtida da expressão (22), quando no estado estacionário, assim como em Verma (2012), que, após um rearranjo, resulta em

$$\beta = \frac{1}{1 + r - \delta}. \tag{33}$$

A taxa de depreciação utilizada foi obtida anteriormente (3,76%), enquanto r corresponde à taxa de juros real média entre 1981 e 2013. Para a obtenção desta última, utilizou-se a equação de Fisher, onde a taxa de juros nominal mensal tem como proxy a taxa SELIC, e a inflação mensal, a taxa de variação do Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) retiradas de IPEA (2015). Obtida a série mensal da taxa de juros real, esta foi acumulada para obtenção da série anual e, então, extraiu-se sua média simples. O resultado indicou uma taxa de juros real anual média de 9,95% que, apesar de elevada, mostra-se compatível com as características do período de análise, tendo em vista a grande instabilidade entre as décadas de 1980 e 1990. O valor definido, portanto, para o parâmetro β foi 0,9417, compatível com o valor utilizado por McCandless (2008).

4.5. A participação dos fatores de produção na renda setorial

As participações dos fatores de produção na renda setorial gerada foram obtidas diretamente da SAM (GTAP, 2015), e são apresentadas na Tabela 1.

É importante frisar que, em decorrência da presença da indústria extrativa, a SAM apresenta o montante da renda destinada ao fator terra no setor industrial, entretanto, devido à presente hipótese de apenas dois fatores na função de produção industrial, essa renda foi considerada remuneração do capital. Valores similares foram obtidos por Brandão, Hertel & Campos (1994, citado em Hertel, Tsigas & Gopalakrishnan, 2013) e por Spolador & Roe (2013).

Tabela 1. Participação dos fatores de produção na renda dos setores brasileiros no ano de 2007

Setor	Agropecuária	Indústria	Serviços
Capital	0,5723	0,4587	0,3862
Trabalho	0,2659	0,5413	0,6138
Terra	0,1618		

Fonte: Elaboração própria a partir de dados de GTAP (2015).

4.6. Os parâmetros iniciais

A solução numérica do modelo exige quatro valores iniciais, referentes aos níveis das PTFs setoriais e à relação capital-trabalho vigente no setor industrial. Definiu-se, por simplicidade,

que a relação capital-trabalho no período seja igual à unidade, enquanto as três produtividades iniciais (b_{a0}, b_{i0}, b_{s0}) foram selecionadas de forma que as participações dos setores no valor agregado total a preços correntes, geradas pelo modelo, fossem próximas aos valores observados no ano base de 2007. O modelo apresentado foi solucionado numericamente utilizando o software Mathematica (Wolfram Research, 2015) para o Microsoft Windows.

A Tabela 2 apresenta todos os valores dos parâmetros utilizados para obter a solução numérica do modelo dinâmico.

Tabela 2. Valores dos parâmetros utilizados na solução do modelo base.

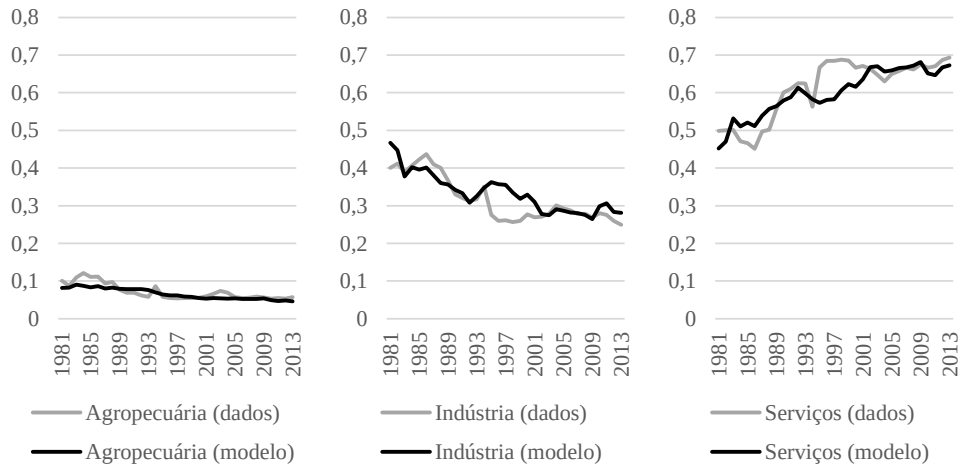
Parâmetro	Descrição	Valor
θ	Participação do capital na renda agropecuária	0,5723
γ	Participação da terra na renda agropecuária	0,1618
α	Participação do capital na renda da indústria	0,4587
ϕ	Participação do capital na renda do setor de serviços	0,3862
$\bar{l}_a$	Parâmetro do valor fixo do fator terra	1
κ_{i0}	Relação capital-trabalho inicial no setor industrial	1
b_{a0}	PTF inicial no setor agropecuário	0,1
b_{i0}	PTF inicial no setor industrial	0,4
b_{s0}	PTF inicial no setor de serviços	0,17
β	Fator de desconto intertemporal	0,9417
δ	Taxa de depreciação	0,0376
ω_a	Peso do bem agropecuário na função utilidade	0,0936
ω_i	Peso do bem industrial na função utilidade	0,2884
ω_s	Peso do bem de serviços na função utilidade	0,6180
σ	Elasticidade de substituição no consumo entre os bens	0,1

5. Resultados do modelo base

Com o propósito de verificar a consistência dos resultados das simulações, são apresentadas na Figura 5 as participações setoriais, simuladas e observadas (obtidas a partir das séries publicadas pelo IPEA), no valor adicionado total a preços correntes. Tanto para a participação do valor adicionado total, quanto para a distribuição setorial do emprego, o modelo consegue reproduzir de forma bastante consistente a tendência e os níveis da participação (Figuras 5 e 6).

As correlações entre valores simulados e observados da participação no valor adicionado total dos setores agropecuário e de serviços alcançam, respectivamente, 0,810 e 0,832; enquanto no setor industrial a correlação entre a dinâmica simulada e observada foi um pouco inferior, da ordem de 0,786. Adicionalmente, o ajuste do modelo à dinâmica de longo prazo da economia pode ser avaliado pelas taxas de crescimento anual das respectivas participações dos

Figura 5. Evolução das participações dos setores agropecuário, industrial e de serviços na composição do valor adicionado total em preços correntes, observadas e simuladas pelo modelo no Brasil entre 1981 e 2013.



Fonte: Elaboração própria para séries simuladas e IPEA (2015) para séries observadas.

setores no valor adicionado total,[11] adotando uma análise similar à realizada por Verma (2012) para avaliar a robustez dos resultados, conforme a Tabela 3, que apresenta as taxas compostas de crescimento das participações dos setores — simulada e observada no emprego total no período analisado. Os resultados simulados pelo modelo são bastante próximos aos observados; a participação da agropecuária no valor adicionado, por exemplo, ao longo do período 1981–2013 teve uma redução observada de 1,8% ao ano, enquanto a projeção do modelo foi de 1,7% ao ano.

Percebe-se, na Figura 5, que o modelo base foi capaz simular a tendência de longo prazo das participações dos setores no valor adicionado, ainda que preveja uma mudança estrutural

Tabela 3. Taxas de crescimento anual composta das participações dos setores no valor adicionado total a preços correntes, simuladas e observadas, no Brasil entre 1981 e 2013 (% a.a.).

Setor	Crescimento observado	Crescimento simulado
Agropecuária	−1,8	−1,7
Indústria	−1,5	−1,6
Serviços	1,0	1,3

Fonte: Elaboração própria e dados de IPEA (2015).

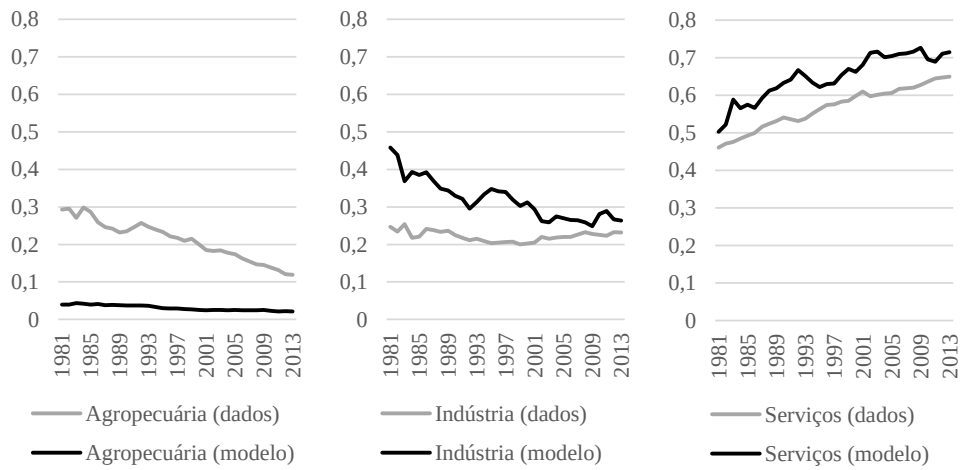
[11] A formula é:

$$\text{taxa média anual composta} = \sqrt[32]{\frac{\text{valor em 2013}}{\text{valor em 1981}}} - 1.$$

mais intensa do que aquela efetivamente ocorrida, especialmente quanto à taxa de crescimento simulada da participação do setor de serviços no valor adicionado (1,3%). A causa dessa diferença de médio prazo entre as dinâmicas da simulação, e dos dados observados, pode ser identificada nas condições estáticas de equilíbrio em (19) e (20). Nestas expressões percebe-se que os preços relativos e a alocação do fator trabalho — que se reflete na distribuição do valor adicionado — devem ser compatíveis com a razão entre produtividades setoriais de tal sorte que, como estas evoluem progressivamente ao longo de todo o período, alterações nas participações dos setores no valor adicionado devem ocorrer lentamente. Para que o modelo lograsse reproduzir com maior acurácia os dados observados, seria necessário a ocorrência de taxas de crescimento das PTFs muito próximas entre os setores a partir de meados da década de 1990 o que, evidentemente, não ocorreu.

Quanto à composição do emprego, o modelo consegue reproduzir de forma consistente a tendência das participações dos setores, conforme a Figura 6. O coeficiente de correlação entre as séries com os valores simulados e observados para a participação da agropecuária no emprego total foi de 0,925. No caso da indústria, ao mimetizar o padrão observado para o valor adicionado, o modelo prevê uma tendência de redução da fração do pessoal ocupado na indústria ao menos até o ano de 2001 e, dado que o emprego industrial se manteve relativamente constante ao longo do período, esperar-se-ia que o coeficiente de correlação entre a série gerada pelo modelo e aquela observada nos dados fosse baixo, o que é confirmado por um valor de apenas 0,314. O setor de serviços foi aquele com melhor ajuste no nível de sua participação no emprego, bem como apresentou um coeficiente de correlação de 0,924, indicando bom ajuste da tendência.

Figura 6. Evolução das participações dos setores agropecuário, industrial e de serviços na composição do emprego total brasileiro, observadas e simuladas pelo modelo, entre 1981 e 2013.



Fonte: Elaboração própria e IBGE (2015b).

Na Tabela 4 tem-se que a taxa percentual de redução da participação da agropecuária no emprego é menor do que a efetivamente observada. Além disso, o modelo básico superestimou a redução da participação da indústria no emprego, enquanto que para o setor de serviços, o modelo base representou fielmente a taxa de crescimento da participação do setor no emprego total.

Tabela 4. Taxas de crescimento anual composta das participações dos setores no emprego total, simuladas e observadas, no Brasil entre 1981 e 2013 (% a.a.).

Setor	Crescimento observado	Crescimento simulado
Agropecuária	−2,8	−1,9
Indústria	−0,2	−1,7
Serviços	1,1	1,1

Fonte: Elaboração própria e dados de IPEA (2015).

6. Cenário alternativo

Alvarez-Cuadrado & Poscheke (2011) avaliaram, por meio de um modelo com dois setores,[12] que ganhos de produtividade levam a uma redução da força de trabalho na agricultura. Segundo os autores, os ganhos de produtividade do setor agrícola transferem parte da força de trabalho do setor para o restante da economia (*labor push effect*), enquanto que um aumento do nível de tecnologia no setor industrial absorveria parte da força de trabalho da agricultura (*labor pull effect*). No período analisado, como a PTF do setor agropecuário cresceu acima da média da economia como um todo, pretende-se nesta seção avaliar em que medida a produtividade do setor influenciou o processo de mudança estrutural na economia brasileira. Também foram simulados dois outros cenários alternativos, onde os setores industrial e de serviços também tivessem apresentado uma evolução da PTF semelhante ao da economia agregada, o que representaria um desempenho superior ao observado para a PTF de cada um dos setores.

Admitindo que o modelo dinâmico proposto reflita adequadamente o padrão de mudança estrutural no Brasil, ou seja, reproduza a tendência da participação dos setores no valor adicionado e no emprego, pode-se traçar um cenário alternativo no qual a PTF do setor agropecuário apresentaria menores ganhos ao longo do período de análise. O objetivo deste tópico é analisar, principalmente, um aspecto identificado na análise dos dados: o crescimento da PTF do setor agropecuário foi muito superior ao observado para a economia brasileira como um todo no período analisado. Portanto, pretendeu-se avaliar, em um cenário de baixo crescimento da PTF agropecuária, como a mudança estrutural na economia brasileira seria afetada ou, de outra forma, em um cenário onde a produtividade agropecuária fosse menor, o quanto isso teria limitado o ritmo de transferência de força de trabalho para os demais setores, especialmente para o setor de serviços. Para este fim, substituiu-se a série de crescimento observado da PTF

[12]No modelo proposto pelos autores há o setor tradicional (que produz bens agrícolas), e o setor moderno, que produz commodities industriais e serviços (Alvarez-Cuadrado & Poscheke, 2011, p.131).

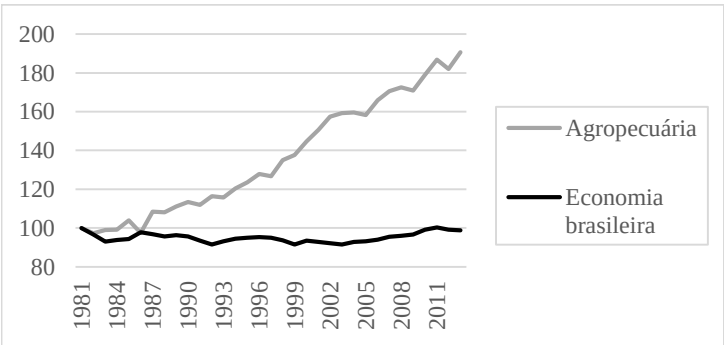
agropecuária por aquela obtida para economia brasileira pela mesma metodologia de decomposição do crescimento, admitindo-se apenas dois fatores de produção — capital e trabalho — e cujas participações na renda também foram geradas pela base de dados do GTAP (2015).[13] Além disso, os valores ano a ano do produto e dos fatores de produção, utilizados para calcular a PTF total, consistem na soma dos valores setoriais.

O resultado em índice (1981 = 100) do procedimento para a obtenção da PTF agregada da economia brasileira é apresentado na Figura 7, em que este é confrontado com o índice da PTF agropecuária, também obtida neste artigo. Visando corroborar os valores obtidos, a Figura A-3 no Apêndice deste trabalho apresenta o resultado deste exercício para a PTF da economia brasileira junto com os valores obtidos por Barbosa Filho & Pessôa (2014), no caso em que os autores consideraram o fator trabalho como o total de pessoas ocupadas conforme metodologia vigente na década de 1980.

Como mencionado anteriormente, os fatores de produção e produto foram considerados a soma simples dos montantes setoriais, contudo, ressalva-se que, a rigor, o valor adicionado total da economia a preços constantes não corresponde à soma dos valores adicionados setoriais a preços constantes, por conta da perda de aditividade (Feijó & Ramos, 2013). As eventuais diferenças causadas por esta opção não influenciariam de forma relevante as conclusões, bem como enfatiza-se que as taxas de crescimento do valor adicionado total derivadas deste procedimento, e utilizadas na obtenção da taxa de crescimento da PTF agregada, são essencialmente as mesmas obtidas a partir dos dados disponíveis na base *National Accounts Estimates of Main Aggregates* da Divisão de Estatísticas das Nações Unidas (UNSD, 2015). O resultado da referida simulação para as participações no valor adicionado a preços correntes, e no emprego comparativamente às participações obtidas na modelo base, são apresentados na Figura 8, onde as escalas dos eixos variam para cada setor.

