



ECONOMIA APLICADA

BRAZILIAN JOURNAL OF APPLIED ECONOMICS

Vol. 23 – nº 3

Julho – Setembro 2019

ARTIGOS

Reforma da previdência: uma avaliação dos impactos distributivos da Proposta de Emenda Constitucional 287/2016 sobre os benefícios programáveis de aposentadoria do RGPS

Luís Eduardo Afonso, Hélio Zylberstajn

Avaliando o efeito da expansão da banda larga sobre o PIB

Alexandre Ywata de Carvalho, Mário Jorge Mendonça, Marcus Gerardus Lavagnole, José Jaime da Silva

Concorrência e demanda por trabalho no Brasil: o caso da competição externa

Cecília Moreira Borges Loos Essinger, Eduardo Pontual Ribeiro

As políticas macroprudenciais e a concorrência bancária entre 2009 e 2016

Marcelo H. Shinkoda, Marcelo José Braga

Determinantes espaciais das internações hospitalares do Sistema Único de Saúde por câncer de mama nas microrregiões do Brasil

Olívia Takahashi Margarido, Cássia Kely Favoretto Costa, José Luiz Parré

Análise das relações entre crescimento econômico e emissões de gases de efeito estufa na América Latina

Helson Gomes de Souza, Francisco José Silva Tabosa

Efeito setorial da intermediação financeira na dinâmica da estrutura de capital

Erika Burkowski, Fernanda Finotti Cordeiro, Fernando Salgueiro Perobelli

ECONOMIA FEA-RP/USP



ECONOMIA APLICADA

Vol. 23 – nº 3 Julho – Setembro 2019

PAPERS

Pension reform: an evaluation of the distributive impacts of the constitutional amendment proposal 287/2016 on the RGPS old age benefits

Luís Eduardo Afonso, Hélio Zylberstajn

Evaluating the effect of the expansion of broadband connection on GDP

Alexandre Ywata de Carvalho, Mário Jorge Mendonça, Marcus Gerardus Lavagnole, José Jaime da Silva

Competition and labor demand in Brazil: the case of external competition

Cecilia Moreira Borges Loos Essinger, Eduardo Pontual Ribeiro

Macprudential policies and bank competition between 2009 and 2016

Marcelo H. Shinkoda, Marcelo José Braga

Spatial determinants of hospital admissions of SUS by female breast cancer among the micro-regions of Brazil

Olívia Takahashi Margarido, Cássia Kely Favoretto Costa, José Luiz Parré

Analysis of the relationship between economic growth and greenhouse gas emissions in Latin America

Helson Gomes de Souza, Francisco José Silva Tabosa

Financial intermediation sectoral effect on capital structure dynamics

Erika Burkowski, Fernanda Finotti Cordeiro, Fernando Salgueiro Perobelli

ISSN 1980-5330



APOIO:



ECONOMIA APLICADA

Vol. 23 – nº 3

Julho – Setembro 2019

Editor

Eliezer Martins Diniz

Editores Associados

Angelo Costa Gurgel	Edson Zambon Monte
Eliezer Martins Diniz	Fernando Antonio de Barros Júnior
Lízia de Figueirêdo	Reynaldo Fernandes
Sergio Naruhiko Sakurai	

Conselho Editorial

Affonso Celso Pastore USP	Antônio Barros de Castro UFRJ
Cássio F. Camargo Rolim UFPR	Cláudio Monteiro Considera UFF
Clélio Campolina Diniz CEDEPLAR	Denisard C. de Oliveira Alves USP
Eleutério F. S. Prado USP	Fernando de Holanda Barbosa FGV-UFF
Francisco Anuatti Neto USP/RP	Geoffrey J. D. Hewings University of Illinois
Geraldo Sant'ana de Camargo Barros ESALQ/USP	Gustavo Maia Gomes IPEA
José Marcelino da Costa NAEA/PA	José A. Scheinkman Princeton University
Marcelo Portugal UFRGS	Maria José Willumsen Florida International University
Márcio Gomes Pinto Garcia PUC/RJ	Mário Luiz Possas UFRJ
Paulo César Coutinho UnB	Paulo Nogueira Batista Júnior FGV/SP
Pierre Perron Boston University	Pedro Cesar Dutra Fonseca UFRGS
Ricardo R. Araújo Lima UnB	Robert E. Evenson Yale University
Roberto Smith UFCE	Rodolfo Hoffmann ESALQ/USP
Rogério Studart UFRJ	Russell E. Smith Washburn University
Sérgio Werlang FGV/RJ	Tomás Málaga FGV/SP
Victor Bulmer-Thomas University of London	Wilson Suzigan Unicamp



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

Secretaria e Divulgação: Marlene Dietrich

Capa: Christof Gunkel

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

Diagramação: Caio Henrique Montoro de Lucca

Endereço

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

Avenida dos Bandeirantes, 3900, Ribeirão Preto, SP.

CEP 14040-905

Telefone: (0xx16) 3315-0407

E-mail: revecap@usp.br

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

FICHA CATALOGRÁFICA

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

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

Trimestral

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

ISSN 1980-5330

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

CDD 22.ed – 330.

ECONOMIA APLICADA

Vol. 23 – nº 3

Julho – Setembro 2019

ARTIGOS

- 5 **Reforma da Previdência: Uma Avaliação dos Impactos Distributivos da Proposta de Emenda Constitucional 287/2016 Sobre os Benefícios Programáveis de Aposentadoria do RGPS**
Luís Eduardo Afonso , Hélio Zylberstajn
- 29 **Avaliando o efeito da expansão da banda larga sobre o PIB**
Alexandre Ywata de Carvalho , Mário Jorge Mendonça , Marcus Gerardus Lavagnole , José Jaime da Silva
- 61 **Concorrência e demanda por trabalho no Brasil: o caso da competição externa**
Cecília Moreira Borges Loos Essinger , Eduardo Pontual Ribeiro
- 83 **As Políticas Macroprudenciais e a Concorrência Bancária entre 2009 e 2016**
Marcelo H. Shinkoda , Marcelo José Braga
- 113 **Determinantes espaciais das internações hospitalares do Sistema Único de Saúde por câncer de mama nas microrregiões do Brasil**
Olívia Takahashi Margarido , Cássia Kely Favoretto Costa , José Luiz Parré
- 157 **Análise das Relações Entre Crescimento Econômico e Emissões de Gases de Efeito Estufa na América Latina**
Helson Gomes de Souza , Francisco José Silva Tabosa
- 177 **Efeito Setorial da Intermediação Financeira na Dinâmica da Estrutura de Capital**
Erika Burkowski , Fernanda Finotti Cordeiro , Fernando Salgueiro Perobelli

REFORMA DA PREVIDÊNCIA: UMA AVALIAÇÃO DOS IMPACTOS DISTRIBUTIVOS DA PROPOSTA DE EMENDA CONSTITUCIONAL 287/2016 SOBRE OS BENEFÍCIOS PROGRAMÁVEIS DE APOSENTADORIA DO RGPS

LUÍS EDUARDO AFONSO^{*}
HÉLIO ZYLBERSTAJN[†]

Resumo

Este artigo quantifica os aspectos distributivos da versão inicial da proposta de reforma da previdência apresentada no governo Temer. São calculadas a *Taxa de Reposição*, *Taxa Interna de Retorno* e *Alíquota Necessária* para os benefícios de Aposentadoria Por Tempo de Contribuição e Aposentadoria Por Idade do RGPS, para diferentes perfis de trabalhadores. Deixarão de existir diferenças por gênero, renda e benefício. Mulheres, aqueles(as) que se aposentam por idade e trabalhadores(as) de baixa renda serão mais afetados. A reforma não é neutra, nem mesmo durante o período de transição.

Palavras-chave: previdência social, reforma da previdência, PEC 287, RGPS, aspectos distributivos.

Abstract

This article quantifies the distributive aspects of the initial version of the pension reform proposal presented by the Temer government. We calculated the Replacement Rate, Internal Rate of Return and Required Rate for the Retirement by Contribution Time for the Retirement by Age benefits of RGPS for different profiles of workers. Differences by gender, income and benefit will no longer exist. Women, those who retire by age, and low-income workers are the most affected. The reform is not neutral, not even during the transition time.

Keywords: social security, pension reform, PEC 287, RGPS, distributive aspects.

JEL classification: H55, H53.

DOI: <http://dx.doi.org/10.11606/1980-5330/ea127338>

^{*} E-mail: lafonso@usp.br

[†] E-mail: hzylbers@usp.br

1 Introdução

Em 06 de dezembro de 2016, o governo divulgou as medidas da Proposta de Emenda Constitucional (PEC) 287 (Presidência da República 2016). Esta é a proposição de reforma previdenciária, providência prometida desde que Michel Temer assumiu de forma definitiva a Presidência da República em agosto de 2016. A proposta é o mais abrangente e profundo conjunto de medidas da história recente da previdência social no Brasil. Baseia-se no diagnóstico de que o aumento das despesas dos Regimes Próprios de Previdência Social (RPPS) e do Regime Geral de Previdência Social (RGPS) fará com que os gastos previdenciários representem uma elevada e crescente proporção do dispêndio público, comprometendo a alocação de recursos públicos para todas as outras áreas. Adicionalmente, o déficit previdenciário tenderia a aumentar rapidamente, agravando este quadro e tornando seu financiamento insustentável em um período de tempo bastante curto.

Fica evidente que a motivação básica para a reforma foi o aspecto fiscal. A previsão do aumento explosivo de gastos com benefícios previdenciários coloca em risco as finanças públicas do país. Adicionalmente a aprovação da PEC 55 (a *PEC do Teto dos Gastos*), em dezembro de 2016, que limita em termos reais o dispêndio público, coloca uma limitação crível e reduz a possibilidade de expansão do dispêndio público, como vinha ocorrendo de forma quase ininterrupta desde a promulgação da Constituição de 1988. Desta maneira, a existência do teto imposto pela PEC 55 praticamente obriga que seja feita a reforma previdenciária, sob pena dos gastos com a previdência social tomarem todo o espaço do dispêndio público, situação obviamente insustentável e inconcebível. As alterações demográficas, com o acelerado envelhecimento populacional e o final do bônus demográfico não podem ser negligenciadas, como vem ocorrendo até agora.

Em que pese tal preocupação fiscal, há um aspecto igualmente importante, sobre o qual a literatura (Auerbach & Lee 2011, Guillemard 1999) tem chamado a atenção: a questão da equidade. A versão original da PEC 287 definiu regras de aposentadoria comuns à maioria dos trabalhadores brasileiros, tanto para trabalhadores do setor público, quanto do setor privado. Este princípio de universalização é da maior relevância, na medida em que praticamente elimina o tratamento previdenciário desigual conforme a inserção no mercado de trabalho, prevalecente desde o início das instituições previdenciárias do Brasil. Desta forma, grosso modo, trabalhadores de uma mesma geração terão regras praticamente idênticas. Ou seja, os impactos intrageracionais no longo prazo não devem ser os mais importantes.

O mesmo não pode ser dito a respeito dos impactos que a proposta de reforma terá sobre gerações diferentes. O motivo é que o texto legal segregou os segurados em quatro grupos. O primeiro é formado pelos atuais aposentados e pensionistas. Como estes já usufruem do recebimento do benefício previdenciário, não serão afetados pela proposta. Continuarão recebendo os mesmos valores, sem qualquer alteração. O segundo grupo é composto pelos trabalhadores que já têm direito ao benefício, mas ainda não começaram a recebê-lo. Um exemplo é um trabalhador do setor privado, com 55 anos de idade e 35 anos de período contributivo, na data da promulgação da medida. Ele poderá se aposentar cumprindo apenas o requisito da regra anteriormente vigente (35 anos de contribuição). O terceiro grupo é formado pelos trabalhadores(as) que têm pelo menos 50 (45) anos de idade. Para estes, o período contributivo

exigido antes da reforma será aumentado em 50%, sendo o valor do benefício calculado de acordo com os termos da proposta de reforma. Finalmente, o quarto grupo tem como integrantes os indivíduos com idades inferiores a 50(45) anos. Para estes as regras da PEC 287 valerão integralmente.

Pelo exposto no parágrafo anterior, fica evidente que indivíduos de gerações, gêneros e condições de inserção distinta no mercado de trabalho serão afetados de maneira diferenciada pela proposição de reforma. Este fato, ao qual não tem sido dada a devida atenção, dará origem a impactos distributivos importantes. Estes são definidos nos moldes apresentados por Coronado et al. (2002) e mensurados, entre outros, por Forteza (2015), Gustman et al. (2012) e Schröder (2012). Esta é uma linha de pesquisa da maior relevância na área de previdência social. Com base neste quadro, este trabalho tem por objetivo a quantificação dos aspectos distributivos associados às medidas da PEC 287, por meio do cálculo de três indicadores de uso corrente na literatura previdenciária: *Taxa de Reposição (TR)*, *Taxa Interna de Retorno (TIR)* e *Alíquota Necessária (AliqNec)*. Os três indicadores são computados para os dois benefícios programáveis (portanto tipicamente previdenciários) mais importantes do RGPS: as aposentadorias por tempo de contribuição (ATC) e as aposentadorias por idade (AI).

Este texto está dividido em seis seções, incluindo esta introdução. A próxima seção traz as medidas mais importantes da PEC 287. A seção 3 apresenta o marco teórico e a literatura empírica sobre reformas previdenciárias. Na seção seguinte são reportados os procedimentos metodológicos do artigo. Na sequência, reportam-se os resultados e, encerrando, temos as conclusões do trabalho.

2 A proposta de reforma do governo Temer: Elementos principais da PEC 287¹.

Esta Proposta de Emenda Constitucional é o mais expressivo conjunto de medidas de reforma da história recente da previdência no Brasil. Baseia-se em diagnóstico adequado do tipo e da magnitude dos problemas a serem enfrentados, em particular as diferentes regras e a insustentabilidade dos diferentes regimes. Por outro, alterações tão drásticas refletem a incapacidade da sociedade e de seus representantes no Executivo e no Legislativo implantarem anteriormente medidas mais graduais, em contexto econômico-demográfico mais favorável, de forma a minimizar os custos de transição e de adoção do conjunto de medidas, afetando um conjunto menor de indivíduos.

De maneira geral, a proposta de reforma apresentada pelo governo Temer visa uniformizar as regras do RGPS e dos RPPS, especialmente quanto ao período contributivo, à idade para aposentadoria e sua forma de cálculo. O ponto central é o aumento do período contributivo, com a imposição de uma idade mínima única para aposentadoria. A seguir são apresentados os elementos mais importantes da proposição de reforma, particularmente no que se refere aos benefícios programáveis, ou seja, aposentadorias e pensões.

¹Esta descrição da PEC 287 baseia-se fortemente na seção 5 de Turra & Afonso (2017). Note-se que este texto foi finalizado nos primeiros dias de fevereiro de 2017, antes que a PEC começasse a ser analisada pelo Legislativo. Desta forma, faz-se a ressalva que toda a argumentação aqui desenvolvida, bem como os cálculos feitos referem-se à versão original da PEC, tornada pública no início de dezembro de 2016

O objetivo não é fazer uma análise de toda a proposta, mas sim apresentar os itens mais relevantes para a RGPS e para as diversas coortes afetadas pela mudança².

2.1 Condição de exigibilidade para aposentadoria e fórmula de cálculo do valor únicas para todos os trabalhadores

Todos os servidores públicos vinculados aos RPPS e os trabalhadores do setor privado, de ambos os sexos, somente poderão se aposentar apenas aos 65 anos, com período contributivo mínimo de 25 anos. Para os trabalhadores vinculados ao RGPS, o valor do benefício passa a ser igual a 51% da média dos rendimentos de toda a vida ativa (limitados ao teto do salário-de-contribuição do RGPS), com um *accrual rate* de 1% por ano de contribuição. Assim, para um trabalhador que atingisse estritamente o requisito mínimo (65/25) o valor da aposentadoria seria igual a 76% (51+25) do seu rendimento médio real. Para que pudesse obter uma Taxa de Reposição de 100% (calculada com base em toda a vida ativa) teria que contribuir por 49 anos. Se houvesse iniciado seu período laboral (e contributivo) aos 18 anos, por exemplo, somente faria jus a um benefício equivalente à média dos seus salários de contribuição quando tivesse 67 anos de idade.

Como ocorre nesse tipo de reforma, aspecto da maior importância é a regra de transição para quem já se encontra no mercado de trabalho quando da aprovação da medida. Há regras diferenciadas para trabalhadores dos setores público e privado. Para os contribuintes do RGPS definiu-se um limite de 45 anos para as mulheres e 50 anos para os homens. Todos que forem mais jovens quando da promulgação da PEC deverão atender integralmente os requisitos de idade e de período contributivo. Já para aqueles com idade igual ou superior aos 50/45 anos, será exigido um adicional de 50% do tempo necessário para completar o período contributivo. Por exemplo, um trabalhador com 53 anos de idade e 33 de contribuição esperaria contribuir mais dois anos para obter a aposentadoria por tempo de contribuição. Na forma definida na PEC, o tempo seria de três anos, aposentando-se aos 56 anos e não aos 55 como na regra antiga. Raciocínio análogo se aplica àqueles que iriam se aposentar por idade. Porém, neste caso vale a exigência de um período mínimo anterior à mudança de 15 anos de contribuição, aliado à idade mínima de 65 anos.

Para os servidores públicos, também há o limite de 45 anos para as mulheres e 50 anos para os homens, mas a transição é mais complexa, devido às regras adotadas quando da implantação das EC 20/1998, EC 41/2003 e 47/2005. Além do acréscimo de 50%, para os filiados aos RPPS, há requisitos quanto ao tempo no serviço público e ao cargo ocupado. Aqueles que ingressaram no setor público até 2003 têm direito à paridade e à integralidade. Para os que entraram a partir de 2004 e antes da implantação do regime de previdência complementar em seu ente, o benefício é calculado pela média dos maiores rendimentos, mas sem direito à paridade. Se o ente adotou um regime complementar, o valor do benefício está limitado ao teto do RGPS. Para os servidores com idade inferior aos mínimos (50 e 45 anos) valem as novas regras de cálculo de benefício (média aritmética e idade mínima).

²O texto integral da PEC 287 pode ser encontrado em http://www.camara.gov.br/proposicoesWeb/prop_mostrarintegra;jsessionid=BF1C2D8C70F9F690D956CBF2F1099980.proposicoesWebExterno1?codteor=1514975&filename=PEC+287/2016

2.2 Aumento automático da idade de aposentadoria

A idade mínima de aposentadoria aumentará um ano sempre que a expectativa de vida média no Brasil tiver um aumento de um ano inteiro. Desta forma, os 65 anos iniciais devem chegar a 68 anos em 2060. Este incremento recebe na literatura (Meneu et al. 2016) e (Vidal-Meliá et al. 2009) a denominação de *Automatic Balancing Mechanism (ABM)*. O objetivo é criar um mecanismo de ajustamento automático entre receitas e despesas previdenciárias, de forma a evitar o elevado custo de renegociação do contrato previdenciário intergeracional, o que ocorre todas as vezes que os parâmetros do sistema se alteram de forma significativa. Na forma com que está sendo proposto, este mecanismo afeta somente os benefícios a serem concedidos no futuro. Desta maneira, funcionará, caso venha a ser implantado, como um substituto do Fator Previdenciário, que por sua vez afeta o valor dos novos benefícios.

2.3 Regras mais restritivas para as pensões por morte

Fica proibida a acumulação de pensões por morte e aposentadorias em qualquer dos regimes de previdência. A pensão passa a ser de 50% do benefício de aposentadoria que lhe deu origem, acrescido de 10% (não reversíveis) por dependente, até o limite de 100% do teto. Ressalve-se que a Lei 13.135/2015 já havia definido que a duração das pensões seria condicional à idade do cônjuge. Esta lei poderia ter outra redação, pois faz referência à idade do cônjuge e não a sua expectativa de vida. Esta alteração funcionaria como um *ABM* e estaria mais de acordo com o espírito da proposição de reforma feita pelo governo Temer.

3 Marco teórico e literatura empírica

3.1 Marco teórico

A fundamentação teórica para a análise das reformas é discutida na literatura sobre *pension design*. Em um nível mais geral, este termo está associado ao conjunto de decisões intertemporais consistentes entre si sobre benefícios ofertados (forma, elegibilidade, duração), sua forma de custeio e o ônus do seu financiamento, ou seja, são definições sobre o compartilhamento inter e intrageracional de riscos. Como apontam Pallares-Miralles et al. (2012) isto significa, inicialmente a elaboração da arquitetura geral, a definição dos parâmetros operacionais e avaliação do sistema previdenciário.

Estas escolhas devem ser consistentes com a conceituação dos sistemas previdenciários. Estes podem ser entendidos como um conjunto de arranjos destinados à reposição de renda durante a velhice (Feldstein & Liebman 2002) e (Mattil 2006). Por este motivo são contratos sociais complexos, de gerenciamento dos riscos ligados à capacidade de geração de renda. Têm natureza intertemporal, mediados pelo governo, com diversas gerações sobrepostas e variadas dimensões de heterogeneidade.

Dada estas características, pode-se, conforme destacam (Barr & Diamond 2006), apontar que todo sistema previdenciário tem ao menos quatro objetivos. O primeiro é funcionar como um mecanismo de provisão de renda no período de inatividade e desta forma permitir a suavização intertemporal do consumo. O segundo é atuar como um instrumento de redistribuição, que pode ser inter ou intrageracional. No primeiro caso, esta é a lógica inerente

aos regimes de repartição, sendo as transferências realizadas entre indivíduos de gerações diferentes. No segundo caso, as transferências ocorrem entre indivíduos de uma mesma geração. O terceiro é operar como um mecanismo de seguro em relação aos riscos ligados à geração de renda e à longevidade. Finalmente, o quarto objetivo é permitir a redução da pobreza na velhice. Esta abordagem leva à conclusão que aos objetivos iniciais estão mais ligados os benefícios programáveis. Já os objetivos finais, estão relacionados de maneira mais próxima aos benefícios de risco e assistenciais. Como este trabalho tem como foco benefícios programáveis do RGPS (aposentadorias por tempo de contribuição e por idade) e às suas características distributivas, o procedimento empírico e os resultados obtidos estão mais explicitamente ligados aos objetivos iniciais dos sistemas previdenciários.

Uma vez apresentadas estas definições basilares, o passo seguinte é a *definição de sete parâmetros operacionais do sistema* (Pallares-Miralles et al. 2012), listados a seguir. Por definição, uma reforma paramétrica altera alguns destes parâmetros:

- Alíquotas de contribuição (incidência e valor);
- Condição de exigibilidade (*vesting period*);
- Fórmula de cálculo dos benefícios;
- Duração do pagamento dos benefícios;
- Forma de atualização dos rendimentos;
- Forma de correção dos benefícios;
- Delimitação de piso e teto;
- *Means testing* (pagamento de benefícios condicional à renda).

No caso particular da PEC 287 todas as mudanças contemplam o lado da despesa. Não há alterações no tocante às receitas do sistema. Logo, há basicamente modificações em apenas dois parâmetros no que se refere ao RGPS: a condição de exigibilidade (com a idade mínima de 65 anos e o período contributivo de 25 anos) e a fórmula de cálculo dos benefícios (deixando de existir o Fator Previdenciário e a Regra 85/95).

Concluindo, a etapa final preconizada pela literatura sobre *pension design* é *avaliação* do sistema de previdência (Merriam 1977). Esta pode ser entendida como a análise e quantificação da capacidade efetiva de um sistema previdenciário em prover os benefícios prometidos, de forma eficiente e segura, com distribuição adequada do ônus entre as diversas gerações. Segue-se aqui a abordagem de Favreault et al. (2012), que chamam a atenção para a necessidade de focar também nos aspectos distributivos inter e intrageracionais das reformas. Aqui, esta parte operacional é feita com o emprego de indivíduos representativos e com o cálculo dos indicadores previdenciários, apresentados na Seção 4.

3.2 Literatura empírica

A literatura empírica sobre reformas previdenciárias tem se expandido, principalmente pelas alterações que vários países fizeram em seus sistemas previdenciários. Conforme a sistematização feita pela OECD (2015) todos os 34 países desta região fizeram algum tipo de reforma entre 2009 e 2013. Na América Latina, embora as reformas tivessem iniciado na década de 90, tiveram caráter mais estrutural, com a alteração de regimes de repartição para capitalização. Entretanto, tais reformas pouco alteraram os níveis de cobertura do sistema (OECD 2014).

Dentre os diversos países que fizeram reformas podem ser citados a Noruega (Hernæs et al. 2016); Peru (Olivera 2016); Bélgica (Devolder 2015), Nigéria e Tanzânia para os RPPS (Schwarz & Abels 2016), Romênia e República Checa (Adascalitei & Domonkos 2015). A heterogeneidade da relação dos países que reformaram seus sistemas é uma evidência de que o Brasil não está sozinho nesta difícil empreitada.

Há que se destacar três países de renda média que efetuaram reformas, que podem ser consideradas paradigmáticas para o Brasil. Os motivos são a similaridade do desequilíbrio fiscal originado do sistema previdenciário e a semelhança das medidas adotadas com aquelas que fazem parte da PEC 287. O primeiro é o caso da Hungria. Como requisito para obtenção de assistência financeira da União Europeia, foi abolido o pagamento da 13ª parcela anual para novos beneficiários, congelou-se o piso previdenciário e elevou-se a idade mínima de aposentadoria de 62 para 65 anos, de 2016 a 2025. Também foram endurecidos os critérios para *early retirement* e para os benefícios de invalidez. Tais medidas somente foram implantadas de fato a partir de 2010, quando um governo conservador tomou posse, e conseguiu apoio do parlamento para levar a cabo as mudanças (Stepan & Anderson 2014).

O segundo exemplo refere-se à Espanha. Conforme apresentam Díaz-Giménez & Díaz-Saavedra (2016) o sistema deste país passou em curto espaço de tempo por duas alterações importantes. Em 2011, aprovou-se uma reforma paramétrica, que aumentou gradualmente a idade mínima de 65 para 67 anos, a idade do *early retirement* de 61 para 63 anos e elevou o número de anos empregado para calcular a aposentadoria. Em 2013, quando a reforma de dois anos antes estava começando a ser implantada, a idade do *early retirement* foi novamente elevada de 63 para 65 anos. Introduziu-se também um *sustainability factor*, que nos mesmos moldes do Fator Previdenciário, reduz o valor dos novos benefícios de acordo com a expectativa de vida. Adicionalmente introduziu-se o *pension revaluation index*, um ABM que reduz o valor de todas as aposentadorias para manter o equilíbrio atuarial do sistema, dada a previsão de receitas futuras. Como se pode notar, é uma reforma mais dura do que a proposta do governo brasileiro de 2016, pois ao contrário desta, a reforma espanhola afeta benefícios já concedidos.

O terceiro exemplo, ainda mais preocupantemente próximo do Brasil, é o caso da Grécia. Em 2010, pressionado por grave crise fiscal, o país empreendeu uma abrangente reforma previdenciária (Symeonidis 2016). A idade real de aposentadoria foi elevada de 62 para 65 anos para homens e mulheres, sendo este valor atrelado à expectativa de vida a partir de 2021. Os *accrual rates*, que variavam de 2 a 3%, foram reduzidos para a faixa de 0,8% a 1,5%. O período contributivo mínimo foi aumentado de 35 para 40 anos e a indexação dos benefícios não pode exceder o índice de preços ao consumidor. O

período para o cálculo do benefício passou de 5 ou 10 anos, para toda a vida laboral. Os servidores públicos contratados a partir de 2010 ficaram sujeitos às mesmas regras dos trabalhadores do setor privado. Finalmente, definiu-se que até 2060 dispêndio previdenciário pode aumentar no máximo 2,5 pontos percentuais em relação ao PIB. Caso se verifiquem gastos superiores a este patamar, poderão ser feitas mudanças visando a estabilidade do sistema. Como se pode notar, há vários pontos de semelhança entre as reformas grega e brasileira, particularmente no que se refere ao aumento da idade mínima e à crise fiscal de ambos os países. Mas há duas diferenças principais: a reforma grega é mais abrangente; e mais importante, já foi implantada, enquanto a PEC 287 somente começou a ser debatida no congresso no início de 2017.

Fica claro que existe uma clara motivação fiscal para as reformas, provocada pelas mudanças demográficas que colocam, de forma bastante previsível, pressão sobre as contas públicas. Não se pode esquecer que há muitas dificuldades políticas para a implantação das reformas, mas também deve ser ressaltado que não se tem dado a devida atenção aos aspectos distributivos inerentes as estas reformas. É nesta lacuna que o presente artigo se insere.

4 Metodologia

4.1 Indivíduos representativos

Neste trabalho utiliza-se a metodologia dos *indivíduos representativos*. São construídos perfis hipotéticos de renda, aposentadoria e recebimento, conforme características observáveis relevantes para fins previdenciários. Conforme é tradição na literatura que emprega esta abordagem (Caetano 2006); Forteza e Ourens, 2009;(OECD 2015) todos os cálculos são feitos para diferentes combinações das seguintes variáveis:

- Gênero (homens e mulheres);
- Renda inicial (valores equivalentes a 1, 3 e 5 salários mínimos)³;
- Idade de entrada no mercado de trabalho (e de início das contribuições);
- Período contributivo;
- Idade de aposentadoria.

Uma vez definidos os perfis, constroem-se trajetórias intertemporais de renda. Com base nas regras e alíquotas de contribuição para trabalhadores assalariados do RGPS vigentes em janeiro de 2017 são calculadas as contribuições previdenciárias. O passo seguinte é o cálculo do benefício programável de aposentadoria, por tempo de contribuição e por idade. O período de recebimento do benefício é definido com base na Tábua de mortalidade para ambos os sexos 2015 do IBGE, a mesma empregada no cálculo do Fator Previdenciário. Com base nos fluxos de renda, contribuições e benefícios são calculados os indicadores apresentados na seção seguinte.

Esta escolha metodológica tem algumas vantagens: é uma técnica simples, não é necessário o emprego de dados reais e permitem-se várias dimensões de comparação, tanto entre indivíduos, quanto entre políticas públicas. Por

³No início de 2017 o salário mínimo tinha o valor de R\$ 937,00.

outro lado, é necessário fazer algumas hipóteses simplificadoras, como a densidade contributiva, a idade de entrada no mercado de trabalho e o período contributivo, que podem eventualmente afetar os resultados.

4.2 Indicadores previdenciários

Neste artigo são calculados três indicadores, de uso comum na literatura⁴. O primeiro é a *Taxa de Reposição (TR)*. É igual à relação entre o primeiro benefício previdenciário B_{it} , recebido pelo indivíduo i no instante t e sua última remuneração, no momento anterior à aposentadoria W_{it-1} . Seu cálculo é apresentado na expressão (1). Quando adotados os valores brutos, este conceito é denominado *TR bruta*. Para o cálculo da *TR líquida*, devem ser usados os valores após a incidência dos tributos. Decidiu-se empregar a *TR bruta*, por três motivos. O primeiro é a consistência com relação aos critérios adotados pelo IBGE em suas pesquisas. O segundo motivo é que o uso da *TR bruta* é mais adequado para a análise dos aspectos distributivos do RGPS e da reforma em curso. O terceiro motivo é a consistência com o uso consagrado da *TR bruta* na literatura.

$$TR_i = \frac{B_{it}}{W_{it-1}} \quad (1)$$

O uso da *TR* tem aspectos positivos. O primeiro é a simplicidade. Pode-se calcular a *TR* com apenas duas observações de duas variáveis, em períodos consecutivos. O segundo é a comparabilidade para sistemas previdenciários de países distintos. O terceiro aspecto é que para o cálculo da *TR* não é necessário empregar uma taxa de desconto. O último ponto é a compreensibilidade. Por ser uma medida simples da variação da renda real quando da aposentadoria, pode ser facilmente interpretada.

Por outro lado, porém, a *TR* é uma medida incompleta de características importantes de sistemas previdenciários. Como apontado por Biggs et al. (2009), a *TR* não permite nenhuma inferência sobre *lifetime aspects*, inerentes à lógica dos sistemas previdenciários. Este fato justifica o cálculo da *Taxa Interna de Retorno (TIR)*, apresentada na expressão (2). O termo do lado esquerdo é *VPC*, valor presente das contribuições C_{it} descontadas à taxa *TIR*, da primeira à *N-ésima* contribuição. Para os benefícios B_{it} , a explicação é análoga. A somatória tem início em $N + 1$, quando ocorre o recebimento do primeiro benefício, até a idade terminal ω . Este somatório é o *Valor Presente dos Benefícios VPB*. Por definição, a *TIR* é a taxa que iguala os fluxos dos dois lados da expressão.

$$VPC_i = \sum_{t=1}^N \frac{C_{it}}{(1 + TIR)^t} = \sum_{t=N+1}^{\omega} \frac{B_{it}}{(1 + TIR)^t} = VPB_i \quad (2)$$

A *TIR* também tem características que justificam seu uso. A primeira é que, assim como a *TR*, é uma variável que não é expressa em unidades monetárias, o que favorece a comparabilidade. A segunda é que *TIR* é calculada endogenamente. Desta maneira em seu cálculo não é necessária a escolha de uma taxa de desconto (que sempre pode trazer algum grau de discricionariedade), tendo em vista que esta é exatamente a definição da *TIR*.

⁴Esta subseção tem como referência básica a descrição feita na Seção 2.2 de Afonso (2016).

O terceiro indicador é a *Alíquota de Contribuição Necessária (AliqNec)*, apresentada na Equação (3). Representa qual deveria ser a alíquota de contribuição incidente sobre a renda, de tal forma que o valor presente esperado dos benefícios *VPB* seja igual ao valor presente esperado da renda *VPR* para cada indivíduo *i* que faz parte do sistema. Isto pode ser facilmente visto, multiplicando o denominador da Equação (3) (igual ao Valor Presente da Renda – *VPR*) por *AliqNec*, o que gera o Valor Presente das Contribuições *VPC*. Para o cálculo de *AliqNec* é necessário o emprego de uma taxa de desconto *r*, cujo valor não é consensual na literatura, como apontam Boado-Penas et al. (2008). Este indicador é importante, pois assim como a *TIR*, tem caráter intertemporal e também por representar uma medida de quanto a alíquota cobrada está distante da alíquota teórica que equilibraria atuarialmente os fluxos para o segurado.

$$AliqNec_i = \frac{\sum_{t=N+1}^{\omega} \frac{B_{it}}{(1+r)^t}}{\sum_{t=1}^N \frac{R_{it}}{(1+r)^t}} = \frac{VPB_i}{VPR_i} \quad (3)$$

5 Resultados

Nesta seção são apresentados os resultados dos três indicadores apresentados na seção anterior, para três situações. O primeiro conjunto refere-se às regras vigentes para os trabalhadores antes da PEC 287. Neste grupo estão incluídos todos os que já completaram os requisitos mínimos para se aposentar, de acordo com a regras pré-PEC. O segundo conjunto refere-se a todos os trabalhadores que se aposentarão com as novas regras. Enquadram-se aqui todos os homens (mulheres) com menos de 50(45) anos. O terceiro conjunto, mais complexo, trata dos trabalhadores que com mais de 50(45) anos, que deverão cumprir um período contributivo adicional de 50% para completarem o requisito contributivo, conforme definido na regra de transição. Além dos três indicadores selecionados (*TR*, *TIR* e *AliqNec*) são também apresentados os valores dos benefícios de aposentadoria para cada situação analisada.

5.1 A situação anterior à PEC 287

Nesta seção os resultados estão divididos em dois subgrupos. O primeiro refere-se às condições de obtenção do benefício de aposentadoria por tempo de contribuição com a incidência do Fator Previdenciário, válidas desde a criação deste *soft ABM* em 1999. Estes resultados são apresentados na Tabela 1. Na sequência são relatados na Tabela 2 os valores obtidos com as condições prevaletentes após a entrada em vigor da Regra 85/95 *progressiva*, definidas pela Lei 13.183/2015. Este ato legal definiu que sempre que a soma do período contributivo com a idade somar determinado valor, inicialmente 85 para as mulheres e 95 para os homens, a incidência do Fator Previdenciário será opcional. Embora as condições da Regra 85 prevaleçam, sob o ponto de vista do segurado (porque o benefício nunca será inferior ao obtido com o Fator Previdenciário) optou-se por apresentar ambos os impactos, para que se possa comparar o efeito da adoção da Regra 85/95. Fica claro que esta foi uma medida de cunho populista, tomada sem as devidas avaliações, na contramão dos esforços de contração das despesas e que vai contra o equacionamento das contas previdenciárias.

Os valores das duas tabelas foram obtidos para períodos contributivos de 25 a 49 anos, para que possam ser comparados com as condições impostas pela proposta do governo Temer. Os 25 anos são o período contributivo mínimo para obtenção do benefício, conforme proposto pela proposta de reforma; os 49 anos são o número de anos para que seja obtido o benefício integral⁵. Os valores foram calculados supondo que os trabalhadores entram no mercado de trabalho com a idade mínima de 16 anos e têm densidade contributiva de 100%, ou seja, que contribuem por toda a vida ativa. Note-se que esta é uma hipótese simplificadora que tende a subestimar o período laboral para que se complete o período contributivo de 25 anos, particularmente para trabalhadores de baixa renda. Em todos os casos adotou-se uma taxa de crescimento da renda de 2% ao ano, conforme estimado por Giambiagi & Afonso (2009) e Afonso (2016). De forma consistente com essa premissa, adotou-se uma taxa de desconto de 2% para o cálculo de *AliqNec*.

Tabela 1: Indicadores previdenciários – Situação Atual – ATC – Fator Previdenciário

TC (anos)	Renda inicial (SM)	Homens				Mulheres			
		TR (%)	TIR (%)	AliqNec (%)	Valor (R\$)	TR (%)	TIR (%)	AliqNec (%)	Valor (R\$)
25	1	63,42	5,13	65,75	937	63,42	5,13	65,75	937
	3	24,24	1,27	25,13	1074	29,39	1,94	30,47	1303
	5	21,40	0,97	22,19	1581	25,94	1,63	26,90	1917
30	1	57,44	3,70	45,98	937	57,44	3,70	45,98	937
	3	33,42	1,50	26,75	1635	39,38	2,06	31,52	1927
	5	27,84	1,06	22,29	2271	32,80	1,60	26,26	2675
35	1	52,02	2,41	31,83	937	52,11	2,41	31,89	939
	3	45,17	1,62	27,64	2440	52,11	2,09	31,89	2816
	5	35,42	1,02	21,67	3190	40,86	1,49	25,00	3680
40	1	60,49	2,08	28,95	1203	68,68	2,49	32,86	1366
	3	60,04	1,76	28,73	3582	68,16	2,17	32,62	4066
	5	44,58	1,04	21,33	4432	50,61	1,44	24,22	5032
45	1	80,97	2,18	30,01	1778	90,76	2,54	33,64	1993
	3	78,53	1,83	29,10	5173	83,98	2,04	31,12	5531
	5	50,39	0,68	18,67	5531	50,39	0,68	18,67	5531
49	1	102,87	2,26	30,86	2445	114,34	2,58	34,30	2717
	3	77,58	1,15	23,27	5531	77,58	1,15	23,27	5531
	5	46,55	-0,21	13,96	5531	63,42	5,13	13,96	5531

As Tabelas 1 e 2 revelam a existência de alguns padrões de resultados. Quando a renda inicial é de 1 salário mínimo (SM), e o período contributivo é reduzido, o valor do benefício é igual a R\$ 937 (1 SM). Isso ocorre porque a aplicação do Fator Previdenciário bastante inferior a 1, dada a idade de aposentadoria baixa faria com que o valor do benefício fosse inferior ao piso de 1 SM. Como a legislação impede que isso aconteça, a aposentadoria é majorada para o piso. Como resultado, os demais indicadores são igualmente afetados, com aumentos da *TIR*, da *TR* e da *AliqNec*. Na situação oposta, a combinação de períodos contributivos maiores e renda inicial elevada faz com que o

⁵O termo *integral* é um tanto quanto impreciso. No contexto empregado, significa que o benefício é igual à média dos salários de contribuição de toda a vida ativa do trabalhador. Deve ser enfatizado que não significa que a aposentadoria é igual ao valor da última renda antes da aposentadoria.

teto do salário de contribuição seja alcançado rapidamente e o Fator Previdenciário tenha valor superior a 1. Neste caso o benefício seria superior ao teto, o que também não pode ocorrer. Assim, ao ter seu valor reduzido para o limite superior, os demais indicadores são igualmente diminuídos. Fica claro que a existência do piso e do teto previdenciário tem importantes impactos distributivos, pois aumentam (diminuem) todos os indicadores para as faixas de renda mais baixas (altas), bem como para períodos contributivos menores (maiores). Esta característica repete-se para vários resultados e encontra-se em consonância com o apontado por Lindbeck (2006).

Em seu conjunto estes elementos contribuem para que as ATCs do RGPS apresentem progressividade, verificada em todos os indicadores calculados. Em todas as situações as mulheres têm indicadores mais favoráveis que os homens. Em boa parte esta diferença é explicada pela fórmula de cálculo do Fator Previdenciário, que dá a elas cinco anos adicionais no tempo de contribuição. Em boa parte esta diferença é explicada pelo fato de as mulheres poderem se aposentar cinco anos antes dos homens e pelo uso da tábua de mortalidade de ambos os sexos no cálculo do Fator Previdenciário, o que é um tipo de subsídio implícito, visto que a expectativa de sobrevida feminina é maior para todas as idades.

Cabe, no entanto, uma cuidadosa e mandatária ressalva. A característica redistributiva deste benefício programável e contributivo tem um custo para a sociedade, que constitui a outra face do déficit previdenciário, pois, em boa parte, estes resultados para os indicadores são incompatíveis com a capacidade de geração de renda e de contribuição da sociedade. Este argumento é exemplificado pelos resultados encontrados para o primeiro período contributivo *normal*: 30 anos para as mulheres e 35 anos para os homens. Neste caso as taxas de reposição são relativamente baixas, mas compatíveis com a experiência internacional (OECD 2015, Purcell 2012). Para o caso masculino, com exceção da faixa de renda mais elevada, as alíquotas necessárias são próximas do valor legal (28-31%). Como o valor calculado refere-se ao custeio de somente um benefício (ATC), fica evidente que o RGPS não pode ter equilíbrio entre receitas e despesas. Para as mulheres que se aposentam com 30 anos de contribuição, o desequilíbrio é ainda mais evidente. Particularmente para aquelas cujo benefício é igual ao piso, a alíquota necessária deveria ser próxima de 46%.

A Tabela 2 apresenta os valores obtidos com a vigência da Regra 85/95 progressiva. Esta medida implicou benefícios mais altos (comparativamente à regra do Fator) para alguns grupos de trabalhadores, notadamente os homens e mulheres com 40 anos de período de contributivo e os as mulheres com 35 anos de contribuição (células em cinza na tabela). Tipicamente estes ganhos ocorrem quando duas condições são verificadas simultaneamente: a Regra 85/95 é atingida e o Fator Previdenciário é menor do que 1. A inadequação desta regra fica óbvia quando se nota que os homens que se beneficiaram com a mudança terão acréscimo de mais de 20 pontos percentuais em suas TRs (o que gera uma alíquota necessária quase 21 pontos percentuais superior). Para as mulheres com 35 anos de contribuição, o ganho na TR é da ordem de 45 pontos percentuais, o que gera incremento da mesma magnitude na alíquota necessária. Para as mulheres com período contributivo de 40 anos, o incremento é menor, ao redor de 6,5 pontos percentuais para a TR. Uma medida como essa é questionável, por permitir ganhos tão grandes, em um cenário econômico-demográfico tão adverso. E os danos pela implantação da

Regra 85/95 podem ser ainda mais elevados, pois certamente vários trabalhadores postergaram sua aposentadoria, com base nestas novas condições. Tais conclusões, de certa forma já haviam sido antecipadas por Penafieri & Afonso (2013), que trataram da possibilidade de adoção de medidas desta natureza no RGPS. Fica evidente que tal regra não é *atuariamente justa* ou *neutra*, nos termos de *Queisser, Monika and Whitehouse, Edward R and others* (2006).

Tabela 2: Indicadores previdenciários – Situação Atual – Regra 85/95

TC (anos)	Renda inicial (SM)	Homens				Mulheres			
		TR (%)	TIR (%)	AliqNec (%)	Valor (R\$)	TR (%)	TIR (%)	AliqNec (%)	Valor (R\$)
25	1	63,42	5,13	65,75	937	63,42	5,13	65,75	937
	3	24,24	1,27	25,13	1074	29,39	1,94	30,47	1303
	5	21,40	0,97	22,19	1581	25,94	1,63	26,90	1917
30	1	57,44	3,70	45,98	937	57,44	3,70	45,98	937
	3	33,42	1,50	26,75	1635	39,38	2,06	31,52	1927
	5	27,84	1,06	22,29	2271	32,80	1,60	26,26	2675
35	1	52,02	2,41	31,83	937	75,43	3,65	46,16	1359
	3	45,17	1,62	27,64	2440	75,43	3,33	46,16	4076
	5	35,42	1,02	21,67	3190	59,15	2,70	36,19	5327
40	1	73,11	2,69	34,99	1454	73,11	2,69	34,99	1454
	3	72,57	2,37	34,72	4329	72,57	2,37	34,72	4329
	5	53,88	1,64	25,78	5357	53,88	1,64	25,78	5357
45	1	80,97	2,18	30,01	1778	90,76	2,54	33,64	1993
	3	78,53	1,83	29,10	5173	83,98	2,04	31,12	5531
	5	50,39	0,68	18,67	5531	50,39	0,68	18,67	5531
49	1	102,87	2,26	30,86	2445	114,34	2,58	34,30	2717
	3	77,58	1,15	23,27	5531	77,58	1,15	23,27	5531
	5	46,55	-0,21	13,96	5531	46,55	-0,21	13,96	5531

Nas Tabelas 3 e 4 são apresentados os indicadores referentes à aposentadoria por idade. Os valores foram obtidos para as idades mínimas (65 anos para homens e 60 para mulheres) e diferentes idades de início de contribuição e períodos de contribuição. Por exemplo, a primeira linha da Tabela 3 traz o caso de um homem que iniciou seu período contributivo aos 50 anos, tendo contribuído sem interrupções por 15 anos, e assim sucessivamente nas linhas seguintes, reduzindo a idade inicial e aumentando o número de anos de contribuições.

Todos os indicadores são bem mais elevados para as AI do que para as ATC. Ou seja, o sistema é redistributivo, pois os indivíduos que se aposentam por idade têm renda mais baixa e menor escolaridade do que os que obtêm a ATC (Afonso 2016). Como as taxas de reposição são muito elevadas, a alíquota necessária também é extremamente alta, em um patamar inconsistente com o equilíbrio atuarial. Por outro lado, como as aposentadorias são concedidas a idades mais altas que as ATCs, o menor tempo de recebimento do benefício faz com que a TIR não seja tão alta para os homens (com exceção dos grupos iniciais). Já para as mulheres, os indicadores são mais expressivos. Ou seja, as AI são ainda mais redistributivas que as ATC. Porém, como já apontado, este subsídio gera desequilíbrio nas contas do RGPS. Estes resultados sinalizam forte evidência de que grupos diferentes serão afetados de forma distinta pela PEC 287, tanto na transição, quanto no período de vigência plena das regras. Este fato merece ser tratado com cuidado, conforme apontado por Schmähl (1999).

Tabela 3: Indicadores previdenciários – Situação Atual – AI - Homens

TC (anos) Idade inicial	Renda inicial (SM)	TR (%)	TIR (%)	AliqNec (%)	Valor (R\$)
15	1	77,30	8,66	75,70	937
	3	70,71	7,34	69,29	2571
	5	68,98	7,21	67,59	4181
20	1	73,72	5,69	54,18	937
	3	73,72	5,11	54,18	2960
	5	68,68	4,81	50,48	4596
25	1	75,96	4,27	44,66	1122
	3	75,96	3,77	44,66	3367
	5	67,05	3,32	39,42	4954
30	1	77,74	3,32	38,09	1268
	3	77,74	2,89	38,09	3805
	5	64,76	2,30	31,73	5282
35	1	78,22	2,60	32,85	1409
	3	78,22	2,23	32,85	4227
	5	61,34	1,51	25,76	5524
40	1	87,41	2,46	32,12	1738
	3	86,76	2,11	47,01	5176
	5	55,63	0,78	20,44	5531
45	1	96,10	2,33	31,39	2110
	3	83,98	1,62	27,43	5531
	5	50,39	0,19	16,46	5531
49	1	102,87	2,26	30,86	2445
	3	77,58	1,15	23,27	5531
	5	46,55	-0,21	13,96	5531

5.2 A proposta do governo Temer – Qual o impacto sobre os indicadores?

Esta proposição de reforma, caso venha a ser aprovada em sua totalidade, torna as regras da previdência mais simples e praticamente eliminará as diferenças entre os trabalhadores dos setores público e privado. Com as mudanças, a condição de exigibilidade para aposentadoria passa a ser 65 anos de idade e 25 anos de contribuição, sem diferenciação por gênero. As duas espécies de benefícios programáveis existentes (aposentadoria por tempo de contribuição e por idade) deixam de existir, passando a haver somente um tipo de aposentadoria.

A Tabela 5 apresenta os indicadores para diferentes combinações de período contributivo e idade inicial de contribuição. Note-se que os valores são válidos para homens e mulheres, dado que deixará de existir a diferença de gêneros. Os valores apresentados devem ser comparados com aqueles reportados nas Tabelas 1 a 4. O primeiro ponto a ser destacado é uma queda geral em todos os indicadores, o que evidencia o rigor da reforma proposta. Note-se que com a nova regra, há pouca diferenciação nas Taxas de Reposição (pouco superiores a 60% em média) quando se aumenta o período contributivo, diferentemente do que ocorre hoje com as ATC pelo Fator Previdenciário, ou pela Regra 85/95. A progressividade no tocante à renda também é bastante redu-

Tabela 4: Indicadores previdenciários – Situação Atual – AI – Mulheres

TC (anos) Idade inicial	Renda inicial (SM)	TR (%)	TIR (%)	AliqNec (%)	Valor (R\$)
15	1	77,30	9,18	89,22	937
	3	70,71	7,93	81,61	2571
	5	68,98	7,81	79,61	4181
20	1	73,72	6,27	63,81	937
	3	73,72	5,73	63,81	2960
	5	68,68	5,44	59,45	4596
25	1	75,96	4,85	52,60	1122
	3	75,96	4,39	52,60	3367
	5	67,05	3,95	46,43	4954
30	1	77,74	3,90	44,86	1268
	3	77,74	3,49	44,86	3805
	5	64,76	2,93	37,37	5282
35	1	75,43	3,03	37,31	1359
	3	75,43	2,68	37,31	4076
	5	59,15	2,01	29,26	5327
40	1	80,24	2,69	34,73	1596
	3	79,64	2,36	34,47	4751
	5	55,63	1,40	24,08	5531
44	1	85,93	2,56	33,81	1850
	3	83,80	2,21	32,97	5411
	16	51,39	0,92	20,22	5531

zida. Essas duas características, aliadas ao fim da diferenciação por gênero, permitem afirmar que a reforma proposta reduzirá sobremaneira as características distributivas do sistema previdenciário. Ressalte-se que as mulheres serão as mais afetadas, tendo em vista que todos os seus indicadores são, com a situação anterior à PEC 287, mais elevados que os dos homens. Estas conclusões encontram paralelo na discussão apresentada por Breyer & Hupfeld (2010) para o caso da Alemanha.

Estes resultados podem ser mais bem compreendidos se forem analisados de forma comparativa. A Tabela 6 apresenta os resultados dos indicadores selecionados na melhor situação pré-reforma para os trabalhadores, a Regra 85/95. Calculou-se o que teria acontecido se estes tivessem atendido as condições de idade contributiva inicial e período contributivo dadas pela Tabela 5, mas houvessem se aposentado com a fórmula de cálculo dada pela Regra 85/95. Desta forma, pode-se isolar o efeito da fórmula de cálculo do benefício da PEC 287.

Os dados das Tabelas 5 e 6 permitem duas conclusões principais. A primeira é que, dados os mesmos períodos contributivos (TC) e idade inicial, a regra da PEC 287 afeta muito mais os indivíduos com períodos contributivos maiores. Aqueles que iniciaram sua contribuição mais tardiamente e mantiveram-se como contribuintes (ou que eventualmente têm períodos contributivos mais espaçados), serão menos afetados. A segunda conclusão, em consonância com os argumentos previamente apresentados, é que a PEC afeta muito mais as mulheres do que os homens. É notável a redução verificada nos indicadores. Também é importante comparar os resultados para o maior

Tabela 5: Indicadores previdenciários – PEC 287 – Homens e mulheres

TC (anos)	Idade inicial	Renda inicial (SM)	Homens e Mulheres			
			TR (%)	TIR (%)	AliqNec (%)	Valor (R\$)
25	40	1	62,17	3,39	37,28	937
		3	60,54	2,77	36,30	2737
		5	54,14	2,38	32,47	4080
30	35	1	61,68	2,41	30,82	1026
		3	61,68	1,98	30,82	3079
		5	52,53	1,49	26,25	4370
35	30	1	62,65	1,81	26,84	1151
		3	62,65	1,43	26,84	3453
		5	50,69	0,85	21,71	4657
40	25	1	63,48	1,37	23,79	1288
		3	62,88	1,01	23,57	3826
		5	48,72	0,37	18,26	4941
45	20	1	64,17	1,05	21,38	1437
		3	62,19	0,67	20,72	4178
		5	46,64	-0,01	15,54	5223
49	16	1	64,64	0,84	19,78	1567
		3	61,17	0,44	18,72	4448
		5	44,95	-0,26	13,75	5448

Tabela 6: Indicadores previdenciários – Regra 85/95 com requisitos da PEC 287

TC (anos)	Idade inicial	Renda inicial (SM)	Homens				Mulheres			
			TR (%)	TIR (%)	AliqNec (%)	Valor (R\$)	TR (%)	TIR (%)	AliqNec (%)	Valor (R\$)
25	40	1	63,42	3,39	37,28	937	79,96	4,51	47,01	1181
		3	58,18	2,48	34,21	2579	79,96	4,02	47,01	3544
		5	51,36	2,03	30,19	3794	70,58	3,56	41,50	5214
30	35	1	77,74	3,32	38,09	1268	80,62	3,48	39,50	1315
		3	77,74	2,89	38,09	3805	80,62	3,05	39,50	3945
		5	64,76	2,30	31,73	5282	67,15	2,45	32,90	5477
35	30	1	78,22	2,60	32,85	1409	90,18	3,15	37,87	1624
		3	78,22	2,23	32,85	4227	90,18	2,78	37,87	4873
		5	61,34	1,51	25,76	5524	61,42	1,52	25,79	5531
40	25	1	87,41	2,46	32,12	1738	99,20	2,90	36,45	1973
		3	86,76	2,11	31,88	5176	92,72	2,34	34,07	5531
		5	55,63	0,78	20,44	5531	55,63	0,78	20,44	5531
45	20	1	96,10	2,33	31,39	2110	107,70	2,71	35,18	2365
		3	83,98	1,62	27,43	5531	83,98	1,62	27,43	5531
		5	50,39	0,19	16,46	5531	50,39	0,19	16,46	5531
49	16	1	102,78	2,26	30,86	2445	114,34	2,58	34,30	2717
		3	77,58	1,15	23,27	5531	77,58	1,15	23,27	5531
		5	46,55	-0,21	13,96	5531	46,55	-0,21	13,96	5531

período contributivo na regra nova (49 anos) com aqueles obtidos com a Regra 85/95. Conforme os dados mostram, quanto mais baixa é a renda inicial, maiores serão as perdas sofridas com a mudança proposta.

Cabe ainda mencionar que é muito improvável que qualquer trabalhador consiga se aposentar pelo teto do RGPS. Isso só será possível com um perfil de renda muito *flat*, com valor inicial alto, aliado a um período contributivo muito grande.

5.3 A situação intermediária: a regra de transição da PEC 287

As Tabelas 7 e 8 apresentam os indicadores para diferentes combinações de período contributivo e idade inicial de contribuição. Embora a PEC 287 elimine as diferenças entre gêneros, os valores são apresentados separadamente para homens e mulheres, para permitir a comparação com os resultados reportados nas Tabelas 1 a 4. O primeiro ponto a ser destacado é uma queda geral em todos os indicadores, o que evidencia o rigor da reforma proposta. Note-se que com a nova regra, há pouca diferenciação nas Taxas de Reposição (pouco superiores a 60% em média) quando se aumenta o período contributivo, diferentemente do que ocorre hoje com as ATCs na regra do Fator Previdenciário, na Regra 85/95. A progressividade no tocante à renda também cai. Essas duas características, aliadas ao fim da diferenciação por gênero, permitem afirmar que a PEC 287 reduzirá sobremaneira as características distributivas do sistema previdenciário. Este é um resultado similar àquele apresentado por Palmer (2000) para a reforma feita na Suécia no final do século passado. As mulheres serão as mais afetadas, tendo em vista que todos os seus indicadores são, com a situação anterior à PEC 287, mais elevados que os dos homens.

As Tabelas 7 e 8 apresentam os indicadores para as coortes mais novas, enquadradas na regra de transição: homens(mulheres) com 50(45) anos na data da promulgação da PEC, para a ATC, já incorporando a Regra 85/95⁶. Cada conjunto de resultados traz a situação original e o valor resultante do acréscimo de 50% no período contributivo. Exemplo: a primeira célula da Tabela 7 apresenta os valores para um trabalhador de 50 anos, que começou a contribuir aos 17, já havia contribuído por 33 anos e esperava contribuir por 35 anos para obter a ATC. Logo, faltavam dois anos para se aposentar. Mas com o acréscimo requerido no período de contribuição, terá que trabalhar $2+1=3$ anos. Com isso seu período contributivo será de 36 anos. O mesmo raciocínio se aplica às demais células e às demais tabelas⁷. Note-se também que no período de transição, além do acréscimo no período contributivo, a aposentadoria já é calculada pela regra da PEC 287.

Deve ser destacado que nem todos os indivíduos terão perdas com o processo de transição. Conforme mostra a Tabela 7, todos os homens que iniciaram sua vida laboral até os 23 anos terão indicadores mais elevados do que na regra original. O motivo deste surpreendente resultado é que este grupo não conseguirá atender aos requisitos da Regra 85/95, o que faz com que haja incidência do fator (com valores reduzidos) sobre sua aposentadoria. Já os homens que começaram a trabalhar a partir dos 25 aposentam-se mais tarde, com o benefício calculado pela Regra 85/95. Note-se ainda que com a regra

⁶Para as gerações mais novas não há regra de transição. Todos serão enquadrados nas novas regras.

⁷A idade inicial e o período contributivo foram escolhidos de forma a não gerar números não-inteiros no período de transição.

de transição há relativa estabilidade dos indicadores, particularmente da *TR*. Para as mulheres, as conclusões são análogas, com ganhos na situação original para todas que iniciaram suas contribuições até os 23 anos de idade. Porém, como seus indicadores neste caso são maiores que os dos homens, suas perdas com a regra de transição são um pouco mais elevadas. Portanto, os resultados permitem concluir que a fórmula de transição adotada, além de *premiar* as pessoas que iniciaram sua vida ativa mais cedo (e mantiveram-se como contribuintes o tempo todo), *pune* aquelas que contribuíram por períodos menores, seja porque trabalharam no setor informal ou porque começaram a trabalhar no setor formal mais tarde.

Se for feita a suposição que este grupo deve ser formado justamente por indivíduos de renda mais elevada, então a reforma tem impactos distributivos, por afetar de modo distinto indivíduos com características diferentes.

Tabela 7: Indicadores previdenciários – Homens – Situação original x Regra de Transição – ATC (com Regra 85/95)

Renda inicial (SM)	TC (anos)	Situação original				TC (anos)	Regra de transição			
	Idade inicial	TR (%)	TIR (%)	AliqNec (%)	Valor (R\$)	Idade inicial	TR (%)	TIR (%)	AliqNec (%)	Valor (R\$)
1	35	52,02	2,33	31,01	937	36	62,83	2,92	37,14	1177
3		46,77	1,64	27,88	2527		62,79	2,60	37,12	3530
5	17	36,68	1,04	21,86	3303	17	50,31	2,07	29,74	4714
1	35	52,02	2,24	30,17	937	37	63,00	2,56	33,24	1204
3		50,25	1,79	29,14	2715		62,88	2,23	33,18	3606
5	19	39,40	1,17	22,85	3548	19	49,92	1,67	26,34	4770
1	35	54,10	2,17	29,59	974	38	63,17	2,26	30,41	1231
3		54,10	1,84	29,59	2923		62,92	1,92	30,29	3680
5	21	42,43	1,20	23,20	3821	21	49,52	1,34	28,34	4827
1	35	58,41	2,34	30,95	1052	39	63,32	1,92	27,62	1259
3		58,41	1,99	30,95	3156		62,92	1,58	27,44	3754
5	23	45,80	1,35	24,27	4125	23	49,12	0,97	21,43	4884
1	35	75,43	3,03	37,31	1359	40	63,48	1,37	23,79	1288
3		75,43	2,68	37,31	4076		62,88	1,01	23,57	3826
5	25	59,15	2,01	29,26	5327	25	48,72	0,37	18,26	4941
1	35	75,43	2,91	35,94	1359	41	63,63	0,90	21,07	1316
3		75,43	2,55	35,94	4076		62,80	0,53	20,80	3898
5	27	59,15	1,87	28,19	5327	27	48,31	-0,15	16,00	4997

Seguindo o mesmo padrão, as Tabelas 9 e 10 trazem os resultados da transição para a aposentadoria por idade, respectivamente, para homens e mulheres⁸. Nos dois casos, as perdas não são tão grandes quanto no caso das ATCs, pois hoje a idade mínima para obter a AI já é 65(60) anos, implicando menor esforço contributivo adicional exigido para as coortes em questão. Esta é uma característica positiva desta regra de transição, pois penaliza menos os indivíduos de renda mais baixa, que se aposentam por idade (desde que mantenham sua condição de contribuintes). Finalmente, cabe notar que, com a regra de transição, as *TIRs* chegam a ser negativas para os homens que precisarão trabalhar mais, pois o período de recebimento do benefício passa a ser bastante reduzido.

⁸A notação NC significa que não foi possível calcular a aposentadoria, pois esta seria concedida com idade superior a 80 anos e a tábua de mortalidade do IBGE tem como última referência os indivíduos com 80+ anos.

Tabela 8: Indicadores previdenciários – Mulheres – Situação original x Regra de Transição - ATC (com Regra 85/95)

Renda inicial (SM)	TC (anos)	Situação original				TC (anos)	Regra de transição			
	Idade inicial	TR (%)	TIR (%)	AliqNec (%)	Valor (R\$)	Idade inicial	TR (%)	TIR (%)	AliqNec (%)	Valor (R\$)
1	30	57,44	3,65	45,03	937	31	61,89	3,77	46,85	1050
3		40,68	2,10	31,89	1991		61,89	3,42	46,85	3151
5	17	33,88	1,64	25,56	2764	17	52,18	2,99	39,50	4428
1	30	57,44	3,53	45,06	937	32	62,09	3,45	42,38	1075
3		43,47	2,18	32,59	2127		62,09	3,1	42,38	3225
5	19	36,21	1,70	27,14	2954	19	51,82	2,64	35,37	4485
1	30	57,44	3,39	41,00	937	33	62,28	3,17	39,08	1100
3		46,55	2,25	33,23	2278		62,28	2,82	39,08	3299
5	21	38,77	1,76	27,68	3163	21	51,45	2,33	32,28	4542
1	30	57,44	3,31	39,95	937	34	62,47	2,77	34,75	1125
3		49,95	2,42	34,74	2444		62,47	2,41	34,75	3376
5	23	41,61	1,92	28,94	3394	23	51,07	1,89	28,41	4600
1	30	77,74	4,29	51,12	1268	35	62,65	2,42	31,61	1151
3		77,74	3,90	51,12	3805		62,65	2,07	31,61	3453
5	25	64,76	3,37	42,58	5282	25	50,69	1,52	25,58	4657
1	30	77,74	4,11	48,05	1268	36	62,83	2,05	28,54	1177
3		77,74	3,72	48,05	3805		62,79	1,69	28,52	3530
5	27	64,76	3,17	40,03	5282	27	50,31	1,11	22,85	4714

Tabela 9: Indicadores previdenciários – Homens – Situação original x Transição – AI

Renda inicial (SM)	TC (anos)	Situação original				TC (anos)	Regra de transição			
	Idade inicial	TR (%)	TIR (%)	AliqNec (%)	Valor (R\$)	Idade inicial	TR (%)	TIR (%)	AliqNec (%)	Valor (R\$)
1	15	77,30	8,66	75,75	937	16	74,30	7,67	66,37	937
3		70,71	7,34	69,29	2571		57,99	5,33	51,80	2194
5	51	68,98	7,21	67,59	4181	51	56,06	5,16	50,08	3535
1	15	77,30	8,27	68,60	937	17	72,84	6,47	55,06	937
3		70,71	6,90	62,75	2571		58,31	4,31	44,07	2250
5	53	68,98	6,77	61,21	4181	53	55,94	4,11	42,28	3598
1	15	77,30	8,03	64,92	937	18	71,42	5,19	45,03	937
3		70,71	6,63	59,38	2571		58,62	3,18	36,96	2307
5	55	68,98	6,50	57,93	4181	55	55,79	2,95	35,18	3660
1	15	77,30	7,75	61,17	937	19	70,02	3,74	36,07	937
3		70,71	6,32	55,95	2571		58,92	1,85	30,35	2365
5	57	68,98	6,19	54,58	4181	57	55,62	1,58	28,65	3722
1	15	77,30	7,42	57,34	937	20	68,64	2,66	30,83	937
3		70,71	5,96	54,25	2571		59,21	0,94	26,59	2425
5	59	68,98	5,82	51,16	4181	59	55,42	0,64	24,89	3782

Tabela 10: Indicadores previdenciários – Mulheres – Situação original x Transição - AI

Renda inicial (SM)	TC (anos)	Situação original				TC (anos)	Regra de transição			
	Idade inicial	TR (%)	TIR (%)	AliqNec (%)	Valor (R\$)	Idade inicial	TR (%)	TIR (%)	AliqNec (%)	Valor (R\$)
1	16	77,3	9,08	85,95	937	15	74,30	8,28	79,00	937
3		70,71	7,81	78,62	2194		57,99	6,09	61,66	2571
5	46	68,98	7,68	76,69	3535	46	56,06	5,93	59,61	4181
1	17	77,30	8,96	82,62	937	15	72,84	7,13	64,25	937
3		70,71	7,67	75,57	2250		58,31	5,10	51,42	2571
5	48	68,98	7,55	73,72	3598	48	55,94	4,91	49,34	4181
1	18	77,30	8,66	75,75	937	15	71,42	6,08	53,87	937
3		70,71	7,34	69,29	2307		58,62	4,20	44,22	2571
5	50	68,98	7,21	67,59	3660	50	55,79	3,98	42,09	4181
1	19	77,30	8,48	72,21	937	15	70,02	4,94	44,61	937
3		70,71	7,13	66,05	2365		58,92	3,21	37,54	2571
5	52	68,98	7,00	64,43	3722	52	55,62	2,95	35,44	4181
1	20	77,30	8,27	68,60	937	15	68,64	4,07	38,95	937
3		70,71	6,9	62,75	2425		59,21	2,51	33,60	2571
5	54	68,98	6,77	61,21	3782	54	55,42	2,22	31,44	4181
1	21	77,30	7,75	61,17	937	15	67,30	2,73	31,36	937
3		70,71	6,32	55,95	2485		59,49	1,28	27,73	2571
5	56	68,98	6,19	54,58	3843	56	55,20	0,95	25,72	4181

6 Conclusões

Este trabalho teve por objetivo fazer uma avaliação dos aspectos distributivos da PEC 287, caso ela viesse a ser aprovada sem modificações em relação ao texto proposto pelo governo em dezembro de 2016. Para isto foi utilizada a metodologia dos indivíduos representativos, com diferentes perfis de gênero, renda inicial, período contributivo e idade inicial de contribuição. Foram calculados três indicadores previdenciários de uso padrão na literatura: *Taxa de Reposição (TR)*, *Taxa Interna de Retorno (TIR)* e *Alíquota Necessária (AliqNec)*, bem como foram computados os valores dos dois benefícios programáveis mais relevantes do RGPS, aposentadoria por tempo de contribuição (ATC) e aposentadoria por idade (AI). Os valores foram estimados para três casos: a situação anterior à reforma (tanto para a incidência do Fator Previdenciário, quanto para a Regra 85/95, quando esta for aplicável); para a *regra nova*, da PEC 287; e para o período de transição.