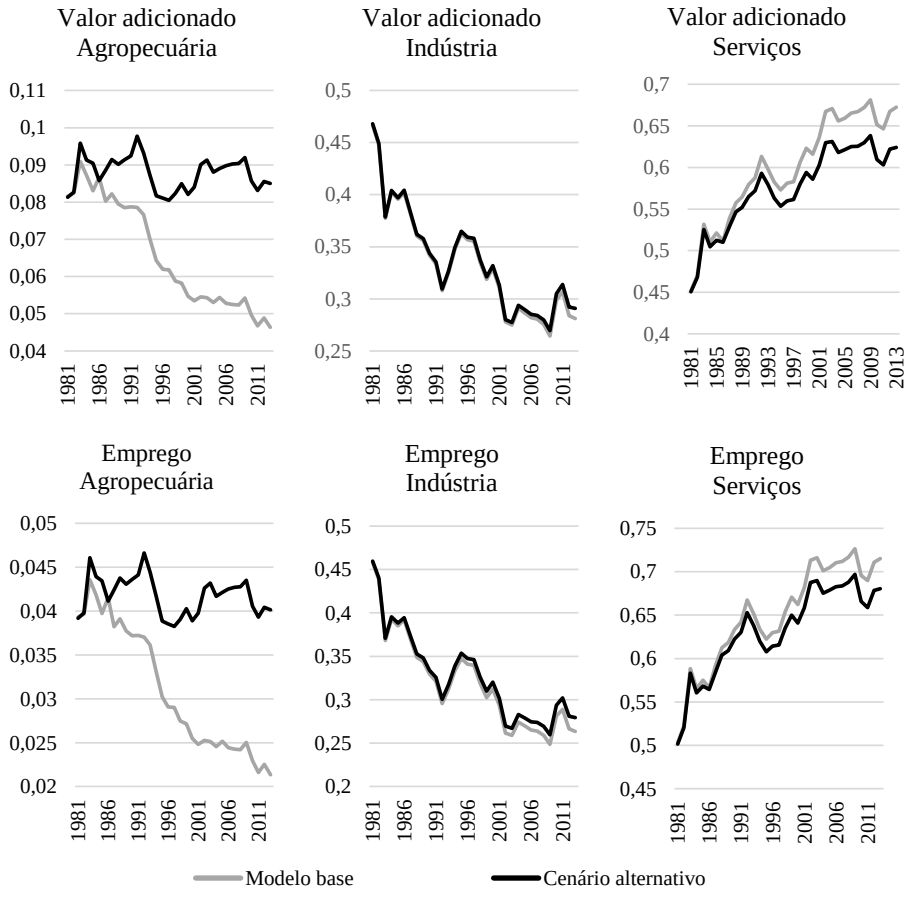
Cabe salientar que, embora todos os parâmetros utilizados no modelo base e na simulação do cenário alternativo sejam os mesmos, identificam-se diferenças marginais nos valores

Figura 7. Evolução do índice (1981 = 100) da produtividade total dos fatores (PTF) da agropecuária e da economia agregada.



[13] As participações do capital e do trabalho na renda nacional obtidas foram, respectivamente 0,426 e 0,574 (GTAP, 2015).

Figura 8. Comparativo entre resultados do modelo base com cenário alternativo em que a PTF agropecuária cresce à mesma taxa da economia agregada brasileira.



iniciais das participações, exigindo-se algum cuidado ao comparar diretamente os níveis das variáveis resultantes em cada um dos casos, independentemente do período em questão. A Tabela 5 apresenta a composição setorial do valor adicionado e do emprego em 2013 — último ano de análise — em cada um dos cenários, bem como os valores efetivamente observados.

Portanto, percebe-se que o setor agropecuário, diante de baixos ganhos de produtividade, poderia vir a apresentar atualmente uma participação maior no emprego e no valor adicionado e, além disso, o setor industrial poderia exibir pequeno aumento de sua importância na economia brasileira, enquanto o setor de serviços possivelmente representaria fração menor da atividade econômica. Dito de outra forma, o processo de transformação estrutural teria ocorrido mais lentamente, uma vez que a participação do setor no valor adicionado projetada pelo modelo (8,5%) para o ano de 2013 corresponderia à participação do setor no final dos anos 1980 e começo dos anos 1990.

Tabela 5. Participação dos setores agropecuária, industrial e de serviços brasileiros em 2013: valores observados, previstos no modelo base, e previstos no cenário alternativo para a agropecuária.

Ano: 2013	Observado	Modelo base	Cenário alternativo
Composição – valor adicionado			
Agropecuária	5,70%	4,60%	8,50%
Indústria	25,00%	28,10%	29,10%
Serviços	69,30%	67,30%	62,40%
Composição – emprego			
Agropecuária	11,90%	2,10%	4,00%
Indústria	23,10%	26,40%	28,00%
Serviços	65,00%	71,50%	68,00%

Entretanto, a análise mais adequada a ser conduzida diz respeito às alterações nas tendências das séries em análise, constituindo-se um procedimento válido a comparação das taxas de crescimento compostas das variáveis em cada cenário simulado. Tais dinâmicas, para os resultados do modelo base e do cenário alternativo para a agropecuária, são apresentadas na Tabela 6, novamente para o período entre 1981 e 2013. Na Tabela 6 também são apresentados os cenários alternativos para os setores industriais e de serviços, respectivamente.

Dos cenários alternativos simulados, o que mais provoca alterações na dinâmica da economia quando comparada à trajetória efetivamente observada, é aquele em que a evolução da PTF da agropecuária reproduziu a trajetória da PTF observada para a economia agregada. Portanto, o cenário hipotético de baixo crescimento da produtividade da agropecuária projeta uma dinâmica muito distinta da efetivamente observada e simulada no modelo base para o setor, havendo sua participação no valor adicionado e no emprego crescido a uma taxa média de 0,1% a.a. No caso da indústria ocorreria uma pequena desaceleração de sua perda de importância no valor adicionado e no emprego, enquanto o setor de serviços experimentaria reduções da taxa de crescimento médias anual de sua participação. Sabendo-se que o setor de serviços representa a maior parcela da economia brasileira, especialmente ao final da série, uma redução de 0,1 pp em sua taxa de crescimento representa impacto significativo nos outros setores. Assim, ao se observar o reduzido impacto do cenário hipotético de baixo crescimento da PTF da agropecuária sobre a indústria, pode-se interpretar que a mão de obra liberada deste setor teria migrado majoritariamente para o setor de serviços, análise que encontra respaldo na visão de que isto se daria em decorrência da menor qualificação deste contingente da força de trabalho (Kon, 2006), embora esta conclusão não seja derivada de um resultado explicito do modelo.

O modelo teórico de Ngai & Pissarides (2007), mais restritivo do que a versão aqui implementada, fornece uma justificativa para as modificações observadas entre os cenários, de modo que a diferença entre as taxas de crescimento da participação dos setores de serviços e agropecuário dependeria majoritariamente da diferença entre as taxas de crescimento das PTFs na agropecuária e no setor de serviços, nesta ordem. Assim, dado que o diferencial do cresci-

Tabela 6. Comparação das taxas médias de crescimento entre 1981 e 2013 das participações dos setores no valor adicionado total a preços correntes e emprego total no Brasil (% a.a.) por cenário de simulação.

	Modelo base	Cenário agropecuária	Cenário indústria	Cenário serviços
Participação – valor adicionado				
Agropecuária	–1,7	0,1	–2,0	–1,3
Indústria	–1,6	–1,5	–1,4	–1,4
Serviços	1,3	1,0	1,1	1,1
Participação – emprego				
Agropecuária	–1,9	0,1	–2,1	–1,4
Indústria	–1,7	–1,6	–1,5	–1,5
Serviços	1,1	1,0	1,0	1,0

Nota: O cenário em que a PTF da agropecuária cresceu exatamente como a PTF da economia agregada corresponde à coluna "Cenário agropecuária", assim como os cenários em que as PTFs dos setores industrial e de serviços teriam crescido como a da economia agregada correspondem, respectivamente, às colunas "Cenário indústria" e "Cenário serviços".

mento da produtividade reduz-se significativamente entre os dois cenários, necessariamente se desacelera a transferência do fator trabalho entre os dois setores.

No caso da indústria, todavia, a explicação para as alterações mostra-se menos clara, de tal forma que dada a redução do diferencial de produtividade deste setor para com a agropecuária — e sabendo-se que, entre os cenários, não ocorreram modificações no diferencial de sua produtividade para com o setor de serviços — então diminuiria a transferência de pessoal das atividades primárias para as industriais; entretanto, o cenário simulado sugere o inverso, embora de forma marginal. Ngai & Pissarides (2007) enfatizaram que a participação do setor industrial no emprego comporta-se não apenas de acordo com as produtividades relativas, mas também conforme a taxa de consumo da economia, uma vez que, no modelo teórico, a produção do capital necessário à produção ocorre apenas neste setor.

No cenário em que a PTF da agropecuária tivesse se mantido praticamente estagnada no período entre 1981 a 2013, teria se mantido relativamente constante a participação deste setor no emprego com impactos importantes sobre o setor de serviços, que presenciaria desaceleração do crescimento de sua participação no valor adicionado. As simulações corroboram a percepção de mudança estrutural de Baumol (1967) — ainda que, diferentemente do modelo originalmente proposto pelo autor, no caso da economia brasileira, o setor dinâmico seja a agropecuária — e a visão de que a produtividade agrícola é fator determinante para o crescimento dos setores não agrícolas, aqui refletido especialmente pelo setor de serviços. Além disso, os resultados mostram-se em acordo com a análise de Ferreira & Silva (2015), pelo diferenciado dinamismo da produtividade agropecuária e sua liberação de trabalho para o setor de serviços. Tal padrão distingue-se daquele observado nas economias desenvolvidas, onde a indústria teria sido, por longo período, o setor mais beneficiado pela liberação do fator trabalho (Rodrik, 2015). Dessa forma, ao permitir que a produção agropecuária brasileira desempenhar suas funções no processo de desenvolvimento econômico utilizando menos trabalho disponível,

a produtividade agrícola teria se mostrado fundamental para acelerar o processo de mudança estrutural experimentado no Brasil.

7. Conclusão

Este artigo procurou avaliar a dinâmica da mudança estrutural na economia brasileira por meio de um modelo dinâmico de equilíbrio geral que se mostrou apropriado para reproduzir alguns dos fatos estilizados deste processo, como a redução da participação do setor agropecuário no emprego e no valor adicionado, e o aumento da participação do setor de serviços. Adicionalmente, em acordo com alguns modelos teóricos que agregam as atividades econômicas em três grandes setores (agropecuária, indústria e serviços), os resultados deste trabalho refletiram a mudança da alocação da força de trabalho do setor com maior taxa de progresso tecnológico para aqueles menos dinâmicos.

No caso brasileiro, a agropecuária tem sido o setor com as maiores taxas de crescimento da produtividade total dos fatores ao longo das últimas décadas. Particularmente, tal comportamento decorreu de um amplo processo de modernização ao longo das décadas recentes, resultante da incorporação de capital de elevado nível tecnológico, bem como do investimento em pesquisa, especialmente por parte de instituições de ensino superior e de pesquisa e de agentes privados do setor. Tais ganhos de produtividade apresentaram relevante influência sobre a capacidade de liberação de mão de obra deste setor para as atividades urbanas, compreendidas pela indústria e, em maior intensidade, o setor de serviços.

Considerando que o modelo básico foi consistente em simular a dinâmica da importância relativa de cada setor, foi possível estabelecer alguns cenários hipotéticos, sendo o principal deles aquele onde a PTF agropecuária comportou-se tal qual a da economia brasileira que, de forma geral, manteve-se estagnada ao longo do período de análise. As simulações sugerem que os ganhos de produtividade no setor agropecuário aceleraram o ritmo de mudança estrutural na economia brasileira, embora limitados pela participação do setor na economia, com efeitos mais fortemente observados sobre o setor de serviços, e não sobre a indústria, em contraposição à mudança estrutural presenciada em outros países.

Referências Bibliográficas

Alvarez-Cuadrado, F., & Poscheke, M. (2011). Structural change out of agriculture: Labor push versus labor pull. *The American Economic Journal*, *3*(3), 127–158.

Banco Mundial. (2015). *World development indicators dabase.* Acessado em 7 maio 2015: http://databank.worldbank.org/data/home.aspx

Barbosa Filho, F. H., & Pessôa, S. A. (2014). Pessoal ocupado e jornada de trabalho: Uma releitura da evolução da produtividade no Brasil. *Revista Brasileira de Economia*, *68*(2), 149–169. doi: 10.1590/S0034-71402014000200001

Barbosa Filho, F. H., Pessôa, S. A. & Veloso, F. A. (2010). Evolução da produtividade total dos fatores na economia brasileira com ênfase no capital humano 1992–2007. *Revista Brasileira de Economia*, *64*(2), 91–113. doi: 10.1590/S0034-71402010000200002

Barro, R. J., & Sala-I-Martin, X. (2004). *Economic growth* (2ª ed.). Cambridge, MA: The MIT Press.

Baumol, W. J. (1967). Macroeconomics of unbalanced growth: The anatomy of urban crisis. *The American Economic Review*, *57*(3), 415–426.

Bitzer, J., & Gören, E. (2016). Measuring capital services by energy use: An empirical comparative study. *Applied Economics*, *48*(53), 5152–5167.

Bonelli, R., & Fonseca, R. (1998). Ganhos de produtividade e de eficiência: Novos resultados para a economia brasileira. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, *28*(2), 273–314.

Bragagnolo, C., Spolador, H. F. S. & Barros, G. S. C. (2010). Regional Brazilian agriculture TFP analysis: A stochastic frontier analysis approach. *Revista EconomiA*, *11*(4), 187–216.

Brandão, A. S. P., Hertel, T. W. & Campos, A. (1994). The implications of international agricultural trade liberalization for Brazilian agriculture. In I. Goldin, O. Knudsen & A. S. Brandao (Eds.), *Modeling economy-wide reforms* (pp. 193–222). Paris: Development Centre of the Organization for Economic Co-Operation and Development.

Burnside, A. C., Eichenbaum, M. S. & Rebelo, S. T. (1996). Sectoral Solow residuals. *European Economic Review*, *40*, 861–869.

Bustos, P., Caprettini, B. & Ponticelli, J. (2016). Agricultural productivity and structural transformation: Evidence from Brazil. *American Economic Review*, *106*(6), 1320–1365.

Caselli, F. (2005). Accounting for cross-country income differences. In P. Aghion & S. Durlauf (Eds.), *Handbook of economic growth* (Vol. 1A, pp. 679–742). Amsterdam: North Holland.

Cavalcante, R., L, & De Negri, F. (2014). Evolução recente dos indicadores de produtividade no Brasil. In F. De Negri & L. R. Cavalcante (Eds.), *Produtividade no Brasil: Desempenho e determinantes* (pp. 143–171). Brasília: IPEA.

Conesa, J. C., Kehoe, T. J. & Ruhl, K. J. (2007). Modeling great depressions: The depression in Finland in the 1990s. In T. J. Kehoe & E. C. Prescott (Eds.), *Great depressions of twentieth century* (pp. 427–475). Minneapolis: Federal Reserve Bank of Minneapolis.

Costello, D. M. (1993). A cross-country, cross-industry comparison of productivity growth. *Journal of Political Economy*, *101*(2), 207–222.

Égert, B., Drine, I., Lommatzsch, K. & Rault, C. (2003). The Balassa–Samuelson effect in Central Eastern Europe: Myth or reality? *Journal of Comparative Economics*, *31*(3), 552–572. doi: 10.1016/S0147-5967(03)00051-9

Feijó, C. A., & Ramos, R. L. O. (Eds.). (2013). *Contabilidade social: A nova referência das contas nacionais do Brasil*. Rio de Janeiro: Elsevier.

Ferreira, P. C., & Rossi, J. L. (2003). New evidence from Brazil on trade liberalization and productivity growth. *International Economic Review*, *44*(4), 1383–1405.

Ferreira, P. C., & Silva, L. F. (2015). Structural transformation and productivity in Latin America. *The B.E. Journal of Macroeconomics*, *15*(2), 603–630.

Fraga, A. (2004). Latin America since the 1990s: Rising from the sickbed? *Journal of Economic Perspectives*, *18*(2), 89–106.

Gasques, J. C., Bacchi, M. R. P., Rodrigues, L., Bastos, E. T. & Valdes, C. (2015, 3 de dezembro). Produtividade da agricultura brasileira: A hipótese da desaceleração. In *Seminário: Agricultura e crescimento*, Brasília.