É possível concluir que na situação inicial, no tocante aos benefícios analisados, o RGPS tem características distributivas, pois os indicadores são, via de regra, superiores para as mulheres, para trabalhadores de renda mais baixa e para aqueles que se aposentam por idade. Ainda que esta progressividade seja uma característica defensável, parcela esmagadora dos valores encontrados encontra-se muito acima daqueles reportados na literatura internacional. Como há um subsídio implícito à maior parte dos beneficiários, o resultado da agregação desta generosidade em termos individuais é um déficit fiscal expressivo e crescente, dado o processo de envelhecimento da população pelo qual passa o Brasil. Este quadro foi agravado pela Regra 85/95, que incrementou enormemente os benefícios para aqueles que atingissem a soma mínima de anos de contribuição e idade. Houve duas consequências imediatas: a primeira foi a geração de descontinuidades nos indicadores, pois a fórmula de

cálculo do benefício muda abruptamente para os que atingem o requisito da regra. A segunda, decorrente da primeira, foi a virtual eliminação dos princípios de neutralidade atuarial que o sistema pudesse ter.

Há redução em todos os indicadores calculados para as regras dadas nesta proposição de reforma. Como o objetivo do governo é, no mínimo, estabilizar o déficit previdenciário, estes achados fornecem evidências de que as medidas estão na direção correta, apesar de não serem neutras. Haverá um rearranjo distributivo intrageracional. Mulheres, aqueles(as) que se aposentam por idade e trabalhadores(as) de baixa renda serão os mais afetados. O sistema perderá parcela expressiva de suas características distributivas. Cabe interpretar este resultado com cautela. A proposta inicial de reforma está alinhada com as mudanças feitas em vários países (Börsch-Supan et al. 2007, Holzmann & Guven 2009, Mesa-Lago & Bertranou 2016). Princípios de universalização e eliminação de diferenças embasam as medidas. É esperado que os grupos mais beneficiados pelo atual desenho sejam os que irão sofrer as maiores reduções nos seus indicadores. Será muito pouco provável alcançar o valor máximo dos benefícios. Pode-se interpretar que o governo encontrou uma forma de reduzir o teto, sem fazê-lo de forma explícita. Igualmente é possível afirmar que para o maior período contributivo (49 anos) as maiores perdas estão concentradas sobre os trabalhadores de renda baixa, devido ao novo sistema apresentar maiores neutralidade e justiça atuariais, bem como reduzidas características distributivas.

Os resultados fornecem evidências de que a regra de transição produzirá efeitos distintos sobre indivíduos de perfis diferentes, em particular aqueles que se aposentam por tempo de contribuição. Por este motivo, é natural esperar que estes oponham maior resistência às mudanças, o que já estava ocorrendo no momento em que este texto era finalizado. Deve-se mencionar ainda que a PEC 287 só prevê uma regra de transição para aqueles(as) com idade igual ou superior a 50(45) anos. Para os demais há o enquadramento imediato na nova regra.

Concluindo, é possível afirmar que a PEC 287, nos termos originais, tem medidas duras, porém necessárias e bem embasadas, dado o desequilíbrio das contas previdenciárias. Mas sua implantação produzirá, conforme evidenciado pelos resultados, impactos redistributivos aos quais não têm sido dado o devido destaque. Este trabalho sugere primeiramente a necessidade de estudos adicionais para calcular a magnitude dos impactos fiscais e da redução de gastos que a adoção desta reforma produzirá. Em segundo lugar, as evidências de que a implantação das medidas propostas reduzirá o caráter redistributivo do RGPS sugerem a necessidade de considerar a adoção de medidas adicionais para distribuir os custos da transição aos grupos não atingidos pela proposição de reforma feita pelo governo Temer em 2016.

Referências Bibliográficas

Adascalitei, D. & Domonkos, S. (2015), 'Reforming against all odds: Multi-pillar pension systems in the Czech Republic and Romania', *International Social Security Review* 68(2), 85–104.

Afonso, L. E. (2016), 'Progressividade e aspectos distributivos na previdência social: Uma análise com o emprego dos microdados dos registros administrativos do RGPS', *Revista Brasileira de Economia* 70(1), 3–30.

Auerbach, A. J. & Lee, R. (2011), 'Welfare and Generational Equity in Sustainable Unfunded Pension Systems', *Journal of Public Economics* **95**(1–2), 16–27.

Barr, N. & Diamond, P. (2006), 'The Economics of Pensions', *Oxford Review of Economic Policy* **22**(1), 15–39.

Biggs, A. G., Sarney, M. & Tamborini, C. R. (2009), A progressivity index for Social Security. Issue Paper No. 2009—1.

URL: <http://www.ssa.gov/policy/docs/issuepapers/ip2009-01.pdf>

Boado-Penas, M. C., Valdés-Prieto, S. & Vidal-Meliá, C. (2008), 'The Actuarial Balance Sheet for Pay-As-You-Go Finance: Solvency Indicators for Spain and Sweden', *Fiscal Studies* **29**(1), 89–134.

Breyer, F. & Hupfeld, S. (2010), 'On the Fairness of Early-Retirement Provisions', *German Economic Review* **11**(1), 60–77.

Börsch-Supan, A., Kohnz, S. & Schnabel, R. (2007), 'The Budget Impact of Reduced Early Retirement Incentives on the German Public Pension System', in J. Gruber & D. A. Wise, eds, 'Social Security Programs and Retirement around the World: Fiscal Implications of Reform', 1 ed, Chicago: University of Chicago Press, pp. 201–252.

Caetano, M. A. R. (2006), *Subsídios cruzados na previdência social brasileira*. Texto para Discussão – Brasília: IPEA.

URL: http://www.ipea.gov.br/portal/images/stories/PDFs/TDs/td_1211.pdf

Coronado, J. L., Fullerton, D. & Glass, T. (2002), 'Long-Run Effects of Social Security Reform Proposals on Lifetime Progressivity', in M. Feldstein & J. B. Liebman, eds, 'The Distributional Aspects of Social Security and Social Security Reform', Chicago: University of Chicago Press, pp. 149–205.

Devolder, P. (2015), 'Pension Reform in Belgium: a new points system between DB and DC', in R. Norberg, ed., 'Proceedings of Colloquium of the International Actuarial Association – LIFE/PBSS/IACA', Oslo: International Actuarial Association (IAA). Pensions and Benefits Section, pp. 1–20.

Díaz-Giménez, J. & Díaz-Saavedra, J. (2016), 'The future of Spanish pensions', *Journal of Pension Economics and Finance* **1**, 1–33.

Favreault, M. M., Steuerle, C. E. et al. (2012), *Social Measuring Social Security Proposals by More than Solvency: Impacts on Poverty, Progressivity, Horizontal Equity, and Work Incentives*, Technical report, Boston: Boston College. (Center for Retirement Research - Technical Report).

Feldstein, M. & Liebman, J. B. (2002), 'In A. J. Auerbach & M. Feldstein (Eds.)', *Handbook of Public Economics* **vol. 4**, 2245–2324.

Forteza, A. (2015), 'Are social security programs progressive?', *IZA World of Labor* pp. 1–10.

Giambiagi, F. & Afonso, L. E. (2009), 'Cálculo da alíquota de contribuição previdenciária atuarialmente equilibrada: uma aplicação ao caso brasileiro', *Revista Brasileira de Economia* **63**(2), 153–179.

Guillemard, A. M. (1999), 'Equity and redistribution between generations: a challenge for the future of pensions and all social protection schemes', *International Social Security Review* 52(3), 69–92.

Gustman, A. L., Steinmeier, T. L. & Tabatabai, N. (2012), 'Redistribution under the Social Security benefit formula at the individual and household levels, 1992 and 2004', *Journal of Pension Economics & Finance* 12(1), 1–27.

Hernæs, E., Markussen, S., Piggott, J. & Røed, K. (2016), 'Pension reform and labor supply', *Journal of Public Economics* 142, 39–55.

Holzmann, R. & Guven, U. (2009), *Adequacy of Retirement Income after Pension Reforms in Central, Eastern, and Southern Europe Eight Country Studies*, Washington, D.C.: World Bank.

Lindbeck, A. (2006), 'Conceptualization of Non-Financial Defined Contribution Systems', in R. Holzmann & E. Palmer, eds, '*Pension Reform: Issues and Prospects for Non-Financial Defined Contribution (NDC) Schemes*', Vol. 1, Washington, D.C.: World Bank, pp. 71–75.

Mattil, B. (2006), 'Objectives of pension systems', in *Pension Systems: Sustainability and Distributional Effects in Germany and the United Kingdom*. Heidelberg: Physica-Verlag, p. 7–26.

Meneu, R., Devesa, E., Devesa, M., Domínguez, I. & Encinas, B. (2016), 'Adjustment mechanisms and intergenerational actuarial neutrality in pension reforms', *International Social Security Review* 69(1), 87–107.

Merriam, I. C. (1977), 'The Objectives of Social Security Research and Evaluation', *International Social Work* 20(1), 2–14.

Mesa-Lago, C. & Bertranou, F. (2016), 'Pension reforms in Chile and social security principles, 1981–2015', *International Social Security Review* 69(1), 25–45.

OECD (2014), *Pensions at a Glance: Latin America and the Caribbean*. Paris: OCDE.

OECD (2015), *Pensions at a Glance 2015: OECD and G20 indicators*. Paris: OECD.

Olivera, J. (2016), 'Welfare, inequality and financial effects of a multi-pillar pension reform: The case of Peru', *The Journal of Development Studies* 52(10), 1401–1414.

Pallares-Mirallas, M., Romero, C. & Whitehouse, E. (2012), *International Patterns of Pension Provision II: A Worldwide Overview of Facts and Figures*. Social Protection & Labor Discussion Paper No. 1211. Washington, D.C.: World Bank.

URL: http://www-wds.worldbank.org/external/default/WDSContentServer/WDSP/IB/2012/06/21/000333038_20120621024626/Rendered/PDF/703190NWP0SPL000Box370035B00PUBLIC0.pdf

Palmer, E. (2000), *The Swedish Pension Reform Model: framework and issues*. Social Protection Discussion Paper (Vol. 23086). Washington, D.C.

Penafieri, A. C. & Afonso, L. E. (2013), 'O impacto da mudança da regra de cálculo das aposentadorias por tempo de contribuição do INSS: o fator previdenciário é atuarialmente justo?', *Economia Aplicada* 17(4), 667–694.

Presidência da República (2016), *Proposta de Emenda à Constituição (PEC) 287. Brasília*, Brasília. Casa Civil. Subchefia para Assuntos Jurídicos.

URL: Retrieved from http://www.camara.gov.br/proposicoesWeb/prop_mosstrarintegra;jsessionid=6D0F4104EC5F2309A5E239BB49C61F6B.proposicoesWebExterno1?

Purcell, P. J. (2012), 'Income replacement ratios in the Health and Retirement Study', *Soc. Sec. Bull.* 72, 37.

Schmährl, W. (1999), 'Fundamental decisions for the reform of pension systems', *International Social Security Review* 52(3), 45–55.

Schröder, C. (2012), 'Profitability of pension contributions—evidence from real-life employment biographies', *Journal of Pension Economics & Finance* 11(3), 311–336.

Schwarz, A. M. & Abels, M. (2016), *Issues for Civil Service Pension Reform in Sub-Saharan Africa*. Social Protection & Labor Discussion Paper No. 161. Washington, D.C.

URL: <http://elibrary.worldbank.org/doi/abs/10.1596/25364>

Stepan, M. & Anderson, K. M. (2014), 'Pension reform in the European periphery: the role of EU reform advocacy', *Public administration and development* 34(4), 320–331.

Symeonidis, G. (2016), *The Greek Pension Reform Strategy: 2010-2015*. Social Protection & Labor Discussion Paper. Washington, D.C.: World Bank.

URL: <http://documents.worldbank.org/curated/en/2016/05/26395359/greek-pension-reform-strategy-20102015>

Queisser, Monika and Whitehouse, Edward R and others (2006), Technical report, OECD Publishing.

Turra, C. M. & Afonso, L. E. (2017), 'A consolidação da Previdência Social desde 1988 e seu futuro em um país em envelhecimento', in P. de T. A. Paiva & G. F. Mendes, eds, *Políticas públicas no Brasil: suas raízes institucionais, sua gestão e seus desafios*, São Paulo: Saraiva.

Vidal-Meliá, C., Carmen, B. P. M. & Settergren, O. (2009), 'Automatic balance mechanisms in pay-as-you-go pension systems', *The Geneva Papers on Risk and Insurance-Issues and Practice* 34(2), 287–317.

AVALIANDO O EFEITO DA EXPANSÃO DA BANDA LARGA SOBRE O PIB

ALEXANDRE YWATA DE CARVALHO *

MÁRIO JORGE MENDONÇA †

MARCUS GERARDUS LAVAGNOLE ‡

JOSÉ JAIME DA SILVA §

Resumo

Este estudo tem como objetivo avaliar o efeito da banda larga no Brasil por meio de um modelo de dados em painel de 5.564 municípios no período de 2007 a 2014. Usamos a análise de agrupamento para controlar as diferenças regionais. Pode-se constatar que o efeito da banda larga sobre o PIB municipal é regionalmente diferenciado. O maior impacto incide nos municípios de maior renda *per capita* e alta concentração urbana. Testa-se ainda a hipótese de que o efeito da banda larga é do tipo “U invertido”. Os resultados não evidenciam que essa hipótese pode ser negada.

Palavras-chave: banda larga, análise de agrupamento, k-médias, dados em painel, variável instrumental.

Abstract

This study aims to assess the effect of broadband in Brazil through a panel data model of 5,564 municipalities in the period 2007 to 2014. We use cluster analysis to control regional differences. It can be seen that the effect of broadband on municipal GDP is regionally differentiated. The greatest impact is on municipalities with higher *per capita* income and high urban concentration. We also test the hypothesis that the broadband effect is of the “inverted U” type. The results do not show that this hypothesis can be denied.

Keywords: broadband, cluster analysis, k-means, panel data, instrumental variable.

JEL classification: J43, O15, Q26.

DOI: <http://dx.doi.org/10.11606/1980-5330/ea143788>

* Técnico de Planejamento e Pesquisa da Diretoria de Estudos Regionais e Urbanos (Dirur) do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Ipea). do IPEA. E-mail: alexandre.ywata@ipea.gov.br.

† Técnico de Planejamento e Pesquisa da Diretoria de Estudos Regionais e Urbanos (Dirur) do Ipea. E-mail: mario.mendonca@ipea.gov.br.

‡ Assistente de pesquisa da Diretoria de Estudos Regionais e Urbanos (Dirur) do (IPEA)

§ Assistente de pesquisa na Diretoria de Estudos Macroeconômicos (Dimac). E-mail: jaime.silva@ipea.gov.br.

1 Introdução

O setor de telecomunicações tem vivenciado uma profunda mudança no que se refere à introdução de novas tecnologias. Inserido nesse contexto aparece, em especial, a difusão dos serviços de banda larga, cuja tecnologia permite a transferência de dados em alta velocidade¹. Para o público em geral, os efeitos mais perceptíveis da banda larga estão associados aos usos mais populares que dela derivam, como ampliação e melhor qualidade do acesso à internet, do serviço de TV a cabo etc. No entanto, os benefícios da banda larga vão muito além, alcançando os serviços de telefonia, redes de computadores, conexão por satélites etc. É desnecessário dizer que a expansão da banda larga tem implicações importantes sobre a atividade econômica, impactando o crescimento econômico, o nível de emprego, a produtividade, etc. (Czernich et al. 2009, Katz 2012, Koutroumpis 2009, Qiang & Rossotto 2009). A literatura aponta que, ao ampliar o acesso à tecnologia de informação e comunicação (TIC), o avanço na disponibilidade dos serviços de banda larga tem gerado fortes benefícios econômicos na forma de efeitos diretos, assim como em externalidades positivas. Esses ganhos estão distribuídos na economia entre o aumento da produtividade, a criação de empresas, o aumento no emprego e o crescimento econômico.

No Brasil, a regulação dos serviços de telecomunicação é feita pela Agência Nacional de Telecomunicações (Anatel), que para os próximos anos tem como objetivo promover a modernização e ampliação do acesso à banda larga. No entanto, para que isso seja efetivado, duas ações preliminares são necessárias. Primeiro, aprofundar substancialmente os investimentos em infraestrutura no setor de telecomunicações, tendo em vista os benefícios decorrentes. Segundo, dada a grande heterogeneidade econômica e social existente entre as localidades, não basta somente intensificar os investimentos, mas ter conhecimento de como se disseminam os efeitos da banda larga; pois, como aponta a literatura, o impacto da banda larga ocorre de modo heterogêneo entre as localidades², considerando os fatores socioeconômicos.

Considerando essas duas ações, este estudo faz uso de um modelo econômico de dados em painel para os municípios brasileiros no período 2007-2014³. O emprego da técnica de dados em painel permite, por sua vez, levar em consideração a heterogeneidade existente entre os municípios. Com o propósito de contemplar as diferenças regionais foi aplicada a análise de agrupamento (clusterização), visando isolar os grupos de municípios com características aproximadas. Mais do que apenas isolar grupos heterogêneos de municípios, a análise de clusterização permite intuir como fatores como a escolaridade, renda e a participação dos setores econômicos predispõem o maior ou menor efeito da expansão da banda larga. Outro ponto também enfocado

¹O Brasil ainda não tem uma regulamentação que indique qual é a velocidade mínima para uma conexão ser considerada de banda larga. O critério tem sofrido modificações com o tempo. Inicialmente, a denominação de banda larga era usada para definir qualquer conexão de internet acima da velocidade padrão dos modems analógicos. A velocidade que implica uma conexão de banda larga se desenvolveu com o passar dos anos. Dos 256 Kbps que proporcionavam as conexões Asymmetric Digital Subscriber Line (ADSL), foi-se passando para tecnologias que oferecem vários Mbps. Hoje, a ideia de banda larga engloba várias noções que transcendem a conexão em si.

²Conforme dito, nossa base de dados é formada por informações referentes a municípios.

³Na verdade, podemos dizer que se trata da população dos municípios brasileiros, pois de um modo geral todos os municípios do Brasil foram contemplados.

neste artigo é o problema da causalidade reversa entre a banda larga e o produto. Ele é tratado com o emprego do método de variável instrumental, pois se por um lado a banda larga gera aumento da produtividade e portanto da produção, também é razoável admitir que produção requer maior necessidade dos serviços derivados da banda larga.

Os resultados obtidos mostram que o efeito da expansão da banda larga sobre o PIB municipal é positivo e significativo, mas distinto entre os agrupamentos regionais. Na média, a ampliação de 1% do acesso à banda larga acarreta um aumento de 0,077% no PIB municipal. O maior impacto da banda larga ocorre nos municípios de maior renda *per capita*, alta concentração urbana e alta escolaridade. Logo em seguida, aparecem aqueles municípios onde a economia se concentra nos setores de serviço, comércio e construção. Em tais regiões, o efeito da expansão da banda larga pode alcançar um crescimento de 0,19% do PIB. O menor impacto da banda larga sobre o produto acontece nos municípios mais pobres, mas percebe-se que este efeito é ainda assim positivo e significativo. Testamos ainda a hipótese de que o efeito do acesso à banda larga sobre o produto municipal é do tipo “U invertido”, no qual o efeito se eleva até determinado nível de acesso, mas diminui após ultrapassá-lo. O resultado econométrico não atesta evidência de que se possa negar essa hipótese, de modo que o impacto é mais intenso nos níveis intermediários de acesso. Os resultados obtidos são condizentes não apenas com aqueles encontrados na literatura internacional, assim como com aqueles feitos para identificar o efeito da banda larga no Brasil, como Macedo & Carvalho (2010a,b) e Fonseca (2015), os quais acenam para uma relação positiva entre a expansão da banda larga e o crescimento econômico. Este estudo está estruturado da seguinte forma. Na seção 2, apresentamos uma breve revisão da literatura relacionada ao efeito da expansão da banda larga sobre a economia. Também nesta seção indicamos os principais pontos em que procuramos avançar. Na seção 3, aplicamos a análise de agrupamentos de modo a identificar, assim como contextualizar os grupos homogêneos de municípios. Os aspectos metodológicos do modelo econométrico, base de dados e resultados obtidos são descritos na seção 4. Por fim, nos comentários finais, indicamos algumas sugestões de políticas públicas que visem expandir o acesso à banda larga no Brasil e que estão baseadas nos resultados alcançados neste artigo.

2 Breve Revisão da Literatura e Contribuições

Além dos efeitos da banda larga sobre a economia já apontados, outras questões importantes permeiam esse tema. Por exemplo, a partir do fato apontado de que o impacto sobre o crescimento econômico é mais sentido em economias mais intensivas em tecnologia, pode-se questionar se é necessário existir um nível de “massa crítica” a partir do qual o efeito da ampliação da rede se faça sentir. Uma evidência nesse sentido aparece em Koutroumpis (2009), que mostra que o acesso à rede é maior para países com alta penetração. Outro ponto interessante é se existe um ponto crítico a partir do qual o acesso à rede apresenta retornos decrescentes. De fato, Czernich et al. (2009) usam a técnica de variável *dummy* para checar essa hipótese. As *dummies* são indicadoras de 10% e 20% de acesso à rede de banda larga. Verificou-se que somente a *dummy* de 10% de acesso se mostrou estatisticamente significativa.

Também a questão acerca do impacto diferenciado entre os setores da eco-

nomia é tema de análise. Stiroh (2002) afirma que o emprego da tecnologia da informação aumentou substancialmente a produtividade da economia americana. O aumento na eficiência é também sentido com maior relevância em setores com alto custo de transação, por exemplo o setor financeiro, ou intensivo em trabalho, tal como o turismo. O efeito sobre o crescimento econômico parece estar ligado às “economias” que apresentam maior intensidade tecnológica. Em regiões menos desenvolvidas, a ampliação do acesso à rede pode levar à incorporação de processos de produção mais eficientes, tendo como consequência a substituição do fator trabalho pelo capital. O efeito de ampliação da rede sobre pequenas e médias empresas não é imediato devido à necessidade de reestruturação das firmas para se adequarem à nova tecnologia. O efeito da ampliação da rede de banda larga parece ser mais sentido quando é combinado com o estímulo à inovação.

Para o Brasil, a literatura também indica o efeito positivo que a banda larga tem sobre o PIB. Para o Brasil, Macedo & Carvalho (2010a), aplicando modelos econométricos de dados em painel, analisam a relação entre o aumento da densidade de acessos de banda larga por habitantes e o crescimento do PIB e do PIB *per capita*, com base em dados desagregados obtidos para o período 2000-2008. Os resultados para os coeficientes estimados permitem concluir que, para cada ponto percentual (pp) de aumento da densidade de acessos de banda larga, haveria um aumento entre 0,053 pp e 0,11 pp do PIB *per capita*. Em estudo posterior, Macedo & Carvalho (2010b) aprofundam o estudo do impacto sobre o PIB e o PIB *per capita* decorrente do aumento da difusão da banda larga no Brasil, utilizando-se de sistemas de equações simultâneas de oferta e demanda. Os dados utilizados foram os de Macedo & Carvalho (2010a). Os valores encontrados indicam que o aumento de 1 pp da densidade de acessos de banda larga por mil habitantes poderia ocasionar o crescimento do PIB entre 0,037 pp e 0,178 pp e do PIB *per capita* entre 0,196 pp e 0,359 pp. Também para o Brasil, Fonseca (2015) investigou a relação entre os investimentos em infraestrutura de telecomunicações e o crescimento econômico com base na metodologia de vetor autorregressivo (VAR) e na identificação de causalidade, aplicando o teste de Granger. A relação causal observada vai na direção de que o crescimento das telecomunicações implica crescimento do produto. Importante registrar que a causalidade foi verificada tanto no curto quanto no longo prazo.

No que se refere às contribuições do corrente estudo, podemos citar as seguintes. Primeiro, os estudos foram produzidos a partir de bases de dados distintas. Segundo, não utilizaram o mesmo conjunto de variáveis de controle. Em terceiro lugar, é observado que grande parcela dos artigos nesta literatura não faz uso de técnicas capazes de controlar o efeito fixo inerente às unidades. Outro ponto importante é o problema da causalidade reversa entre o crescimento do produto e o acesso à rede de banda larga. Assim como a expansão da rede implica um efeito positivo sobre os indicadores econômicos pelos motivos que já delineamos, por sua vez, o crescimento da economia e da eficiência também pode levar os agentes econômicos, as firmas e os consumidores a demandar maior acesso à rede.

Grande parte dos estudos usa uma amostra com dados fortemente agregados, cujas unidades são os estados ou os países. No nosso contexto, os resultados econométricos derivados a partir do uso de dados com tal nível de agregação dificilmente são estatisticamente fidedignos, na medida em que eles não permitem captar o efeito que subsiste da grande diferença entre as diversas

localidades e que poderiam ser controlados usando dados de municípios ou área mínima comparada. Diferentemente, nosso modelo econométrico foi estimado com base na metodologia de dados em painel usando uma base de dados composta de dados de 5.564 municípios brasileiros⁴ para o período de 2007 a 2014. Esses dois aspectos metodológicos permitem tratar, no caso da base de dados, a grande dispersão quanto à natureza das unidades espaciais, enquanto a técnica de dados de painel permite controlar o efeito fixo inerente às unidades. Cabe ressaltar ainda que a questão sobre o efeito regionalmente diferenciado que a expansão da banda larga pode ter é objeto de estudo deste trabalho. Visando determinar o efeito da ampliação do acesso à banda larga, e tendo em vista as diferenças de impactos regionais, empregamos o método de *k-médias* para isolar os agrupamentos proximamente homogêneos de municípios.

Por fim, o problema da causalidade reversa também é analisado com robustez no trabalho corrente. Os resultados obtidos por grande parte dos estudos que visam determinar uma relação causal entre a expansão da banda larga e o crescimento econômico não consideram a possibilidade de existência de causalidade simultânea entre o PIB e a banda larga. A causalidade simultânea implica que é necessário distinguir dois efeitos: i) o aumento do crescimento econômico, que é atribuível ao aumento da infraestrutura de telecomunicações e desenvolvimento de serviços; e ii) o aumento da demanda por serviços de telecomunicações, que é atribuível ao aumento do crescimento econômico (ou seja, a elasticidade-renda da demanda de telecomunicações). Neste estudo usamos o método de variáveis instrumentais (IV), que endogeniza o acesso à banda larga em um modelo em que o PIB é determinado por uma função na qual o acesso à banda larga é visto como um fator de produção.

3 Aplicação da Análise de Agrupamento para Identificação da Tipologia dos Municípios

Devido à heterogeneidade existente entre os municípios brasileiros, faz-se necessário identificar os grupos homogêneos em termos de suas variáveis. Este ponto é fundamental para gestão de política pública e para o direcionamento eficiente dos investimentos em telecomunicações, na medida em que o impacto dos investimentos deve ser sentido de forma distinta entre os grupos selecionados. Com o objetivo de identificar os grupos homogêneos de municípios, faremos uso do que se conhece dentro do âmbito da análise de multivariados como análise de agrupamentos. Como definem Lattin et al. (2011), esta técnica envolve categorização, ou seja, dividir um grande conjunto de observações em conjuntos menores para que as observações dentro de cada um dos conjuntos sejam relativamente similares, e as observações entre os diferentes conjuntos sejam relativamente dissimilares.

Encontrar agrupamentos que ocorrem naturalmente requer que exista um grupo de observações com alta densidade local, isto é, muitas observações dentro de uma determinada área, mas separadas por regiões de densidade local baixa. Dito em outras palavras, os agrupamentos correspondem a uma modalidade de dados e o número de agrupamento ao número de modas em uma distribuição multimodal. Diversos enfoques podem ser empregados para a

⁴Esta base de dados concentra toda a população de municípios brasileiros, já que inclui todos os municípios do território nacional.

análise de agrupamentos. Dois deles são de uso mais comum, os métodos hierárquicos e os métodos de partição⁵. O resultado gerado pela aplicação de um método hierárquico é representado pela estrutura de árvore, no qual a solução de agrupamento k é formada pela junção de dois agrupamentos da solução de agrupamento $k + 1$. No caso dos métodos de partição, as observações são separadas em um número determinado de subgrupos, sendo que a solução de agrupamento k e a solução de agrupamento $k + 1$ não são necessariamente aninhadas. Quando passa de um número k de grupos para um número $k + 1$ o nível de similaridade decresce. Ou seja, a variação entre os grupos diminui e a variação dentro dos grupos aumenta.

Os métodos hierárquicos geralmente enfocam a análise de dados por intermédio de dois procedimentos distintos. O procedimento aglomerativo, de baixo para cima, começando com cada observação em um agrupamento separado e unindo os agrupamentos a cada etapa do processo, até que reste um único agrupamento com as N observações totais da amostra. O procedimento divisivo, de cima para baixo, inicia-se com todas as observações em um único agrupamento, dividindo o agrupamento em dois a cada etapa do processo até que restem N agrupamentos com somente uma observação.

O algoritmo do método hierárquico aglomerativo segue os seguintes passos, considerando que cada município constitui um *cluster* de tamanho um.

- 1) Passo 1: para todos os pares de municípios i e j , o par com menor “dissimilaridade” entre os vetores de variáveis escolhidas é combinado e passa a constituir um novo município (pseudomunicípio). Esta seleção é feita de acordo com a seguinte métrica $D_{i,j}$, dada por $D_{i,j} = \frac{\|x_i - x_j\|^2}{2}$;
- 2) Passo 2: um novo pseudomunicípio é composto pela união do par de municípios com menor dissimilaridade. Apenas um pseudomunicípio é feito a cada passo e, devido à propriedade de hierarquia, uma vez juntos, não se separam nos estágios subsequentes, com $x_{i \cup j} = \frac{x_i + x_j}{2}$;
- 3) Passo 3: para todos os pares de municípios e pseudomunicípios, selecionar o par com menor “dissimilaridade” entre os vetores de variáveis selecionadas, considerando a métrica de Ward, dada por $D_{i,j} = \frac{\|x_i - x_j\|^2}{\frac{1}{n_i} + \frac{1}{n_j}}$, em que n_i e n_j são, respectivamente os números dos agrupamentos i e j ;
- 4) Passo 4: um novo pseudomunicípio é composto pela união dos pseudomunicípios com menor dissimilaridade, com $x_{i \cup j} = \frac{n_i x_i + n_j x_j}{n_i + n_j}$;
- 5) Passo 5: retorne ao passo 1 até que reste somente um agrupamento.

O agrupamento aglomerativo não fornece uma resposta definitiva à questão de como escolher o número de agrupamentos. No entanto, por meio do *dendograma*, que é uma representação gráfica de uma hierarquia de solução de agrupamentos aninhados (uma solução de um agrupamento, solução de dois agrupamentos e assim por diante, até uma solução de N agrupamentos), é possível dizer, dentro de um montante considerável de subjetividade, qual

⁵Uma descrição geral dos algoritmos de clusterização (hierárquicos e *k-means*) pode ser encontrada em Khattree & Naik (2000), Berry & Linoff (1997).

o melhor agrupamento de dados. Isso é feito verificando as distâncias relativas em relação às quais o número de agrupamentos não se altera. Ou seja, à medida que o algoritmo de agrupamento avança, a similaridade vai decrescendo entre os conglomerados. Logo, a distância entre eles aumenta, criando “pontos de salto” relativamente grandes em relação às demais distâncias. O momento ideal de parar o algoritmo é exatamente nestes pontos de salto e o número de conglomerados final será o daquele ponto (a constituição final dos grupos também). Caso a função apresente mais de um ponto de salto, é possível determinar uma região de prováveis número de grupos.

O método de partição tem por objetivo repartir a amostra em um determinado número K de grupos não sobrepostos, de maneira que os objetos dentro de cada grupo sejam relativamente similares. Para tal, precisamos encontrar um modo de medir a similaridade dentro do grupo e a diferença entre os grupos para que possamos comparar as duas partições. Também é necessário encontrar a melhor dessas partições, pelo menos uma localmente ótima quando não for factível encontrar a solução globalmente ótima.

Usaremos neste estudo um método de partição conhecido como *k-means* (Hartigan 1975), em que número k de grupos é definido antecipadamente. O algoritmo é simples e eficiente do ponto de vista computacional. Entretanto, esse método é propenso a encontrar apenas soluções localmente ótimas, pois se baseia em um procedimento heurístico que realiza melhorias locais para uma partição inicial até que melhorias posteriores não sejam mais possíveis. A descrição do algoritmo *k-means* pode ser feita da forma a seguir.

- 1) Passo 1: escolhe-se, de início, uma partição dos dados em K agrupamentos. Diversos enfoques podem ser aplicados para a escolha dessa partição inicial. Uma variante importante do método *k-means* é aquela que começa com um conjunto inicial de centroides de semente K , designando cada objeto para o ponto de semente mais próximo. Em alguns casos, os pontos de semente são simplesmente os pontos reais da amostra, de modo que sejam amplamente dispersos. Contudo, na maioria dos casos, os pontos de semente são escolhidos aleatoriamente dentro do conjunto de dados;
- 2) Passo 2: calcule o centroide para cada agrupamento C , $x_{C(i)}$;
- 3) Passo 3: calcule a soma das distâncias ao quadrado de cada objeto ao seu centroide do agrupamento, isto é, o quadrado da soma dos erros da partição dada por ESS⁶. Essa é a medida que desejamos minimizar:

$$ESS = \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x}_{C(i)})'(x_i - \bar{x}_{C(i)})$$

- 4) Passo 4: torne a relacionar cada objeto i a um outro agrupamento, cujo centroide é o mais próximo de cada objeto minimizando a distância ESS, este procedimento é repetido até que ao final da etapa os elementos do agrupamento permaneçam sem alterações para outros agrupamentos, assim o processo convergiu localmente; caso contrário, retorne ao passo 2 com uma nova partição.

⁶Error sum of square.

O algoritmo *k-means* encontra uma solução de agrupamentos para um dado valor de K ; compete ao analista decidir qual valor de K resulta na melhor solução de agrupamento. A resposta consiste em testar diversos valores de K e depois decidir a melhor solução conforme o objetivo do estudo. Isso envolve uma análise de custo-benefício entre uma solução mais simples (simplicidade de um menor número de agrupamentos) e sua adequação (redução da heterogeneidade dentro de cada agrupamento pelo maior número de grupamentos). O critério ESS não é útil, pois vai diminuir à medida que o número de partições aumenta, gerando soluções com um número maior de grupos. Um indicador capaz de conjugar essas duas coisas é a estatística *pseudo-F* usada por Calinski & Harabasz (1974) definido da seguinte forma:

$$pseudo-F = \frac{tr(B/(K-1))}{tr(W/(N-K))}.$$

Note-se que esta estatística é similar ao teste $-F$, porque é efetivamente a razão entre a soma média dos quadrados entre os grupos B e a soma média dos quadrados dentro dos agrupamentos W . Se a função F for monotonicamente crescente com o número de grupos K , os dados não apresentam uma partição “natural”. No caso da função F apresentar um ponto de máximo, então o número de conglomerados e a partição correspondem à partição “ideal” do conjunto de dados. A ideia central é buscar o maior valor do *pseudo-F*, que está relacionado com a menor probabilidade de significância do teste. Dessa forma, esta estatística estaria rejeitando a hipótese de igualdade de vetores de médias populacionais, tendo como resultado maior heterogeneidade entre os grupos.

A estatística *pseudo-t2* proposta por Duda & Hart (1973) também é importante para indicar o número de *clusters*. Esta estatística é calculada em cada passo do algoritmo de clusterização. Se em um passo do algoritmo o *cluster* C_k é a união de C_i e C_l , então o *pseudo-t2* é definido por:

$$PseudoT^2 = \frac{B_{il}}{[\sum_{j \in C_i} \|X_{ij} + \bar{X}_i\|^2 + \sum_{j \in C_l} \|X_{lj} + \bar{X}_l\|^2](n_i + n_l - 2)^{-1}},$$

em que B_{il} é a distância entre os grupos. O *pseudo-t2* utiliza a mesma lógica do *Pseudo-F*, buscando o valor máximo da estatística, onde o número K de grupos corresponde aos grupos do passo em que o algoritmo atinge este valor máximo. As duas principais diferenças em relação à estatística F são que o *pseudo-t2* não é aleatório na alocação, devido aos critérios de agrupamento, e que o *pseudo-t2* faz um teste de comparações dos vetores das médias dos dois grupos que se uniram. O R^2 também é uma estatística utilizada para a escolha do número de *clusters*. O R^2 mostra a explicação da variabilidade. Logo, quando cada indivíduo é considerado um grupo, no início do algoritmo, o R^2 é igual a um, pois aquele agrupamento explica totalmente a variação do conjunto de dados. À medida que o processo de agrupamento acontece, o R^2 vai decrescendo.

3.1 Resultados da clusterização

Tendo descrito na subseção anterior a ideia geral acerca da análise de agrupamento e de alguns métodos que permitem sua aplicação, passaremos para a aplicação empírica do método como meio para a construção dos grupos de municípios homogêneos a partir da nossa amostra. De início, devemos ter em mente que amostras diferentes de variáveis podem levar a grupos homogêneos

diferentes. Por outro lado, a nossa experiência mostra que, devido à grande correlação em geral entre os indicadores socioeconômicos, a utilização de indicadores diferentes não incorre em agrupamentos significativamente diferentes. Neste trabalho, as variáveis utilizadas correspondem às características socioeconômicas dos municípios, a partir dos indicadores disponibilizados pelo *Atlas do Índice de Desenvolvimento Humano Municipal 2010*⁷. Podemos categorizar as variáveis do seguinte modo: indicadores de renda, longevidade, saúde, educação, emprego e características dos domicílios. Estas variáveis são formadas por 159 indicadores dos municípios retirados do *Atlas de Desenvolvimento Humano*. Contudo, vale ressaltar que antes da análise de agrupamentos foi feita uma análise de componentes principais, objetivando reduzir o número de variáveis utilizadas para a análise de agrupamentos. A lista de variáveis usadas na análise de agrupamentos aparece no Apêndice A.

Foram selecionadas variáveis em um total de 159 e, a partir disso, foi efetuada uma análise de componentes principais (ACP) (Lattin et al. 2011) para redução de dimensionalidade. A análise de componentes principais permite, por exemplo, acomodar situações nas quais diversas variáveis possuem alta correlação. Selecionamos um número de componentes tal que esses contabilizassem 99% da variabilidade das 159 variáveis originais⁸. Ao final, selecionamos 81 componentes – esses foram então utilizados como variáveis para as análises de agrupamentos; portanto, reduziu-se o número de variáveis pela metade.

Utilizando os critérios para seleção dos números de agrupamentos, principalmente a estatística *pseudo-t2*, chegamos a quatro configurações para as tipologias de municípios, usando o método de clusterização hierárquica (número de *clusters* = 6, 23, 26 e 29). Chegou-se até esses números de *cluster* pelos maiores valores da variação da estatística *pseudo-t2*, como pode ser visto na Tabela 1. Para esses mesmos números de agrupamentos, rodamos o algoritmo de *clusters* via *k-means*. Para fins de nossa análise de subgrupos, vamos usar seis *clusters*. Em etapas posteriores, pode-se investigar a utilização de análises de subgrupos com números maiores de agrupamentos. Porém, conforme assinalamos, isso pode trazer também diversas desvantagens.

No Apêndice B é possível visualizar os seis *clusters* obtidos a partir do método *K-means* na forma de um mapa temático. A variável que identifica o *cluster* foi remarcada, de forma que os municípios correspondentes ao *cluster* 1 são aqueles com maior renda *per capita*; os municípios correspondentes ao último *cluster* são aqueles com menor renda *per capita*. Para facilitar a visualização e interpretação dos *clusters* (contíguos ou não), as figuras de 1 a 5 apresentam o diagrama de caixa⁹ (boxplot) de variáveis agrupadas de acordo com determi-

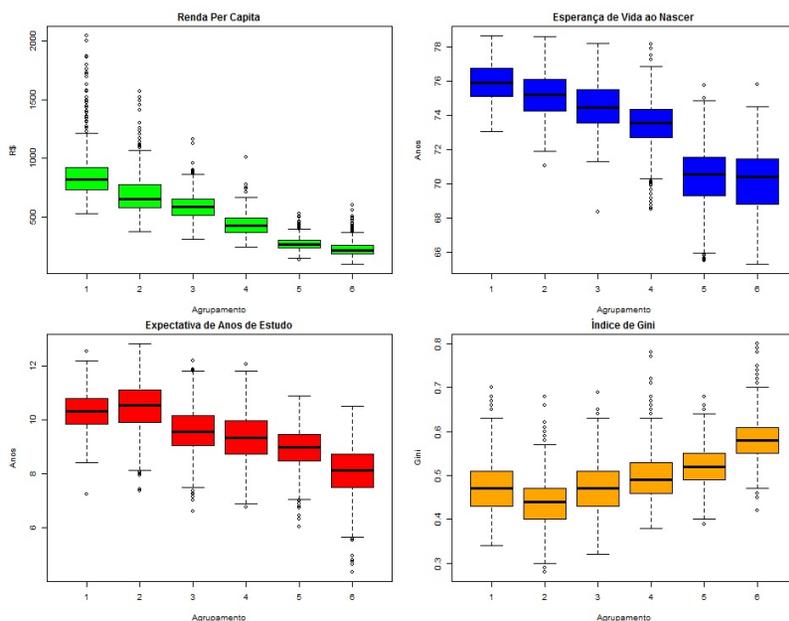
⁷Disponível em: <http://www.atlasbrasil.org.br/2013/pto_atlasidhm/>

⁸A análise de componentes principais (ACP) é uma técnica que converte um conjunto de variáveis possivelmente correlacionadas em um conjunto de vetores não linearmente correlacionados chamados de componentes principais. Esta transformação é feita de modo que o primeiro componente principal tem a maior variância possível, ou seja, ele é responsável pelo máximo de variabilidade nos dados, e cada componente seguinte, por sua vez, tem a máxima variância sob a restrição de ser ortogonal, isto é, não correlacionado com os componentes anteriores. Deste modo, não há redução no número de variáveis, pois ocorre apenas uma transformação das variáveis em entidades matemáticas que preservam o conteúdo genuíno da informação contido no conjunto original de variáveis.

⁹O diagrama de caixa é uma ferramenta gráfica para representar a variação de dados observados de uma variável numérica por meio de quartis. O boxplot também indica variabilidade fora do quartil superior e do quartil inferior.

nadas características socioeconômicas. Cada boxplot analisa quatro variáveis enquadradas dentro de um determinado aspecto socioeconômico, tal como escolaridade, renda, desigualdade, pobreza, longevidade, IDHM, condições de saneamento etc. Além disso, a Tabela 1 traz para cada *cluster* a média de algumas das variáveis socioeconômicas mais relevantes.

Figura 1: Boxplot da renda *per capita*, esperança de vida, esperança de anos de estudo e Índice de Gini

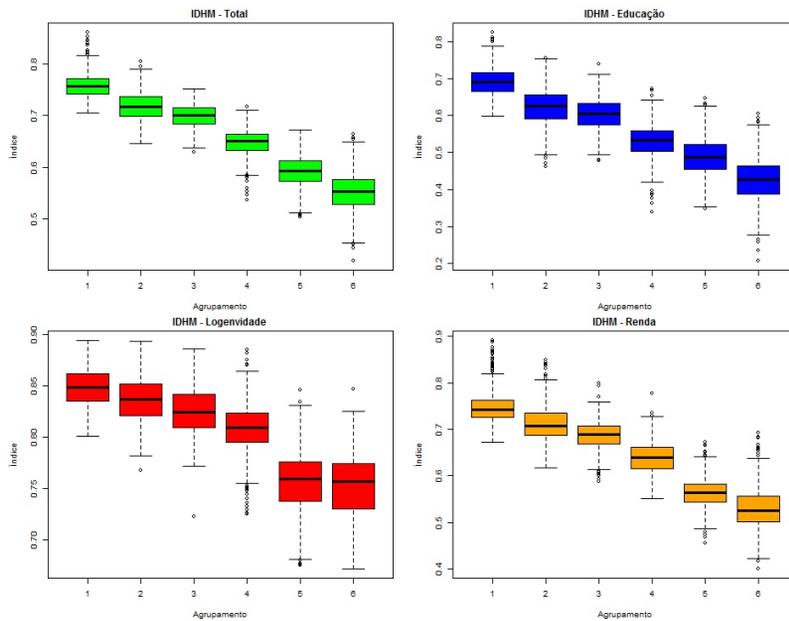


Fonte: Atlas do Desenvolvimento Humano no Brasil. Disponível em: <<http://atlasbrasil.org.br/2013/>>.

Com base na análise dos diagramas de caixa que aparecem nas figuras de 1 a 5, podemos tecer as seguintes conjecturas acerca dos *clusters*:

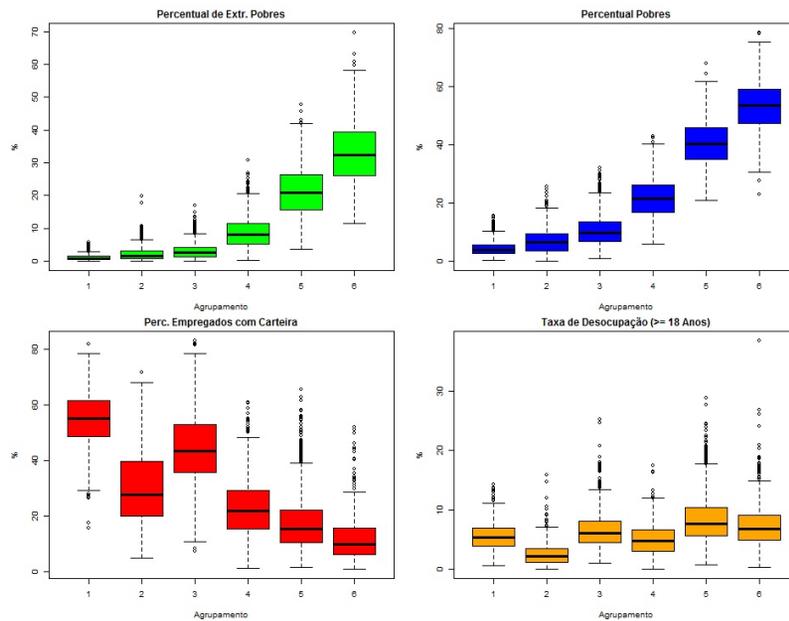
- Grupo 1: formado por municípios com maior renda *per capita*; o setor de serviços tem maior participação; melhores indicadores sociais como renda, desigualdade, expectativa de vida e escolaridade;
- Grupos 1 e 3: com alto percentual de população urbana;
- Grupo 2: com alto percentual de população rural, alta longevidade e com alta renda;
- Grupo 3: apresenta renda intermediária, mas apresenta grande percentual de trabalhadores em serviço, comércio e construção, escolaridade acima da média do país;
- Grupo 5: com alta taxa de desocupação para população maior ou igual a 18 anos de idade;
- Grupos 2, 4, 5 e 6 (rurais): com baixa taxa de empregados com carteira;

Figura 2: Boxplot do IDHM (total e por categoria: educação, longevidade e renda)

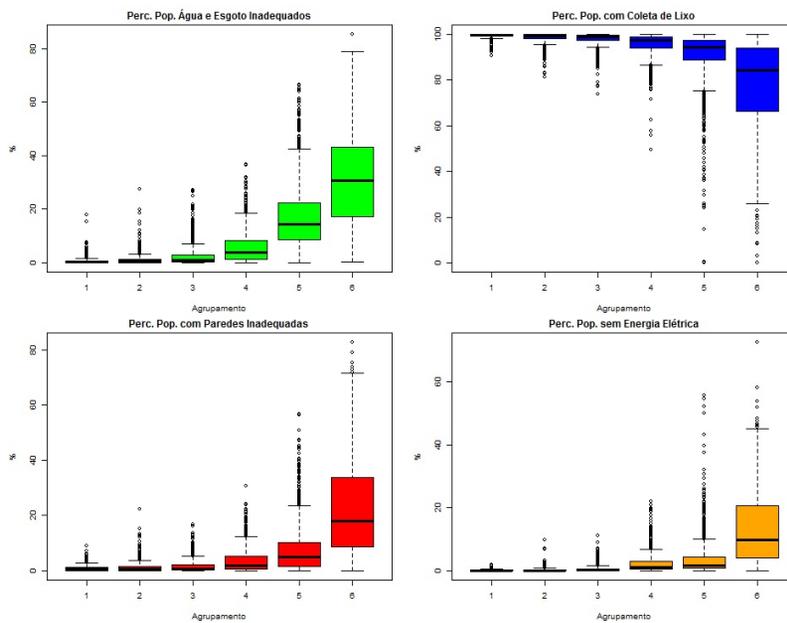


Fonte: Atlas do Desenvolvimento Humano no Brasil. Disponível em: <<http://atlasbrasil.org.br/2013/>>.

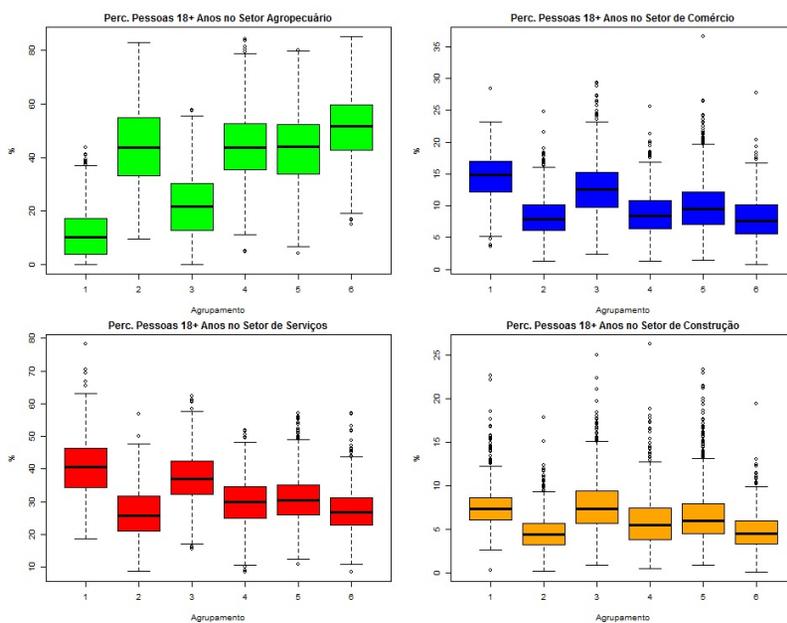
Figura 3: Boxplot da população extremamente pobre, população pobre, empregados com carteira assinada e taxa de desocupação



Fonte: Atlas do Desenvolvimento Humano no Brasil. Disponível em: <<http://atlasbrasil.org.br/2013/>>.

Figura 4: Boxplot das condições de saneamento básico

Fonte: Atlas do Desenvolvimento Humano no Brasil.

Figura 5: Dispersão da população entre os setores da economia.

Fonte: Atlas do Desenvolvimento Humano no Brasil. Disponível em: <<http://atlasbrasil.org.br/2013/>>.

Tabela 1: Média dos indicadores

Indicador/ grupo	Grupo 1	Grupo 2	Grupo 3	Grupo 4	Grupo 5	Grupo 6	Brasil
PIB <i>per capita</i> (R\$)	32.710	23.610	24.870	17.070	8.261	8.500	18.488
Taxa de urbanização (%)	89,88	54,320	80,49	54,050	54,560	45,000	63,8
Participação do setor agrícola (%)	18,92	35,00	19,46	29,57	14,14	25,45	22,05
Participação da indústria (%)	25,56	12,70	21,06	10,08	11,19	06,29	14,8
Participação do setor de serviços (%)	47,81	29,80	36,54	26,74	26,10	19,70	31,27
Participação da administração pública (%)	16,42	22,51	23,35	33,62	48,57	48,56	33,14
Emprego agropecuário (%)	11,99	44,78	22,08	44,23	43,13	50,76	35,55
Emprego serviços (%)	40,59	26,20	37,17	29,99	30,76	27,90	32,46
Emprego comércio (%)	14,56	8,169	12,78	8,75	9,93	8,05	10,58
Taxa desocupação (%)	5,50	2,49	6,44	5,02	8,34	7,50	6,19
Ensino superior (25 anos ou mais) (%)	10,9	5,5	6,5	4,643	3,2	3,0	5,4
Esperança de vida (em anos)	75,8	75,2	74,5	73,4	70,3	70,0	73,0
Mortalidade infantil (para cada mil nascidos vivos)	14,9	15,6	17,6	19,9	28,6	30,1	21,5
Razão de dependência	42,2	45,0	46,6	51,5	57,1	68,9	51,4
Proporção de pobres (%)	4,41	7,14	10,63	21,97	40,76	52,96	23,20
PBF por domicílio (%)	10,6	16,63	21,81	36,37	56,18	53,90	34,26
Condições sanitárias (%)	0,71	1,2	2,28	6,0	17,05	31,63	9,201
STFC* por habitante	7,543	3,9720	4,3780	2,2790	1,3590	0,9012	3.2824

Fonte: Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (2010), Relação Anual de Informações Sociais (Rais) de 2013 e Relatório Anual 2013 da Agência Nacional de Telecomunicações (Anatel).

Sistema de Telefonia Fixo Comutado.

- Grupo 6: com baixa renda, alto percentual da população morando em domicílios com água e esgoto inadequados e sem acesso à energia elétrica e com alta fecundidade.

Tabela 2: Indicadores do número de *clusters* não espaciais

Número <i>clusters</i>	CCC ¹⁰	Pseudo- <i>t</i> ²	Pseudo- <i>F</i>	R ² <i>clusters</i>	WSS ¹¹
1	0	2476	875712	0,00	875712
2	-9	515	2476	0,31	605927
3	-13	280	1632	0,37	551838
4	-19	268	1216	0,40	528809
5	-17	248	1015	0,42	506136
6	-14	161	890	0,44	486423
7	-11	145	805	0,46	468507
8	-10	141	729	0,48	456425
9	-10	110	667	0,49	446721
10	-9	76	613	0,50	439158

Fonte: Elaborada pelos autores.

4 Estimação do Efeito dos Investimentos em Banda Larga Sobre o PIB Municipal

Nossa tarefa nesta seção concerne à estimação econométrica do efeito dos investimentos em telecomunicações sobre o PIB municipal. Essa estimação é feita com base em uma análise de regressão linear capaz de contemplar a heterogeneidade existente entre os municípios e também levar em conta as diferenças entre agrupamentos homogêneos de municípios (*clusters*), determinados na seção 3, com base na metodologia de análise multivariada. No entanto, antes de passarmos para a análise econométrica é necessário contextualizar a questão do impacto dos investimentos em telecomunicação dentro de um referencial teórico. Isso significa enquadrar a relação entre o PIB municipal e os investimentos em infraestrutura de banda larga dentro de um modelo econômico de modo que, a partir disso, possamos ter uma ideia prévia das variáveis de controle do modelo, além de saber tratar com maior eficácia o problema da endogeneidade ou causalidade reversa, ponto já comentado neste trabalho, o que significa, em última instância, recuperar o modelo estrutural por meio da forma reduzida. Portanto, temos que postular um modelo econômico ou estrutural que servirá de ponto de apoio para a nossa análise.

Nosso modelo estrutural parte da ideia consagrada na literatura econômica de que o produto de uma economia (Y) pode ser modelado por uma função de produção cujos fatores de produção mais citados são o capital (K) e a força de trabalho (N). Além desses, podemos adicionar os diversos tipos de serviços de infraestrutura que contribuem, facilitam e dinamizam o processo produtivo (Barro & Sala-i Martin 1995). Inseridos nesses últimos aparecem os serviços de telecomunicações, destacando-se aqueles relacionados à tecnologia de banda larga (T). Denotando por O_Y os demais fatores que afetam a produção, temos que o produto pode ser representado da seguinte forma:

$$Y = F_1(N, K, T, O_Y) \quad (1)$$

Como qualquer insumo, a variável T deriva da interação das funções de demanda e oferta de serviços de banda larga, respectivamente, DT e ST . Naturalmente, DT depende do preço do serviço P_T , da renda Y , do nível do capital humano H , além de outras variáveis denotadas por I_D que influenciam a demanda. Da mesma forma, a oferta de banda larga, ST , é determinada naturalmente também pelo preço P_T , assim como os demais fatores relacionados à infraestrutura IF que contribuem para disponibilizar o acesso à banda larga¹². Essas duas funções podem ser representadas de modo que

$$DT = DT(P_T, Y, H, I_D) \quad (2)$$

$$ST = ST(P_T, IF). \quad (3)$$

Sabendo que $DT = ST$, temos que

$$T = T(P_T, H, Y, IF, I_D). \quad (4)$$

Substituindo a equação (4) em (1), temos que

$$Y = F_1(N, K, T(P_T, H, Y, IF, I_D), O_Y). \quad (1')$$

Desconsiderando por hora H , IF , I_D e P_T , temos que

$$Y = F_2(N, K, T(Y), O_Y). \quad (1'')$$

Podemos entender de onde se origina o problema da causalidade reversa entre T e Y . Os serviços gerados pela banda larga T afetam o produto Y , mas este, por sua vez, também o afeta a demanda pelos serviços de banda larga. O modelo descrito pelas equações de (1) a (4) é próximo àquele que aparece em Roller & Waverman (2001), que tratam o problema da endogeneidade dos serviços de telecomunicação especificando as equações de oferta e demanda que, por sua vez, são estimadas em conjunto com a função de produção por meio de um sistema de equações simultâneas. Nós, diferentemente, identificamos o efeito da banda larga sobre o produto com base no método de variáveis instrumentais (IV).

Uma vez tendo apresentado o modelo econômico, passamos para a implementação do modelo econométrico cujo objeto principal é determinar o efeito da expansão da banda larga sobre o produto municipal (PIBM). A equação de regressão para o PIBM a ser estimada usando uma amostra de dados em painel dos municípios brasileiros e que contempla os efeitos da banda larga para subgrupos homogêneos (*clusters* $j = 1, \dots, J$) de municípios é definida da seguinte forma:

¹²Como será visto adiante, um exemplo de serviço de infraestrutura que facilita o acesso à banda larga, além de outros, é a estrutura já implantada de telefonia fixa.

$$\log(\text{PIBM}_{i,t}) = \alpha_i + \sum_{j=1}^J \phi_j \log(w_{i,t}) * \text{Dcluster}_{i,j} \quad (5)$$

$$+ \sum_{k=1}^K \delta_k \log(x_{i,t,k}) + \varepsilon_{i,t}$$

em que:

i , para $i = 1, \dots, N$, é o índice das unidades (municípios);

t , para $t = 1, \dots, T$, é o índice de tempo;

k é o índice relativo à variável de controle $x_{i,t,k}$;

$w_{i,t}$ é a variável de política relacionada ao serviços de banda larga; e

$\text{Dcluster}_{i,j}$ é a variável *dummy* que indica se o município i pertence ao agrupamento j .

O parâmetro α_i indica o efeito individual ou efeito específico referente ao município i capaz de contemplar a heterogeneidade existente entre os municípios. Para que a equação (5) possa ser uma representação empírica da equação (1), devemos ter as medidas de capital, emprego, produto ou renda, além de um indicador verossímil de acesso à banda larga. Naturalmente, entre a pesquisa teórica e a sua aplicabilidade geralmente existe uma certa distância. Na prática econométrica é comum não dispor de algumas variáveis que aparecem no referencial teórico. Isso acontece por vários motivos. No caso corrente, isso é devido ao grau de desagregação da nossa base de dados. No Brasil, não existe medida de capital desagregada para municípios. Assim, procuramos controlar essa dificuldade por meio de variáveis de controle que são as receitas totais (*RECEITA*)¹³.

Para representar o fator trabalho ou emprego, usamos a variável vínculos¹⁴ da Rais.¹⁵ Para representar a variável T da equação (1), que é a nossa variável de política ($w_{i,t}$) da equação (5), usamos a densidade de acessos à banda larga (*DEN_SCM*)¹⁶. Incluímos também, como variáveis de controle, as transferências governamentais decorrentes do Programa Bolsa Família (PBF), das transferências governamentais decorrentes do programa de Benefícios de Prestação Continuada (BPC) e os recursos advindos da Previdência Social, excetuando o BPC (Previ). O parâmetro ϕ_j associado ao termo composto $\log(w_{i,t}) * \text{Dcluster}_{i,j}$ define o efeito sobre o PIB nos municípios inseridos no agrupamento j decorrente de um aumento dos serviços de banda larga.

Tendo em mente a existência de causalidade reversa entre a variável de política e o PIB, usaremos aqui o método de dois estágios (2SLS) para controlar essa suposta endogeneidade. Desse modo, cada variável $\log(w_{i,t}) * \text{Dcluster}_{i,j}$ deve ser instrumentalizada no primeiro estágio conforme o modelo da equação (6).

¹³Esta variável foi criada envolvendo fontes de recursos federais, estaduais e municipais.

¹⁴Emprego que abrange todos os vínculos formais (celetistas, estatutários, temporários, avulsos, entre outros).

¹⁵A Relação Anual de Informações Sociais (Rais) é um registro administrativo sobre o mercado de trabalho formal brasileiro mantido pelo Ministério do Trabalho e Emprego (MTE).

¹⁶Razão entre o número de acessos do Sistema de Comunicação Multimídia (SCM) por grupo de 100 domicílios.

$$\log(w_{i,t})Dcluster_{i,j} = \alpha_{i,j} + \sum_l^L \beta_{j,l} \log(VINST_{i,t,l}) + \eta_{i,t,j} \quad (6)$$

onde l é o índice relativo às variáveis instrumentais ($VINST$).

Cabe ainda um comentário sobre como interpretar os parâmetros da forma funcional log-log que adotamos. Por exemplo, o parâmetro ϕ é a elasticidade do PIB em relação à variável DEN_SCM (densidade de acessos de banda larga). Assim, quando DEN_SCM varia em 1%, o PIB dos municípios do agrupamento j aumenta em $\phi\%$.

A base de dados do presente estudo é composta de dados de 5.564 municípios brasileiros entre 2007 e 2015, e formada por informações oriundas de base de dados distintas, como dados dos censos demográficos do IBGE, registros administrativos dos municípios etc. As variáveis de infraestrutura de banda larga foram cedidas pela Anatel. Estão também disponíveis variáveis de transferências para municípios, incluindo aquelas de programas sociais como PBF e de BPC, cujas bases de dados são administradas pelo Ministério do Desenvolvimento Social e Agrícola (MDS). As informações sobre o emprego são oriundas da Rais. Para obter o valor em termos reais usamos como deflator o IPCA¹⁷.

4.1 Resultados econométricos

Nossa estratégia econométrica é levada a cabo perfazendo um estudo comparativo entre alguns modelos econométricos e verificando se existe ganho de eficiência à medida que introduzimos modelos mais complexos. A Tabela 3 apresenta as regressões para a equação (5) que não contemplam as diferenças entre agrupamentos, enquanto na Tabela 4 essas diferenças são consideradas. Inicialmente, passemos à análise da Tabela 3. Antes de comentarmos os resultados, cabe esclarecer alguns pontos. A escolha do período amostral de 2007 a 2015 procura considerar a maior disponibilidade de informação possível. A diferença no número de observações entre as regressões tem a ver com o fato de que nem todas as variáveis possuem observações disponíveis para todo o período amostral. Portanto, o número de observações está condicionado àquela variável cuja dimensão temporal é menor.

A coluna (1) mostra os resultados obtidos por OLS com intuito apenas de calcular a estatística VIF¹⁸ (Judge et al. 1982), cuja finalidade é checar a ocorrência de multicolinearidade. Como se observa pelo valor médio da VIF, não existe indicação de que isso é verificável. Pode-se contrapor a ideia da utilidade dessa informação na medida em que o nosso método principal recai no modelo de dados em painel, sendo a estatística VIF calculada com base no método de mínimos quadrados ordinários (OLS)¹⁹ para os dados agrupados. Assim, o verdadeiro valor pelo qual a variância dos coeficientes estimados estaria sendo inflacionada não está acessível quando se aplica o método de dados em painel. De fato, isso é verdade. Contudo, o viés obtido pela estatística

¹⁷Índice de preço ao consumidor amplo (IBGE 2010).

¹⁸Variation Inflation Factor (VIF). Um valor abaixo de 5.00 indica a não ocorrência de problema de multicolinearidade.

¹⁹Ordinary least square.

VIF tem uma propensão a estar acima do verdadeiro valor que inflaciona a variância de cada coeficiente quando se emprega a metodologia de dados em painel, porque essa técnica tem a vantagem de diminuir a colinearidade entre os regressores (Baltagi 1995).

As duas colunas seguintes apresentam os resultados obtidos por dados em painel para efeito aleatório (RE) e o efeito fixo (FE). Por hipótese, assumimos nesses dois modelos que os regressores são exógenos, ou seja, que inexistente correlação entre as variáveis explicativas e o erro idiossincrático $\varepsilon_{i,t}$, mas não que possa haver correlação entre os regressores e o componente individual de erro. O teste de Pagan e Breusch não suporta a hipótese nula de que a variância do efeito individual é zero. Portanto, a variância dos resíduos reflete diferenças individuais²⁰. Este fato nos permite avançar na análise do modelo de dados em painel sugerindo aplicação do teste de Hausman que, por sua vez, indica a rejeição da hipótese nula de não correlação entre o componente individual e o conjunto dos regressores. Essa correlação aparece principalmente nas variáveis *VÍNCULOS*, *RECEITA* e *PBF*, devido à diferença entre os valores gerados pelos estimadores RE e FE.

Nas colunas 4, 5 e 6 da Tabela 3 são mostrados os resultados obtidos pela aplicação do método de variáveis instrumentais, visando corrigir o problema de endogeneidade ou causalidade reversa entre o produto do município (PIBM) e a densidade de banda larga (*DEN_SCM*). Usamos um conjunto de instrumentos na regressão da coluna 5 maior que aquele usado em relação à regressão que aparece na coluna 4. Na coluna 6, são mostrados os resultados gerados pela aplicação do método de primeira diferença (FD). Os testes de especificação descritos na seção 4.1 foram aplicados sobre as regressões (IV). Por economia, são mostrados apenas os resultados obtidos a partir do modelo estimado da coluna 4. Os mesmos testes foram aplicados nos modelos das colunas 5 e 6, e indicaram que os resultados se mantêm qualitativamente inalterados em relação ao modelo da coluna 4.

O problema do modelo de variáveis instrumentais (IV) recai, sobretudo, na escolha correta dos instrumentos. Os critérios estatísticos que definem uma variável instrumental já foram descritos anteriormente. No entanto, vale a pena discorrer de modo mais intuitivo, de forma a justificar a escolha do nosso conjunto de instrumentos. Apresentar correlação com a variável endógena e não correlacionada com o distúrbio são os critérios básicos para que uma variável possa ser empregada como instrumento. No entanto, essas duas condições podem ser expressas de forma mais intuitiva dizendo que a variável instrumental tem efeito sobre a variável endógena, mas não tem influência direta sobre a variável dependente da regressão. Sendo assim, testaremos como variáveis instrumentais aquelas relacionadas à infraestrutura da banda larga. Usamos três conjuntos de variáveis instrumentais:

$$IV_1 = [DEN_STFC, 521_KBPS].$$

$$IV_2 = [IV_1, 3G, OUTRAS].$$

²⁰A não rejeição da hipótese nula do teste de Breusch-Pagan indicaria que o modelo deve ser estimado usando uma regressão OLS com dados agrupados (POLS ou Pooling OLS).

IV_3 = [IV_2, OPERADORAS, ERBS].

em que:

DEN_STFC: densidade de acessos por telefonia fixa por 100 domicílios;

521_KBPS: número de acessos na faixa de velocidade entre 521 Kbps e 2 Mbps de banda larga por DDD;

3G: número de acessos por tecnologia 3G por município;

OUTRAS: número de acessos por outras tecnologias além de 2G e 3G;

OPERADORAS: número de operadoras de telefonia móvel que operam no município; e

ERBS: números de estações de Rádio Base (agregado por todas as tecnologias, 2G, 3G e 4G) por município.

Fonte: Dados diretamente fornecidos pela Anatel.

Vejam como podemos defender a hipótese de que esse conjunto de variáveis podem ser candidatos a bons instrumentos. Vejamos o caso da variável *DEN_STFC*. Naturalmente, o uso dessa variável para instrumentalizar a banda larga não está isento de crítica, na medida em que a telefonia fixa, tal como a banda larga, pode ser igualmente vista como um insumo de produção e porque também é um meio de troca de informação como a tecnologia de banda larga. De fato, Norton (1992) observou, em estudo feito com base em uma amostra de 47 países para o período 1957-1977, que a variável de telefonia fixa apresentou sinal positivo, sendo estatisticamente significativa. Norton (1992) conclui que a infraestrutura de telefonia fixa tem impacto positivo sobre o crescimento. Não obstante a questão de que o referido estudo não trata a contento a questão da causalidade reversa, vale a colocação de que o impacto direto da telefonia fixa sobre o produto, embora tenha sido significativo no passado, já não seria tão relevante no presente e se dissipou, enquanto os efeitos diretos da expansão da banda larga são inúmeros, indo muito além da simples troca de informação. Nesse caso, a estrutura de telefonia fixa atualmente serviria de ponte para expansão dos serviços de banda larga, enquanto esta última teria implicações substanciais sobre a economia. De mesma forma, justificamos o uso das demais variáveis como instrumentos apelando para o fato de que elas têm efeito indireto sobre o PIB devido ao seu efeito direto sobre a banda larga.