Gasques, J. C., Bastos, E. T., Valdes, V. & Bacchi, M. R. P. (2012). Total factor productivity in Brazilian agriculture. In K. O. Fuglie, V. E. Ball & S. L. Wang (Eds.), *Productivity growth in agriculture: An international perspective* (pp. 145–161). Wallingford: CABI.

Gasques, J. C., & Villa Verde, C. M. (1990). *Crescimento da agricultura brasileira e política agrícola nos Anos Oitenta* (Texto para discussão Nº 204). Brasília: IPEA.

Gollin, D., Parente, S. & Rogerson, R. (2002). The role of agriculture in development. *The American Economic Review*, *92*(2), 160–164.

Gollin, D., Parente, S. & Rogerson, R. (2007). The food problem and the evolution of international income levels. *Journal of Monetary Economics*, *54*(2), 1230–1255.

GTAP – Global Trade Analysis Project. (2015). *GTAP 8 database.* Acessado em 10 de maio 2015: https://www.gtap.agecon.purdue.edu/databases/v8/

Herrendorf, B., Rogerson, R. & Valentinyi, Á. (2013). Two perspectives on preferences and structural transformation. *The American Economic Review*, *103*(7), 2752–2789.

Hertel, T., Tsigas, M. & Gopalakrishnan, B. N. (2013). Primary factors shares. In B. N. Gopalakrishnan, A. Aguiar & R. McDougall (Eds.), *Global trade, assistance, and production: The GTAP 8 Data Base.* West Lafayette: Center for Global Trade Analysis, Purdue University. Acessado em 8 out 2015: https://www.gtap.agecon.purdue.edu/resources/res_display.asp?RecordID=4301

Homem de Melo, F. (1999). Plano Real e a agricultura brasileira: Perspectivas. *Revista de Economia Política*, *19*(4), 146–155.

IBGE – Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. (2015a). *Matriz de insumo-produto: Brasil 2000/2005.* Acessado em 7 de maio de 2015: http://www.ibge.gov.br/home/estatistica/economia/matrizinsumo_produto/default.shtm

IBGE – Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. (2015b). *Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios – PNAD.* Acessado em 7 de maio de 2015: http://www.ibge.gov.br/home/estatistica/populacao/trabalhoerendimento/pnad2013/microdados.shtm

IPEA – Instituto de Pesquisa em Economia Aplicada. (2015). *Ipeadata: Banco de dados do IPEA.* Acessado em 7 maio de 2015: http://www.ipeadata.gov.br/

Kon, A. (2006). Mudanças recentes no perfil da distribuição ocupacional da população brasileira. *Revista Brasileira de Estudos de Populacão*, *23*(2), 247–267.

Kuznets, S. (1973). Modern economic growth: Findings and reflections. *The American Economic Review*, *63*(3), 247–258.

Lewis, W. A. (1954). Economic development with unlimited supplies of labour. *The Manchester School*, *22*(2), 139–191.

Lisboa, M. B., & Pessôa, S. A. (2013). *Uma história sobre dois países (por enquanto)* (Working paper Nº 309/2013). São Paulo: Insper.

Lucena, R. B., & Souza, N. J. (2001). Políticas agrícolas e desempenho da agricultura brasileira: 1950–00. *Indicadores Econômicos*, *29*(2), 180–200.

Matsuyama, K. (1992). Agricultural productivity, comparative advantage, and economic growth. *Journal of Economic Theory*, *58*(2), 317–334.

McCandless, G. (2008). *The ABCs of RBCs: An introduction to dynamic macroeconomic models*. Cambridge, MA: Harvard University Press.

Mendes, S. M., Teixeira, E. C. & Salvato, M. A. (2009). Investimento em infra-estrutura e produtividade total dos fatores na agricultura brasileira: 1995–2004. *Revista Brasileira de Economia*, *63*(2), 91–102. doi: S0034-71402009000200002

MME – Ministério de Minas e Energia (Brasil). (2015). *Balanço Energético Nacional: Séries completas* [Tabelas]. Empresa de Pesquisa Energética. Acessado em 7 de maio de 2015: https://ben.epe.gov.br/BENSeriesCompletas.aspx

Moody, C. E., Jr. (1974). The measurement of capital services by electrical energy. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, *35*(1), 45–52.

Ngai, L. R., & Pissarides, C. A. (2007). Structural change in a multisector model of growth. *The American Economic Review*, *97*(1), 429–443.

Restuccia, D., Yang, D. T. & Zhu, X. (2008). Agriculture and aggregate productivity: A quantitative cross-country analysis. *Journal of Monetary Economics*, *55*, 234–250.

Rezende, G. C. (1989). *Controvérsias de economia agrícola: Uma revisão crítica* (Texto para discussão Nº 184). Rio de Janeiro: IPEA.

Rodrik, D. (2015). *Premature deindustrialization* (Working Paper Nº 20935). Cambridge, MA: National Bureau of Economic Research.

Rostow, W. W. (1974). *Etapas do desenvolvimento econômico (um manifesto não-comunista)* (5ª ed.). Rio de Janeiro: Zahar.

Silva, A. F. (2010). *Transferências interna e externa de renda do agronegócio brasileiro* (Tese de Doutorado, Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz" – ESALQ/USP, Piracicaba). doi: 10.11606/T.11.2010.tde-19042010-102044

Silva, A. M. (2006). Dinâmica da produtividade do setor de serviços no Brasil: Uma abordagem microeconômica. In J. A. De Negri & L. C. Kubota (Eds.), *Estrutura e dinâmica do setor de serviços no Brasil* (pp. 73–105). Brasília: IPEA.

Solow, R. M. (1957). Technical change and the aggregate production function. *The Review of Economics and Statistics*, *39*(3), 312–320.

Spolador, H. F. S., & Roe, T. L. (2013). The role of agriculture on the recent Brazilian economic growth: How agriculture competes for resources. *The Developing Economies*, *51*(4), 333–359.

Squeff, G. C. (2012). *Desindustrialização: Luzes e sombras no debate brasileiro* (Texto para discussão Nº 1747). Brasília: IPEA.

Timmer, M., De Vries, G. & De Vries, K. (2014, July). *Patterns of structural change in developing countries* (GGDC Research Memorandum Nº 149). Groningen: University of Groningen – Groningen Growth and Development Centre. Disponível em: https://www.rug.nl/ggdc/docs/gd149.pdf

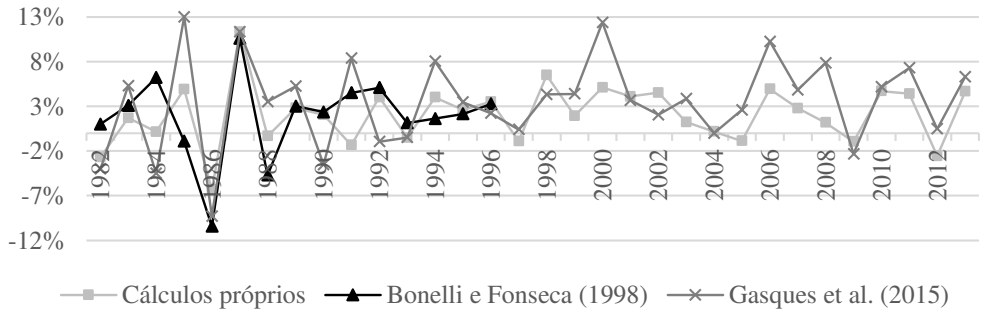
UNDSD – United Nations Statistics Division. (2015). *National accounts estimates of main aggregates.* Acessado em 17 de setembro de 2015: http://data.un.org/Explorer.aspx

Verma, R. (2012). Can total factor productivity explain value added growth in services? *Journal of Development Economics*, *99*(1), 163–177.

Wolfram Research, Inc. (2015). *Mathematica, Version 10.2* [software]. Champaign, IL.

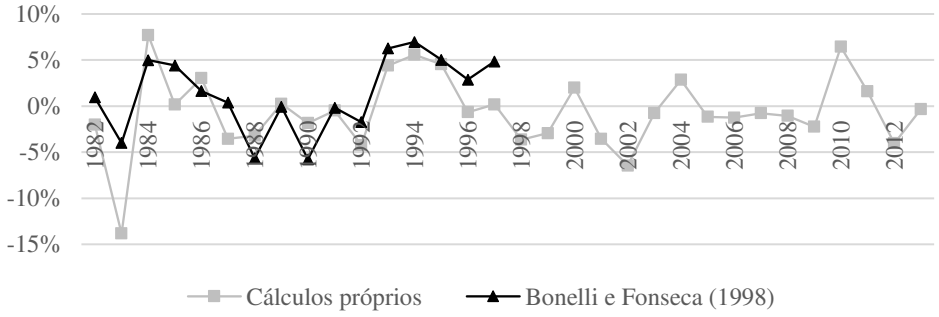
Apêndice.

Figura A-1. Taxas de crescimento da PTF do setor agropecuário brasileiro, entre 1982 e 2013, segundo cálculos próprios e Gasques et al. (2015) e da atividade de lavouras, segundo Bonelli & Fonseca (1998).



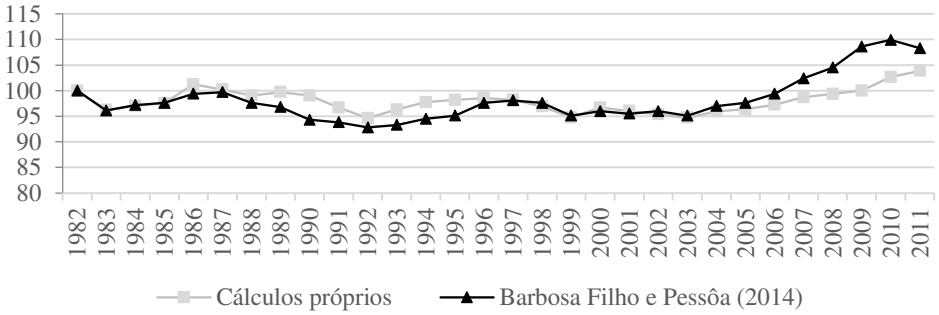
Fonte: Elaboração própria, Bonelli & Fonseca (1998) e Gasques et al. (2015).

Figura A-2. Taxas de crescimento da PTF da indústria brasileira entre 1982 e 2013 (cálculos próprios) versus Bonelli & Fonseca (1998) (apenas indústria de transformação) entre 1982 e 1997.



Fonte: Elaboração própria, Bonelli & Fonseca (1998).

Figura A-3. Comparativo das séries obtidas para a produtividade total dos fatores da economia brasileira – 1982 a 2012 (Índice : 1982 = 100).



Fonte: Cálculos próprios e Barbosa Filho & Pessôa (2014).

Tabela A-1. Quadro de agregação dos setores do GTAP.

Cód. GTAP	Setor GTAP
Agropecuária	
1	Rice, not husked
2	Wheat and meslin
3	Maize (corn)
4	Vegetables, fruits, nuts
5	Oil seeds and oleaginous fruit
6	Plants used for sugar manufacturing
7	Raw vegetable materials used in textiles
8	Other crops
9	Bov cattle, sheep and goats, horses, asses, mules, and hinnies, live
10	Swine, poultry and other animals, live
11	Raw milk
12	Raw animal materials used in textile
13	Forestry
14	Hunting, Fishing operation
Indústria	
15	Mining and agglomeration of hard coal
16	Extraction of crude petroleum
17	Extraction of natural gas
18	Mining of uranium and thorium ores
19	Meat of bovine animals, fresh or chilled
20	Meat of swine, fresh or chilled
21	Vegetable oils and fats
22	Dairy products
23	Rice, semi or wholly milled
24	Sugar
25	Prepared and preserved fish
26	Beverages
27	Manufacture of textiles
28	Manufacture of man-made fibres
29	Tanning and dressing of leather, etc
30	Manufacture of wood and products of wood
31	Manufacture of paper and paper products
32	Manufacture of coke oven products
33	Manufacture of basic chemicals
34	Manufacture of other non-metallic mineral products
35	Manufacture of basic iron and steel
36	Manufacture of basic precious and non-ferrous metals
37	Manufacture of fabricated metal products (non mach and equip)
38	Manufacture of motor vehicles
39	Manufacture of transport equipment
40	Manufacture of office, accounting and computing machinery
41	Manufacture of machinery and equipment
42	Other manufactures
43	Production, collection and distribution of electricity
44	Manufacture of gas, distribution of gaseous fuels
45	Water: collection, purification and distribution
46	Construction
Serviços	
47	Sales, maintenance and repair of motor vehicles and motorcycles
48	Land transport
49	Water transport
50	Air transport
51	Post and telecommunications
52	Financial intermediation
53	Insurance and pension funding
54	Real state activities
55	Recreational, cultural and sporting activities
56	Public sector
57	n.a.

Fonte: Elaboração própria a partir de informações de GTAP (2015).

r b e

ISSN 1806-9134 (online)
DOI 10.5935/0034-7140.20180012
Revista Brasileira de Economia, **72**(2), 249–274

Determinantes da Produtividade: Análise do Impacto do Índice GCI e Seus Componentes Sobre a PTF*

Ricardo Henrique Sasseron†
Luciano Nakabashi‡

Sumário: 1. Introdução; 2. O GCI, metodologia e dados; 3. Resultados; 4. Considerações finais; Apêndice. Testes de autocorrelação dos erros e de Sargan de sobre-identificação.

Palavras-chave: PTF, Determinantes da produtividade, GCI, GMM em painel.

Códigos JEL: O47, E23, C23, C52.

O presente estudo buscou investigar os principais determinantes da produtividade em uma amostra de países. Para tanto, foram construídas medidas da Produtividade Total dos Fatores (PTF) e foram estimados os efeitos do *Global Competitiveness Index* (GCI), de seus subíndices e dos 12 pilares de competitividade sobre a PTF. Os principais resultados são que o incremento em uma unidade do índice GCI leva à um crescimento líquido na produtividade entre 12 e 21%, o que parece ocorrer via o subíndice "Baseado em Eficiência", onde uma elevação em uma unidade deste leva a um crescimento da PTF em mais de 30%. Em futuros estudos, pretende-se analisar, de maneira mais detalhada, os efeitos dos subíndices e dos pilares do GCI na produtividade, controlando para o nível de desenvolvimento econômico dos países.

This study aimed to investigate the main determinants of productivity in a cross-country sample. Therefore, measures of Total Factor Productivity (TFP) have been built, and we have estimated the effects of the Global Competitiveness Index (GCI), its subindexes and the 12 pillars of competitiveness on the former (TFP). The main results are that an increase in one unit of the GCI index leads to a net rise in productivity between 12 and 21%, which seems to occur via the "Efficiency Based" subindex, since an increment in one unit of this index leads to a TFP increase by more than 30%. In future studies, we intend to analyze, in more detail, the effects of the subindexes and the GCI's pillars on productivity controlling for the countries' economic development level.

*Somos gratos ao CNPQ pelo apoio financeiro. Agradecemos ainda a Lízia de Figueirêdo, Fábio Augusto Reis Gomes, Alexandre Chibebe Nicolella e dois pareceristas anônimos pelos seus comentários.

†Mestre em Economia pela Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto – Universidade de São Paulo (FEA-RP/USP). Av. Dr. Bias Fortes, 632, Centro, Andradas, MG, Brasil. CEP 37795-000. Email: ricardo.sasseron@gmail.com

‡FEA-RP/USP. Av. dos Bandeirantes, 3.900, Monte Alegre, Ribeirao Preto, SP, Brasil. CEP 14040-905. Email: luciano.nakabashi@gmail.com

Recebido em 01 de maio de 2016
Aceitação final em 22 de janeiro de 2018

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

1. Introdução

Como bem documentado na literatura econômica, a produtividade é fundamental para explicar as diferenças de renda entre os países. Segundo Hsieh & Klenow (2010), o estado atual do debate atribui ao capital humano uma contribuição entre 10 a 30% para explicar as diferenças de renda entre países, de cerca de 20% ao capital físico, enquanto o restante (de 50 a 70%) é atribuído a diferenças na Produtividade Total dos Fatores (PTF). Adicionalmente, os autores argumentam que a PTF influencia o produto não apenas diretamente, mas também por meio da acumulação de capital físico e humano, salientando o papel preponderante da PTF para explicar as diferenças de renda entre os países.

São diversos os determinantes da produtividade de um país, e a investigação de quais seriam os principais fatores que a influenciam é um tema já explorado por diversos economistas, desde Adam Smith, que destacou o papel da especialização e da divisão do trabalho (Smith, 1776), passando pela ênfase dos economistas clássicos sobre o capital físico,[1] até trabalhos mais recentes que apontam para a importância do ambiente institucional, da qualidade da mão de obra, da estabilidade macroeconômica, de investimentos em tecnologia, entre outros (Schwab, 2014).

Na extensa revisão de literatura sobre os determinantes da produtividade feita por Isaksson (2007), o autor os divide de acordo com os seguintes grupos: criação, transmissão e absorção de conhecimento, entendido como nível de desenvolvimento tecnológico; oferta de fatores e alocação eficiente, que determina o grau de eficiência na utilização de recursos escassos; integração comercial e questões geográficas; competição, que abrange medidas como privatização, proteção de mercados e regulação de monopólios; questões sociais, como distribuição de renda, segurança econômica para os trabalhadores, nível de pobreza e exclusão social, entre outros fatores sociais; e meio ambiente, envolvendo questões como degradação ambiental e uso de recursos naturais.

Isaksson (2007) identificou diversos fatores que influenciam a PTF ou que, pelo menos, estão correlacionados com seu crescimento. O capital humano (tanto educação quanto saúde), infraestrutura, instituições, grau de abertura, competição (principalmente medidas de privatização), desenvolvimento do mercado financeiro, geografia e intensidade de capital na economia ocuparam posições de destaque, afetando a PTF de forma direta e indireta. As evidências empíricas ligando crescimento da PTF a mudanças estruturais, dimensão social e questões de meio ambiente ainda são inconclusivas. Inovação e investimentos em P&D são importantes para nações industrializadas, mas ainda há pouca evidência sobre sua importância em países em desenvolvimento.

Para Danquah, Moral-Benito & Ouattara (2014), apesar de ser consensual que a PTF explica a maior parte do crescimento do produto, as evidências empírica sobre seus determinantes ainda é limitada. Além disso, os estudos feitos nessa área normalmente focam no efeito de variáveis específicas sobre a produtividade. Os autores citam os trabalhos de Benhabib & Spiegel (1994, 2005) e Vandenbussche, Aghion & Meghir (2006) sobre o efeito do capital humano no

[1] Schwab (2014) cita, por exemplo, os trabalhos de Schumpeter (2013), Solow (1956) e Swan (1956).

crescimento da PTF, de Miller & Upadhyay (2000) sobre a relação de abertura e orientação comercial sobre a PTF, e o estudo de Kneller & Stevens (2006) sobre o capital humano e P&D, entre os países da OCDE, que levam a diferenças de PTF.

Segundo Danquah et al. (2014), os potenciais determinantes da PTF podem ser agrupados em seis categorias: variáveis macroeconômicas, como tamanho do governo e grau de abertura comercial; criação de conhecimento e variáveis de transmissão de conhecimento; oferta de fatores, como nível de capital humano; variáveis institucionais; geografia; e variáveis demográficas. Os autores encontram que fatores específicos dos países desempenham papel fundamental para explicar as diferenças de PTF, o que confirma a importância de se considerar características não observadas dos países em modelos de regressão. Controlando para o efeito fixo, os principais determinantes da PTF foram o nível de abertura comercial e o consumo privado, recíproco da taxa de poupança privada (Danquah et al., 2014).

Buccirossi, Ciari, Duso, Spagnolo & Vitale (2013) analisam o efeito de políticas pró-competição no mercado de bens e serviços sobre o crescimento da produtividade, com base em uma amostra de 22 indústrias em 12 países da OCDE. Os autores constroem 5 indicadores para mensurar a efetividade das políticas pró-competição nos diferentes países e concluem que existe uma relação positiva e significante entre elas e o crescimento da PTF.

Segundo Acemoglu (2008), as explicações dos determinantes do crescimento econômico, que podem ser entendidas como causas fundamentais do crescimento da produtividade, dado o peso dessa variável no crescimento econômico, podem ser agrupadas em quatro conjuntos de explicações/determinantes: a sorte ou múltiplos equilíbrios; diferenças geográficas; diferenças culturais; e questões institucionais. Para o autor, os determinantes relacionados ao último conjunto teriam mais sucesso para explicar as diferenças de renda e produtividade entre os países, dada a existência de casos contra-factuais para explicações geográficas e culturais, e devido ao fato de que as explicações de equilíbrios múltiplos não trazem elementos novos e profícuos para o debate sobre o desenvolvimento econômico.

No Brasil, a questão da produtividade vem ganhando destaque crescente devido, em parte, à reversão do ciclo recente de crescimento econômico e inclusão social, entre 2004 e 2011. Desde então, a economia vem perdendo dinâmica, apresentando baixas taxas de crescimento e chegando, mais recentemente, ao quadro de forte recessão com inflação elevada e reduzida flexibilidade orçamentária, o que começa a colocar em risco algumas conquistas sociais do ciclo anterior, como a retirada de milhões de pessoas da situação de extrema pobreza (The Economist, 2016, p.15; IMF, 2015). De Negri & Cavalcante (2014) enfatizam que o crescimento dos anos 2000 foi muito baseado na expansão das demandas interna e externa, com uma perda de força deste motor de crescimento após a crise de 2008. Os autores ainda destacam que, pela falta de um maior dinamismo dos investimentos nos anos 2000, não haveria como manter a trajetória de crescimento em prazos mais longos de tempo.

Adicionalmente, Figueiredo & Nakabashi (2016), Ferreira (2010), Bonelli & Levy (2010) mostram a importância da PTF no diferencial de renda per capita entre os estados brasileiros. Figueiredo & Nakabashi (2016), por exemplo, mostram que o processo de convergência entre os estados brasileiros ocorreu, quase que exclusivamente, via acumulação de capital físico, com a

manutenção no diferencial de produtividade entre eles, no período de 1970 a 2010. Entre alguns estudos que mostram a importância da PTF no desempenho da econômia brasileira, podemos citar Barbosa Filho, Pessôa & Veloso (2010), Ferreira, Ellery Jr. & Gomes (2008) e Gomes, Pessôa & Veloso (2003). Jacinto & Ribeiro (2015) mostram que a produtividade no setor de serviços tem se tornado cada vez mais importante na determinação da produvidade do trabalho da economia brasileira pelo ganho de participação deste setor, além de um crescimento mais rápido da produtividade deste em relação à da indústria, entre 1996 e 2009. Barbosa Filho & Pessôa (2014) fazem uma revisão no cálculo da PTF introduzindo o número de horas trabalhadas ao invés do pessoal ocupado como medida do fator trabalho, para o período entre 1982 e 2012. Apesar de uma mudança no cálculo da evolução da produtividade, ela continua sendo fundamental na determinação do dinamismo da economia brasileira.

É nesse contexto que o aumento da produtividade da economia brasileira se apresenta como elemento fundamental na retomada do crescimento econômico e no aprofundamento das conquistas sociais da década anterior. A identificação de seus determinantes é, portanto, de primordial importância para os formuladores de política econômica. No entanto, como visto acima, há diversos determinantes da produtividade, sendo que qualquer tentativa de analisar todos eles seria impraticável, tanto devido à falta de dados quanto à falta de parcimônia em um modelo empírico tão complexo. Sendo assim, o presente estudo utiliza os indicadores que formam o *Global Competitiveness Index* (GCI), particularmente, os chamados pilares de competitividade, os subíndices formados por estes e o índice geral, pois eles capturam os elementos mais importantes na determinação da PTF que são destacados na literatura econômica.

Por mais de trinta anos, o Fórum Econômico Mundial (FEM) tem acompanhado e estudado os diferentes aspectos da competitividade dos países, definida como o "conjunto de instituições, políticas e demais elementos que determinam o nível de produtividade de uma economia" (Schwab, 2014, p.4).[2] Desde 2005, o FEM disponibiliza um índice de competitividade, o GCI, que abrange diversas das variáveis consideradas, na literatura econômica, como relevantes para explicar a produtividade. O presente estudo analisa o impacto do GCI e de seus componentes sobre a PTF. Desta forma, além de investigar o efeito dessas variáveis sobre a PTF, o trabalho serve como um teste para o índice, no sentido de analisar se os indicadores impactam positivamente a produtividade, como seria de se esperar pela própria definição de competitividade que o índice pretende mensurar.

Os dados consistem em um painel balanceado com 106 países e 6 períodos, para os anos de 2006 a 2011, período que foi escolhido pela disponibilidade dos dados. Realizando o teste de Hausman, observou-se a presença de efeitos fixos nas regressões, ou seja, concluiu-se pela existência de uma heterogeneidade não observada dos países que é correlacionada com os regressores. Além disso, os regressores mostraram evidências de endogeneidade, uma vez que o teste de Sargan para a validade das condições de momento foi rejeitado, ao nível de 1%. Por conta disso, as regressões foram estimadas por meio de um GMM em painel dinâmico, com o uso das defasagens das variáveis explicativas como instrumentos.

[2]Os principais resultados desse estudo são divulgados nos relatórios *Global Competitiveness Reports*.

Para o modelo com os pilares de competitividade, o "desenvolvimento do mercado financeiro" apresentou um impacto positivo na PTF, enquanto os demais pilares apresentaram efeitos nulos ou próximos disto. Para as especificações que utilizaram os subíndices do GCI como variáveis explicativas, o subíndice "Baseado em Eficiência" apresentou efeito positivo, sendo que a elevação em uma unidade deste leva a um incremento de mais de 30% na PTF. Já para a especificação que tem o índice GCI como regressor, os resultados indicam que um aumento em uma unidade do índice leva à um crescimento líquido entre de 12 e 21% da produtividade. Analisando os coeficientes das defasagens da PTF, nota-se sua elevada persistência temporal, indicando que políticas econômicas que estimulem a produtividade tendem a gerar efeitos relevantes ao longo do tempo.

Outros estudos buscaram investigar a relação do índice e seus componentes sobre o crescimento do PIB per capita, como Xia, Liang, Zhang & Wu (2012), Amar & Hamdi (2012), Adamkiewicz & Kot (2014), Arruda, Araújo, Rios & Silveira (2009) e Kordalska & Olczyk (2015). No entanto, nenhum deles trata da relação do índice com a produtividade e, mais especificamente, com a PTF. Este trabalho destaca-se, portanto, pelo pioneirismo na investigação realizada.

Além desta introdução, o presente estudo é organizado da seguinte forma: na seção 2.1, apresenta-se uma descrição dos componentes do índice GCI utilizados na parte empírica; na seção 2.2, encontra-se a metodologia de cálculo da PTF; a seção 2.3 apresenta os métodos de estimação em painel simples e dinâmico, que são utilizados na análise empírica; as bases de dados utilizadas no trabalho são detalhadas na seção 2.4; e os resultados da estimação dos modelos de regressão da PTF sobre os pilares de competitividade, os seus subíndices e o índice GCI se encontram na seção 3. O trabalho termina com as principais conclusões das estimações realizadas.

2. O GCI, metodologia e dados

2.1. Os componentes do GCI

Os chamados pilares do índice, que buscam tratar dos principais determinantes da produtividade encontrados na literatura[3] são: instituições, infraestrutura, ambiente macroeconômico, saúde e ensino básico, ensino superior e treinamento, eficiência do mercado de produtos, eficiência do mercado de trabalho, desenvolvimento do mercado financeiro, capacidade de absorção tecnológica, tamanho do mercado, sofisticação do ambiente de negócios e inovação.[4] Embora todos os aspectos cobertos nos diversos pilares são importantes para todos os tipos de economia, eles afetam os países de maneiras distintas, a depender do nível de desenvolvimento e complexidade econômica do seu sistema produtivo (Sala-I-Martín et al., 2015).

O GCI agrupa os pilares em três subíndices que apresentam importância crescente de acordo com o nível de desenvolvimento do país. O primeiro subíndice, chamado de "Baseado

[3]Como colocado por Sala-I-Martín & Artadi (2004) sobre o próprio nome do índice, "[...]We call it 'Global' because the index is destined to become the flagship index of the Global Competitiveness Report, and because it is meant to capture the entirety of factors that help determine the productivity of nations."

[4]Os detalhes sobre os indicadores que compõem cada pilar e o peso atribuído a cada um estão disponíveis nos relatórios anuais do *Global Competitiveness Report*.

em Recursos", engloba os pilares mais importantes para a competitividade de países que estão em estágios iniciais de desenvolvimento: "instituições", "infraestrutura", "ambiente macroeconômico" e "saúde e ensino básico". O segundo subíndice, "Baseado em Eficiência", é formado pelos pilares "ensino superior e treinamento", "eficiência do mercado de produtos", "eficiência do mercado de trabalho", "desenvolvimento do mercado financeiro", "capacidade de absorção tecnológica" e "tamanho do mercado", essenciais para economias em um estágio intermediário de desenvolvimento, cuja competitividade depende mais de melhorias na eficiência dos mercados e da disponibilidade de mão de obra qualificada. Os dois pilares restantes, "sofisticação do ambiente de negócios" e "inovação", importam mais para países que já possuem um alto nível de desenvolvimento e formam o terceiro subíndice, chamado de "Baseado em Inovação".

A Tabela 1 exibe a estrutura dos três subíndices do GCI. Cada subíndice é formado pela média aritmética simples dos pilares que o compõem.

Tabela 1. Lista dos pilares que compõem os três subíndices do GCI

Baseado em Recursos	Baseado em Eficiência	Baseado em Inovação
Instituições	Ensino Superior e Treinamento	Sofisticação do Ambiente de Negócios
Infraestrutura	Eficiência do Mercado de Produtos	Inovação
Ambiente Macroeconômico	Eficiência do Mercado de Trabalho	
Saúde e Ensino Básico	Desenvolvimento do Mercado Financeiro	
	Capacidade de Absorção Tecnológica	
	Tamanho do Mercado	

Fonte: Elaboração própria com base em Sala-I-Martín et al. (2015).

O peso atribuído a cada subíndice, no cálculo do GCI final, muda de acordo com o estágio de desenvolvimento em que o país é classificado, como pode ser visto na Tabela 2. Para os países que estão entre dois estágios, os pesos refletem essa transição, mudando conforme o país se desenvolve para um novo estágio.[5] Em outras palavras, o GCI atribui maiores pesos relativos

Tabela 2. Faixa de renda e pesos dos 3 subíndices usados no cálculo final do GCI, segundo os estágios de desenvolvimento.

	Estágios de desenvolvimento				
	Estágio 1	Transição	Estágio 2	Transição	Estágio 3
PIB per capita em US$	< 2.000	2.000–2.999	3.000–8.999	9.000–17.000	> 17.000
Pesos					
Requisitos básicos	60%	40–60%	40%	20–40%	20%
Potencializadores de eficiência	35%	35–50%	50%	50%	50%
Fatores de inovação	5%	5–10%	10%	10–30%	30%

[5] A classificação de cada país, segundo o estágio de desenvolvimento, juntamente com os pesos de cada subíndice, em cada ano, podem ser encontrados nos relatórios anuais do *Global Competitiveness Report*.

aos pilares que são mais relevantes para uma economia de acordo com o seu estágio particular de desenvolvimento econômico.[6]

O índice atual combina 114 indicadores, de diversas fontes,[7,8] e que medem diferentes aspectos relacionados à competitividade dos países. Os indicadores utilizados são normalizados para uma escala comum, entre 1 e 7, de forma que quanto maior a pontuação, mais competitiva é a economia no quesito em questão.

A Tabela 3 apresenta as estatísticas descritivas das variáveis que fazem parte do índice GCI e que são utilizadas nos modelos empíricos como variáveis explicativas. Nela, as variáveis com os maiores desvios-padrão (dp) e coeficientes de variação (cv) são a "infraestrutura", a "capacidade de absorção tecnológica" e o "tamanho de mercado". Por outro lado, aquelas com os menores coeficientes de variação estão relacionadas à eficiência do mercado de trabalho e de produtos.