Nas colunas 4, 5 e 6 da Tabela 3 são mostrados os resultados do primeiro estágio das regressões. Por economia, não mostramos esses mesmos resultados na Tabela 4 porque teríamos que mostrá-los para cada regressão da variável *DEN_SCM_I*, $I = 1, \dots, 6$. No entanto, podemos adiantar que os resultados para o primeiro estágio são qualitativamente semelhantes aos obtidos para as regressões IV da Tabela 3²¹. Interessante notar que os coeficientes são significativos e apresentam os sinais “esperados”. No caso da variável *DEN_STFC*, temos a correlação positiva entre essa variável e *DEN_SCM*, o que está em conformidade com a ideia já colocada acerca da estrutura de telefonia fixa servir como suporte para ampliação do serviço de banda larga. No que diz respeito às variáveis relacionadas à velocidade de transmissão de dados (*512_KBPS*) e à tecnologia (*3G* e *OUTRAS*), estas apresentam sinal positivo em conformidade com a literatura sobre demanda de banda larga. O

²¹Os resultados econômicos podem ser obtidos mediante contato com os autores.

sinal positivo para o coeficiente da variável *OPERADORAS* pode estar associado ao fato que, quanto maior a quantidade de empresas de telecomunicação atuando em um município, maior o acesso à banda larga; seja por razão do preço em decorrência do aumento da competição, seja devido à maior disponibilidade do serviço.

A variável *ERBS* não apresenta significância. Isso provavelmente é explicado pela existência de colinearidade dessa variável com outro instrumento²². O teste de redundância indica a relevância dos instrumentos assumindo a hipótese nula de que a eficiência assintótica da estimativa não é melhor quando se expande o conjunto de variáveis instrumentais. Testamos as hipóteses de que o conjunto de instrumentos *IV_2* é redundante em relação ao conjunto *IV_1* e de que o conjunto *IV_3* é redundante em relação ao conjunto *IV_2*. Em ambos os casos a hipótese nula de redundância foi rejeitada. No entanto, o ganho de eficiência é pequeno quando se emprega o conjunto *IV_3*. O que é compatível com o que foi comentado acerca da não significância da variável *ERBS* no primeiro estágio da regressão. No que se refere aos demais testes de especificação, temos que o teste de Stock e Sogo rejeita a hipótese de fraqueza dos instrumentos, enquanto o teste de Wu-Hausman rejeita a hipótese nula de que a variável *DEN_SCM* é exógena. O teste de subidentificação não permite rejeitar a hipótese de que o conjunto de instrumentos não seja correlacionado com a variável endógena.

Passamos, por fim, para análise dos coeficientes estimados para a regressão principal. No que se refere às variáveis de controle, temos que *EMPREGO*, variável relacionada ao emprego formal, apresenta significância estatística e sinal esperado em todos os modelos. O modelo que estimamos é do tipo log-log. Assim, o coeficiente estimado representa a elasticidade do PIB municipal com relação à variável explicativa. Desse modo, tomando a coluna 4 da Tabela 3, temos que para cada 1% de crescimento na variável *EMPREGO*, há 0,10% de crescimento do PIB do município. No que se refere às demais variáveis de controle, se fosse o caso, caberia maior investigação. Cabe destacar que *em todas as regressões* a variável *DEN_SCM* mostra sinal positivo e significância estatística. Isso demonstra que a expansão dos serviços de banda larga tem efeito positivo sobre o PIB municipal.

Considerando a Tabela 3, observa-se que, embora a elasticidade do PIB municipal com relação à banda larga seja positiva, existe diferença de valor dessa medida entre os agrupamentos. O maior impacto ocorre, em conformidade com o esperado, no agrupamento 1, que é aquele composto por municípios de maior renda *per capita* e alta concentração urbana. O segundo maior efeito está vinculado ao agrupamento de municípios 3, cuja economia se concentra nos setores de serviço, comércio e construção, que a literatura tem apontando como setores que se beneficiam fortemente da introdução da banda larga. Interessante notar que o efeito sobre o agrupamento 2 também é expressivo. Esta região é marcada por uma alta participação da população rural (45%), forte participação do setor agrícola na economia e alta renda *per capita*. Aqui, portanto, se insere o setor agrícola de maior dinamismo. Os agrupamentos 5 e 6 são os mais pobres, de menor renda *per capita*. O agrupamento 6 é o que concentra menor taxa de urbanização e elevada participação do setor agrícola em

²²A estatística VIF para a regressão do primeiro estágio mostrou que *ERBS* é a variável que apresenta maior inflação da variância após *512_KBPS*. Deduz-se que a variável *ERBS* não detém informação relevante que já não esteja contida na variável *512_KBPS*.

relação aos demais setores. Não obstante tudo isso, ambos os agrupamentos assinalam o efeito da banda larga sobre a economia.

De modo a validar os resultados obtidos e apresentados nas tabelas 3 e 4, usaremos outra variável *proxy* denotada por banda ACS_SCM, definida como o número de acessos SCM²³ por habitante. Usaremos essa variável para testar a hipótese de que o efeito da banda larga sobre o PIB cresce até determinado nível, mas arrefece ao ultrapassá-lo. Em outras palavras, a relação que descreve o impacto da banda larga sobre o produto é do tipo “U invertido”. Para isso, criamos variáveis para determinar seis faixas de acesso com base nos percentis $q(10)$ ²⁴, $q(25)$, $q(50)$, $q(75)$, $q(90)$ e $q(99)$, calculados para a variável ACS_SCM. Por exemplo, a variável ACM_SCM_25 indica o número de acessos SCM maior $q(10)$ e menor ou igual a $q(25)$. Os resultados da regressão são mostrados na Tabela 5. Tomando por base os resultados da coluna 6 dessa tabela, vemos que o efeito da banda é positivo para todas as faixas de acesso. Contudo, tais resultados parecem corroborar a hipótese de que o maior impacto acontece dentro das faixas intermediárias de acesso.

5 Comentários Finais

Este estudo procurou avaliar o impacto da expansão da banda larga no Brasil. Isso foi feito com base em diversos modelos de dados em painel para a população de municípios brasileiros para o período 2007-2014. Pode-se constatar que, de fato, a banda larga tem efeito positivo sobre o crescimento do PIB municipal e que esse efeito ocorre de modo diferenciado regionalmente. Tais resultados estão em conformidade com a literatura, inclusive com aquela referente aos estudos feitos para o Brasil. Nossa pesquisa também identificou que o efeito da expansão da banda larga acontece de modo distinto entre agrupamentos de municípios com características similares.

O efeito mais expressivo da expansão do acesso à banda larga ocorre nos municípios de maior renda *per capita* com alta concentração urbana. Municípios com forte concentração nos setores de serviço, comércio e construção se beneficiam fortemente da banda larga. O impacto da banda larga é também expressivo nos municípios ligados à parcela mais dinâmica do setor agrícola. Nos municípios mais pobres, o efeito da expansão da banda larga, embora seja positivo, acontece com menor intensidade. Observamos ainda que o menor impacto econômico recai sobre os *clusters* 5 e 6, cujos municípios estão na sua maior parte situados nas regiões Norte e Nordeste. No entanto, deve-se ter em perspectiva que, segundo dados da Anatel, 58% dos municípios dessas regiões possuem infraestrutura de banda larga bastante precária²⁵. Além disso, as regiões Norte e Nordeste também apresentam as mais baixas velocidades de banda larga, o que naturalmente implica menor qualidade. Assim, o menor efeito da banda larga sobre a economia dos municípios das regiões Norte e Nordeste possivelmente seja explicado pela baixa eficiência desse serviço. Portanto, como proposta de política pública, fica a sugestão de considerar um programa que minimize as disparidades regionais de acesso à banda larga; não somente em termos do acesso, mas também de qualidade. Não incorpo-

²³Sistema de comunicação multimídia.

²⁴ $q(10)$: percentis de 10%.

²⁵Não possuem *backhaul* de fibra.

Tabela 3: Regressões: variável dependente – PIB municipal

Regressores	OLS (1)	RE (2)	FE (3)	IV-FE (4)	IV-FE (5)	IV-FD (6)
CTE	1,677 (0,000)	4,372 (0,000)	10,143 (0,000)	11,271 (0,000)	11,302 (0,000)	0,045 (0,000)
EMPREGO	0,684 (0,000)	0,172 (0,000)	0,084 (0,000)	0,103 (0,000)	0,107 (0,000)	0,037 (0,000)
RECEITA	0,230 (0,000)	0,068 (0,000)	-0,007 (0,000)	-0,003 (0,124)	-0,003 (0,178)	0,004 (0,000)
PBF	0,036 (0,002)	0,172 (0,000)	-0,004 (0,000)	-0,001 (0,949)	-0,004 (0,521)	-0,003 (0,679)
PREVI	0,048 (0,000)	0,002 (0,000)	-0,030 (0,000)	-0,018 (0,000)	-0,018 (0,000)	0,001 (0,695)
PBC	-0,049 (0,002)	0,004 (0,000)	-0,004 (0,304)	-0,022 (0,000)	-0,024 (0,004)	-0,001 (0,604)
DEN_SCM	0,077 (0,000)	0,068 (0,000)	0,067 (0,000)	0,077 (0,000)	0,079 (0,000)	0,021 (0,000)
VIF Média	2,63	-	-	-	-	-
Teste de Breusch-Pagan	-	82824 (0,000)	-	-	-	-
Teste de Hausman	-	-22323 (0,000)	-	-	-	-
Teste F de Anderson-Rubin ¹	-	-	-	1960,81 (0,000)	-	-
Teste F de Stock-Yogo ²	-	-	-	24591,68 (16,85)	-	1916,98 (0,000)
Teste de sub-identificação ³	-	-	-	21239,68 (0,000)	-	-
Teste Qui2 de Sargan/Hansen ⁴	-	-	-	1649,79 (0,000)	-	-
Teste F de Wu-Hausman ⁵	-	-	-	575,71 (0,000)	605,842 (0,000)	34,958 (0,000)
R ² ⁸	0,90	0,88	0,74	-	-	-
DEN_STFC 1_ESTÁGIO	-	-	-	0,198 (0,000)	0,215 (0,000)	0,404 (0,000)
512_KBPS 1_ESTÁGIO	-	-	-	0,625 (0,000)	0,623 (0,000)	0,462 (0,000)
Teste de Redundância ⁶	-	-	-	10000 (0,000)	-	-
3G 1_ESTÁGIO*	-	-	-	0,348 (0,000)	0,353 (0,000)	0,086 (0,000)
OUTRAS 1_ESTÁGIO*	-	-	-	0,444 (0,000)	0,423 (0,000)	0,257 (0,000)
Teste de Redundância ⁷	-	-	-	-	-	-
OPERADORAS 1_ESTÁGIO*	-	-	-	-	0,127 (0,000)	0,84 (0,017)
ERBS 1_ESTÁGIO*	-	-	-	-	0,012 (0,612)	0,047 (0,104)
NOBS	44511	44511	44511	32646	32037	26484

Fonte: Elaborada pelos autores.

Notas: ¹: Teste Wald para verificar a significância do regressor endógeno na equação estrutural. ²: Testa a hipótese de “identificação fraca” que surge quando os instrumentos excluídos são correlacionados com regressores endógenos, mas apenas fracamente. A estatística F de Cragg e Donald (1993) está na parte superior da célula. Valor entre parênteses: máximo de 5% de viés relativo da variável instrumental. ³: Teste LM para verificar a hipótese de que se os instrumentos excluídos são “relevantes”, isto é, correlacionado com os regressores endógenos. ⁴: Testa um subconjunto de condições de ortogonalidade, isto é, é um teste da exogeneidade de um ou mais instrumentos. ⁵: Teste de endogeneidade: sob a hipótese nula o regressor endógeno é tratado como se fosse exógeno. ⁶: Testa a hipótese de que os dois próximos instrumentos excluídos na coluna são redundantes, ou seja, se a eficiência assintótica da estimativa não é melhorada ao usá-los. ⁷: Testa a hipótese de que os dois próximos instrumentos excluídos na coluna são redundantes, ou seja, se a eficiência assintótica da estimativa não é melhorada ao usá-los. ⁸: Considera-se o R² “overall” no modelo de dados em painel.

Tabela 4: Regressões com *clusters*: variável dependente – PIB municipal

	RE (1)	FE (2)	IV-FE (3)	IV-FE (4)	IV-GMM ¹ (5)
CTE	4,723 (0,000)	10,170 (0,000)	11,171 (0,000)	11,221 (0,000)	0,983 (0,000)
EMPREGO	0,359 (0,000)	0,122 (0,000)	0,101 (0,000)	0,104 (0,000)	0,103 (0,000)
RECEITA	0,067 (0,000)	-0,006 (0,000)	-0,002 (0,235)	-0,002 (0,264)	-0,002 (0,399)
PBF	0,188 (0,000)	-0,080 (0,000)	0,003 (0,604)	-0,001 (0,877)	-0,002 (0,729)
BPC	0,004 (0,000)	-0,004 (0,000)	-0,019 (0,021)	-0,002 (0,012)	-0,017 (0,000)
PREVI	0,034 (0,000)	-0,030 (0,000)	-0,016 (0,000)	-0,016 (0,001)	-0,012 (0,017)
DEN_SCM_1	0,136 (0,000)	0,083 (0,000)	0,100 (0,000)	0,099 (0,000)	0,099 (0,000)
DEN_SCM_2	0,072 (0,000)	0,063 (0,000)	0,084 (0,000)	0,084 (0,000)	0,084 (0,000)
DEN_SCM_3	0,089 (0,000)	0,076 (0,000)	0,094 (0,000)	0,095 (0,000)	0,094 (0,000)
DEN_SCM_4	0,063 (0,000)	0,069 (0,000)	0,084 (0,000)	0,084 (0,000)	0,084 (0,000)
DEN_SCM_5	0,048 (0,000)	0,057 (0,000)	0,062 (0,000)	0,063 (0,000)	0,064 (0,000)
DEN_SCM_6	0,043 (0,000)	0,069 (0,000)	0,076 (0,000)	0,078 (0,000)	0,078 (0,000)
Teste de Hausman	-20947,34 (0,000)	-	-	-	-
Teste de Breusch-Pagan	81910,61 (0,000)	-	-	-	-
Teste F de Anderson-Rubin	-	-	355,53 (0,000)	-	-
Teste de subidentificação	-	-	21199,28 (0,000)	-	-
Teste Qui2 de Sargan/Hansen	-	-	1719,21 (0,000)	-	-
Teste F de Wu-Hausman	-	-	740,49 (0,000)	738,59 (0,000)	713,32 (0,000)
Teste de Redundância ²	-	-	6800,00 (0,000)	-	-
Teste de Redundância ³	-	-	-	820,95 (0,000)	822,46 (0,000)
R2	0,88	0,76	-	-	-
NOBS	44511	44511	32644	32037	32037

Notas: ¹: GMM com correção de autocorrelação serial de ordem dois. ²: testa a hipótese de que as variáveis 3G e OUTRAS são redundantes como instrumentos. ³: testa a hipótese de que as variáveis OPERADORAS e ERBS são redundantes.

Tabela 5: Regressões por faixa de acesso: variável dependente – PIB municipal

	RE (1)	FE (2)	RE (3)	FE (4)	IV (5)	IV (6)
CTE	5,288 (0,000)	10,568 (0,000)	5,299 (0,000)	10,557 (0,000)	11,562 (0,000)	11,607 (0,000)
EMPREGO	0,382 (0,000)	0,127 (0,000)	0,376 (0,000)	0,125 (0,000)	0,108 (0,000)	0,111 (0,000)
RECEITA	0,067 (0,000)	-0,006 (0,000)	0,070 (0,000)	-0,003 (0,16)	-0,004 (0,003)	-0,004 (0,036)
PBF	0,166 (0,000)	0,078 (0,000)	0,165 (0,000)	0,075 (0,000)	0,015 (0,009)	0,012 (0,043)
BPC	0,044 (0,000)	-0,004 (0,000)	0,005 (0,000)	-0,003 (0,012)	-0,002 (0,001)	-0,003 (0,000)
PREVI	0,037 (0,000)	-0,028 (0,000)	0,040 (0,000)	-0,025 (0,000)	-0,022 (0,017)	-0,022 (0,000)
ACS_SCM	0,068 (0,000)	0,067 (0,000)	-	-	-	-
ACS_SCM_10 ¹	-	-	0,071 (0,000)	0,070 (0,000)	0,070 (0,000)	0,071 (0,000)
ACS_SCM_25	-	-	0,076 (0,000)	0,072 (0,000)	0,075 (0,000)	0,077 (0,000)
ACS_SCM_50	-	-	0,095 (0,000)	0,089 (0,000)	0,092 (0,000)	0,093 (0,000)
ACS_SCM_75	-	-	0,100 (0,000)	0,095 (0,000)	0,103 (0,000)	0,106 (0,000)
ACS_SCM_90	-	-	0,109 (0,000)	0,102 (0,000)	0,123 (0,000)	0,130 (0,000)
ACS_SCM_99	-	-	0,163 (0,000)	0,127 (0,000)	0,113 (0,000)	0,080 (0,000)
Teste de Hausman	-21677,09 (0,000)	-	-21766,26 (0,000)	-	-	-
Teste de Breusch-Pagan	82069,55 (0,000)	-	82304,59 (0,000)	-	-	-
Teste F de Anderson-Rubin	-	-	-	-	261,17 (0,000)	174,28 (0,000)
Teste de subidentificação	-	-	-	-	3917,93 (0,000)	4206,61 (0,000)
Teste Qui2 de Sargan/Hansen	-	-	-	-	1326,73 (0,000)	1404,96 (0,000)
Teste de Wu-Hausman	-	-	-	-	49,987 (0,000)	47,842 (0,000)
Teste de Redundância ²	-	-	-	-	61000,00 (0,000)	-
Teste de Redundância ³	-	-	-	-	-	4206,00 (0,000)
R2	0,75	0,76	0,87	-	-	-
NOBS	44098	44098	44098	44098	32540	31935

Notas: ¹: *ACS_SCM_10*: percentil de 10% $q(10)$ da variável. ²: testa a hipótese de que as variáveis *3G* e *OUTRAS* são redundantes como instrumentos. ³: testa a hipótese de que as variáveis *OPERADORAS* e *ERBS* são redundantes.

rar esse ponto em uma agenda prioritária de política pública pode levar ao aprofundamento da desigualdade entre as regiões do Brasil.

Também testamos a hipótese de que o efeito do acesso à banda larga sobre o produto é do tipo “U invertido”. Essa hipótese assinala que tal efeito é crescente até determinado nível de acesso, mas diminui após ultrapassá-lo. Os resultados econométricos não evidenciam que essa hipótese possa ser negada.

Podemos usar os resultados descritos nos parágrafos anteriores para embasar algumas sugestões de políticas públicas que visem regular os investimentos em banda larga no Brasil. A incorporação das informações advindas do exercício de clusterização permitiu identificar que o impacto econômico ocorre de forma diferenciada entre os agrupamentos de municípios homogêneos. Com base nisso, deve-se, numa primeira instância, partilhar os investimentos de modo que o maior peso incida sobre os *clusters* onde o efeito decorrente da expansão da banda larga é maior. O menor peso deve estar associado aos *clusters* cujo efeito econômico da banda larga é menor. Num segundo momento, a dispersão dos investimentos dentro dos *clusters* deve se dar de modo a priorizar os municípios que possuem a economia concentrada em setores nos quais a banda larga tem maior impacto econômico e, concomitantemente, deve procurar fazer que a distribuição dos acessos à banda larga se concentre em torno dos níveis médios de acessos de maneira a considerar os resultados da Tabela 3.

Referências Bibliográficas

- Baltagi, B. H. (1995), *Econometric Analysis of Panel Data*, New Jersey: Wiley.
- Barro, R. J. & Sala-i Martin, X. (1995), *Economic growth*, New York: McGraw-Hill.
- Berry, M. & Linoff, G. (1997), *Data Mining techniques*, New York: Wiley.
- Calinski, T. & Harabasz, J. (1974), ‘A dendrite method for cluster analysis’, *Communications in Statistics* 3, 1–27.
- Czernich, N., Falck, O., Kretschmer, T. & Woessmann, L. (2009), *Broadband infrastructure and economic growth*, CESifo.
- Duda, R. O. & Hart, P. E. (1973), *Pattern classification and scene analysis*, New York: Wiley.
- Fonseca, H. M. M. (2015), *Ensaio em teoria de contratos aplicada no setor de telecomunicações com foco nos investimentos*, PhD thesis, Tese (Doutorado) –, Brasília: Universidade de Brasília.
- Hartigan, J. A. (1975), *Clustering algorithms*, New Jersey: Wiley.
- IBGE (2010), *Censo Demográfico 2010*, Rio de Janeiro: IBGE. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística.
- Judge, G., Hill, R. C., Griffiths, W. E., Lutkepohl, H. & Lee, T. C. (1982), *Introduction to the theory and practice of econometrics*, New York: Wiley.

Katz, R. L. (2012), *The economic and social impact of telecommunications output: empirical evidence in the US and Europe*, Brussels.

Khattree, R. & Naik, D. N. (2000), *Multivariate data reduction and discrimination with SAS software*, Cary, NC: SAS.

Koutroumpis, P. (2009), 'The Economic Impact of Broadband on Growth: A Simultaneous Approach', *Telecommunications Policy* 33(9), 471–485.

Lattin, J., Carrol, D. & Green, P. (2011), *Análise de dados multivariados*, São Paulo: Cengage.

Macedo, H. R. & Carvalho, A. X. Y. (2010a), 'Aumento do acesso à internet em banda larga no Brasil e sua possível relação com o crescimento econômico: uma análise de dados em painel'.

Macedo, H. R. & Carvalho, A. X. Y. (2010b), 'Aumento da penetração do serviço de acesso à internet em banda larga e seu possível impacto econômico: análise através de sistema de equações simultâneas de oferta e demanda'.

Norton, S. W. (1992), 'Transaction Costs, Telecommunications, and the Microeconomics of Macroeconomic Growth', *Economic Development and Cultural Change* 40, 175–196.

Qiang, C. & Rossotto, C. (2009), Economic Impacts of Broadband, in 'In: Information and Communications for Development 2009: Extending Reach and Increasing Impact', Washington, D.C.: World Bank, p. 35-50.

Roller, L. & Waverman, L. (2001), 'Telecommunications and Infrastructure and Economic Development: A Simultaneous Approach', *American Economic Review* 91(4), 909–923.

Stiroh, K. (2002), 'Information technology and the U. S. productivity revival', *American Economic Review* 92(5), 1559–1576.

Apêndice A

Tabela 6: Lista de variáveis

Nome da Variável	Eixos
perc_mulheres_10 a 14_tiveram_filhos	Social
perc_mulheres_15 a 17_tiveram_filhos	Social
perc_população_10 a 14 anos	Social
perc_população_11 a 13 anos	Social
perc_população_11 a 14 anos	Social
perc_população_12 a 14 anos	Social
perc_população_15 a 17 anos	Social
perc_população_15 a 17 anos 2	Social
perc_população_15 a 24 anos	Social
perc_população_15 anos ou mais	Social
perc_população_16 a 18 anos	Social
perc_população_18 a 20 anos	Social
perc_população_18 a 24 anos	Social
perc_população_18 anos ou mais	Social
perc_população_18 anos ou mais 2	Social
perc_população_19 a 21 anos	Social
perc_população_1 a 3 anos	Social
perc_população_25 anos ou mais	Social
perc_população_4 anos	Social
perc_população_5 anos	Social
perc_população_65 anos ou mais	Social
perc_população_6 a 10 anos	Social
perc_população_6 a 17 anos	Social
perc_população_6 anos	Social
perc_população_até 1 ano	Social
perc_população_residente_feminina	Social
perc_população_residente_masculina	Social
perc_população_rural	Social
perc_população_urbana	Social
taxa_envelhecimento	Social
taxa_fecundidade	Social
expec_anos_estudo	Social
perc_0 a 3_na_escola	Social
perc_11 a 13_anos_fund_quase_completo	Social
perc_11 a 14_na_escola	Social
perc_12 a 14_anos_fund_quase_completo	Social
perc_15 a 17_anos_no_fundamental	Social
perc_15 a 17_na_escola	Social
perc_15 a 17_anos_fund_completo	Social
perc_15 a 17_anos_médio_1_ano_atraso	Social
perc_15 a 17_anos_médio_2_anos_ou_mais_atraso	Social
perc_15 a 17_anos_médio_sem_atraso	Social

Tabela 6: Lista de variáveis (continuação)

Nome da Variável	Eixos
perc_15 a 17 anos_no_superior	Social
perc_16 a 18 anos_fund_completo	Social
perc_18 a 20 anos_médio_completo	Social
perc_18 a 24_anos_no_fundamental	Social
perc_18 a 24_na_escola	Social
perc_18 a 24 anos_fund_completo	Social
perc_18 a 24 anos_médio_completo	Social
perc_18 a 24 anos_no_médio	Social
perc_18 anos ou mais_fund_completo	Social
perc_18 anos ou mais_médio_completo	Social
perc_19 a 21 anos_médio_completo	Social
perc_25 a 29_na_escola	Social
perc_25 anos ou mais_fund_completo	Social
perc_25 anos ou mais_médio_completo	Social
perc_25 anos ou mais_superior_completo	Social
perc_4 a 5_na_escola	Social
perc_4 a 5 anos_no_fundamental	Social
perc_4 a 6_na_escola	Social
perc_5 a 6_na_escola	Social
perc_6 a 14 anos_fundam_1 ano_atraso	Social
perc_6 a 14 anos_fundam_2 anos ou mais_atraso	Social
perc_6 a 14 anos_fundam_sem_atraso	Social
perc_6 a 14 anos_na_escola	Social
perc_6 a 14 anos_no_médio	Social
perc_6 a 17 anos_básico_1 ano_atraso	Social
perc_6 a 17 anos_básico_2 anos ou mais_atraso	Social
perc_6 a 17 anos_básico_sem_atraso	Social
perc_6 a 17 anos_na_escola	Social
perc_6 anos_na_escola	Social
perc_crianças_em_dom_sem_fund_completo	Social
taxa_analf_11 a 14 anos	Social
taxa_analf_15 a 17 anos	Social
taxa_analf_15 ou mais	Social
taxa_analf_18 a 24 anos	Social
taxa_analf_18 ou mais	Social
taxa_analf_25 a 29 anos	Social
taxa_analf_25 ou mais	Social
taxa_freq_líquida_básico	Social
taxa_freq_líquida_fundam	Social
taxa_freq_líquida_médio	Social
taxa_freq_líquida_pré-escola	Social
taxa_freq_líquida_superior	Social
perc_pop_dom_com_coleta_lixo	Social
perc_pop_dom_densidade_maior_2	Social
perc_pop_dom_energia_életrica	Social
perc_pop_em_dom_água_encanada	Social

Tabela 6: Lista de variáveis (continuação)

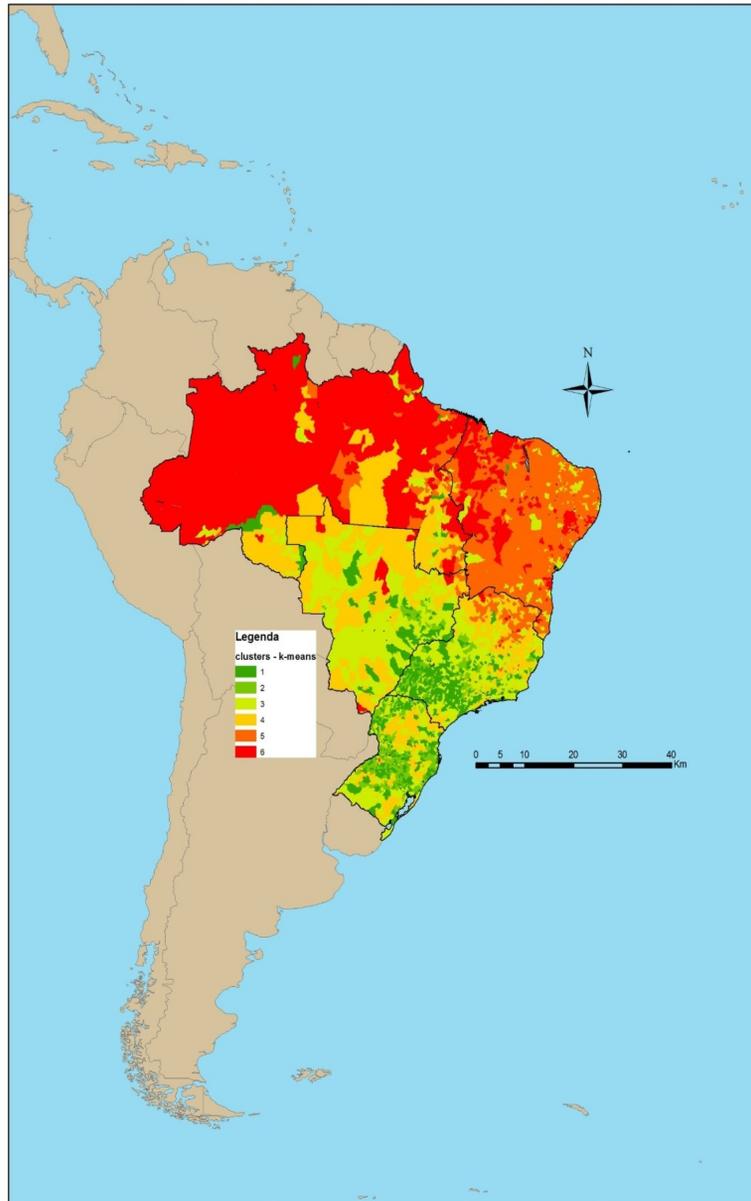
Nome da Variável	Eixos
perc_pop_em_dom_banheiro_e_água_encanada	Social
perc_pop_total_em_dom_particulares_permanentes	Social
perc_pessoas_dom_água_esgoto_inadequados	Social
perc_pessoas_dom_paredes_inadequadas	Social
perc_pessoas_em_dom_sem_energia_életrica	Social
índice_gini	Economia
índice_theil_1	Economia
perc_crianças_extrem_pobres	Economia
perc_crianças_pobres	Economia
perc_crianças_vulneráveis_à_pobreza	Economia
perc_extremamente_pobres	Economia
perc_mães_chefes_familia_sem_fund_completo_filhos_menos_15	Economia
perc_pessoas_15_a_24_nem_estudo_nem_trabalho_vuln_à_pobreza	Economia
perc_pessoas_18_ou_mais_sem_fund_completo_ocup_informal	Economia
perc_pessoas_dom_vuln_à_pobreza_sem_fund_completo	Economia
perc_pessoas_em_dom_vuln_à_pobreza_com_idosos_dependentes	Economia
perc_pessoas_vuln_à_pobreza_gasta_mais_de_1_hora_até_trabalho	Economia
perc_pobres	Economia
perc_vulneráveis_à_pobreza	Economia
razão_10_mais_ricos_a_40_mais_pobres	Economia
razão_20_mais_ricos_a_40_mais_pobres	Economia
razão_dependência	Economia
esperança_de_vida_ao_nascer	Social
mort_até_5_anos	Social
mort_infantil	Social
prob_sobrev_até_40_anos	Social
prob_sobrev_até_60_anos	Social
grau_formalizacao_ocupados_18_anos_ou_mais	Economia
perc_PEA_10_a_14_anos	Economia
perc_PEA_10_anos_ou_mais	Economia
perc_PEA_15_a_17_anos	Economia
perc_PEA_18_ou_mais_anos	Economia
perc_empregadores_18_anos_ou_mais	Economia
perc_empregados_cart_assinada_18_anos_ou_mais	Economia
perc_ocupados_com_renda_até_1_sm_18_anos_ou_mais	Economia
perc_ocupados_com_renda_até_2_sm_18_anos_ou_mais	Economia
perc_ocupados_com_renda_até_3_sm_18_anos_ou_mais	Economia
perc_ocupados_com_renda_até_5_sm_18_ano_sou_mais	Economia
perc_ocupados_fund_completo_18_anos_ou_mais	Economia
perc_ocupados_indústria_transf_18_anos_ou_mais	Economia
perc_ocupados_médio_completo_18_anos_ou_mais	Economia
perc_ocupados_no_SIUP_18_anos_ou_mais	Economia
perc_ocupados_sem_renda_18_anos_ou_mais	Economia
perc_ocupados_superior_completo_18_anos_ou_mais	Economia
perc_renda_vindo_de_trabalho	Economia
perc_setor_agropecuário_18_anos_ou_mais	Economia

Tabela 6: Lista de variáveis (continuação)

Nome da Variável	Eixos
perc_setor_comércio_18 anos ou mais	Economia
perc_setor_construção_18 anos ou mais	Economia
perc_setor_extrativo_mineral_18 anos ou mais	Economia
perc_setor_público_18 anos ou mais	Economia
perc_setor_serviços_18 anos ou mais	Economia
perc_trabs_conta_própria_18 anos ou mais	Economia
perc_trabs_sem_carteira_18 anos ou mais	Economia
renda_per_capita_décimo_mais_rico	Economia
renda_per_capita_média_extrem_pobres	Economia
renda_per_capita_média_pobres	Economia
renda_per_capita_média_vulnerável_à_pobreza	Economia
renda_per_capita_quinto_mais_rico	Economia
renda_per_capita_quinto1_mais_pobre	Economia
renda_per_capita_quinto2_mais_pobre	Economia
renda_per_capita_quinto3_mais_pobre	Economia
renda_per_capita_quinto4_mais_pobre	Economia
renda_per_capita_sem_nulos	Economia
rendimento_média_ocupados_18 anos ou mais	Economia
taxa_desocupação_10 a 14 anos	Economia
taxa_desocupação_10 anos ou mais	Economia
taxa_desocupação_15 a 17 anos	Economia
taxa_desocupação_18 a 24 anos	Economia
taxa_desocupação_18 anos ou mais	Economia
taxa_desocupação_25 a 29 anos	Economia
renda_per_capita	Economia

Apêndice B

Figura 6: Mapa do agrupamento para os seis *clusters* pelo método *k-means*



Fonte: Elaboração pelos autores.

CONCORRÊNCIA E DEMANDA POR TRABALHO NO BRASIL: O CASO DA COMPETIÇÃO EXTERNA

CECILIA MOREIRA BORGES LOOS ESSINGER*
EDUARDO PONTUAL RIBEIRO†

Resumo

Mudanças no poder de mercado de empresas alteram o emprego pela mudança no nível de atividade, mas também pela alteração da sensibilidade do emprego ante a mudanças na receita. Este estudo considera o efeito do grau de competição sobre a demanda por emprego, utilizando mudanças de exposição à competição externa via variações do câmbio e da penetração das importações no Brasil. Os resultados confirmam que maior competição torna o emprego em firmas industriais mais sensível a choques de demanda. O efeito se verifica com variações em preços relativos (taxa de câmbio), mas não na penetração das importações.

Palavras-chave: demanda por trabalho, poder de mercado de produto, comercio internacional, Brasil.

Abstract

Changes in the market power of companies alter labor demand due to changes in the firm output and also by changes in labor revenue elasticity. This paper estimates the effect of changes in competition on labor demand, using the case of foreign competition exposure in Brazil. Our results indicate that lower competition caused by a devaluation of the exchange rate leads to a lower output labor demand elasticity, with no effect from lower import penetration.

Keywords: labor demand, product market power, international trade, Brazil.

JEL classification: F16, J23.

DOI: <http://dx.doi.org/10.11606/1980-5330/ea143991>

* Mestre em Economia pela UFF, Economista pelo IE/UFRJ. Economista de Furnas Centrais Elétricas S.A. c.moreiraborges@gmail.com

† Professor IE/UFRJ e Pesquisador CNPq. eribeiro@ie.ufrj.br

1 Introdução

A relação entre as mudanças de concorrência no mercado de produto e a demanda por trabalho é um tema ainda pouco explorado entre os economistas brasileiros. A linha de pesquisa que lida, de forma indireta, sobre o assunto é a literatura sobre abertura comercial e rendimentos e abertura comercial e emprego (Gonzaga et al. (2006), Dix-Carneiro & Kovak (2019), por exemplo). Para entender o efeito da competição externa sobre o emprego é necessário avaliar as formas com que esta competição alcança o emprego, a saber: alterações na demanda setorial, pela maior competição externa, mas também por alterações na sensibilidade do emprego à receita, ou seja, as elasticidades-emprego. Partindo em geral de modelos Heckscher-Ohlin, que embasou a análise de Gonzaga et al. (2006) para salários, as mudanças no emprego e produção são principalmente de deslocamento de demanda entre setores. Neste trabalho focamos o segundo tema, ou seja, analisar as mudanças (ou não) nas elasticidades do mercado de produto e trabalho, utilizando mudanças no grau de competição para as empresas domésticas em um setor.

Medidas usuais do grau de competição em um setor, como grau de concentração, são claramente endógenas e não permitem uma identificação do efeito da maior competição sobre o emprego (por exemplo Evans et al. (1993)). A medida escolhida para incorporar mudanças exógenas do grau de competição no Brasil advinda das importações é o câmbio. A argumentação da exogeneidade do câmbio frente a movimentos do emprego foi defendida por Guadalupe (2007) e Gourinchas (1999), por exemplo onde o segundo mostra que a taxa de câmbio responde a variáveis monetárias como diferenciais de juros e não a desequilíbrios comerciais de setores ou empresas específicas. O uso de microdados reforça esta avaliação de exogeneidade da taxa de câmbio ao emprego em cada empresa.

O câmbio pode afetar o mercado de produto doméstico, sendo esse efeito transmitido à demanda por trabalho das empresas. Pode-se pensar, de maneira bastante intuitiva, que um câmbio desvalorizado acaba protegendo o mercado nacional da concorrência externa – tudo mais constante – por tornar o produto importado relativamente mais caro para o consumidor brasileiro. Complementando a análise, consideramos também uma segunda medida de competição externa, a penetração de importações, embora esta medida possa ser endógena as empresas por depender da reação das mesmas.

Para o estudo empírico, desenvolvemos o referencial teórico com um modelo de demanda por trabalho de firmas inseridas em um ambiente de competição imperfeita e tecnologia relativamente flexível no grau de substituição entre capital e trabalho (função de produção CES). Com estas hipóteses, o grau de competição pode ser inferido a partir de mudanças na elasticidade demanda por produto das empresas. Para empresas com poder de mercado, o mark-up dos preços sobre os custos (índice de Lerner) é inversamente proporcional à elasticidade demanda por produto (Cahuc & Zylberberg (2004), por exemplo). Neste modelo, o grau de competição irá afetar a elasticidade-produto ou elasticidade valor da produção da demanda por trabalho, sem influenciar a elasticidade-salário condicional. Além disso, o modelo empírico reconhece que a variável de produção disponível em pesquisas industriais não é uma medida de produção física, mas sim a receita (ou valor adicionado em um modelo apenas com capital e trabalho como insumos). Isto altera a expressão da elasticidade-produto (mais precisamente valor da produção) no

modelo empírico.

O recorte temporal escolhido de 1997 a 2008 se dá pela disponibilidade dos microdados da PIA/IBGE a partir de 1997. A análise se restringe até o ano de 2008 para isolar os efeitos da crise mundial. Estudos anteriores do efeito da concorrência internacional sobre o emprego para o Brasil, com dados anteriores a 1997, utilizam dados setoriais ou do mercado de trabalho, como pode ser visto na resenha de Arbache (2003). Em resumo, este artigo pretende avaliar os impactos das mudanças de concorrência externa no mercado de produto sobre as elasticidades da demanda por trabalho. A variável taxa de câmbio real setorial será utilizada como artifício empírico para investigar a mudança de elasticidade-produto da demanda por trabalho, uma vez que as mudanças de concorrência advindas das desvalorizações podem ser consideradas como eventos exógenos, condição necessária para a identificação dos parâmetros do modelo.

Os resultados indicam que a elasticidade-produto e elasticidade-preço exibem comportamento esperado pela teoria. A elasticidade-produto do emprego mostrou-se positiva, enquanto a elasticidade-salário foi negativa. Ambas foram estimadas no longo prazo como elásticas, sugerindo que capital e trabalho seriam *gross substitutes* na tecnologia e o emprego responde de forma mais que proporcional a movimentos do valor da produção. Com relação às variáveis de competição, a medida de penetração de importações não gerou efeitos significativos, além de ter o sinal contraditório com a teoria. Já o câmbio setorial teve efeito esperado e significativo, indicando que um câmbio desvalorizado, que reduz a força competitiva das importações, leva a elasticidades-produto do trabalho menores.

Este trabalho está dividido em quatro partes, além desta introdução. A seção seguinte traz o arcabouço teórico que motiva e estrutura a análise. A seção posterior traz a descrição dos dados, seguido pela seção com as estimativas do modelo empírico. A última seção traz comentários finais.

2 Demanda por trabalho e produto em um ambiente de concorrência monopolista: referencial teórico e modelo empírico

A demanda por trabalho (representado por L) é uma demanda por insumo derivada da demanda por produto. A derivação usual da demanda por trabalho de uma empresa maximizadora de lucros supõe concorrência perfeita de produto. Já Cahuc & Zylberberg (2004) apresentam uma versão em que a empresa possui poder de mercado de produto, inserida em um mercado de concorrência imperfeita, com equação de demanda por produto ou valor adicionado dado por $Y = \delta P^{-\eta}$, onde η é a elasticidade-preço da demanda (em valor absoluto) e δ um termo que trata do tamanho do mercado. Em termos de demanda inversa e receita ou valor adicionado pode-se escrever, respectivamente, $P = \delta^* Y^{-(1/\eta)}$ e $YP = R = \delta * Y^{1-(1/\eta)}$. Em um modelo mais flexível do que aquele empregado por Krishna et al. (2001), ou seja, supondo tecnologia CES (elasticidade-substituição entre insumos diferente da unidade) para capital e trabalho (com Y representando o valor adicionado), das condições de primeira ordem derivamos a equação que pode ser estimada

$$\ln L = -\sigma w + \beta \ln R + \alpha \quad (1)$$

onde w é o custo marginal do trabalho. A expressão acima parece uma equação como aquela encontrada em Hamermesh (1993), onde o coeficiente σ representa a elasticidade-substituição entre trabalho e capital, mas com algumas diferenças importantes. Inicialmente, o termo α incorpora deslocamentos agregados da demanda (coeficiente δ da equação da demanda) e deslocamentos de tecnologia neutra da firma (ou seja, a TFP). Mais importante, o modelo utiliza a receita da empresa como variável explicativa, ao invés de utilizar a quantidade produzida. Em geral os modelos empíricos empregados assumem que nos dados está disponível o volume produzido, mas este não é o caso da PIA e da grande maioria das pesquisas industriais.

Isto altera sobremaneira a interpretação do coeficiente associado à produção, que não mais representa apenas o inverso dos retornos à escala em um ambiente competitivo, mas uma relação não linear entre elasticidade da demanda por produto e elasticidade-substituição de insumos, a saber, $\beta = (\sigma - \eta)/(1 - \eta)$. Assim, um aumento da competição externa, isto é, um aumento da sensibilidade da demanda percebida pela empresa, pode levar a um aumento da elasticidade-produto dependendo do grau de substituição dos insumos. Podemos mostrar que $\partial\beta/\partial\eta = (\sigma - 1)/(1 - \eta)^2 > 0$ se $\sigma > 1$. Importante notar que no caso da função de produção Cobb-Douglas, com $\sigma = 1$, mudanças no poder de mercado e no grau de competição percebida pela empresa não alterariam o valor do coeficiente da receita no modelo. Se a elasticidade-substituição for maior que a unidade, os insumos são ditos substitutos brutos (Cahuc & Zylberberg 2004)¹. Sabendo o valor de σ a partir da elasticidade-salário e a elasticidade vendas na demanda por trabalho β podemos recuperar a elasticidade-produto usando $\eta = (\beta - \sigma)/(\beta - 1)$.

Grande parte da literatura estima a elasticidade-salário não condicional do emprego. Utilizando o modelo acima, esta elasticidade é dada por $\varepsilon_L = -(1 - s)\sigma - s\eta$, onde s é a parcela da receita gasta com o trabalho (e.g. Hamermesh (1993)). Assim, pode-se calcular a elasticidade-preço da demanda não condicional do insumo trabalho a partir dos resultados. Slaughter (2001) chamou a atenção de que um aumento de competição (externa) alteraria o efeito dos salários sobre o emprego pela mudança na demanda por produto (η) ou ainda pelo acesso a tecnologias diferentes após uma liberalização comercial (que alteraria σ). Em nosso caso, como avaliamos o efeito do aumento de competição externa por mudanças cambiais e não por uma reforma estrutural (liberalização comercial), não consideramos o canal da mudança tecnológica. Variações cambiais são menos permanentes do que uma liberalização comercial e tornam mais arriscada uma variação na tecnologia de produção diante do horizonte necessário para tal mudança e o horizonte de um ciclo cambial.

Seguindo a literatura de demanda por trabalho, supomos a presença de custos de ajustamento para o emprego (Bond & Van Reenen 2007), o que gera um modelo dinâmico para a demanda por emprego. A estimação utiliza dados em painel para permitir acomodar a dinâmica e controlar por fatores não observados correlacionados com explicativas. No modelo acima, no termo α inclui a produtividade total dos fatores da função de produção e deslocadores do tamanho do mercado. Ambos são correlacionados com o produto. Supondo

¹Uma elasticidade-substituição maior que a unidade está no centro da discussão das tendências da parcela dos salários no valor adicionado e foi encontrado para os EUA em Karabarbounis & Neiman (2014).

algum tipo de barganha salarial, estes termos também serão correlacionados com o salário. Sob estas hipóteses, chegamos a expressão do modelo que será estimado:

$$\ln L_t = \rho \ln L_{t-1} - \sigma \ln w_t + \beta \ln R_t + u_i + \mu_t + \xi_{it} \quad (2)$$

em que u_i representa as características específicas da firma i que não mudam no tempo, μ choques agregados deslocando a demanda por produto e ξ_{it} é o ruído branco do modelo. Estes choques agregados são medidos através de *dummies* de período e o termo não observado fixo no tempo u_i eliminado pela estimação por efeitos fixos (*within*). O modelo dinâmico exige o uso de métodos GMM. (Wooldridge 2010). Uma questão que se coloca é a possível variação no tempo da TFP, em que ela seria incorporada no erro. Supondo choques de produtividade *iid*, as variáveis explicativas são apenas pré-determinadas e instrumentos precisam ser especificados para as mesmas. No contexto do método GMM, defasagens das variáveis servem como instrumentos. Por fim, dada a conhecida persistência das séries de emprego, salários e valor de vendas ou valor adicionado em dados de firmas, Bond (2002) recomenda o uso do método GMM-SYS. O modelo acima não traz defasagens nas variáveis explicativas, mas apresenta uma defasagem na variável dependente. Nas estimativas, defasagens podem ser introduzidas para acomodar possível autocorrelação dos erros.

Nosso referencial teórico indica que o grau de competição afeta o coeficiente β na expressão (2). Quanto maior o grau de competição, maior a elasticidade-produto percebida pela empresa. Modelamos estas mudanças no coeficiente através da interação da medida de valor da produção com as medidas de competição, representadas por Z . Assim, o modelo estimado passa a ser

$$\ln L_t = \rho \ln L_{t-1} - \sigma \ln w_t + \beta_1 \ln R_t + \beta_2 (\ln R_t * Z_{it}) + u_i + \mu_t + \xi_{it} \quad (3)$$

A elasticidade do emprego em relação a R passa a ser $\beta_1 + \beta_2 Z_{it}$. Esperamos que, com um aumento da *proxy* de competição, a elasticidade aumente, ou seja, β_2 positivo.

Empregamos diferentes *proxies* para o grau de competição. No tocante às medidas de competição, seriam candidatos naturais e bastante intuitivos se pensar nas medidas diretas, como o índice HHI ou o coeficiente de concentração (CR4 ou outros). É necessário, contudo, observar que estas são medidas reconhecidamente endógenas (Evans et al. (1993), por exemplo), uma vez que são determinadas tanto pela demanda quanto pela competição.

No caso de bens comercializáveis, o setor externo se coloca como força competitiva relevante (Slaughter 2001). Duas *proxies* podem ser utilizadas para o grau de pressão competitiva das importações sobre os produtores locais. Primeiro, a penetração de importações. Esta medida é bastante usada para medir o grau de concorrência externa (Nucci & Pozzolo 2010). Todavia pode-se argumentar que ela pode ser endógena, pois depende da reação das empresas domésticas frente a entrada de importados. Mesmo com uso de instrumentos, a associação de concentração e poder de mercado (grau de concorrência econômica) é reconhecida como fraca na literatura, por algumas razões (Evans et al.

(1993), entre outros). Primeiro, possui fundamento teórico robusto apenas em mercados com bens homogêneos (modelo de Cournot). Segundo, o aumento das importações pode ser devido a estratégias das próprias empresas, que atuam no Brasil (o setor automobilístico é um bom exemplo de importações realizadas por produtores locais). Terceiro, a mensuração da penetração das importações como medida de concorrência supõe que os mercados estão delimitados corretamente. Dada a inevitável agregação setorial das medidas de importação, é possível que firmas individuais (nossos dados) percebam variações efetivas em sua demanda com aumento das importações (De Loecker et al. 2020). Já no caso de mudanças de preços relativos pelo câmbio, a pressão competitiva é mensurada de forma direta, via preços, e não através de concentração e se dá qualquer que seja a definição de mercado relevante ou se o produto é diferenciado ou não.

Segundo, e nosso indicador prioritário, a taxa de câmbio real bilateral. A taxa de câmbio altera preços relativos e torna produtos importados mais baratos ou caros, alterando o grau de competição do setor externo sobre as empresas domésticas. Estas mudanças são externas às empresas e a setores específicos, pois os movimentos da taxa de câmbio respondem mais a fatores financeiros do que a mudanças na balança comercial setorial. A escolha do câmbio como artifício empírico exógeno para choques de competição externa não é novidade na literatura de economia do trabalho: após o trabalho precursor de Branson and Branson & Love (1988), seguem os trabalhos de Revenga (1992), Campa & Goldberg (1998), Gourinchas (1999), Nucci & Pozzolo (2010), dentre outros. Em todos eles é possível encontrar fundamentos teóricos que justificam a escolha do instrumento e garantem sua exogeneidade, condição necessária para a identificação do modelo utilizado também no presente trabalho.

Em Gourinchas (1999) tem-se uma explicação detida sobre o problema de endogeneidade no uso de taxas de câmbio como variável explicativa. O autor identifica dois possíveis motivos para a existência de exogeneidade na variável: primeiro porque a taxa de câmbio pode estar sendo afetada por mudanças na política monetária doméstica ou estrangeira, mas não devido ao comportamento da produção de empresas individuais; segundo porque o Banco Central do país irá reagir aos movimentos na taxa de câmbio nominal. Em relação ao primeiro problema identificado, o autor justifica que no longo prazo as taxas de câmbio tendem a ser estabilizadas, mas no curto e médio prazo há inúmeras evidências de que as taxas nominais de câmbio são ortogonais a choques de produtividade, escala, demanda agregada, dentre outros.

Uma idéia subjacente ao uso da penetração das importações ou da taxa de câmbio é a de que, em indústrias em que a importação é uma parcela relevante do total produzido, as firmas que tiverem maior dependência de receitas domésticas estarão mais expostas à competição externa e, com isto, ao efeito da oscilação cambial. Dito de outra forma: se a penetração de importações é alta em determinado setor, então uma apreciação da moeda nacional reduziria severamente a competitividade das firmas nacionais, tanto mais para firmas cuja produção está orientada para o mercado doméstico. Isto sugere a análise do efeito da competição externa via câmbio com uma interação com a penetração das importações. Este será uma terceira forma de medir o grau de pressão competitiva de empresas industriais inseridas em um país, mesmo com as limitações da medida de penetração das importações.

3 Descrição dos dados empregados

Antes de passar para as estimativas, explicamos a organização da base de dados e estatísticas descritivas das variáveis de comércio exterior. No presente trabalho, foram utilizados microdados anuais da Pesquisa Industrial Anual (PIA-Empresa), para o período de 1997 a 2008, para as variáveis de número de pessoas ocupadas, salário médio, receita de vendas e capital. A PIA é uma pesquisa censitária para empresas industriais com 30 ou mais trabalhadores e/ou que faturaram receita bruta de sua atividade-fim acima de determinado valor²; as demais empresas são escolhidas por seleção amostral e agrupadas em estratos finais amostrados como: 1 a 4 empregados, 5 a 9, 10 a 19 e 20 a 29. Foram excluídas da base de dados as observações do percentil 1 superior e inferior. Este corte justifica-se pela tentativa de eliminar as observações que figurem como *outliers*, e que potencialmente poderiam influenciar desproporcionalmente as estimativas. Além disso, foram eliminadas as observações associadas a setores que não aparecem em todos os anos, ou que são muito pouco representativas anualmente. Por fim, a presente análise ficará restrita a setores da indústria de transformação (não serão consideradas as empresas dos setores de extrativa mineral - CNAEs de 11 a 14), e aos setores compostos por menos de 4 empresas, a fim de preservar questões de confidencialidade dos microdados disponibilizados pelo IBGE.

O recorte temporal de 1997 a 2008 justifica-se. Por um lado, a relação entre abertura (1988-1995), com significativas reduções de barreiras tarifárias e não tarifárias, e salários e nível de emprego já foi exaustivamente explorada na literatura brasileira, tendo se estabelecido um consenso em torno dos seguintes resultados: a liberalização teve efeitos positivos sobre produtividade, informalidade e desemprego, conforme reforça a resenha de Arbache (2003). Desta forma, as estimativas não estarão influenciadas por este processo de abertura, pois somente serão considerados dados pós 1997. Por outro, o fim do período é balizado pelo objetivo de evitar a análise dos efeitos da crise internacional que afetou o Brasil em 2009.

As variáveis extraídas da PIA/IBGE que foram utilizadas no modelo estimado nesta seção são: número de trabalhadores ocupados, salário médio e valor bruto da transformação industrial. No âmbito da PIA, a variável de pessoal ocupado representa o total de trabalhadores efetivamente ocupados na empresa no último dia do ano de referência da pesquisa. O número médio de pessoas ocupadas no ano é calculado dividindo-se a quantidade total de pessoas ocupadas no ano pelo número de meses em que a empresa operou. Por sua vez, os salários são calculados em termos brutos, isto é, sem dedução das parcelas correspondentes às cotas de previdência social, recolhimento de imposto de renda ou quaisquer outras deduções.

A medida de produção em valor é o valor bruto da transformação industrial, medido seguindo a definição do IBGE. Os dados de salário foram deflacionados pelo Índice Nacional de Preços ao Consumidor (INPC) anual do período correspondente, já que o indicador é utilizado para medir o poder de compra dos consumidores. Já o valor da transformação industrial foi deflacionado pelo Índice de Preços por Atacado - Oferta Global Fundação Getúlio Vargas FGV (IPA-OG) por CNAE 1.0 em desagregação de três dígitos.

²Em 2010 o valor de corte foi de R\$ 9,33 milhões.

A taxa de câmbio utilizada neste artigo foi produzida em Torracca (2011), cujo produto final foi justamente a construção desse índice, que expressa a competitividade externa dos países. É possível classificá-la como uma taxa efetiva por se tratar de uma taxa de câmbio frente a uma série de parceiros comerciais, e não uma relação bilateral, como usualmente é uma taxa de câmbio. O aspecto real dá conta de traduzir o poder de compra da moeda nacional, em contraste com a taxa nominal que expressa apenas uma relação entre unidades monetárias. Por se tratar de uma medida multilateral, na construção dessa taxa Torracca (2011) considerou a significância de cada parceiro comercial para toda a estrutura da economia doméstica brasileira.

Os dados de exportação e importação são da SECEX (Secretaria de Comércio Exterior), em desagregação CNAE 1.0 a três dígitos, com periodicidade anual e em milhares de dólares. Foi feita a conversão com base na taxa de câmbio real setorial obtida no trabalho de Torracca (2011).

Foram calculadas as penetrações de importação (Pen M) por setor CNAE 1.0 a dois dígitos, conforme metodologia sugerida por Levy & Serra (2002). Segundo os autores, a penetração das importações pode ser calculada da seguinte forma: $PenM = M/CA$, onde $CA = Y - (M - X)$ e CA = consumo aparente; M = importações; Y = valor agregado; X = exportações. A Tabela 1 traz as estimativas de penetração de importações por setor dois dígitos ao longo do período de estudo.

Foi definida a variável binária *trade*, que assume valor 1 quando a penetração de importações é maior que 10%. Assim, pode-se estimar, por exemplo, qual a diferença entre o efeito de uma variação cambial para os setores mais e menos expostos. A classificação de exposição do setor a variações cambiais foi feita por meio de um valor crítico do percentual de penetração de importações presente em Guadalupe (2007) e em outros estudos.

Há diferenças setoriais visíveis no patamar da penetração de importações, variando de 1% em fabricação de produtos de fumo (setor 16) a 61% no setor 33 (Manutenção e reparação de equipamentos médico-hospitalares). Mais importante para nossos objetivos, vemos significativas variações ao longo do tempo dentro de cada setor. Este tipo de variação será importante para a identificação das mudanças de elasticidades-produto devido a maior ou menor competição internacional.

Por exemplo, Fabricação de produtos de fumo (setor 16) apresentou queda pela metade da penetração de importações no período (indo de 4% em 1996 para 2% em 2008); desempenho semelhante foi verificado para os setores Fabricação de celulose, papel e produtos de papel (setor 21), e Fabricação de coque, refino de petróleo, elaboração de combustíveis nucleares e produção de álcool (setor 23).

Há também setores que experimentaram aumento na penetração de importações para o período, movimento oposto ao dos setores acima citados. Fabricação de produtos químicos (setor 24) e Fabricação de material eletrônico e de aparelhos e equipamentos de comunicações (setor 32) são exemplos de setores cuja competição de produtos importados exibiu aumento no período.

Em geral, percebe-se que a penetração de importações tem trajetória crescente de 1996 a 2002 na maioria dos setores. Já no biênio 2003-2004, verifica-se queda na penetração de importações, com recuperação a partir de 2005.

A Figura 1 traz as séries de taxa de câmbio efetiva real setorial. A Figura 1 permite algumas interpretações interessantes. Já que se tratam de taxas de câmbio efetiva real setoriais, o componente inflacionário não afeta a trajetória

Tabela 1: Penetração de importações por setor CNAE – indústria de transformação – Brasil

CNAE	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008
15	6%	6%	6%	6%	5%	7%	4%	3%	4%	3%	3%	6%
16	6%	7%	1%	1%	2%	3%	2%	1%	1%	1%	1%	2%
17	13%	12%	12%	12%	17%	18%	17%	18%	7%	1%	10%	15%
18	5%	4%	3%	3%	3%	4%	2%	3%	3%	4%	3%	5%
19	9%	10%	8%	7%	8%	10%	7%	7%	8%	9%	8%	12%
20	4%	5%	3%	4%	3%	7%	2%	2%	2%	2%	2%	3%
21	6%	7%	6%	5%	5%	4%	3%	4%	8%	1%	4%	3%
22	4%	4%	3%	3%	3%	4%	2%	1%	1%	1%	1%	2%
23	7%	5%	6%	6%	7%	5%	3%	3%	3%	4%	3%	5%
24	17%	18%	19%	20%	21%	26%	20%	19%	19%	19%	19%	27%
25	10%	11%	11%	10%	11%	15%	8%	9%	9%	9%	9%	14%
26	6%	5%	5%	5%	6%	7%	5%	5%	6%	5%	4%	7%
27	16%	17%	15%	17%	16%	18%	9%	8%	10%	10%	10%	17%
28	7%	7%	8%	7%	8%	10%	8%	8%	7%	7%	7%	9%
29	35%	35%	38%	34%	35%	39%	32%	30%	31%	31%	28%	39%
30	48%	53%	56%	35%	54%	53%	44%	42%	46%	57%	33%	36%
31	27%	27%	34%	32%	38%	40%	30%	27%	21%	26%	25%	32%
32	36%	38%	44%	46%	46%	47%	46%	44%	50%	51%	46%	57%
33	48%	49%	49%	49%	55%	61%	52%	52%	51%	51%	47%	59%
34	17%	19%	23%	21%	21%	25%	14%	13%	13%	13%	13%	19%
35	22%	24%	24%	43%	28%	41%	18%	17%	18%	23%	16%	28%
36	8%	7%	6%	6%	6%	7%	5%	6%	6%	6%	8%	12%

Nota: cálculos dos autores baseado em dados brutos SECEX e PIA/IBGE.

Descrição sintética dos setores: 15 - Alimentos e Bebidas; 16 - Fumo ; 17 - Têxteis; 18 - Vestuário; 19 - Calçados e Couro; 20 - Prod. Madeira; 21 - Celulose e Papel; 22 - Impressão; 23 - Refino Combustíveis; 24 -Químicos; 25 - Borracha e plásticos; 26 - Min. Não Metálicos; 27 - Metalurgia; 28 - Prod. Metal; 29 - Máq. e Equipamentos; 30 - Informática; 31 - Mat. Elétricos; 32 - Mat. Eletrônicos; 33 -Eq. Médico-Hospitalar; 34 Veículos; 35 - Equip. Transporte; 36 – Móveis

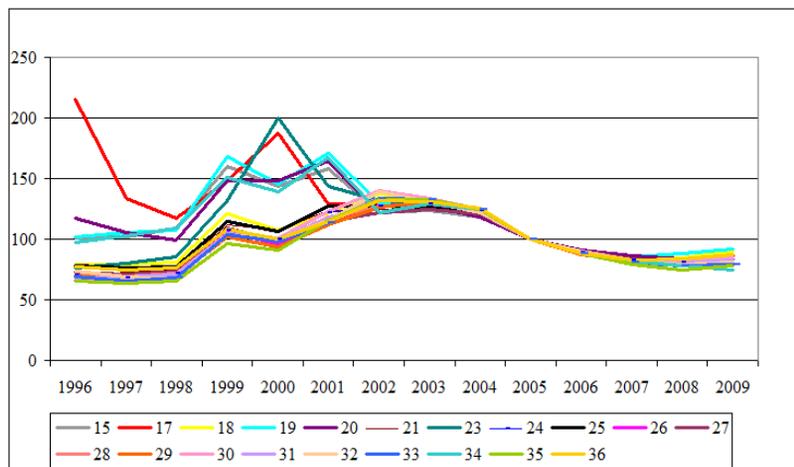
das taxas exibidas, o que se traduz em uma série bem mais suavizada que a taxa de câmbio nominal. Vale notar que, para o início da série, em alguns setores as taxas de câmbio tiveram comportamentos bem diferentes da maioria. Há pelo menos 5 setores com um pico de desvalorização (alta na taxa de câmbio) em 2000, enquanto alguns outros sofrem queda nessa taxa real. A despeito desse comportamento desencontrado dos setores até 2002, deste ano em diante há um padrão bem interessante de valorização que se estende praticamente até o fim da série. Se por um lado após 2002 as séries tendem a caminhar de forma próxima, por outro é importante notar que as diferenças de câmbio setorial entre séries em uma data podem chegar a 20%, como em 2009. Mais uma vez vemos nas séries uma variabilidade setorial que irá auxiliar na identificação dos efeitos da competição externa no emprego.

4 Estimativas do modelo empírico

Os resultados obtidos pela estimação das equações (1) a (3) foram organizados de maneira crescente quanto ao grau de complexidade do modelo estimado, partindo-se, portanto, dos Mínimos Quadrados Ordinários (OLS), passando pelo Modelo de Efeito Fixo (FE) até chegar aos modelos dinâmicos (GMM). Os modelos também foram estimados incluindo controles adicionais de indicadores de competição externa.

Inicialmente, foi estimada uma versão empírica de (2), onde o (log) emprego depende do valor bruto da transformação industrial (R) e do (log) salário(W). É reconhecido, porém, que estas estimativas são enviesadas devido,

Figura 1: Taxas de câmbio real setorial (2005 = 100), por CNAE 1.0 a 2 dígitos



Fonte: Cálculo dos autores, baseado em Torracca (2011). Descrição sintética dos setores: 15 - Alimentos e Bebidas; 16 - Fumo ; 17 - Têxteis; 18 - Vestuário; 19 - Calçados e Couro; 20 - Prod. Madeira; 21 - Celulose e Papel; 22 - Impressão; 23 - Refino Combustíveis; 24 -Químicos; 25 - Borracha e plásticos; 26 - Min. Não Metálicos; 27 - Metalurgia; 28 - Prod. Metal; 29 - Máq. e Equipamentos; 30 - Informática; 31 - Mat. Elétricos; 32 - Mat. Eletrônicos; 33 -Eq. Médico-Hospitalar; 34 - Veículos; 35 - Equip. Transporte; 36 - Móveis.

principalmente, à endogeneidade das variáveis salário e produção, a qual é amplamente descrita na literatura.

O objetivo destas estimativas é servir de base para comparação e avaliação dos controles e instrumentos introduzidos nas especificações que se seguem. Pode-se notar que as estimativas para os coeficientes de ambas as variáveis vão gradativamente se reduzindo ao passar da estimação OLS para FE e, posteriormente, corrigindo-se para autocorrelação dos erros (FE-AR).

Pela Tabela 2 abaixo, nota-se que há uma correlação positiva entre o valor bruto da transformação industrial e demanda por trabalho nas três estimativas (MQO, Efeitos Fixos, Ef.Fixos - AR), que se reduz gradualmente nesta ordem. Se o valor da produção aumenta em 1%, o nível de emprego aumenta em 0,695% na primeira estimativa. Este impacto é reduzido com uso dos efeitos fixos e considerando a autocorrelação dos erros (passa para 0,45%). Para o salário, como esperado, o efeito é negativo, entretanto não é modificado de forma significativa de uma especificação para outra. O aumento de 1% da folha salarial como proporção do pessoal ocupado reduz em 0,54% o nível de emprego em média de acordo com estas estimativas.

A Tabela 3 abaixo traz as estimativas através do método GMM-SYS para acomodar o uso da variável explicativa defasada e a possível endogeneidade das explicativas. Os modelos ainda não trazem efeitos da concorrência externa sobre a elasticidade valor da produção e servem para entender o efeito das diferentes hipóteses de exogeneidade das explicativas sobre as elasticidades produto e salário.

Partimos de hipóteses mais restritivas sobre a exogeneidade das explicativas (estritamente exógenas nas colunas identificadas com 1) para menos restritivas, supondo apenas que as séries de valor do produto (VBTI) e custo médio

Tabela 2: Modelos estáticos de demanda por emprego industrial

	OLS	Efeitos Fixos	Ef.Fixos - AR
Valor Produção t	0.695*** (0.001)	0.536*** (0.001)	0.455*** (0.002)
Salário Médio t	-0.548*** (0.002)	-0.547*** (0.002)	-0.545*** (0.002)
R ²	0.746	0.470	
F (p-valor)	0.000	0.000	0.000
Observações	299.226	299.226	211.767

Nota: Variável dependente Emprego. Todas variáveis em log. Fonte: Estimativas dos autores baseado em microdados primários da PIA/IBGE 1997-2008; elaboração própria.

do trabalho (salário médio por trabalhador) sejam pré-determinadas (colunas 2, 3, 4 e 5). Defasagens das explicativas foram empregadas para acomodar a autocorrelação, sendo esta identificada nos resíduos através de testes de especificação. O número de instrumentos em todos os modelos é restrito a até duas defasagens para não termos muitos instrumentos por período. Infelizmente, em várias situações o número de instrumentos é relativamente grande, o que leva ao teste de Sargan a ter propriedades negativas de tender a rejeitar a hipótese nula mesmo que verdadeira (baixo poder).

A parte de baixo da tabela traz ainda estimativas das elasticidades valor da produção de longo prazo do emprego (β); elasticidade condicional de salário ($-\sigma$), que é a elasticidade-substituição entre capital e trabalho; a elasticidade de demanda por produto implícita (η); e a elasticidade incondicional de salário (ε_L). Enquanto as elasticidades de longo prazo são obtidas através da expressão usual, por exemplo $\beta = \beta_1/(1 - \rho)$, para um modelo sem defasagens do valor da produção e uma defasagem do emprego, por exemplo, coluna GMM-SYS1, as estimativas da elasticidade da demanda e não condicional dos salários são obtidas através das expressões $\eta = (\beta - \sigma)/(\beta - 1)$ e de $\varepsilon_L = -(1 - s)\sigma - s\eta$, respectivamente, usando uma parcela média do emprego nos custos de 0,25³.

De maneira geral, a maior parte dos resultados da Tabela 3 se mostram significativos estatisticamente, com desvios padrões pequenos. Os coeficientes da dependente defasada e do valor da produção e emprego tendem a aumentar com a melhora na especificação, ou seja, ao considerar as explicativas contemporaneamente correlacionadas (GMM SYS 3, 4 ou 5) e mais defasagens para acomodar a autocorrelação dos erros. O teste de sobreidentificação de Sargan aponta alguma possível má especificação pelos instrumentos não serem válidos, mas o grande número de defasagens deixa o teste com tendência a rejeitar a hipótese nula de ausência de má especificação.