Tabela 3. Estatísticas descritivas das variáveis do índice GCI.

variável	média	dp	cv	min	max
P1: Instituições	4,17	0,93	0,22	2,39	6,19
P2: Infraestrutura	4,01	1,25	0,31	1,80	6,77
P3: Ambiente Macroeconômico	4,80	0,80	0,17	1,00	6,59
P4: Saúde e Ensino Básico	5,53	0,85	0,15	2,95	6,94
P5: Ensino Superior e Treinamento	4,21	0,96	0,23	1,99	6,12
P6: Eficiência do Mercado de Produtos	4,34	0,61	0,14	2,83	5,83
P7: Eficiência do Mercado de Trabalho	4,39	0,55	0,13	2,88	5,95
P8: Desenvolvimento do Mercado Financeiro	4,37	0,77	0,18	2,29	6,40
P9: Capacidade de Absorção Tecnológica	3,84	1,10	0,29	1,96	6,30
P10: Tamanho do Mercado	3,93	1,18	0,30	1,25	6,93
P11: Sofisticação do Ambiente de Negócios	4,21	0,76	0,18	2,68	5,99
P12: Inovação	3,50	0,89	0,25	2,01	5,84
Baseado em Recursos	4,63	0,8	0,17	2,49	6,33
Baseados em Eficiência	4,18	0,71	0,17	2,51	5,88
Baseados em Inovação	3,86	0,81	0,21	2,44	5,82
Índice GCI	4,30	0,67	0,16	2,58	5,80

Notas: "dp" é o desvio padrão da amostra. "cv" é o coeficiente de variação, que corresponde ao desvio padrão dividido pela média da amostra. "min" é o valor mínimo da amostra e "max" o valor máximo. Os 12 pilares de competitividade estão identificados com prefixos de "P1" a "P12".

Fonte: Elaboração própria com base nos dados históricos do índice GCI disponibilizados pelo FEM.

2.2. Metodologia de cálculo da PTF

Há diversas metodologias para estimação da PTF, sendo que Mawson, Carlaw & McClellan (2003) reportam quatro principais: a abordagem pela contabilidade do desenvolvimento, a de número

[6]Os países que compõem a fronteira tecnológica são os 10 países com maior número de patentes per capita.

[7]Principalmente da pesquisa *Executive Opinions Survey* (EOS), feita pelo próprio FEM, com a opinião de vários líderes de diversas companhias nos diferentes países cobertos pela pesquisa.

[8]O GCI, apesar de calculado desde 2005, só está disponível com o formato atual a partir de 2006. Em 2007, a metodologia de cálculo do índice passou por uma atualização, permanecendo praticamente inalterada desde então, sendo que somente agora o FEM começa a discutir uma nova atualização do índice, para entrar em vigor nos próximos anos (Schwab, 2015).

índice, a abordagem baseada em uma função distância e o cálculo da produtividade via modelos econométricos. Nesse estudo, analisa-se a PTF empregando a abordagem da contabilidade do desenvolvimento, que consiste em uma técnica utilizada para desagregar o produto por trabalhador em diferenças na produtividade (PTF) e na acumulação de fatores de produção, onde a primeira é obtida de forma residual.

Tradicionalmente, os fatores considerados na função de produção eram capital e trabalho, deixando de fora da análise outros fatores de produção. Como a PTF é uma medida residual, ela acaba refletindo fatores que são omitidos. Buscando melhor esclarecer esse resíduo, a literatura de crescimento econômico incorporou outros fatores na função de produção, sendo que o capital humano já é adotado na maioria dos trabalhos empíricos, principalmente depois do trabalho seminal de Mankiw, Romer & Weil (1992), que explorou a importância de se considerar o capital humano na função de produção, obtendo um melhor ajuste do modelo aos dados.

Uma das novidades da Penn WorldTable 8.1 é a inclusão de medidas da PTF, estimadas com base na função de produção trasnslog. Este estudo segue essa metodologia, apresentada em Feenstra, Inklaar & Timmer (2015), adotando a função de produção translog, que é uma generalização da função Cobb-Douglas e permite que as elasticidades de substituição sejam diferentes entre países e ao longo do tempo. A função translog com N fatores de produção é dada pela equação

$$\ln Y = \ln A + \sum_{l=1}^{N} \beta_l \cdot \ln v_l + \frac{1}{2} \cdot \sum_{l=1}^{N} \sum_{j=1}^{N} \beta_{lj} \cdot \ln v_l \cdot \ln v_j, \tag{1}$$

onde A, β_l e β_{lj} $(l, j = 1, \ldots, N)$ são parâmetros da função, e v_l $(l = 1, \ldots, N)$ são os fatores de produção.[9]

A medida de capital físico utilizada vem da PTW 8.1, que emprega o método do inventário perpétuo em seu cálculo, descontando o fluxo de serviços do ativo por conta de sua depreciação. Seu cálculo é dado pela seguinte equação:

$$K_{t+1} = (1 - \delta)K_t + I_t, \tag{2}$$

Grande parte dos trabalhos que usam a contabilidade do desenvolvimento estima o capital humano por trabalhador, h, levando em conta os anos de escolaridade médio dos trabalhadores, estimando a contribuição de cada ano adicional de escolaridade por meio de uma função minceriana (Mincer, 1974) de acumulação de capital humano. Seguindo Hall & Jones (1999),

$$h = e^{\phi(s)}, \tag{3}$$

em que s representa os anos de escolaridade médio dos trabalhadores do país. A função ϕ, portanto, reflete a eficiência produtiva de uma unidade de trabalho com s anos de educação formal, sendo a derivada $\phi'(s)$ o aumento marginal da eficiência do trabalhador com s anos de educação. Neste estudo, utiliza-se a medida de capital humano da PTW 8.1 (Feenstra et al., 2015),

[9] Para maiores detalhes da metodologia ver Feenstra et al. (2015)

que segue os trabalhos de Caselli (2005) e Hall & Jones (1999), os quais adotam uma função $\phi(\cdot)$ dada por

$$\phi(s) = \begin{cases} 0{,}13 & \text{se } s \leq 4, \\ 0{,}10 & \text{se } 4 < s \leq 8, \\ 0{,}07 & \text{se } s > 8. \end{cases} \tag{4}$$

A justificativa para formato em escada do retorno da educação é que ele é diferente de acordo com o estoque acumulado previamente.

2.3. Metodologia de estimação

Nesta subseção, é apresentada a metodologia utilizada na análise empírica dos determinantes da produtividade. Como os dados utilizados compõem um painel com 106 países, ao longo de seis anos (2006-2011), os estimadores utilizados exploram as propriedades de painéis. Assume-se que as variáveis explicativas (o GCI e os seus componentes) e a PTF estão relacionadas linearmente, segundo o modelo:

$$y_{it} = \alpha_{it} + \mathbf{x}'_{it}\boldsymbol{\beta}_{it} + u_{it}, \tag{5}$$

onde $i = 1, \ldots, N$ é o subscrito que identifica cada um dos N países; $t = 1, \ldots, T$ é o subscrito de tempo (T períodos); y é a variável dependente escalar; $\mathbf{x}$ é um vetor com k variáveis explicativas; $\boldsymbol{\beta}$ é um vetor $k \times 1$ de parâmetros; α é o intercepto; e u é o termo de erro.

A estimação em painel simples é feita utilizando-se o método de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) ou Mínimos Quadrados Generalizados (MQG). Seguindo Islam (1995), o método de dados em painel é mais adequado do que o MQO para uma base com dados de cortes transversais e de tempo, assim como para estudos macroeconômicos voltados para o tema de desenvolvimento, pois ele fornece uma estrutura natural para se tratar do problema causado por viés de variável omitida. Esta metodologia proporciona uma melhor ferramenta para lidar com as diferenças nas preferências e outras variáveis não observadas, entre os países, que são difíceis de mensurar, retirando-as do termo de erro (Islam, 1995).

Os métodos de estimação citados anteriormente necessitam que os regressores sejam fortemente (ou estritamente) exógenos para que as estimativas sejam consistentes, de maneira que o termo de erro tenha média zero, condicional aos valores passados, correntes e futuros dos regressores. Caso os regressores sejam endógenos, ou o modelo inclua defasagens da variável dependente, então os métodos apresentados resultam em estimadores inconsistentes. Nesses casos, a estimação pode ser feita com o uso de variáveis instrumentais, por meio de GMM em painel, gerando assim estimadores consistentes.

Baseado nos trabalhos de Anderson & Hsiao (1981) e de Holtz-Eakin, Newey & Rosen (1988), Arellano & Bond (1991) derivaram estimadores GMM, em um e dois estágios, usando defasagens da variável dependente e dos regressores predeterminados como instrumentos para a equação em diferenças, formando as condições de momento. Estes estimadores são conhecidos, na literatura, como Arellano–Bond. No entanto, Blundell & Bond (1998) mostram que as defasagens das variáveis em nível, usadas como instrumentos no estimador Arellano–Bond, tornam-se

instrumentos fracos quando o processo autoregressivo é persistente, ou a razão da variância da heterogeneidade não observada se torna muito grande.

Baseados no trabalho de Arellano & Bover (1995), Blundell & Bond (1998) propuseram um estimador em sistema, conhecido como estimador Arellano–Bover/Blundell–Bond, no qual as condições de momento utilizam as defasagens das variáveis em diferença como instrumentos para a equação em nível, além das condições de momento exploradas pelo estimador de Arellano–Bond para a equação em diferenças. Os instrumentos tipo GMM são formados pelas defasagens das variáveis endógenas e/ou da variável dependente. Para ilustrar, considere um modelo simples dado por

$$y_{it} = \lambda_1 y_{i,t-1} + \lambda_2 y_{i,t-2} + \alpha + \varepsilon_{it}. \tag{6}$$

As variáveis pré-determinadas ou endógenas são tratadas de forma similar às defasagens da variável dependente usadas como regressores. Assuma que os dados são de um painel balanceado, com valores das variáveis para todos os indivíduos da amostra, em todos os anos. Tomando a primeira diferença da equação (6), temos:

$$\Delta y_{it} = \lambda_1 \Delta y_{i,t-1} + \lambda_2 \Delta y_{i,t-2} + \Delta \varepsilon_{it}. \tag{7}$$

As primeiras três observações são perdidas por conta das defasagens e da diferenciação. Assumindo que ε_{it} não apresenta autocorrelação, no período $t = 4$, por exemplo, y_{i1} e y_{i2} são instrumentos válidos para a equação em diferenças, já que não estão correlacionados com o termo de erro $(\varepsilon_{i4} - \varepsilon_{i3})$. Em $t = 5$, y_{i1}, y_{i2} e y_{i3} são instrumentos válidos. Windmeijer (2005) desenvolveu um estimador robusto da matriz de variância e covariância do estimador GMM em dois estágios, o qual é utilizado no presente estudo.[10]

2.4. Base de dados

Para a análise da evolução da PTF, a base de dados da Penn-World Table (PWT), versão 8.1, foi empregada, sendo ela muito utilizada em estudos com o comparativo do produto por trabalhador ou da PTF entre países. A PTW 8.1 contém informações para 43 variáveis, de 167 países, para os anos de 1950 a 2011 (Feenstra et al., 2015).

Fazendo uso de uma extensa base de dados de preços coletados em vários países, para alguns anos referência, pelo *International Comparisons Program* (ICP),[11] a PWT constrói taxas de câmbio com base na Paridade do Poder de Compra (PPC), que são usadas para converter o valor das variáveis macroeconômicas de diferentes países em uma moeda única (dólares dos Estados Unidos), o que torna possível a comparação dessas variáveis.[12]

Na versão 8.1, é introduzida uma nova medida de produto, que tem como objetivo fornecer uma estimativa mais aproximada da capacidade produtiva relativa entre países: trata-se da variável PIB pela ótica da produção ajustado pela PPC, identificada na base de dados

[10] Ver Windmeijer (2005) para referência das fórmulas dessa matriz.

[11] A ICP é uma pesquisa internacional de preços de bens e serviços, comercializáveis e não comercializáveis.

[12] Para uma revisão sobre a construção dos índices de paridade do poder de compra, inclusive sobre os problemas associados, ver Deaton & Heston (2010).

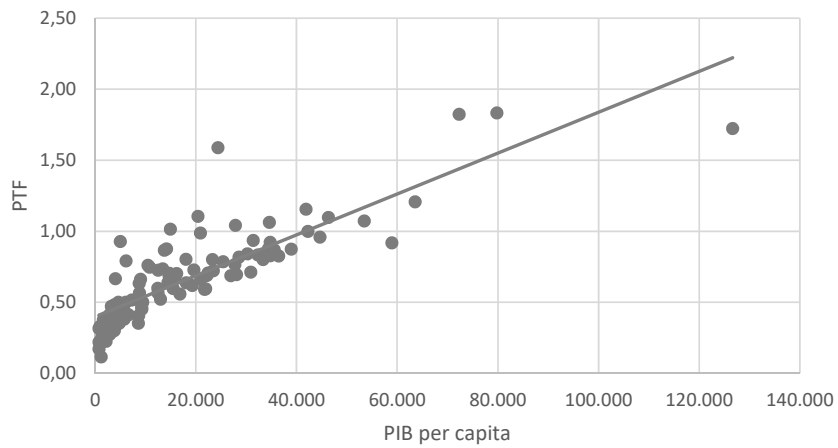
como CGDP^{o}. Essa medida é usada no cálculo da PTF relativa entre os países, no ano de 2011, enquanto a variação da PTF, de cada país, é estimada com base no PIB das contas nacionais, identificado como $\mathrm{RGDP}^{\mathrm{NA}}$ na PWT.

O estoque de capital físico é calculado com base em dados por tipo de investimento, tanto em edificações quanto em máquinas e equipamentos. Usando diferentes taxas de depreciação para cada tipo de ativo, as séries de capital são construídas pelo método do inventário perpétuo, conforme explicado na seção 2.2. Outra novidade na versão 8.1 é a introdução de uma medida da participação da renda do trabalho no PIB, denominada LABSH, permitindo que essa variável seja diferente entre países e ao longo do tempo, ao contrário do que tipicamente era feito nos trabalhos sobre contabilidade do desenvolvimento, que assumiam uma taxa constante para todos os países, normalmente igual a 0,7 (Feenstra et al., 2015).

O capital humano é estimado com os dados de escolaridade disponíveis na base de dados de Barro & Lee (2013), utilizando a metodologia e as taxas de retorno para diferentes níveis de escolaridade adotadas por Caselli (2005), conforme explicado na seção 2.2. Outras variáveis da PWT, utilizadas no cálculo da PTF, são a população dos países, o número de trabalhadores empregados e a média de horas trabalhadas por ano das pessoas empregadas.

Na Figura 1, é exibida a dispersão da PTF contra o PIB per capita, em 2011. O valor da PTF é normalizada de forma que os Estados Unidos possuam um valor igual a 1. Nela, observa-se uma alta correlação positiva entre a PTF e o PIB per capita, como era esperado, dada a evidência empírica encontrada na literatura.[13]

Figura 1. Dispersão da PTF contra o PIB (CGDP^{o}) per capita, em 2011.



Notas: A linha sólida é a reta obtida da regressão linear. A PTF é aquela disponível na PWT, calculada com base no PIB a dólares correntes ajustado pela PPC, CGDP^{o}.

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da PTW 8.1.

[13] Ver, por exemplo, Caselli (2005).

3. Resultados

Para a análise empírica dos determinantes da produtividade, foi adotada a PTF como variável dependente. As estimativas foram feitas utilizando o logaritmo natural da PTF, o que faz com que os coeficientes sejam interpretados como medidas da semi-elasticidade, ou seja, como o crescimento percentual da PTF para uma variação de uma unidade nos regressores, exceto para os coeficientes das defasagens da própria PTF, que são interpretados como elasticidades por ela também estar em logaritmo natural.