O ajuste do emprego se torna mais lento à medida que usamos instrumentos para acomodar a autocorrelação, chegando o coeficiente autocorrelacionado do emprego a 0,84. As elasticidade valor da produção (β) e condicional de salário do emprego ($-\sigma$) aumentam à medida que passamos para as colu-

³A parcela do gasto com trabalho no valor adicionado é de cerca de 13% em nossos dados. Como há poder de mercado, a parcela do gasto com trabalho nos custos s é dada por $s = \omega/0,13$, onde ω é a razão entre preço e custo (*markup*). Veja por exemplo, Cahuc & Zylberberg (2004). Usamos um *markup* de aproximadamente 2, ou seja, implicitamente uma elasticidade-produto de -2. Se empregarmos uma elasticidade-produto de -5, a parcela nos custos seria de 0,16, um valor menor, reduzindo a elasticidade-salário.

Tabela 3: Estimativas Modelo Demanda por Trabalho – Indústria – Brasil 1997-2008.

	GMM SYS 1	GMM SYS 2	GMM SYS 3	GMM SYS 4	GMM SYS 5
Emprego t-1	0,052*** (0,01)	0,518*** (0,01)	0,660*** (0,01)	0,830*** (0,02)	0,834*** (0,04)
Emprego t-2		0,089*** (0,01)	0,046*** (0,01)	0,014 (0,01)	-0,002 (0,02)
Valor Produção t	0,686*** (0,01)	0,381*** (0,01)	0,598*** (0,02)	0,802*** (0,03)	0,799*** (0,03)
Valor Produção t-1			-0,327*** (0,01)	-0,644*** (0,03)	-0,631*** (0,05)
Valor Produção t-2					-0,007 (0,02)
Salário Médio t	-0,749*** (0,01)	-0,713*** (0,01)	-0,581*** (0,03)	-0,752*** (0,06)	-0,750*** (0,08)
Salário Médio t-1			0,186*** (0,01)	0,493*** (0,05)	0,542*** (0,07)
Salário Médio t-2					-0,032*** (0,02)
Sargan	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
AR 1 (p-valor)	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
AR 2 (p-valor)	0,000	0,0709	0,000	0,000	0,000
AR 3 (p-valor)	0,000	0,441	0,793	0,557	0,629
No. Instrum.	55	43	92	89	62
Elast LP VA (β)	0.72	0.97	0.92	1.01	0.96
Elast LP W ($-\sigma$)	-0.79	-1.82	-1.34	-1.66	-1.42
Elast Produto ($ \eta $)	0.24	27.49	5.14	-77.85	12.27
Elast W não cond (ε_L)	-0.65	-8.23	-2.29	18.22	-4.13

Notas: cálculos dos autores baseado em dados brutos PIA/IBGE. GMM SYS1 – supondo exogeneidade estrita de salário e valor da produção; GMM SYS2 – supondo exogeneidade estrita de salário e valor da produção e instrumentos defasados em até 2ª ordem (t-1 e t-2); GMM SYS3 – supondo correlação contemporânea de salário e valor da produção e instrumentos defasados em até 2ª ordem (t-1 e t-2); GMM SYS4 – supondo correlação contemporânea de salário e valor da produção e instrumentos defasados em t-2 e t-3 (para acomodar autocorrelação de 2ª ordem); GMM SYS5 – supondo correlação contemporânea de salário e valor da produção e instrumentos defasados em t-3 e t-4 (para acomodar autocorrelação de 2ª ordem); *, **, *** significativo a 10%, 5% e 1%, respectivamente. Constante omitida da tabela. Número de observações 204783 para GMM SYS1 e 153729 para outras colunas

nas à direita na tabela, sugerindo um viés de subestimação das elasticidades em modelos supondo exogeneidade das explicativas. A elasticidade valor da produção flutua em torno da unidade e a elasticidade condicional de salário do emprego é maior do que a unidade. Para a segunda elasticidade, isto sugere que emprego e capital seriam substitutos brutos na indústria de transformação no Brasil. A elasticidade da demanda por produto(η) flutua bastante, dada a proximidade da elasticidade valor da produção da unidade. A combinação de uma elasticidade-substituição maior que a unidade com uma elasticidade valor da produção também maior do que a unidade gera o resultado contraditório de uma elasticidade demanda de produto(η), em valor absoluto, negativa para GMM-SYS4. No modelo GMM-SYS3 a estimativa da elasticidade da demanda fica próxima de 5, valor utilizado em Hsieh & Klenow (2009) para suas estimativas. Por fim, a elasticidade-salário do trabalho não condicional(ϵ_L) de longo prazo é maior que a unidade, indicando uma demanda por emprego bastante sensível ao custo do trabalho⁴.

As Tabelas 4, 5 e 6 repetem as especificações das equações acima, incluindo diferentes *proxies* para competição externa. Na Tabela 4, temos a medida de penetração das importações, interagindo com o valor do produto, para que a elasticidade valor da produção da demanda por emprego varie de acordo com o grau de competição externa. Na Tabela 5 utilizamos como medida de competição externa a taxa de câmbio setorial. Vale lembrar que a interpretação da mesma é oposta ao da Tabela 4. Um aumento da taxa de câmbio reflete uma redução do grau de competição externa. Isto está associado, em nosso modelo, a um aumento da elasticidade-preço da demanda do produto percebida pelas empresas. De acordo com o nosso modelo teórico esperamos um coeficiente negativo desta variável de câmbio real. Por fim, na Tabela 6 temos uma especificação ajustada da taxa de câmbio, onde ela é considerada apenas para os setores com penetração das importações maior do que 10% (nos outros setores a variável de câmbio é igual a zero. Este recorte é dado pela análise da Tabela 1 acima. Esperamos um efeito mais preciso ou maior da competição externa sobre a elasticidade receita de demanda por trabalho pelas empresas industriais.

Na Tabela 4 temos as estimativas com penetração das importações como variável explicativa. Para estes modelos, os coeficientes de emprego defasado, valor da produção e salários médios mudam pouco. A variável de penetração das importações não é significativa em nenhuma das estimativas, além de ter o sinal inesperado. Pelo referencial teórico, uma maior competição, vinda de maior penetração das importações, deveria aumentar o coeficiente do valor da produção. Na parte de baixo da tabela apresentamos, além das estimativas das elasticidades estruturais do modelo, como na Tabela 4, as elasticidades valor

⁴A combinação de elasticidade demanda de produto relativamente grande e de sinal contraditório à teoria em GMM-SYS4 também gera uma elasticidade-salário não condicional da demanda por trabalho de sinal contrário à teoria, destoando das estimativas em GMM-SYS2, GMM-SYS3 e GMM-SYS5. Comparando as estimativas, vemos que, enquanto a elasticidade de longo prazo (β) não varia muito entre estimativas GMM-SYS2-5, ficando próximo a 1 (entre 0,92 e 1,01), em GMM-SYS4, temos o coeficiente apenas 0,01 maior que 1 e uma elasticidade-substituição maior do que 1, gerando a elasticidade demanda de mercado de sinal contraditório à teoria. Interessante notar que, se o coeficiente do emprego defasado de GMM-SYS4 passar de 0,830 para 0,825, a elasticidade-produto passa a ter o sinal correto e resultados muito similares a GMM-SYS2. Há uma instabilidade das estimativas da elasticidade de mercado e, daí, da elasticidade-salário da demanda por trabalho quando o efeito de longo prazo do valor adicionado da produção ultrapassa, por pequeno valor, a unidade, pela combinação de coeficientes e a estrutura do modelo.

da produção para o emprego para diferentes valores da penetração das importações. Como o coeficiente desta última variável é pequeno e não significativo, as estimativas não se alteram com mudanças na penetração das importações. De qualquer forma, é interessante notar que o teste de Sargan não aponta a possibilidade de má especificação do modelo para os modelos GMM-SYS 4 e 5. A baixa capacidade da penetração das importações de conseguir distinguir mudanças de competição ao longo do tempo pode ser esperada, dada a discussão na seção 2.

A Tabela 5 traz os resultados para a variável de taxa de câmbio interagida com a variável de valor da produção da firma, principal ferramenta para introduzir mudanças na competição externa a ser testado no presente artigo. De forma sistemática, os resultados se mostram estatisticamente significativos, negativos e situados no intervalo $-0,0444$ e $-0,0084$. O sinal do coeficiente é o esperado: um aumento da taxa de câmbio reduz a força competitiva das importações para as firmas de um setor estudado, pelo aumento dos preços dos importados em moeda local, reduzindo o coeficiente do valor da produção. A parte de baixo da Tabela 5 mostra como um aumento na taxa de câmbio (uma desvalorização cambial) diminui a elasticidade valor da produção para o emprego, o que é coerente com um maior poder de mercado das empresas brasileiras.

Combinando as duas variáveis de competição utilizadas acima, foi criada uma nova variável, denominada *trade*, que representa a taxa de câmbio apenas para os setores mais expostos, ou seja, cuja penetração de importações seja cima de 10%. Esta medida tem como objetivo avaliar se houve um efeito composição que viciou as estimativas usando a taxa de câmbio para todos os setores. Se o efeito do câmbio é percebido apenas em setores onde a competição externa for mais efetiva (medida pela penetração das importações), o coeficiente do câmbio irá medir o efeito médio envolvendo setores com efeito significativo e setores com efeito nulo, pressionando para baixo o coeficiente do câmbio setorial na Tabela 5. Vimos que o efeito da penetração das importações não foi significativo quando considerado um contínuo de valores (Tabela 4), mas talvez as importações sejam concorrencialmente relevantes apenas para setores com grande penetração das importações. Uma boa proporção de setores possui tal grande penetração das importações, como vemos na Tabela 1.

Os resultados que incluem as estimativas para a variável *trade* (taxa de câmbio real para os setores com maior penetração das importações) estão descritos na Tabela 6. Os resultados não mudam muito em relação à Tabela 5, em grande parte devido à não significância dos coeficientes de penetração de importação, como visto na Tabela 4. Os coeficientes das defasagens da dependente defasada aumentam marginalmente e os coeficientes das explicativas caem um pouco. A elasticidade-produto de longo prazo, por exemplo, passa de 1,19 em GMM-DIF 5 da Tabela 6 para 1,15 em GMM-DIF 5 da Tabela 6. O efeito da taxa de câmbio se mantém relevante em todos os modelos, indicando robustez da significância do efeito da competição externa (via câmbio) sobre a demanda por trabalho, lembrando que na Tabela 4 o efeito da penetração das importações foi mais fraco, não significativo. Por outro lado, como nas Tabelas 3 a 5, a combinação de elasticidade valor da produção (β) maior que a unidade no longo prazo e elasticidade-substituição ($-\sigma$) maior e maior do que um, em valor absoluto, gera uma elasticidade de demanda de mercado (η) de sinal oposto à teoria, contaminando também o resultado da elasticidade-

Tabela 4: Demanda por Trabalho e Penetração de Importações (PenM)– Indústria, Brasil 1997-2008

	GMM SYS 1	GMM SYS 2	GMM SYS 3	GMM SYS 4	GMM SYS 5
Emprego t-1	0,053*** (0,01)	0,518*** (0,01)	0,673*** (0,01)	0,837*** (0,02)	0,862*** (0,04)
Emprego t-2		0,088*** (0,01)	0,049*** (0,01)	0,018** (0,01)	-0,013 (0,02)
Valor Produção t	0,686*** (0,01)	0,382*** (0,01)	0,572*** (0,02)	0,782*** (0,03)	0,786*** (0,03)
Valor Produção t-1			-0,312*** (0,01)	-0,626*** (0,03)	-0,644*** (0,05)
Valor Produção t-2					0,007 (0,02)
(Valor Produção * PenM) t	0,001 (0,00)	-0,005 (0,00)	0,003 (0,01)	-0,007 (0,01)	-0,009 (0,01)
(Valor Produção * PenM) t-1			-0,001 (0,00)	-0,008 (0,01)	-0,010 (0,01)
(Valor Produção * PenM) t -2					0,003 (0,00)
Salário Médio t	-0,750*** (0,01)	-0,714*** (0,01)	-0,522*** (0,03)	-0,707*** (0,06)	-0,695*** (0,08)
Salário Médio t-1			0,172*** (0,01)	0,480*** (0,04)	0,547*** (0,07)
Salário Médio t-2					-0,041*** (0,01)
Sargan	0,000	0,000	0,000	0,357	0,710
AR 1 (p-valor)	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
AR 2 (p-valor)	0,000	0,076	0,000	0,000	0,000
AR 3 (p-valor)	0,000	0,562	0,748	0,557	0,759
No. Instrum.	56	44	122	118	82
Elast LP VA (β) PenM=0,25	0,72	0,97	0,94	1,05	0,96
Elast LP W ($-\sigma$)	-0,79	-1,81	-1,26	-1,57	-1,25
Elast Prod. ($ \eta $) PenM=0,25	0,24	24,99	5,05	-10,99	7,93
Elast W não cond (εL)	-0,65	-7,61	-2,21	1,57	-2,92
Penetração Import. (PenM)	Elast LP VA (β)				
0,05	0,72	0,97	0,94	1,07	0,99
0,10	0,72	0,97	0,94	1,06	0,98
0,20	0,72	0,97	0,94	1,05	0,97
0,30	0,73	0,97	0,94	1,04	0,96
0,40	0,73	0,96	0,94	1,03	0,95
0,50	0,73	0,96	0,94	1,02	0,94

Notas: cálculos dos autores baseado em dados brutos PIA/IBGE. GMM SYS1 – supondo exogeneidade estrita de salário e valor da produção; GMM SYS2 – supondo exogeneidade estrita de salário e valor da produção e instrumentos defasados em até 2ª ordem (t-1 e t-2); GMM SYS3 – supondo correlação contemporânea de salário e valor da produção e instrumentos defasados em até 2ª ordem (t-1 e t-2); GMM SYS4 – supondo correlação contemporânea de salário e valor da produção e instrumentos defasados em t-2 e t-3 (para acomodar autocorrelação de 2ª ordem); GMM SYS5 – supondo correlação contemporânea de salário e valor da produção e instrumentos defasados em t-3 e t-4 (para acomodar autocorrelação de 2ª ordem); *, **, *** significativo a 10%, 5% e 1%, respectivamente. Constante omitida da tabela. PenM – penetração das importações. Número de observações 202138 para GMM SYS1 e 151805 para outras colunas.

Tabela 5: Demanda por Trabalho e Taxa de Câmbio Efetiva (RER)– Indústria, Brasil 1997-2008

	GMM SYS 1	GMM SYS 2	GMM SYS 3	GMM SYS 4	GMM SYS 5
Emprego t-1	0,050*** (0,01)	0,520*** (0,01)	0,707*** (0,01)	0,846*** (0,01)	0,870*** (0,03)
Emprego t-2		0,090*** (0,01)	0,059*** (0,00)	0,023*** (0,01)	0,002 (0,02)
Valor Produção t	0,727*** (0,01)	0,401*** (0,01)	0,546*** (0,02)	0,823*** (0,03)	0,808*** (0,03)
Valor Produção t-1			-0,292*** (0,01)	-0,653*** (0,03)	-0,660*** (0,04)
Valor Produção t-2					0,004 (0,02)
(Valor Produção * RER) t	-0,044*** (0,00)	-0,022*** (0,00)	-0,008*** (0,00)	-0,022*** (0,00)	-0,021*** (0,00)
(Valor Produção * RER) t-1			-0,013*** (0,00)	-0,006 (0,00)	-0,006 (0,00)
(Valor Produção * RER) t-2					0,004 (0,00)
Salário Médio t	-0,753*** (0,01)	-0,717*** (0,01)	-0,545*** (0,02)	-0,727*** (0,05)	-0,679*** (0,05)
Salário Médio t-1			0,174*** (0,01)	0,491*** (0,04)	0,522*** (0,05)
Salário Médio t-2					-0,036*** (0,01)
Sargan	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
AR 1 (p-valor)	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
AR 2 (p-valor)	0,000	0,048	0,000	0,000	0,000
AR 3 (p-valor)	0,000	0,478	0,593	0,490	0,708
No. Instrum.	56	44	121	118	81
Elast LP VA (β) RER=1.1	0,71	0,96	0,99	1,06	0,99
Elast LP W ($-\sigma$)	-0,79	-1,84	-1,59	-1,79	-1,51
Elast Prod. ($ l\eta $) RER=1.1	0,28	23,63	52,23	-11,25	41,75
Elast W não cond (ϵ_L)	-0,66	-7,29	-14,25	1,47	-11,57
Taxa de Câmbio (rer)	Elast LP VA (β)				
0,80	0,73	0,98	1,02	1,13	1,04
0,90	0,72	0,97	1,01	1,11	1,02
1,00	0,72	0,97	1,00	1,09	1,01
1,10	0,71	0,96	0,99	1,06	0,99
1,20	0,71	0,96	0,98	1,04	0,97
1,30	0,73	0,96	0,94	1,02	0,94

Notas: cálculos dos autores baseado em dados brutos PIA/IBGE. GMM SYS1 – supondo exogeneidade estrita de salário e valor da produção; GMM SYS2 – supondo exogeneidade estrita de salário e valor da produção e instrumentos defasados em até 2ª ordem (t-1 e t-2); GMM SYS3 – supondo correlação contemporânea de salário e valor da produção e instrumentos defasados em até 2ª ordem (t-1 e t-2); GMM SYS4 – supondo correlação contemporânea de salário e valor da produção e instrumentos defasados em t-2 e t-3 (para acomodar autocorrelação de 2ª ordem); GMM SYS5 – supondo correlação contemporânea de salário e valor da produção e instrumentos defasados em t-3 e t-4 (para acomodar autocorrelação de 2ª ordem); *, **, *** significativo a 10%, 5% e 1%, respectivamente. Constante omitida da tabela. RER – taxa de câmbio efetiva. Valor da taxa de câmbio efetiva padronizada tal que 2005=100. Número de observações 198225 para GMM SYS1 e 148910 para outras colunas.

salário não condicional (ε_L) particularmente para GMM-SYS4.

Em todos os modelos, o coeficiente negativo da variável associada à taxa de câmbio (*trade*) indica que uma redução da força competitiva das importações (uma desvalorização cambial, isto é, um aumento da variável *trade*) reduz a elasticidade da demanda por trabalho nas empresas industriais para um aumento da receita, como esperado pela teoria (vide seção 2). Estimativas para a elasticidade de longo prazo para diferentes valores do câmbio podem ser vistas na parte inferior da tabela, onde fica claro o efeito de uma desvalorização na redução da elasticidade-produto. Como chamou a atenção Slaughter (2001), por outro lado, com maior competição e maior elasticidade-produto do emprego, o emprego fica mais sensível a variações da produção. Sobre as estimativas em si, vemos na última coluna que a elasticidade é um pouco maior que a unidade, e uma valorização de 60% (passando o índice do câmbio real de 1,3 para 0,8, como visto entre 2003 e 2008 na Figura 1) altera a elasticidade de 1,04 para 1,08, uma queda relativamente pequena, mas significativa estatisticamente.

Intuitivamente, a maior elasticidade receita quando do aumento da competição (uma valorização cambial, reduzindo a variável *trade*) pode ser explicada da seguinte forma, lembrando que um aumento de competição comprime preços praticados no mercado interno. Se o aumento em 1% da receita se dá com simultâneo aumento da competição externa, isto indica que o aumento de receita está acompanhada de um aumento maior no volume produzido, relativo a uma situação de menor competição. Em outras palavras, um real a mais de receita traz um volume maior de produção, e com isto, emprego, em ambiente competitivo em relação a um ambiente menos competitivo.

Em síntese, as estimativas para o emprego industrial para o Brasil apontam a coerência com os resultados teóricos, ressaltando a importância do câmbio como variável relevante para mensuração da competição externa.

5 Comentários Finais

O presente trabalho teve como objetivo investigar se mudanças no grau de competição das empresas altera a elasticidade-produto da demanda por trabalho. Para isto, usamos mudanças na competição externa na indústria, um setor de bens comercializáveis expostos à competição internacional. Uma maior competição externa pressiona para baixo o emprego pela menor demanda de produtos domésticos, mas também pela maior sensibilidade da demanda por trabalho ao nível de produção. Este segundo efeito não é explorado na literatura nacional e pouco explorado na literatura internacional. Por exemplo Nucci & Pozzolo (2010) e Klein et al. (2003) estudam o efeito do câmbio sobre a elasticidade-salário do emprego, não discorrendo sobre a elasticidade emprego-produção.

Como medidas de competição internacional pode-se empregar medidas diretas, como a penetração de importações, e medidas indiretas, como a taxa de câmbio. A primeira medida pode ser considerada endógena para firmas, pois depende da reação das mesmas frente à competição, na escolha de produção e preços. Já mudanças na taxa de câmbio percebida pela empresa, como fonte principal de mudança de preços relativos entre produtos domésticos e importados, aparecem exógenas à uma empresa doméstica. Para tanto, a variável taxa de câmbio real efetiva foi utilizada como canal empírico para investigar

Tabela 6: Demanda por Trabalho e Câmbio em setores expostos (trade) Indústria, Brasil 1997-2008

	GMM SYS 1	GMM SYS 2	GMM SYS 3	GMM SYS 4	GMM SYS 5
Emprego t-1	0,057*** (0,01)	0,524*** (0,01)	0,682*** (0,01)	0,858*** (0,02)	0,898*** (0,04)
Emprego t-2		0,089*** (0,01)	0,054*** (0,01)	0,016* (0,01)	-0,015 (0,02)
Valor Produção t	0,684*** (0,01)	0,381*** (0,01)	0,584*** (0,02)	0,797*** (0,03)	0,800*** (0,03)
Valor Produção t-1			-0,325*** (0,01)	-0,651*** (0,03)	-0,674*** (0,05)
Valor Produção t-2					0,008 (0,02)
(Valor Produção * trade) t	-0,018*** (0,00)	-0,017*** (0,00)	-0,013*** (0,00)	-0,026*** (0,00)	-0,030*** (0,01)
(Valor Produção * trade) t-1			0,008*** (0,00)	0,016*** (0,00)	0,015*** (0,01)
(Valor Produção * trade) t-2					0,006* (0,00)
Salário Médio t	-0,759*** (0,01)	-0,720*** (0,01)	-0,542*** (0,03)	-0,743*** (0,06)	-0,778*** (0,07)
Salário Médio t-1			0,178*** (0,01)	0,515*** (0,04)	0,608*** (0,06)
Salário Médio t-2					-0,040*** (0,02)
Sargan	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
AR 1 (p-valor)	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
AR 2 (p-valor)	0,000	0,048	0,000	0,000	0,000
AR 3 (p-valor)	0,000	0,445	0,696	0,521	0,721
No. Instrum.	56	44	122	118	82
Elast LP VA (β) RER=1.1	0.70	0.94	0.96	1.07	1.06
Elast LP W ($-\sigma$)	-0,80	-1,86	-1,38	-1,82	-1,80
Elast Prod. ($ h $) RER=1.1	0,33	15,49	11,07	-8,92	-11,16
Elast W não cond (ϵ_L)	-0,69	-5,27	-3,80	0,86	1,44
Taxa de Câmbio (rer)	Elast LP VA (β)				
0,80	0,71	0,95	0,97	1,10	1,08
0,90	0,71	0,94	0,96	1,09	1,07
1,00	0,71	0,94	0,96	1,08	1,07
1,10	0,70	0,94	0,96	1,07	1,06
1,20	0,70	0,93	0,96	1,07	1,05
1,30	0,70	0,93	0,96	1,06	1,04

Notas: cálculos dos autores baseado em dados brutos PIA/IBGE. GMM SYS1 – supondo exogeneidade estrita de salário e valor da produção; GMM SYS2 – supondo exogeneidade estrita de salário e valor da produção e instrumentos defasados em até 2ª ordem (t-1 e t-2); GMM SYS3 – supondo correlação contemporânea de salário e valor da produção e instrumentos defasados em até 2ª ordem (t-1 e t-2); GMM SYS4 – supondo correlação contemporânea de salário e valor da produção e instrumentos defasados em t-2 e t-3 (para acomodar autocorrelação de 2ª ordem); GMM SYS5 – supondo correlação contemporânea de salário e valor da produção e instrumentos defasados em t-3 e t-4 (para acomodar autocorrelação de 2ª ordem); *, **, *** significativo a 10%, 5% e 1%, respectivamente. Constante omitida da tabela. Trade = taxa de câmbio efetiva (RER) para setores com penetração das importações maior do que 10% (e 0 caso contrário). Valor da taxa de cambio efetiva padronizada tal que 2005=100. Número de observações 198225 para GMM SYS1 e 148910 para outras colunas.

essa relação. A exogeneidade do câmbio para inferir sobre mudanças no grau de competição percebida por produtores domésticos foi explorada em outros estudos, como Gourinchas (1999) e Guadalupe (2007).

O modelo empírico se baseia em um modelo teórico de uma firma que maximiza lucros em ambiente de competição imperfeita, sujeita a uma tecnologia do tipo CES. A tecnologia CES é mais flexível do que a popular tecnologia Cobb-Douglas em um ambiente de competição monopolista (Hsieh & Klenow 2009). Este trabalho chama a atenção de que a interpretação de coeficientes em um modelo empírico de demanda por emprego com uma medida de valor agregado ou receita pode ser diferente da relação quantidade produzida x emprego. A quase totalidade das equações de demanda estimadas na literatura não destaca a possibilidade de que a receita deflacionada setorialmente não represente o volume vendido, pela existência de poder de mercado em setores afastados do modelo de concorrência perfeita.

Utilizamos microdados da Pesquisa Industrial Anual (PIA/IBGE) entre 1996 e 2008, período com variações significativas da taxa de câmbio real setorial, que permitirão identificar os efeitos da competição externa na demanda por trabalho. O modelo empírico reconhece a endogeneidade dos salários e produção na equação de demanda por trabalho, dada a presença de choques não observados de produtividade (Hamermesh 1993), usando estimadores GMM para dados em painel.

Em relação à estimação de uma equação de demanda por trabalho, os resultados indicam que a elasticidade-produto da demanda por trabalho e elasticidade-salário condicional exibem comportamento esperado em relação a seus sinais. A elasticidade-produto mostrou-se positiva, enquanto a elasticidade-salário foi negativa, ambas inelásticas no curto prazo e elásticas no longo prazo, com a elasticidade-substituição maior que e a unidade a elasticidade valor da produção muito próximo da unidade, com estimativas acima da unidade em vários casos. As diferentes estimativas com variáveis instrumentais apontam redução do viés de endogenia em relação a estimativas supondo exogeneidade estrita e ausência de efeitos dinâmicos, mas com ainda possíveis falhas no rol de instrumentos empregados, supondo poder relevante dos testes de especificação.

Com relação às variáveis de competição, a penetração de importações não foi significativa para o emprego industrial nos vários modelos estimados. Por outro lado, o efeito da desvalorização cambial se mostrou relevante para alterar a demanda por emprego em todas as várias especificações consideradas. Os resultados sugerem que uma desvalorização cambial (uma redução da taxa de câmbio real e uma redução da competição externa) tende a tornar a demanda por trabalho menos sensível a flutuações da receita. Com isto, confirma-se uma preocupação inicial nesta literatura de Slaughter (2001) de que maior competição (externa) torna o emprego industrial mais volátil frente a flutuações ou choques de demanda de produto nas empresas.

Algumas direções de investigação sobre o efeito da competição sobre o emprego podem ser apontadas a partir deste trabalho. Primeiro, o efeito da competição externa sobre a reorganização do emprego dentro da firma não foi levada em conta, por considerar o emprego como homogêneo. É possível que o a análise altere a composição da força de trabalho de acordo com a qualificação dos trabalhadores. Segundo, mudanças geradas por fusões e aquisições podem alterar a competição percebida pelas firmas domésticas (Gugler & Yortugku (2004), por exemplo). O desafio que se coloca no segundo caso é

identificar fusões e aquisições de forma sistemática entre setores.

Referências Bibliográficas

Arbache, J. S. (2003), 'Comércio internacional, competitividade e mercado de trabalho: algumas evidências para o Brasil', in: Corseuil, C. H., Kume, H., eds, *A abertura comercial brasileira nos anos 1990: impactos sobre emprego e salário*, Rio de Janeiro: IPEA, p. 115-168, Rio de Janeiro.

Bond, S. (2002), 'Dynamic panel data models: a guide to micro data methods and practice', *Portuguese Economic Journal* 1((1)), 141-162.

Bond, S. & Van Reenen, J. (2007), *Microeconomic Models of Investment and Employment*, Vol. 6A, New York: Elsevier.

Branson, W. & Love, J. (1988), 'United States Manufacturing and the Real Exchange Rate', Marston, R. C., ed., *Misalignment of Exchange Rates: Effects on Trade and Industry*, Chicago: University of Chicago Press, p. 241-276.

Cahuc, P. & Zylberberg, A. (2004), *Labor Economics*, Cambridge, MA: MIT.

Campa, J. M. & Goldberg, L. S. (1998), 'Employment versus wage adjustment and the U.S. Dollar', *The Review of Economics and Statistics* 83(3), 477-489.

De Loecker, J., Eeckhout, J. & Unger, G. (2020), 'The Rise of Market Power and the Macroeconomic Implications', *Quarterly Review of Economics* 135(2), 561-644.

Dix-Carneiro, R. & Kovak, N. (2019), 'Margins of labor market adjustment to trade', *Journal of International Economics* 117, 125-142.

Evans, W. N., Froeb, L. M. & Werden, G. J. (1993), 'Endogeneity in the Concentration—Price Relationship: Causes, Consequences, and Cures', *The Journal of Industrial Economics* . p.431-438.

Gonzaga, G., Menezes Filho, N. & Terra, C. (2006), 'Trade liberalization and the evolution of skill earnings differentials in Brazil', *Journal of International Economics* 68(2), 345-367.

Gourinchas, P. O. (1999), 'Exchange rates do matter: French job reallocation and exchange rate turbulence, 1984-1992', *European Economic Review* 43, 1279-1316.

Guadalupe, M. (2007), 'Product Market Competition, Returns to Skill, and Wage Inequality', *Journal of Labor Economics* 25(3), 439-474.

Gugler, K. & Yortugku, G. (2004), 'The Effects of Mergers on Company Employment in the USA and Europe', *International Journal of Industrial Organization* 22, 481-502.

Hamermesh, D. S. (1993), *Labor demand*, Princeton, NJ: Princeton University Press.

Hsieh, C. T. & Klenow, P. (2009), 'Misallocation and Manufacturing TFP in China and India', *The Quarterly Journal of Economics* 124(4), 1403-1448.

- Karabarbounis, L. & Neiman, B. (2014), 'The Global Decline of the Labor Share', *Quarterly Journal of Economics* **129**(1), 61–103.
- Klein, M. W., Schuh, S. & Triest, R. K. (2003), 'Job creation, job destruction and the real exchange rate', *Journal of International Economics* (59), 239–265.
- Krishna, P., Mitra, D. & Chinoy, S. (2001), 'Trade liberalization and labor demand elasticities: evidence from Turkey', *Journal of International Economics* **55**, 391–409.
- Levy, P. M. & Serra, M. I. F. (2002), 'Coeficientes de importação e exportação na indústria.', *Boletim de Conjuntura. IPEA* (n. 58).
- Nucci, F. & Pozzolo, A. F. (2010), 'The exchange rate, employment and hours: What firm-level data say?', *Journal of International Economics* **85**, 112–123.
- Revenga, A. (1992), 'Exporting jobs? The impact of import competition on employment and wages in U.S. manufacturing', *Quarterly Journal of Economics* **107**(1), 255–284.
- Slaughter, M. (2001), 'International trade and labor demand elasticities.', *Journal of International Economics* **54**(1), 27–56.
- Torracca, J. (2011), *A Evolução da Taxa de Câmbio Efetiva Real Setorial e a Mudança Estrutural do Padrão de Comércio Exterior Brasileiro. Dissertação (Mestrado em Economia da Indústria e da Tecnologia)*, PhD thesis, Universidade Federal do Rio de Janeiro.
- Wooldridge, J. (2010), *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data, 2a Ed*, Cambridge, MA: MIT.

AS POLÍTICAS MACROPRUDENCIAIS E A CONCORRÊNCIA BANCÁRIA ENTRE 2009 E 2016

MARCELO H. SHINKODA *

MARCELO JOSÉ BRAGA †

Resumo

O objetivo deste trabalho foi analisar se as políticas macroprudenciais/concorrenciais editadas entre 2009 e 2016 afetaram direta ou indiretamente a conduta concorrencial das instituições financeiras. Para isso utilizou-se a estatística H de Panzar e Rosse. Os dados foram constituídos por um painel com 44 instituições bancárias que atuaram no Brasil no período. Os resultados indicaram que a conduta das instituições financeiras foi, entre 2009 e 2013, de um monopólio, passando a uma conduta neutra entre 2014 e 2015 e, a partir de então, uma concorrência monopolística. Concluiu-se que a política de portabilidade do crédito (editada em dezembro de 2013) foi a que teve impacto de neutralidade sobre a competição das instituições financeiras, enquanto que a exigibilidade de Basileia III a partir de 2015 efetivou a conduta competitiva do setor.

Palavras-chave: competição bancária; bancos; estatística H.

Abstract

The objective of this study was to analyze whether macroprudential/competitive policies published between 2009 and 2016 directly or indirectly affected the competitive behavior of financial institutions. For this purpose, H-statistic, by Panzar e Rosse, was used. The data were constituted by a panel with 44 banking institutions that acted in Brazil in the period. The results indicated that the conduct of financial institutions was, from 2009 to 2013, a monopoly, became a neutral conduct between 2014 and 2015 and thereafter a monopolistic competition. It was concluded that the credit portability policy (published in December 2013) was the one that had an impact of neutrality on the competition of the financial institutions, whereas the Basel III from 2015 on made the competitive behavior of sector.

Keywords: bank competition; banks; H-statistic.

JEL classification: L13, G21.

DOI: <http://dx.doi.org/10.11606/1980-5330/ea146483>

* Universidade Federal de Viçosa. E-mail:marcelo.shinkoda@ufv.br

† Universidade Federal de Viçosa. E-mail: mjbraga@ufv.br

1 Introdução

As preocupações de políticas econômicas/monetárias do governo federal têm se centralizado no controle da inflação. A equipe econômica do Ministério Fazenda, ao longo do período de 2009 a 2016, adotou medidas macroprudenciais¹ que, em teoria, combatem a inflação por meio de três canais monetários: o câmbio, através da concorrência dos preços internacionais; as taxas de juros, que impactam diretamente os investimentos através de um corte na demanda; e, por fim, o canal de crédito – por meio da elevação do compulsório.

As medidas macroprudenciais que afetam o canal de crédito muitas vezes são usadas como alternativa à variação das taxas de juros e podem ter impactos diretos sobre a estrutura concorrencial das instituições financeiras. O aumento do recolhimento compulsório, por exemplo, mesmo que remunerado à taxa SELIC² (taxa referencial do Sistema Especial de Liquidação e de Custódia), permeia a rentabilidade dos bancos, já que a diferença entre esta taxa e àquela aplicada no mercado de empréstimos³ é relativamente elevada (Figura 8). Assim, a prática desta política pode ser avaliada com certo ceticismo pelas instituições financeiras, já que, por determinação exógena, esta medida substituiria as rentabilidades dos recursos acumulados e provocaria uma reação em cadeia, que se inicia com o aumento da alavancagem dos banqueiros e termina com maiores taxas ao consumidor final (ver (Gertler & Karadi 2011)).