Foram estimadas três especificações para explicar a produtividade: uma utilizando o índice geral GCI como variável explicativa; outra com os subíndices do GCI; e uma terceira, com os 12 pilares de competitividade do índice. A Figura 2 mostra a correlação entre as variáveis. Nela, nota-se que os índices possuem uma alta correlação entre si, principalmente os subíndices, que apresentam correlação média de 0,9, enquanto os pilares tem correlação média de 0,65. Essa alta correlação dificulta a estimação do efeito isolado de cada índice devido ao problema de mul-

Figura 2. Correlação entre as variáveis dos modelos empíricos, para a amostra de 106 países utilizada, no período de 2006 a 2011.

	ptf	lptf	A01_inst	A02_infra	A03_macro	A04_he_ed	B05_hi_ed	B06_goods	B07_labor	B08_finan	B09_tech	B10_m_size	C11_soph	C12_innov	A_basic	B_efficiency	C_innovation	gci
ptf	1,00	0,92	0,69	0,74	0,54	0,67	0,73	0,68	0,43	0,64	0,76	0,36	0,71	0,64	0,80	0,73	0,68	0,76
lptf	0,92	1,00	0,65	0,73	0,53	0,72	0,76	0,66	0,37	0,62	0,76	0,43	0,70	0,62	0,79	0,74	0,67	0,76
A01_inst	0,69	0,65	1,00	0,85	0,46	0,58	0,77	0,88	0,66	0,80	0,83	0,24	0,81	0,81	0,88	0,82	0,83	0,86
A02_infra	0,74	0,73	0,85	1,00	0,47	0,71	0,87	0,85	0,59	0,73	0,91	0,47	0,87	0,84	0,93	0,90	0,87	0,92
A03_macro	0,54	0,53	0,46	0,47	1,00	0,44	0,47	0,54	0,40	0,49	0,47	0,32	0,46	0,42	0,68	0,54	0,45	0,61
A04_he_ed	0,67	0,72	0,58	0,71	0,44	1,00	0,85	0,65	0,40	0,54	0,74	0,46	0,69	0,62	0,82	0,76	0,66	0,78
B05_hi_ed	0,73	0,76	0,77	0,87	0,47	0,85	1,00	0,80	0,59	0,69	0,91	0,51	0,85	0,84	0,90	0,92	0,86	0,91
B06_goods	0,68	0,66	0,88	0,85	0,54	0,65	0,80	1,00	0,69	0,85	0,85	0,42	0,89	0,83	0,89	0,91	0,88	0,91
B07_labor	0,43	0,37	0,66	0,59	0,40	0,40	0,59	0,69	1,00	0,59	0,63	0,18	0,58	0,65	0,62	0,69	0,63	0,68
B08_finan	0,64	0,62	0,80	0,73	0,49	0,54	0,69	0,85	0,59	1,00	0,74	0,32	0,77	0,69	0,78	0,82	0,74	0,79
B09_tech	0,76	0,76	0,83	0,91	0,47	0,74	0,91	0,85	0,63	0,74	1,00	0,43	0,87	0,85	0,90	0,92	0,88	0,91
B10_m_size	0,36	0,43	0,24	0,47	0,32	0,46	0,51	0,42	0,18	0,32	0,43	1,00	0,60	0,56	0,45	0,65	0,59	0,60
C11_soph	0,71	0,70	0,81	0,87	0,46	0,69	0,85	0,89	0,58	0,77	0,87	0,60	1,00	0,92	0,87	0,93	0,98	0,94
C12_innov	0,64	0,62	0,81	0,84	0,42	0,62	0,84	0,83	0,65	0,69	0,85	0,56	0,92	1,00	0,82	0,90	0,98	0,91
A_basic	0,80	0,79	0,88	0,93	0,68	0,82	0,90	0,89	0,62	0,78	0,90	0,45	0,87	0,82	1,00	0,91	0,86	0,96
B_efficiency	0,73	0,74	0,82	0,90	0,54	0,76	0,92	0,91	0,69	0,82	0,92	0,65	0,93	0,90	0,91	1,00	0,93	0,97
C_innovation	0,68	0,67	0,83	0,87	0,45	0,66	0,86	0,88	0,63	0,74	0,88	0,59	0,98	0,98	0,86	0,93	1,00	0,94
gci	0,76	0,76	0,86	0,92	0,61	0,78	0,91	0,91	0,68	0,79	0,91	0,60	0,94	0,91	0,96	0,97	0,94	1,00

Notas: ptf: PTF. lptf: Logaritmo natural da PTF. gci: Índice GCI. A_basic: Baseado em Recursos. B_efficiency: Baseado em Eficiência. C_innovation: Baseado em Inovação. A01_inst: Instituições. A02_infra: Infraestrutura. A03_macro: Ambiente Macroeconômico. A04_he_ed: Saúde e Ensino Básico. B05_hi_ed: Ensino Superior e Treinamento. B06_goods: Eficiência do Mercado de Produtos. B07_labor: Eficiência do Mercado de Trabalho. B08_finan: Desenvolvimento do Mercado Financeiro. B09_tech: Capacidade de Absorção Tecnológica. B10_m_size: Tamanho do Mercado. C11_soph: Sofisticação do Ambiente de Negócios. C12_innov: Inovação.

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da PTW 8.1 e do GCI.

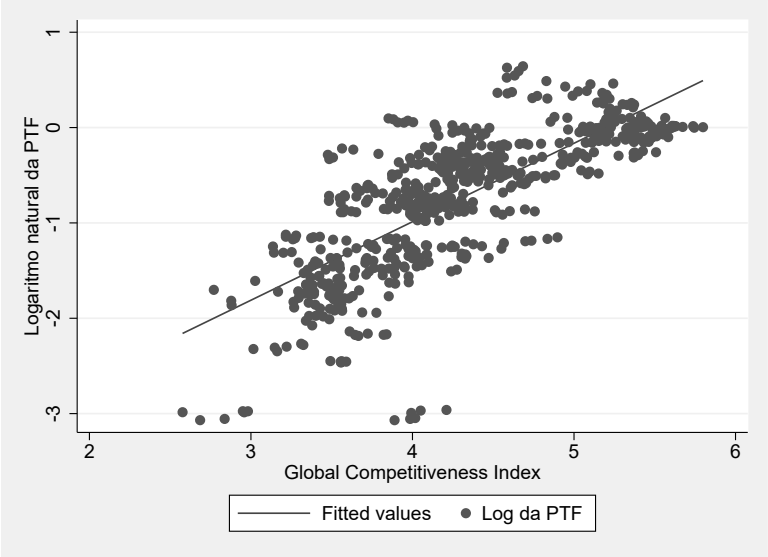
ticolinearidade, além de fazer com que pequenas mudanças na especificação do modelo alterem significativamente os resultados (Kumar, 1975). Em relação à PTF, os pilares apresentaram uma correlação média de 0,63, enquanto a sua correlação média dos três subíndices foi de 0,74.

3.1. Análise do índice GCI geral

Primeiramente, é interessante observar a relação entre a PTF e o índice GCI por meio de um gráfico de dispersão das duas variáveis, que é exibido na Figura 3, juntamente com a linha de tendência, obtida por meio da regressão simples do logaritmo natural da PTF contra o índice. Nesta figura, observa-se uma forte correlação positiva entre elas. A linha de tendência é obtida com base em uma regressão simples do índice e uma constante, estimada por meio do método de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO).

Para testar a presença de heterogeneidade não observada e correlacionada com os regressores no modelo com o índice GCI como variável explicativa da PTF, estimou-se a regressão com os estimadores pelos métodos de efeitos fixos (EF) e aleatórios (EA). O teste F indica a superioridade do método de EF sobre MQO, enquanto o teste de Hausman leva à rejeição da hipótese nula de igualdade dos estimadores, ao nível de significância de 1%. Dessa forma, o teste de Hausman indica que o estimador EA é inconsistente devido ao efeito da variável omitida. Em outras palavras, há evidências da existência de heterogeneidade não observada entre os países, correlacionada com o regressor GCI, a qual deve ser tratada nas estimações para evitar o viés de variável omitida.[14]

Figura 3. Gráfico de dispersão e linha de tendência do índice GCI e do logaritmo natural da PTF.



Fonte: Elaboração própria com base nos dados da PTW 8.1 e do GCI.

[14] As estimações pelos métodos MQO, EF e EA foram realizadas, mas seus resultados não foram apresentados por uma questão de espaço. Os resultados estão disponíveis com os autores.

Mesmo tratando o efeito fixo dos países, as variáveis explicativas podem sofrer de endogeneidade, como é comum em modelos de crescimento, fazendo com que as estimativas sejam inconsistentes (Acemoglu, 2008). Para testar se a variável GCI é exógena ou não, aplicou-se o teste de sobre-identificação de Sargan em um modelo estimado via GMM, onde a variável explicativa é tratada como exógena, sendo utilizado seu valor contemporâneo para formar as condições de momento. A hipótese nula de sobre-identificação foi rejeitada ao nível de 1% de significância, o que indica a presença de endogeneidade na variável GCI, que pode ser decorrente da simultaneidade das relações entre as variáveis, de forma que uma maior produtividade contribua para um aumento da competitividade. Os testes de Sargan também indicaram que os subíndices e os pilares do GCI são endógenos.[15]

Portanto, foram realizadas estimações com o uso de variáveis instrumentais via defasagens do próprio índice e da variável dependente como instrumentos, técnica também utilizada com os subíndices e pilares do GCI, com os resultados apresentados nas próximas subseções. Foram analisadas 5 especificações distintas, estimadas com o estimador Arellano–Bover/Blundell–Bond, que trata também o efeito fixo dos países, além da endogeneidade, por meio de um GMM em painel em dois estágios. O desvio-padrão foi calculado de forma robusta (*WC-robust estimator*, Windmeijer, 2005). As mesmas especificações e métodos foram utilizados nas estimativas dos subíndices e dos pilares do GCI, sendo os resultados apresentado nas subseções posteriores.

As variáveis instrumentais adotadas em cada especificação e as defasagens das variáveis utilizadas como regressores são apresentadas na Tabela 4. Nela, a nomenclatura "L(3/·)" representa todas as defasagens depois de $t-3$, inclusive, e "L2D" indica a diferença da variável no período $t-2$.

Vale notar que as variáveis são tratadas como endógenas de forma que os instrumentos não incluem as variáveis no mesmo período que os regressores. Adicionalmente, as especificações "gmm02" e "gmm04" utilizam instrumentos com duas ou mais defasagens em relação

Tabela 4. Defasagens das variáveis usadas como regressores e instrumentos, para diferentes especificações do modelo que utiliza o índice GCI como variável explicativa.

	gmm01	gmm02	gmm03	gmm04	gmm05
Regressores em defasagens (além do valor corrente do índice gci)					
Defasagens de lptf	1	1	2	2	2
Defasagens do gci	1	1	1	1	2
Número de instrumentos	19	11	15	8	11
Instrumentos para a equação em diferenças					
Tipo GMM para a lptf	L(3/·)	L(4/·)	L(4/·)	L(5/·)	L(4/·)
Tipo GMM para o gci	L(3/·)	L(4/·)	L(3/·)	L(4/·)	L(4/·)
Instrumentos para a equação em nível					
Tipo GMM para a lptf	L2D	L3D	L3D	L4D	L3D
Tipo GMM para o gci	L2D	L3D	L2D	L3D	L3D

[15]Todos os testes de Sargan e de autocorrelação estão no Apêndice.

aos regressores, o que evita o problema de endogeneidade no caso de um possível componente autoregressivo dos resíduos.

Os testes sobre a validade das estimações de autocorrelação dos erros (teste de Arellano–Bond de autocorrelação sobre a primeira diferença dos erros) mostram que somente a especificação "gmm01" apresenta autocorrelação de segunda ordem ou superior, ao nível de 10% de significância.[16] Para o teste de Sargan em dois estágios, apenas as especificações "gmm03" e "gmm04" indicam a validade das condições de momento ao nível de 10% de significância, sendo as mais adequadas para a interpretação dos resultados.[17]

Na Tabela 5, os resultados das 5 especificações estimadas com o uso de variáveis instrumentais são apresentados. Os resultados das colunas (3) e (4) são semelhantes e mostram que um aumento em uma unidade do índice GCI leva à um crescimento de 59% na produtividade, no mesmo período. Porém, diminui a produtividade do ano posterior em 47% e 38%, respectivamente, tornando o efeito líquido de aumento da PTF entre 12 e 21%. Com base

Tabela 5. Resultados das diferentes especificações estimadas por GMM em painel com variáveis instrumentais, utilizando-se o índice GCI como variável explicativa. Erro-padrão dos coeficientes estimado de forma robusta a heteroscedasticidade e autocorrelação.

	gmm01 (1)	gmm02 (2)	gmm03 (3)	gmm04 (4)	gmm05 (5)
L.lptf	0,950***	0,882***	0,626***	0,474*	0,483
	(0,054)	(0,114)	(0,173)	(0,266)	(0,374)
L2.lptf			0,230**	0,280**	0,371
			(0,107)	(0,125)	(0,372)
gci	0,497***	0,591***	0,592***	0,594***	0,629***
	(0,096)	(0,093)	(0,089)	(0,079)	(0,130)
L.gci	−0,446***	−0,507***	−0,475***	−0,383*	−0,389*
	(0,098)	(0,154)	(0,125)	(0,214)	(0,201)
L2.gci					0,123
					(0,262)
_cons	−0,262	−0,457	−0,630	−1,101	−0,628
	(0,200)	(0,562)	(0,564)	(0,980)	(0,519)
N	530	530	424	424	424

Notas: lptf: Logaritmo natural da PTF. gci: Índice GCI. _cons: constante. L representa a defasagem de um período. L2 representa a defasagem de dois períodos. Desvios-padrão estão em parênteses. * $p < 0{,}10$; ** $p < 0{,}05$; *** $p < 0{,}01$.

[16] No teste de autocorrelação dos erros, como a primeira diferença de uma variável iid é correlacionada serialmente, rejeitar a hipótese nula de ausência de autocorrelação de primeira ordem não implica que o modelo está mal especificado. No entanto, a rejeição em ordens superiores implica que as condições de momento não são válidas (StataCorp, 2011).

[17] O teste de Sargan de sobre-identificação apresenta distribuição assintótica chi-quadrado quando o termo de erro é homoscedástico. Segundo Arellano & Bond (1991), na presença de heteroscedasticidade, o estimador *one-step GMM* tende a rejeitar mais do que o nível de significância estabelecido para a hipótese nula, enquanto o estimador *two-step GMM* tende a rejeitar menos a hipótese nula. Os resultados dos testes estão no Apêndice.

nesses resultados, se o Brasil elevasse seu índice GCI, em 2011, para ao nível da Suíça, a sua produtividade aumentaria entre 18 e 30%.

Os componentes autoregressivos das especificações "gmm03" e "gmm04" revelam que o crescimento de 1% na PTF, em um ano, leva à um aumento da mesma de 0,47 e 0,62% um ano à frente, respectivamente, e de 0,23 e 0,28% depois de dois anos, respectivamente, levando a um crescimento acumulado entre 0,88 e 1,00% após dois anos, indicando uma trajetória de elevada dependência temporal.

3.2. Análise dos subíndices do GCI

A Figura 4 apresenta o gráfico de dispersão de cada um dos subíndices em relação à PTF, incluindo uma linha de tendência, obtida por meio da regressão simples da PTF sobre cada subíndice. Para todos os três subíndices, observa-se uma relação positiva com o logaritmo natural da PTF.

A Tabela 6 apresenta as variáveis explicativas defasadas adotadas em cada especificação e o conjunto de instrumentos utilizado. Conforme exposto anteriormente, a nomenclatura "L(2/3)" indica a variável em questão com dois e três períodos de defasagem em relação ao período t da variável dependente,[18] "L(3/·)" representa todas as defasagens depois de $t-3$, inclusive, e "L2D" indica a diferença da variável no período $t-2$.[19]

Os testes de autocorrelação dos erros (teste de Arellano–Bond de autocorrelação sobre a primeira diferença dos erros), com os resultados apresentados no anexo, indicam que as especificações "gmm02" e "gmm04" apresentam autocorrelação de segunda ordem nos erros, ao nível de significância de 10%, o que invalida suas condições de momento (StataCorp, 2011),

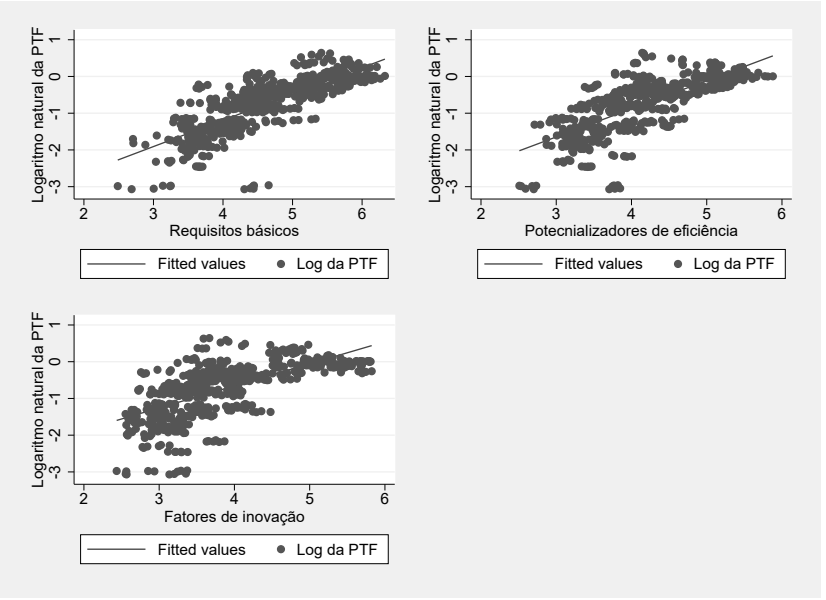
Tabela 6. Defasagens das variáveis usadas como regressores e instrumentos, para diferentes especificações do modelo que utiliza os subíndices do GCI como variáveis explicativas.

	gmm01	gmm02	gmm03	gmm04	gmm05
Defasagens das variáveis usadas como regressores					
lptf	2	1	2	2	1
Variáveis explicativas	0	1	1	1	2
Número de instrumentos	25	21	33	18	25
Instrumentos para a equação em diferenças					
lptf	L(2/3)	L(4/·)	L(4/·)	L(5/·)	L(3/·)
Variáveis explicativas	L(2/3)	L(4/·)	L(3/·)	L(4/·)	L(4/·)
Instrumentos para a equação em nível					
lptf	·	L3D	L3D	L4D	L2D
Variáveis explicativas	·	L3D	L2D	L3D	L3D

[18] Assim como no modelo com os pilares de competitividade, a especificação da coluna "gmm01" utiliza apenas duas defasagens como instrumentos.

[19] As especificações "gmm02" e "gmm04" utilizam instrumentos com duas ou mais defasagens com relação aos regressores, o que evita o problema de endogeneidade no caso de um possível componente autoregressivo dos resíduos.

Figura 4. Gráfico de dispersão e linha de tendência dos subíndices do GCI e do logaritmo natural da PTF.



Fonte: Elaboração própria com base nos dados da PTW 8.1 e do GCI.

enquanto os testes de Sargan com GMM em dois estágios apontam problemas de validade das condições de momento na especificações "gmm01" e "gmm02", ao nível de 10%. Portanto, apenas as especificações "gmm03" e "gmm05" apresentam resultados mais confiáveis, sendo que os testes apontam para uma maior confiança nos resultados da última especificação.

Na Tabela 7, os resultados da coluna (5), gmm05, apontam que o efeito contemporâneo do aumento de um ponto no subíndice "Baseado em Recursos", em uma escala de 1 a 7 (desvio padrão de 0,8 na amostra), é um incremento de 15% na produtividade. No entanto, o coeficiente da defasagem dessa variável é cerca de −17% e significante, o que anularia o aumento inicial na PTF, com resultados semelhantes na terceira especificação (gmm03). Para o "Baseado em Eficiência", somente a segunda defasagem exibe um coeficiente estatisticamente distinto de zero, no valor de 0,31. Dessa forma, o aumento de um ponto nesse subíndice (que tem desvio padrão de 0,71 na amostra) eleva a produtividade dois períodos a frente em mais de 30%. Já o subíndice "Baseado em Inovação" não apresentou coeficiente estatisticamente distinto de zero (seria o caso na terceira especificação, mas com o sinal negativo).

O componente autoregressivo da coluna (5), da Tabela 7, apresenta um coeficiente de 0,91, em linha com os resultados dos modelos que utilizam os pilares de competitividade como variáveis explicativas e o estimador Arellano–Bover/Blundell–Bond, conforme exposto na seção 3.3. Assim, outras variáveis mantidas constantes, a variação da produtividade em um ano é cerca de 91% da variação do período anterior.

De forma geral, as estimações da Tabela 7 mostram que o GCI afeta a produtividade dos países pelo subíndice "Baseado em Eficiência", o que faz sentido, visto que os seus componen-

Tabela 7. Resultados das diferentes especificações estimadas por GMM em painel com variáveis instrumentais, utilizando-se os subíndices do GCI como variáveis explicativas. Erro-padrão dos coeficientes estimado de forma robusta a heteroscedasticidade e autocorrelação.

	gmm01 (1)	gmm02 (2)	gmm03 (3)	gmm04 (4)	gmm05 (5)
L.lptf	0,455***	0,906***	0,808***	0,613***	0,910***
	(0,102)	(0,0444)	(0,161)	(0,173)	(0,0514)
L2.lptf	–0,0104		0,120	0,264*	
	(0,0922)		(0,158)	(0,150)	
A_basic	0,174***	0,169***	0,186***	0,141***	0,153***
	(0,0326)	(0,0414)	(0,0439)	(0,0368)	(0,0453)
B_efficiency	–0,271***	–0,0491	0,0368	–0,0495	–0,0615
	(0,0684)	(0,107)	(0,0899)	(0,116)	(0,181)
C_innovation	0,0869**	0,154	0,0798	0,235**	0,0529
	(0,0419)	(0,112)	(0,0860)	(0,103)	(0,0807)
L.A_basic		–0,179***	–0,171***	–0,165***	–0,178***
		(0,0549)	(0,0426)	(0,0439)	(0,0417)
L2.A_basic					0,0109
					(0,0568)
L.B_efficiency		0,209*	0,0391	0,299***	–0,110
		(0,117)	(0,0784)	(0,105)	(0,160)
L2.B_efficiency					0,319*
					(0,164)
L.C_innovation		–0,242**	–0,121*	–0,363***	–0,0460
		(0,108)	(0,0702)	(0,0980)	(0,117)
L2.C_innovation					–0,0805
					(0,0815)
_cons	–0,459*	–0,359	–0,295	–0,533**	–0,336
	(0,259)	(0,231)	(0,181)	(0,256)	(0,278)
N	318	530	424	424	424

Notas: lptf: Logaritmo natural da PTF. A_basic: Baseado em Recursos. B_efficiency: Baseado em Eficiência. C_innovation: Baseado em Inovação. _cons: constante. L representa a defasagem de um período. L2 representa a defasagem de dois períodos. Desvios-padrão estão em parênteses. * $p < 0{,}10$; ** $p < 0{,}05$; *** $p < 0{,}01$.

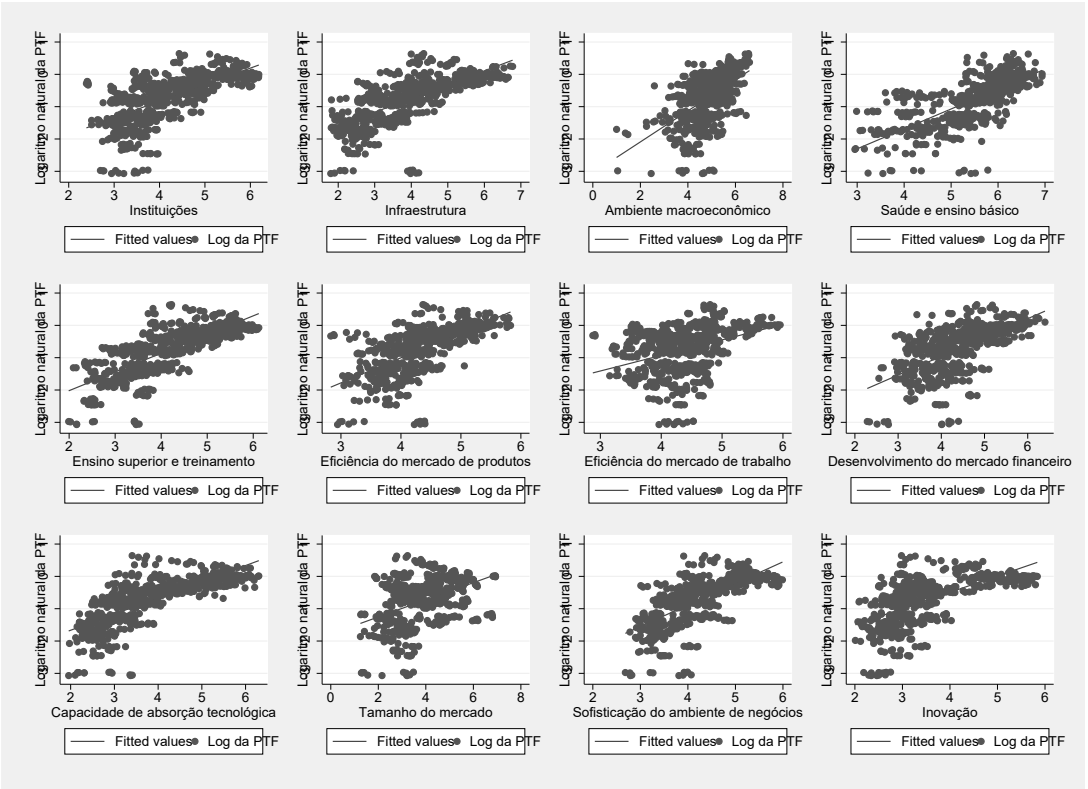
tes afetam diretamente a produtividade, por construção, enquanto que os componentes do subíndice "Basedo em Recursos" deveriam estar mais relacionados às causas da acumulação de fatores de produção. Adicionalmente, espera-se que os componentes do subíndice "Baseado em Inovação" sejam válidos no estímulo da produtividade dos países mais desenvolvidos, que representam pequena parcela da amostra utilizada.

3.3. Análise dos pilares de competitividade

A Figura 5 mostra o gráfico de dispersão de cada um dos pilares de competitividade do índice GCI em relação à PTF. Todos os 12 pilares apresentam uma relação positiva com o logaritmo natural da PTF, conforme se depreende pelas linhas de tendência.

Como nos casos anteriores, o modelo foi estimado com o uso de variáveis instrumentais, adotando-se as próprias variáveis explicativas e dependente defasadas como instrumentos,

Figura 5. Gráfico de dispersão e linha de tendência dos pilares de competitividade do GCI e do logaritmo natural da PTF.



Nota: Correlação para período de 2006 a 2011.

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da PTW 8.1 e do GCI.

seguindo os trabalhos de Arellano & Bond (1991), Arellano & Bover (1995) e Blundell & Bond (1998), conforme apresentado na seção 2.3. As variáveis instrumentais adotadas em cada especificação, bem como as defasagens das variáveis utilizadas como regressores, são apresentadas na Tabela 8.

Os testes de autocorrelação dos erros indicam o problema de autocorrelação somente na terceira especificação, "gmm03", ao nível de 10% de significância. Os testes de sobre-identificação de Sargan apontam problemas com o GMM em um estágio na primeira, segunda e quarta especificação. Desse modo, os resultados mais confiáveis são o da quinta especificação: "gmm05". De qualquer forma, os testes de Sargan apontam para a validade das estimativas em todas as especificações para o GMM em dois estágios.[20]

Os resultados para as estimações com variáveis instrumentais são apresentados na Tabela 9. Todas as especificações são estimadas por meio de um GMM de painel em dois estágios, com erro-padrão calculado de forma robusta (*WC-robust estimator*, Windmeijer, 2005). Não fo-

[20]Os resultados dos testes estão no Apêndice.

Tabela 8. Defasagens das variáveis empregadas como regressores e instrumentos, para diferentes especificações do modelo que utiliza os pilares de competitividade como variáveis explicativas.

	gmm01	gmm02	gmm03	gmm04	gmm05
Defasagens das variáveis utilizadas como regressores					
lptf	2	1	1	2	2
Variáveis explicativas	0	1	1	1	1
Número de instrumentos	79	118	66	114	63
Instrumentos para a equação em diferenças					
lptf	L(2/3)	L(3/·)	L(4/·)	L(4/·)	L(5/·)
Variáveis explicativas	L(2/3)	L(3/·)	L(4/·)	L(3/·)	L(4/·)
Instrumentos para a equação em nível					
lptf	·	L2D	L3D	L3D	L4D
Variáveis explicativas	·	L2D	L2D	L2D	L3D

ram apresentados os resultados das variáveis que não tiveram coeficientes estatisticamente diferentes de zero em nenhuma das especificações, ao nível de 10%, devido ao elevado número de regressores. A tabela com todos os resultados está disponível com os autores.

Analisando os coeficientes estatisticamente diferentes de zero da coluna (5), "gmm05", da Tabela 9, nota-se que o valor corrente do "ambiente macroeconômico" se mostrou significante, com um valor estimado para o coeficiente próximo de 0,03. No entanto, a sua defasagem apresentou um efeito parecido e com sinal contrário, o que anularia o efeito contemporâneo dessa variável. O valor corrente do "desenvolvimento do mercado financeiro" apresentou coeficiente significativo, a 5% de significância, com valor de 0,0656. No entanto, a defasagem dessa variável exibiu um coeficiente negativo de 0,0538, significante a 10%, o que leva a um efeito líquido de 0,0118. Assim, conclui-se que o aumento de um ponto nesse pilar está relacionado a um incremento de 1,2% na produtividade.

O valor corrente da "capacidade de absorção tecnológica" apresentou valor negativo. Porém, o valor positivo e significante de sua defasagem, ao nível de 10%, aponta para um efeito nulo. Nota-se, ainda, que a primeira defasagem da produtividade apresenta um efeito próximo de 1,[21] indicando que uma variação na produtividade em um período está relacionada a uma variação semelhante no período posterior.

Os resultados apresentados na Tabela 9 mostram a falta de significância dos coeficientes estimados. Tirando as defasagens da produtividade, todos os coeficientes não são estatisticamente diferentes de zero para as segunda e quarta especificações, "gmm02" e "gmm04", além da maior parte dos coeficientes estimados nas demais especificações estarem na mesma condição. Nas especificações "gmm03" e "gmm05", um coeficiente estatisticamente diferente de zero tende a ser anulado pela sua defasagem. A multicolinearidade é o provável candidato

[21] Apesar de o valor estimado do coeficiente da primeira defasagem da produtividade, L.lptf, ser próximo de um, Holtz-Eakin et al. (1988) mostram que, por causa da distribuição de amostras infinitas do estimador ser derivada para um número fixo de períodos e um número crescente de indivíduos, não há problemas de raiz unitária, enquanto Blundell, Bond & Windmeijer (2001) mostram que as condições de momento do estimador de sistema permanecem informativas mesmo quando o valor verdadeiro do coeficiente se aproxima de um (StataCorp, 2011).

Tabela 9. Resultados das diferentes especificações estimadas por GMM em painel com variáveis instrumentais, utilizando-se os pilares de competitividade como variáveis explicativas. Erro-padrão dos coeficientes estimado de forma robusta a heteroscedasticidade e autocorrelação.

	gmm01 (1)	gmm02 (2)	gmm03 (3)	gmm04 (4)	gmm05 (5)
L.lptf	0,4270***	0,9890***	0,9580***	0,9600	0,9750***
	(0,1210)	(0,0752)	(0,0246)	(1,1980)	(0,1870)
L2.lptf	–0,1480**			0,0265	–0,0124
	(0,0679)			(1,2230)	(0,1800)
A02_infra	0,0011	0,0039	0,0419*	0,0051	0,0314
	(0,0168)	(0,0728)	(0,0254)	(0,0291)	(0,0259)
A03_macro	0,0307***	0,0217	0,0201	0,0230	0,0279*
	(0,0105)	(0,1010)	(0,0149)	(0,1400)	(0,0147)
A04_he_ed	0,0475***	0,0126	–0,0085	0,0072	–0,0004
	(0,0184)	(0,0675)	(0,0302)	(0,0767)	(0,0358)
B08_finan	–0,0080	0,0219	0,0585**	0,0194	0,0656**
	(0,0142)	(0,1400)	(0,0269)	(0,1250)	(0,0316)
B09_tech	–0,0368*	–0,0456	–0,0485*	–0,0575	–0,0599**
	(0,0193)	(0,1710)	(0,0284)	(0,0741)	(0,0277)
B10_m_size	–0,0718**	–0,0598	–0,1240**	–0,0498	–0,0688
	(0,0364)	(0,2590)	(0,0513)	(0,1190)	(0,0724)
L.A03_macro		–0,0306	–0,0265	–0,0278	–0,0313*
		(0,0646)	(0,0177)	(0,0408)	(0,0171)
L.B08_finan		–0,0255	–0,0447	–0,0297	–0,0538*
		(0,1650)	(0,0295)	(0,0307)	(0,0324)
L.B09_tech		0,0314	0,0464	0,0329	0,0544*
		(0,1500)	(0,0298)	(0,0871)	(0,0284)
L.B10_m_size		0,0531	0,1210**	0,0451	0,0731
		(0,2050)	(0,0488)	(0,1650)	(0,0703)
_cons	–0,3990	–0,0327	–0,1780	–0,0812	–0,1720
	(0,3060)	(0,4100)	(0,1380)	(0,5990)	(0,1220)
N	318	530	530	424	424

Notas: lptf: Logaritmo natural da PTF. A01_inst: Instituições. A02_infra: Infraestrutura. A03_macro: Ambiente Macroeconômico. A04_he_ed: Saúde e Ensino Básico. B05_hi_ed: Ensino Superior e Treinamento. B06_goods: Eficiência do Mercado de Produtos. B07_labor: Eficiência do Mercado de Trabalho. B08_finan: Desenvolvimento do Mercado Financeiro. B09_tech: Capacidade de Absorção Tecnológica. B10_m_size: Tamanho do Mercado. C11_soph: Sofisticação do Ambiente de Negócios. C12_innov: Inovação. _cons: constante. L representa a defasagem de um período. Desvios-padrão estão em parênteses. * $p < 0{,}10$; ** $p < 0{,}05$; *** $p < 0{,}01$.

para estes resultados, visto que o coeficiente do índice GCI é significativo, assim como o seu subíndice Baseado em Eficiência.

4. Considerações finais

Este trabalho procurou investigar os determinantes da produtividade, explorando a riqueza dos dados do *Global Competitiveness Index* (GCI), juntamente com a base da PWT. Para alcançar o objetivo proposto, foram estimadas especificações distintas com mudanças nos regresssores: 1) com o índice GCI; 2) com os subíndices do GCI; e 3) com os pilares de competitividade. Em todos os três casos analisados, o teste de Hausman indicou a presença de heterogeneidade não observada e correlacionada com os regressores, confirmando a importância de se considerar o

efeito fixo nas regressões, conclusão similar à encontrada por Danquah et al. (2014). Além disso, nos três casos, os regressores mostraram evidências de endogeneidade, uma vez que o teste de Sargan para a validade das condições de momento foi rejeitado, ao nível de 1%, quando as variáveis explicativas foram tratadas como exógenas.

Analisando os resultados do modelo que utiliza os pilares de competitividade, o "desenvolvimento do mercado financeiro" apresentou um impacto positivo sobre a PTF. No entanto, os efeitos líquidos dos demais pilares foram zero o próximos disso, indicando que o problema da multicolinearidade influenciou na significância dos coeficientes estimados por inflar o cálculo da variância. Para as estimativas com os subíndices do GCI como variáveis explicativas, os resultados indicam para a importância do "Baseado em Eficiência", o que faz sentido visto que o subíndice é composto por elementos que afetam diretamente a produtividade dos países que se encontram em estágio intermediário de desenvolvimento, enquanto o "Baseado em Recursos" deveria afetar mais a acumulação de fatores de produção e o "Baseado em Inovação" a produtividade dos países mais desenvolvidos, que é a menor parte da amostra. Utilizando apenas o índice GCI como regressor, os resultados apontam que um aumento em uma unidade do índice leva à um crescimento líquido na produtividade entre 12 e 21%. Finalmente, os coeficientes estimados da defasagem da produtividade mostram uma grande inércia nesta variável, indicando que políticas que aumentem a produtividade tendem a ter um grande efeito ao longo do tempo.

Como o próprio Fórum Econômico Mundial construiu o GCI com pesos diferentes de acordo com o nível de desenvolvimento dos países, um próximo passo para pesquisa nesta linha seria mensurar se os pilares possuem efeitos diferentes de acordo com o nível de desenvolvimento dos países, o que serviria para validar a utilização dos pesos na construção do índice de competitividade.

Referências Bibliográficas

Acemoglu, D. (2008). *Introduction to modern economic growth*. Princeton University Press.

Adamkiewicz, H. G., & Kot, S. M. (2014). How does international competitiveness affect economic development? A two-phase hypothesis. *Optimum Economic Studies*, *71*(5), 30–37.

Amar, M. B., & Hamdi, M. T. (2012). Global competitiveness and economic growth: Empirical verification for African countries. *International Journal of Economics and Finance*, *4*(6), 125.

Anderson, T. W., & Hsiao, C. (1981). Estimation of dynamic models with error components. *Journal of the American Statistical Association*, *76*(375), 598–606.

Arellano, M., & Bond, S. (1991). Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations. *Review of Economic Studies*, *58*(2), 277–297. doi: 10.2307/2297968

Arellano, M., & Bover, O. (1995). Another look at the instrumental variable estimation of error-components models. *Journal of Econometrics*, *68*(1), 29–51.

Arruda, C. A., Araújo, M. S. B., Rios, J. F. & Silveira, F. P. (2009). A relação entre crescimento econômico e competitividade: Um estudo sobre a capacidade de previsão do Global Competitiveness Report. *Revista de Administração e Contabilidade da Unisinos*, *6*(4), 285–298.

Barbosa Filho, F. H., & Pessôa, S. A. (2014). Pessoal ocupado e jornada de trabalho: Uma releitura da evolução da produtividade no Brasil. *Revista Brasileira de Economia*, *68*(2), 149–169. doi: 10.1590/S0034-71402014000200001

Barbosa Filho, F. H., Pessôa, S. A. & Veloso, F. A. (2010). Evolução da produtividade total dos fatores na economia brasileira com ênfase no capital humano – 1992–2007. *Revista Brasileira de Economia*, *64*(2), 91–113. doi: 10.1590/S0034-71402010000200002

Barro, R. J., & Lee, J. W. (2013). A new data set of educational attainment in the world, 1950–2010. *Journal of Development Economics*, *104*, 184–198.

Benhabib, J., & Spiegel, M. M. (1994). The role of human capital in economic development evidence from aggregate cross-country data. *Journal of Monetary Economics*, *34*(2), 143–173.

Benhabib, J., & Spiegel, M. M. (2005). Human capital and technology diffusion. In P. Aghion & S. N. Durlauf (Eds.), *Handbook of economic growth* (Vols. 1, Part A, pp. 935–966). Elsevier. doi: 10.1016/S1574-0684(05)01013-0

Blundell, R., & Bond, S. (1998). Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models. *Journal of Econometrics*, *87*(1), 115–143.

Blundell, R., Bond, S. & Windmeijer, F. (2001). Estimation in dynamic panel data models: Improving on the performance of the standard GMM estimator [Advances in Econometrics, Volume 15]. In B. H. Baltagi, T. B. Fomby & R. C. Hill (Eds.), *Nonstationary panels, panel cointegration, and dynamic panels* (pp. 53–91). Emerald Group.

Bonelli, R., & Levy, P. M. (2010). Determinantes do crescimento econômico do Espírito Santo: Uma análise de longo prazo. In A. P. V. J. Vescovi & R. Bonelli (Eds.), *Espírito Santo: Instituições, desenvolvimento e inclusão social* (pp. 67–95). Vitória, ES: Instituto Jones dos Santos Neves.

Buccirossi, P., Ciari, L., Duso, T., Spagnolo, G. & Vitale, C. (2013). Competition policy and productivity growth: An empirical assessment. *Review of Economics and Statistics*, *95*(4), 1324–1336.

Caselli, F. (2005). Accounting for cross-country income differences. In P. Aghion & S. Durlauf (Eds.), *Handbook of economic growth* (vol. 1) (Vol. 1, pp. 679–741). Elsevier.

Danquah, M., Moral-Benito, E. & Ouattara, B. (2014). TFP growth and its determinants: A model averaging approach. *Empirical Economics*, *47*(1), 227–251.

Deaton, A., & Heston, A. (2010). Understanding PPPs and PPP-based national accounts. *American Economic Journal: Macroeconomics*, *2*(4), 1–35.

De Negri, F., & Cavalcante, L. R. (2014). Os dilemas e os desafios da produtividade no Brasil. In F. De Negri & L. R. Cavalcante (Eds.), *Produtividade no Brasil: Desempenho e determinantes* (Vol. 1, pp. 15–51). Brasília: IPEA. Disponível em: http://www.ipea.gov.br/portal/images/stories/PDFs/livros/livros/produtividade_no_brasil_miolo_cap01.pdf

Feenstra, R. C., Inklaar, R. & Timmer, M. P. (2015). The next generation of the penn world table. *American Economic Review*, *105*(10), 3150–3182.

Ferreira, P. C. (2010, maio). *Eficiência e produtividade total dos fatores em Minas Gerais* (Ensaios Economicos da EPGE Nº 705). Rio de Janeiro: FGV/EPGE – Escola Brasileira de Economia e Finanças, Fundação Getulio Vargas. Disponível em: https://ideas.repec.org/p/fgv/epgewp/705.html

Ferreira, P. C., Ellery Jr., R. & Gomes, V. (2008). Produtividade agregada brasileira (1970–2000): Declínio robusto e fraca recuperação. *Estudos Econômicos*, *38*(1), 31–53.

Figueiredo, L., & Nakabashi, L. (2016). The relative importance of total factor productivity and factors of production in income per worker: Evidence from the Brazilian states. *EconomiA*, *17*, 159–175.

Gomes, V., Pessôa, S. & Veloso, F. (2003). Evolução da produtividade total dos fatores na economia brasileira: Uma análise comparativa. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, *33*(3), 389–434.

Hall, R. E., & Jones, C. I. (1999). Why do some countries produce so much more output per worker than others? *The Quarterly Journal of Economics*, *114*(1), 83–116.

Holtz-Eakin, D., Newey, W. & Rosen, H. S. (1988). Estimating vector autoregressions with panel data. *Econometrica*(6), 1371–1395. doi: 10.2307/1913103

Hsieh, C.-T., & Klenow, P. J. (2010). Development accounting. *American Economic Journal: Macroeconomics*, *2*(1), 207–223.

IMF – International Monetary Fund. (2015, outubro). *World economic outlook: Adjusting to lower commodity prices* (A survey by the staff of the IMF). Washington, DC: IMF. Disponível em: http://www.imf.org/external/pubs/ft/weo/2015/02/pdf/text.pdf

Isaksson, A. (2007, julho). *Determinants of total factor productivity: A literature review* (Staff Working Paper Nº 02/2007). Vienna: United Nations Industrial Development Organization (UNIDO). Disponível em: https://open.unido.org/api/documents/4812034/download/UNIDO-Publication-2007-4812034

Islam, N. (1995). Growth empirics: A panel data approach. *The Quartely Journal of Economics*, *110*(4), 1127–1170.

Jacinto, P. d. A., & Ribeiro, E. P. (2015). Crescimento da produtividade no setor de serviços e da indústria no Brasil: Dinâmica e heterogeneidade. *Economia Aplicada*, *19*(3), 401–427.

Kneller, R., & Stevens, P. A. (2006). Frontier technology and absorptive capacity: Evidence from OECD manufacturing industries. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, *68*(1), 1–21.

Kordalska, A., & Olczyk, M. (2015, abril). *Global competitiveness and economic growth: A one-way or two-way relationship?* (Working Paper Nº 63/2015). Torun, Poland: Institute of Economic Research and Polish Economic Society Branch in Torun. Disponível em: https://ideas.repec.org/p/pes/wpaper/2015no63.html

Kumar, K. T. (1975). Multicollinearity in regression analysis. *The Review of Economics and Statistics*, *57*(3), 365–66.

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

Mawson, P., Carlaw, K. & McClellan, N. (2003). *Productivity measurement: Alternative approaches and estimates* (New Zealand Treasury Working Paper Nº 03/12). Wellington: New Zealand Treasury. Disponível em: https://treasury.govt.nz/sites/default/files/2007-09/twp03-12.pdf

Miller, S. M., & Upadhyay, M. P. (2000). The effects of openness, trade orientation, and human capital on total factor productivity. *Journal of Development Economics*, *63*(2), 399–423.

Mincer, J. (1974). *Schooling, experience, and earnings* [Human Behavior and Social Institutions, no. 2]. New York: National Bureau of Economic Research.

Sala-I-Martín, X., & Artadi, E. V. (2004). The Global Competitiveness Index. In M. Porter, K. Schwab, X. S. i Martin & A. López-Claros (Eds.), *The Global Competitiveness Report 2004-2005* (pp. 51–80). Palgrave Macmillan.

Sala-I-Martín, X., Crotti, R., Di Battista, A., Hanouz, M. D., Galvan, C., Geiger, T. & Marti, G. (2015). Drivers of long-run prosperity: Laying the foundations for an updated Global Competitiveness Index. In K. Schwab (Ed.), *The Global Competitiveness Report 2015-2016* (pp. 43–74). Geneva: World Economic Forum. Disponível em: http://www3.weforum.org/docs/gcr/2015-2016/Global_Competitiveness_Report_2015-2016.pdf

Schumpeter, J. A. (2013). *Capitalism, socialism and democracy*. Routledge.

Schwab, K. (Ed.). (2014). *The global competitiveness report 2014–2015* (Insight Report). Geneva: World Economic Forum. Disponível em: http://www3.weforum.org/docs/WEF_GlobalCompetitivenessReport_2014-15.pdf

Schwab, K. (Ed.). (2015). *The global competitiveness report 2015–2016* (Insight Report). Geneva: World Economic Forum. Disponível em: http://www3.weforum.org/docs/gcr/2015-2016/Global_Competitiveness_Report_2015-2016.pdf

Smith, A. (1776). *An inquiry into the nature and causes of the wealth of nations*.

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

StataCorp LP. (2011). *Stata longitudinal-data/panel-data reference manual – release 12*. College Station, TX: Stata Press.

Swan, T. (1956). Economic growth and capital accumulation. *Economic Record*, *32*(2), 334–361.

The Economist. (2016, 2 de janeiro). Brazil's fall. *The Economist*, *January 2nd–8th, página 7*. Disponível em: http://www.economist.com/news/leaders/21684779-disaster-looms-latin-americas-biggest-economy-brazils-fall

Vandenbussche, J., Aghion, P. & Meghir, C. (2006). Growth, distance to frontier and composition of human capital. *Journal of Economic Growth*, *11*(2), 97–127.

Windmeijer, F. (2005). A finite sample correction for the variance of linear efficient two-step GMM estimators. *Journal of Econometrics*, *126*(1), 25–51.

Xia, R., Liang, T., Zhang, Y. & Wu, S. (2012). Is global competitive index a good standard to measure economic growth? A suggestion for improvement. *International Journal of Services and Standards*, *8*(1), 45–57.

Apêndice. Testes de autocorrelação dos erros e de Sargan de sobre-identificação

Tabela A-1. Testes de Sargan de sobreidentificação e teste de Arellano-Bond de autocorrelação sobre a primeira diferença dos erros, para diferentes especificações do modelo que utiliza o índice GCI como variável explicativa.

	gmm01	gmm02	gmm03	gmm04	gmm05
Teste de Sargan com GMM em um estágio					
chi2	34,89	17,43	26,11	8,69	17,189
p-valor chi2	0,0025	0,0148	0,0036	0,033	0,0042
Teste de Sargan com GMM em dois estágios					
chi2	24,17	12,08	12,77	3,292	10,4
p-valor chi2	0,0621	0,0976	0,2366	0,3488	0,0646
Teste de Arellano-Bond para ausência de autocorrelação					
ordem 1	0,0008	0,0139	0,0182	0,1376	0,4136
ordem 2	0,0506	0,1756	0,5615	0,3816	0,5269
ordem 3	0,4148	0,534	·	·	·

Tabela A-2. Testes de Sargan de sobreidentificação e teste de Arellano-Bond de autocorrelação sobre a primeira diferença dos erros, para diferentes especificações do modelo que utiliza os subíndices do GCI como variáveis explicativas.

	gmm01	gmm02	gmm03	gmm04	gmm05
Teste de Sargan com GMM em um estágio					
chi2	58,03	14,94	40,31	5,94	12.64
p-valor chi2	0	0,3107	0,0198	0,7453	0,5547
Teste de Sargan com GMM em dois estágios					
chi2	38,30	22,39	31,95	3,84	13,13
p-valor chi2	0,0053	0,0495	0,1282	0,9216	0,5160
Teste de Arellano-Bond para ausência de autocorrelação					
ordem 1	0,0042	0,0028	0,0087	0,0271	0,0001
ordem 2	0,3262	0,0014	0,1716	0,0068	0,7171
ordem 3	·	0.1489	·	·	·

Tabela A-3. Testes de Sargan de sobreidentificação e teste de Arellano-Bond de autocorrelação sobre a primeira diferença dos erros, para diferentes especificações do modelo que utiliza os pilares de competitividade como variáveis explicativas.

	gmm01	gmm02	gmm03	gmm04	gmm05
Teste de Sargan com GMM em um estágio					
chi2	102,2012	111,9062	16,1947	108,3943	23,6047
p-valor chi2	0,0017	0,0776	0,9997	0,06	0,9443
Teste de Sargan com GMM em dois estágios					
chi2	62,2030	66,0701	34,4659	67,3025	30,4773
p-valor chi2	0,5403	0,9811	0,7171	0,942	0,7283
Teste de Arellano-Bond para ausência de autocorrelação					
ordem 1	0,0233	0,1887	0,0003	0,4358	0,0057
ordem 2	0,5102	0,6159	0,098	0,9292	0,4139
ordem 3	·	0,6396	0,0523	·	·