Logo, sob um olhar concorrencial, essas medidas podem modificar a conduta das instituições financeiras, as quais, em um mercado oligopolizado⁴ (Tabela 1), podem definir estratégias parecidas, configurando um conluio tácito, de forma a equilibrar as ações do governo. Desde as reformulações da década de 1990 no setor financeiro (PROER, PROES e Plano Real), os bancos públicos, frente às ações dos bancos privados, adotam estratégias anticíclicas⁵. No entanto, o relatório do DIEESE (2017) sobre o mercado bancário de 2016 aponta para o fim das ações anticíclicas das instituições financeiras públicas, que passaram também a restringir o crédito ao setor privado/consumo.

Nesse sentido, o presente artigo propõe analisar a conduta das instituições financeiras de varejo após a implementação das políticas macroprudenciais ao longo do período de 2009 a 2016. O foco é identificar quais eram as estratégias competitivas dos bancos no momento da implementação dessas políticas e avaliar sua evolução ao longo do tempo. As hipóteses assumidas são: os bancos públicos exerceram o poder de monopólio no período analisado; as políticas macroprudenciais interferem no mercado interfinanceiro, alteram os

¹Medidas macroprudenciais são ações complementares que fortalecem o sistema financeiro protegendo-o contra o risco sistêmico (Poutineau & Vermandel (2017), p.4). Através destas medidas as autoridades monetárias administram os efeitos das crises financeiras e promovem a estabilidade de preços. No período, o principal foco foi a implementação da Basileia III.

²São remunerados os compulsórios dos depósitos a prazo e da poupança. Os primeiros são remunerados mediante a taxa Selic enquanto que o segundo é remunerado à taxa da poupança (Bacen 2011). O compulsório sobre os depósitos a vista não é remunerado.

³Não necessariamente os recursos captados pelos bancos são aplicados no mercado de empréstimos, mas a taxa cobrada no mercado de empréstimos é uma boa *proxy* por representar, em parte, o custo de oportunidade dos bancos.

⁴Mercado cujo índice de concentração CR4 é superior à 40 é definido como oligopólio (Martin 2010)

⁵Para mais detalhes sobre a concorrência entre bancos públicos e bancos privados ver Rocha (2001), Micco & Panizza (2006), Camargo (2009), Allen et al. (2013), Brei & Schclarek (2015) e Torres (2016).

Tabela 1: Razão de Concentração das Cinco Maiores Instituições Financeiras nos Segmentos de Empréstimos, Depósitos de Poupança e Depósitos a Prazo no período de 2009-2016

Segmentos	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016
ETD	70	72	72	73	77	78	75	77
Depósitos de Poupança	94	94	95	94	96	96	94	95
Depósitos a Prazo	74	70	71	73	78	79	77	78

Fonte: estatística a partir do ESTBAN (Estatística Bancária Mensal por Município) divulgada pelo Banco Central do Brasil (Bacen) (ETD significa Empréstimos e Títulos Descontados)

custos das instituições e, portanto, mudam a estratégia concorrencial entre os bancos.

Para avaliar as hipóteses assumidas, a análise foi realizada por meio da Estatística H Local. Inicialmente desenvolvido por Panzar & Rosse (1987), este método tem sido amplamente aplicado, tanto para a análise do mercado bancário nacional (Lucinda 2010, Tabak et al. 2012, 2015), quanto para o mercado bancário internacional (Molyneux et al. 1994, 1996, Delis 2010). As análises da metodologia de Panzar e Rosse para o mercado brasileiro, tendem a convergir para uma concorrência monopolística. Porém, a persistência dos elevados *spreads* bancários e a própria concentração deste setor colocam em dúvida se essa é realmente a estratégia concorrencial das instituições financeiras de varejo.

Assim, este artigo contribui com a literatura ao apresentar a evolução das estratégias de cada um dos bancos de varejo ao longo do período proposto. Contribui também ao relacionar a evolução da estratégia média destes bancos com as políticas implementadas. A avaliação individual vai muito além da estimativa de P&Z na média proposta pelos demais artigos, pois alguns bancos podem atuar em conluio na média e outros na mediana (uma vez que a concentração bancária é assimétrica à direita nos principais segmentos no qual atuam – Tabela 1).

Para atingir tais objetivos, o experimento ideal requereria que todas as instituições financeiras estivessem sob a influência de somente uma política macroprudencial ou concorrencial por vez, de forma que a conduta captada pela Estatística H, na média do período, apontasse um possível efeito causal entre a edição da política e a adoção de determinada conduta da indústria bancária. No entanto, essa não é a realidade vista ou praticada. Assim, visando superar essa deficiência, a Estatística H também foi estimada localmente, a nível de cada banco, por mês, de modo que a análise é realizada comparando a evolução da Estatística H Local com a variação dos coeficientes das políticas macroprudenciais.

Ao contrário dos demais trabalhos empíricos que analisaram a indústria bancária brasileira trimestralmente, este trabalho utilizou dados mensais, em um painel balanceado⁶ com 44 instituições financeiras e 96 períodos de tempo. A análise de dados mensais reflete a estrutura concorrencial de curto prazo da elasticidade do preço dos fatores. A ampliação dos prazos para análises trimestrais/semestrais pode esconder a real conduta mensal dos bancos, pois pode permitir que os agentes reajustem seus custos de modo que a resposta da receita total ao preço dos fatores esteja concentrada na parte inelástica da

⁶Um painel desbalanceado é apresentado em anexo como medida de robustez.

curva de demanda naquele momento. Outro fator que muitos trabalhos ignoram é a existência do mercado interfinanceiro, onde as instituições financeiras se inter-relacionam por meio de empréstimos para saldar suas posições no período sem precisar recorrer ao Banco Central do Brasil (Bacen). Assim, além da análise tradicional, esta pesquisa contribui ao apresentar a Estatística H considerando os meses como *cluster* e os diversos bancos como indivíduos se inter-relacionando dentro de cada *cluster*.

Os principais resultados deste artigo indicam que a conduta dos bancos de varejo foi, entre 2009 e 2013, de um monopólio, passou a ser uma concorrência monopolística somente a partir de 2014. Duas foram as políticas implementadas no final de 2013: a primeira foi a portabilidade do crédito bancário e a segunda foi o estabelecimento do acordo de Basileia III. Porém, a exigibilidade do Basileia III somente entrou em vigor a partir de janeiro de 2015. Logo, pode-se considerar que a política de portabilidade do crédito é a principal responsável por manter uma estratégia de equilíbrio neutra, enquanto que o Basileia III se torna responsável pela conduta de concorrência monopolística verificada partir de 2015.

O restante deste artigo é organizado da seguinte forma: a seção 2 apresenta um breve panorama do setor e as políticas implementadas no período que serão analisadas; a seção 3 é dedicada ao plano de fundo teórico (identificação); a seção 4 é apresentado o modelo analítico, os procedimentos econométricos e à descrição dos dados; seção 5 apresenta e discute os resultados. O artigo finaliza com as conclusões.

2 Panorama do setor bancário frente às políticas macroprudenciais

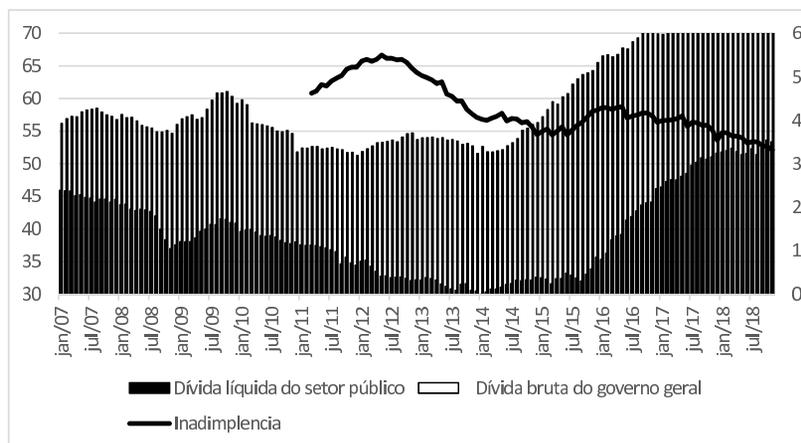
O período de 2009 a 2016 foi marcado por diversas intervenções no setor bancário, seja por meio indireto, através de políticas macroprudenciais, seja por meio direto com a intensificação das condutas anticíclicas dos bancos públicos (Banco do Brasil e Caixa Econômica Federal) frente à retração do crédito dos bancos privados. As políticas prudenciais e as intervenções diretas no mercado bancário são reflexos da crise econômica norte americana de 2008.

Após a crise, o governo federal brasileiro adotou algumas políticas de subsídios a setores-chave da economia (Graupen 2015). Alguns destes setores foram: construção civil, com subsídio às construtoras – em um esforço de manter os empreendimentos do que, na época, era o principal ramo da economia, a Caixa Econômica Federal (CEF) ampliou o saldo disponível de crédito para a casa própria e o governo federal reduziu o IPI referente à materiais de construção; setor automotivo e o setor denominado de “Linha Branca” – com o intuito de manter aquecido o consumo, estes setores também tiveram redução no IPI; e, por fim, o setor bancário – com uma redução no compulsório que serviu de injeção às instituições financeiras, que deram continuidade à redução das taxas de juros (iniciadas na primeira metade da década), acompanhando as taxas internacionais.

Todas essas ações surtiram efeito ainda em 2009, quando os principais índices macroeconômicos voltaram às condições pré-crise. Porém, as consequências dessas relações nos gastos do governo federal nos anos seguintes se tornaram preocupantes para as instituições financeiras. A partir dos dados do Banco Central do Brasil (Bacen), verifica-se que a dívida pública bruta em per-

centual do Produto Interno Bruto (PIB) saiu de 53% em janeiro de 2008 para aproximadamente 70% do PIB em dezembro de 2016, enquanto que a inadimplência do consumidor (Pessoa Física) passou a crescer à uma taxa média de 4,5% ao mês entre março de 2011 e dezembro de 2016 (Figura 1).

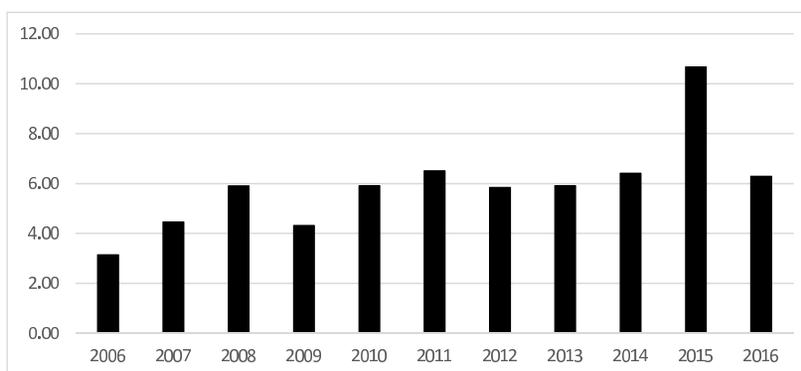
Figura 1: Evolução da dívida pública (bruta e líquida) e da inadimplência do consumidor (Pessoa Física)



Fonte: Dados do Banco Central do Brasil.

Com a meta inflacionária variando entre 3% e 6%, já em 2010 o Banco Central do Brasil editou a Circular 3.513/2010, que alterou as taxas de recolhimento do compulsório e dos encaixes obrigatórios sobre os recursos a prazo. Essa medida prudencial serviu como uma sinalização de uma futura elevação da taxa Selic. No entanto, essa relação não parece ter sido satisfatória, pois a meta foi descumprida logo no ano seguinte e em 2014, 2015 e 2016 (Figura 2).

Figura 2: Evolução da inflação (% a.a.)



Fonte: Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística/Sistema Nacional de Índices de Preços ao Consumidor (IBGE/SNIPC).

Em contrapartida, no sentido de manter o consumo aquecido, o governo federal intensificou, a partir de julho de 2012, as ações anticíclicas dos bancos públicos (ver Torres (2016)). Essa relação pressionou a redução das taxas de empréstimos dos bancos privados. No entanto, a conduta destes parece ter

sido de financiamento daquela ação do governo pois, mesmo com a redução das taxas de juros, a parcela de mercado dos bancos privados no segmento de Empréstimos e Títulos Descontados reduziu ou permaneceu estável, enquanto que os bancos públicos, em conjunto, cresceram quase sete pontos percentuais (Tabela 2).

Tabela 2: Parcelas de mercado das cinco maiores instituições financeiras no segmento de Empréstimos e Títulos Descontados (%) no período de 2009 a 2016

Instituições Financeiras	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016
Banco do Brasil	22	24	22	23	25	25	24	24
Bradesco	15	14	14	13	13	13	13	13
Itaú-Unibanco	14	14	14	13	11	13	12	12
Santander	12	12	13	13	12	10	9	9
Caixa E. Federal	7	8	9	11	16	18	17	19

Fonte: estatística a partir do ESTBAN (Estatística Bancária Mensal por Município) divulgada pelo Banco Central do Brasil (Bacen)

Em março de 2013, o Banco Central do Brasil passa a implementar um conjunto de documentos (Resoluções 4.192/2013 e 4.193/2013 e a circular 3.644/2013) que adequam o sistema financeiro nacional às resoluções dadas pela Basileia III (composta pelos documentos: “Global regulatory framework for more resilient banks and banking system” e “International framework for liquidity risk measurement, standards and monitoring”)⁷. As principais inovações foram a criação do buffer anticíclico e dos buffers de conservação do capital. Os primeiros tendem a evitar as induções da Basileia II. Assim, na medida em que aumentam (reduzem) os riscos sistêmicos, os bancos deveriam reduzir (aumentar) os coeficientes de capital de forma a atenuar os impactos da oferta de crédito na economia. Os buffers de conservação serão acionados apenas quando o crescimento do crédito estiver acima de sua tendência e for “associado a um aumento dos riscos sistêmicos na economia” ANBIMA (2010). Segundo o Bacen (2018), desde a regulamentação em 2013, o Brasil ainda não experimentou a ativação oficial dos **buffers** de capital⁸. No entanto, no período de 2009 a 2016 o Brasil passou por diversas mudanças nas alíquotas dos recolhimentos do compulsório (Tabela 3).

Assim, as variações nessas alíquotas parecem delimitar o período de 2009 a 2016 como uma “estação” de teste, já que que, segundo Bacen (2013), os *buffers* somente poderiam ser ativados oficialmente a partir de janeiro de 2015. No entanto, a possibilidade da exigibilidade de um compulsório adicional sempre foi presente no Brasil, e suas variações no período ocorreram nos anos de 2009, 2010, 2012 e 2015 (Tabela 3) em todos os três segmentos (Depósitos à Vista, Depósitos a Prazo e Poupança).

⁷Para mais ver Bacen (2013).

⁸A circular do Banco Central do Brasil 3.769/2015 fixou em 0% o adicional anticíclico de capital sobre riscos de crédito ao setor privado não bancário assumidos pelas instituições financeiras no Brasil (Bacen 2018).

Tabela 3: Recolhimentos compulsórios – alíquotas entre 2009 e 2016 (% final do período)

Recursos - Origem	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016
À Vista	42	43	43	44	44	45	45	45
<i>Exigibilidade Adicional</i>	5	12	12	0	0	0	0	0
Depósito a Prazo	13,5	20	20	20	20	20	25	25
<i>Exigibilidade Adicional</i>	4	12	12	11	11	11	11	11
Poupança Habitacional	20	20	20	20	20	20	24,5	24,5
Poupança Rural	15	16	17	17	18	13	15,5	15,5
<i>Exigibilidade Adicional</i>	10	10	10	10	10	10	6	6

Fonte: estatística a partir do ESTBAN (Estatística Bancária Mensal por Município) divulgada pelo Banco Central do Brasil (Bacen)

3 Modelo Teórico

O modelo de Panzar & Rosse (1987), denominado P&Z, quando aplicado para o setor bancário, será especificado a seguir.

Considere y um vetor de variáveis de decisão que afetam a receita da firma, então:

$$R_i = R^*(y, z) \quad (1)$$

onde y é o determinante exógeno da demanda e z são os demais determinantes exógenos do custo que deslocam a função de receita da firma. Adicionalmente, assume-se que os custos das firmas dependem direta ou indiretamente de y . Então:

$$C_i = C(y, w, t) \quad (2)$$

onde w é um vetor de m fatores de preços que são exógenos para a firma e t é um vetor de variáveis exógenas que deslocam a função de custo. Os vetores t e z podem ou não ter componentes comuns. Segundo Panzar & Rosse (1987), é comum pensar que y representa um vetor do nível do produto. Porém esta interpretação é sobretudo restritiva. O componente y pode incluir preços, custos com propaganda, ou níveis de qualidade (que no caso do segmento bancário, seriam os empréstimos classificados de acordo com sua probabilidade de pagamento). Assim, o lucro da firma i pode ser escrito como:

$$\Pi_i = R_i - C_i = \Pi_i(y_i, z_i, w_i, t_i) \quad (3)$$

Então, seja os seguintes problemas de otimização:

$$y_i^0 = \operatorname{argmax}_y \Pi_i(y_i, z_i, w_i, t_i) \quad (4)$$

$$y_i^1 = \operatorname{argmax}_y \Pi_i(y_i, z_i, (1 + h_i)w_i, t_i); \text{ onde } h \geq 0 \quad (5)$$

Seja também as seguintes formas da receita que equivalem à forma reduzida da receita dos bancos, R^* :

$$R_i^0 = R(y_i^0, z) \equiv R_i^*(z_i, w_i, t_i) \quad (6)$$

$$R_i^1 = R(y_i^1, z_i) \equiv R_i^*(z_i, (1 + h_i)w_i, t_i) \quad (7)$$

Logo, por definição:

$$R_i^1 - C_i(y_i^1, (1 + h_i)w_i, t_i) \geq R_i^0 - C_i(y_i^0, (1 + h_i)w_i, t_i). \quad (8)$$

Uma vez que C é linearmente homogênea em w , (8) pode ser escrita como:

$$R_i^1 - (1 + h_i)C_i(y_i^1, w_i, t_i) \geq R_i^0 - (1 + h_i)C_i(y_i^0, w_i, t_i) \quad (9)$$

Ao multiplicar ambos os lados de (9) por $(1 + h_i)$ e adicionar o resultado em (8) produz:

$$-h_i(R_i^1 - R_i^0) \geq 0 \quad (10)$$

Ao dividir ambos os lados de (10) por $-h_i^2$ e substituir R_i^1 e R_i^0 por suas equivalências (6) e (7), chega-se :

$$\frac{(R_i^1 - R_i^0)}{h_i} = \frac{[R_i^*(z_i, (1 + h_i)w_i, t_i) - R_i^*(z_i, w_i, t_i)]}{h_i} \leq 0 \quad (11)$$

Esta é a versão não paramétrica dos resultados de Panzar & Rosse (1987). Assim, (11) indica que o aumento do custo sempre resultará em uma redução proporcional na receita da firma i . Logo, ao supor que a forma reduzida apresentada é diferenciável, tomar o limite de (11) com $h_i \rightarrow 0$ e dividir o resultado por R_i^* produz a seguinte prova:

$$H_i^* \equiv \sum w_i \left(\frac{\partial R_i^*}{\partial w_i} \right) / R_i^* \leq 0 \quad (12)$$

A Estatística H , proposta por Panzar & Rosse (1987) e apresentada em (12), estabelece que a soma das elasticidades-preço dos fatores da forma reduzida de uma firma monopolista deve ser negativa. Essa soma representa a mudança na receita quando todos os fatores da firma i se elevarem em 1%. Com isso, é possível responder o que acontecerá com a receita de uma firma quando seus custos marginais subirem em 1%. Para uma firma monopolista, espera-se que o incremento no preço dos insumos reduza a receita total, dado que esta empresa estará atuando na parte elástica da curva da demanda. Assim, satisfaz as condições de equilíbrio de longo prazo e as questões de exogeneidade.

Uma Estatística H negativa indicará um mercado monopolizado. Se a Estatística H estiver entre 0 e 1, o mercado será uma concorrência monopolística. Se a Estatística H for exatamente igual a 1, o mercado será classificado como um puro mercado concorrencial.

No entanto, mesmo firmas competitivas podem exibir uma Estatística H negativa, se o mercado estiver em uma estrutura de desequilíbrio. Desta forma, testes de equilíbrio de longo prazo devem ser realizados para se garantir a robustez do resultado apresentado pela Estatística H .

Este teste pode ser implementado ao utilizar as mesmas variáveis exógenas utilizadas para a análise da estatística de P&Z, porém sobre algum índice de lucratividade. Comumente, usa-se o lucro líquido sobre o capital próprio para

avaliar o equilíbrio. Se, neste caso, H for igual a zero ($H = 0$), as taxas ajustadas pelos riscos dos retornos entre os bancos vão se equalizar, indicando que as observações em questão representam um equilíbrio de longo prazo Molyneux et al. (1994). Esta relação fica perceptível na equação (3), onde o lucro é a receita total menos o custo total. Logo, se o custo foi subtraído, este não poderá ter impacto sobre a variável dependente, tal como se prevê que ocorra com a Estatística H . Logo, se o lucro estimado sobre os três custos de referência de P&Z for estatisticamente significativo, há a indicação de que, por meio dos dados, todos os custos não foram subtraídos da função de lucro e consequentemente, estes dados não estão em equilíbrio de longo prazo.

4 Metodologia

4.1 Modelo analítico e os procedimentos

A equação da forma reduzida que estima a Estatística H é amplamente tratada na literatura. A Estatística H foi calculada de duas formas. Inicialmente, foi estimado um Painel mensal no período de 2009 a 2016 que analisa as instituições financeiras conforme suas características (Banco do Brasil, Caixa Econômica Federal, bancos privados e todos os bancos). Posteriormente, foi estimada a Estatística H local, que passa a indicar a distribuição da estatística de cada banco em torno de uma média suavizada. As equações nas formas reduzidas para ambos os casos são apresentadas abaixo:

$$\ln(RT_{it}) = \alpha_{i/t} + \beta \ln(\omega_{1,it}) + \gamma \ln(\omega_{2,it}) + \delta \ln(\omega_{3,it}) + \theta \ln(Z_{it}) + \varepsilon_{it} \quad (13)$$

$$\ln(ROA_{it}) = \alpha_{(i/t)} + \beta \ln(\omega_{(1,it)}) + \gamma \ln(\omega_{(2,it)}) + \delta \ln(\omega_{(3,it)}) + \theta \ln(Z_{it}) + \varepsilon_{it} \quad (14)$$

onde RT é a Receita Total e ROA é a divisão entre o Lucro Líquido e o Capital Próprio (que será usado para o teste de equilíbrio de longo prazo), $\omega_{1,imt}$ representa o custo de captação, $\omega_{2,imt}$ representa o impacto dos custos administrativos sobre o ativo fixo e $\omega_{3,imt}$ evidencia os custos com pessoais dividido pelos ativos totais. As angulações α , β , γ , δ e θ são os coeficientes das variáveis exógenas. Z representa quatro variáveis de controle, onde duas delas foram construídas da seguinte forma: divisão entre capital próprio e ativos totais (Q_ASSETS) e total de empréstimos divididos por ativos totais (L_ASSETS). As últimas variáveis de controle são uma variável de tendência e a provisão para créditos duvidosos. Os subscritos “ i ” e “ t ” representam os bancos, por CNPJ, e o período, por mês, respectivamente. O coeficiente $\alpha_{(i/t)}$ são os parâmetros fixos a serem estimados para i no caso da Estatística H tradicional ou para t no caso da Estatística H local.

Também foi estimada uma regressão local para cada banco para cada mês da amostra. O procedimento para esta estimação considerou um painel onde os meses são os *clusters* e os CNPJ's (Cadastro Nacional da Pessoa Jurídica) são avaliados dentro cada *cluster*. Essa relação é justificável dada a existência do mercado interfinanceiro onde os CNPJs interagem entre si, realizando empréstimos interbancários para saldar suas posições de reservas sem precisar

recorrer ao Bacen (Figura 3). As posições das instituições financeiras também podem se alterar, dada a característica de rolagem de empréstimo mediante a obtenção de saldos em diferentes bancos. Assim, ao considerar essas características do sistema financeiro, estimou-se um painel com efeitos fixos para o tempo utilizando a equação (15).

Figura 3: Correlação entre as instituições financeiras no mercado de empréstimos do Brasil.



Fonte: Desenvolvido pelos autores.

A partir desta estimativa, foram obtidos os resíduos μ_{it} . Estes representam tudo de $\ln(RT_{it})$ que não foi explicado pelos controles Z_{it} . Posteriormente, foram estimadas as equações (16), (17) e (18) e obtidos os resíduos $\mu_{(\omega 1, it)}, \mu_{(\omega 2, it)}, \mu_{(\omega 3, it)}$. Os resíduos dos custos representam tudo sobre os fatores que também não são explicados pelos controles Z_{it} . Por fim, estimou-se a equação 19.

$$\ln(RT_{it}) = \alpha_{i/t} + \theta \ln Z_{it} + \mu_{it} \quad (15)$$

$$\ln(\omega_{1, it}) = \alpha_{i/t} + \theta \ln Z_{it} + \mu_{\omega 1, it} \quad (16)$$

$$\ln(\omega_{3, it}) = \alpha_{i/t} + \theta \ln Z_{it} + \mu_{\omega 2, it} \quad (17)$$

$$\ln(\omega_{3, it}) = \alpha_{i/t} + \theta \ln Z_{it} + \mu_{\omega 3, it} \quad (18)$$

$$\mu_{it} = \alpha_{i/t} + \mu_{\omega 1, it} + \mu_{\omega 2, it} + \mu_{\omega 3, it} + \varepsilon_{\mu, it} \quad (19)$$

O valor da Estatística H para cada instituição financeira em cada mês foi obtido através do valor previsto da equação (19), pois esta previsão indica tudo sobre os custos que não é explicado pelos controles que, por sua vez, explicam tudo sobre a receita que também não é explicado pelos controles. A partir desta estimativa da Estatística H, efetuou-se então uma regressão local descrita genericamente por $y_{it} = \mu(x_{it}) + \varepsilon_{(y, it)}$, onde x_i representa os meses avaliados (janeiro de 2009 a dezembro de 2016) do CNPJ i e, y_{it} é a Estatística H para cada CNPJ em cada período de tempo. O termo $\varepsilon_{y, it}$ representa o erro, que assume ser independente e identicamente distribuído (i.i.d.) com média zero e variância constante.

A função $\mu(x_{it})$ é desconhecida, mas é localmente bem definida (encontrada por meio da aproximação de Taylor). Assim, $\mu(x_{it})$ é localmente aproximada por uma simples classe de funções paramétricas. Normalmente, a literatura utiliza ou uma função linear ou funções polinomiais quadráticas para

aproximar a função $\mu(x_{it})$ localmente. Funções com postos mais elevados tendem a ser mais difíceis de serem computadas. O ajuste a ser apresentado neste texto segue Tabak et al. (2015), que utilizaram um ajuste linear polinomial.

O próximo passo foi definir a largura da banda $h(b)$ e suavizar uma janela $(x - h(b), x + h(b))$. Assim, o ajuste ocorre ao definir um ponto de b , no qual a vizinhança é baseada na estrutura espacial dos dados, limitada pela variável independente. Este ponto, b segue o valor de 0,6 pois assim é definido na literatura padrão (Loader 1999, Simonoff 1996, Tabak et al. 2015).

Com a janela definida, o último passo foi definir uma função de peso que é conhecida como núcleo, que em inglês é chamada de *kernel*. O núcleo mais comum utilizado e que será assumido nesta pesquisa é uma função tripla, recomendada por Simonoff (1996).

Por fim, cabe reportar que todas as estimativas realizadas são robustas com correção da matriz de variância e covariância em cada *cluster*. Os desvios padrão da Estatística H foram calculados mediante o método Delta.

4.2 Variáveis e fonte dos dados

A análise da Estatística H levou em consideração o documento 4010 do Banco Central do Brasil, que traz os balancetes de todos os bancos brasileiros. Apesar das críticas de Cardoso et al. (2016), a análise por meio do documento 4010 foi realizada somente para as instituições que apresentaram informações ao longo de todo o período⁹. Assim, se uma instituição deixou de apresentar informações financeiras em janeiro de 2012 (por exemplo), então esta instituição foi excluída da amostra. Ao adotar tal critério, elimina-se o efeito de dupla contagem dado pela questão dos conglomerados que participaram de alguma Fusão e Aquisição (F&A) no período. Há outro fator que pesou a favor do relatório 4010 e contra o relatório 4040. É que neste, durante todos os meses dos anos de 2009 e 2010, o Banco do Brasil (BB) e a Caixa Econômica Federal (CEF) não foram considerados como conglomerados. A introdução destes bancos ocorreu somente a partir de 2011, inviabilizando a utilização do documento 4040 no período proposto. As contas utilizadas do relatório 4010 são apresentadas na seguinte tabela:

Tabela 4: Contas do documento 4010 utilizadas na análise da Estatística H

Conta	Nome da Conta	Conta	Nome da Conta
16000001	Operações de Crédito	41500002	Depósitos a Prazo
16900008	Provisões p/ créditos duvid.	70000009	C. de Resultado Credora
20000004	Permanente	80000006	C. de resultado devedoras
21000003	Investimentos	81100008	Despesas de captação
39999993	Total Geral do Ativo	81200001	Obrigações por empréstimos
41000007	Depósitos	81700006	Despesas administrativas

Fonte: relatório 4010 (Bacen)

Das variáveis que compõem as equações (13) e (14), a despesa com pessoal foi utilizada para construir $\omega_{3,imt}$. A variável LL foi construída a partir

⁹Como medida de robustez, as Estatísticas H propostas foram calculadas para todos os bancos de varejo Comerciais e múltiplos, Banco do Brasil e Caixa Econômica Federal contidos no relatório 4010.

das contas acima apresentadas. A variável despesa com pessoal é resultado da subtração entre as despesas operacionais e as despesas administrativas. As despesas operacionais resultam das somas entre despesas com vendas e despesas administrativas. O lucro líquido foi gerado a partir da subtração das contas de resultado credora e devedora, respectivamente.

Na Tabela 5 encontra-se o resumo descritivo das principais variáveis utilizadas para estimar a Estatística H. Todas as variáveis estão em escala logarítmica, foram deflacionadas (base janeiro de 2009) e dessazonalizadas pelo método de variáveis binárias.

Tabela 5: Estatísticas descritivas das principais variáveis utilizadas na Estatística H (2009-2016)

Variáveis Dependentes	Obs.	Média	D.P.	Min.	Max.
Receita Total	4224	20,82	2,33	14,10	29,34
ROA	3606	17,40	2,32	6,46	26,74
Custos de captação / tipo de banco	Obs.	Média	D.P.	Min.	Max.
W1 – Banco do Brasil	96	-0,00	0,07	-0,76	0,70
W1 – Caixa Econômica Federal	96	0,00	0,04	-0,24	0,52
W1 – Bancos Múltiplos e Comerciais	4032	-0,00	1,19	-2,37	6,57
W1 – Todos os Bancos	4224	-0,00	1,24	-2,37	6,57
W2 – Banco do Brasil	96	-0,00	0,04	-0,43	0,24
W2 – Caixa Econômica Federal	96	0,02	0,16	0,00	1,48
W2 – Bancos Múltiplos e Comerciais	4032	0,06	1,37	-3,83	4,77
W2 – Todos os Bancos	4224	0,02	0,78	-2,68	3,45
W3 – Banco do Brasil	96	-0,01	0,10	-1,30	0,00
W3 – Caixa Econômica Federal	96	-0,01	0,10	-1,08	0,00
W3 – Bancos Múltiplos e Comerciais	4032	0,05	0,07	-2,68	3,45
W3 – Todos os Bancos	4224	0,08	1,44	-3,83	4,77
Controles	Obs.	Média	D.P.	Min.	Max.
Q ASSETS	4224	-6,37	2,84	-18,06	-2,37
L ASSETS	4224	-2,70	1,07	-7,28	-1,11
Provisões	4224	18,85	2,67	7,63	28,11

* Fonte: relatório 4010 (Bacen)

Para o cálculo da Estatística H levou-se em consideração 4.224 observações. Este é o total de observações dada pela Receita Total. Para se chegar a este valor foram 96 observações¹⁰ diferentes de zero para o Banco do Brasil e 96 observações para a Caixa Econômica Federal. Para os bancos privados foram 4.032 observações diferentes de zero. Os zeros foram substituídos no lugar dos valores perdidos (*missings*) para que a estimativa coubesse em apenas uma regressão. O teste de equilíbrio levou em consideração menos observações devido à quantidade de dados observados da variável ROA.

5 Resultados e Discussão

A primeira análise da Estatística H a ser apresentada contempla toda a indústria bancária (considerando os 44 bancos que participaram ininterruptamente) ao longo dos 96 meses analisados. A Tabela 6 contempla a Estatística H por

¹⁰Somadas as observações do Banco do Brasil, Caixa Econômica Federal e das demais instituições, chega-se às 4.224 observações aferidas em uma única regressão.

tipo de banco, considerando somente o Banco do Brasil, a Caixa Econômica Federal e os bancos privados (múltiplos ou comerciais).

Tabela 6: Estatística H por tipo de banco e geral para o período mensal de 2009 a 2016

Tipos de Bancos	Estatística H	Desvio Padrão	Z-Valor	P > z
Banco do Brasil	-0,947***	(0,055)	-17,34	0,000
Caixa Econômica Federal	-2,016***	(0,191)	-10,54	0,000
Bancos Privados	0,486***	(0,118)	4,13	0,000
Todos os Bancos	0,461***	(0,117)	3,94	0,000

Fonte: Resultado da Pesquisa.

Desvio padrão nos parênteses

* p<0,1; ** p<0,05; *** p<0,01

Os resultados indicam que, quando analisado ao longo de todo o período, na média, o Banco do Brasil detém e exerce seu poder de monopólio. A mesma situação ocorre com a Caixa Econômica Federal que, por força de lei, detém o monopólio de vários serviços prestados pelo governo federal. Quando analisados apenas os bancos privados, a conduta parece ser, tal como aponta a literatura nacional e internacional, uma concorrência monopolística. E, com menor significância estatística, ao considerar todos os 44 bancos da amostra em conjunto, a relação de concorrência monopolística se mantém.

No entanto, há uma ressalva com relação aos bancos públicos. Ambos não apresentaram equilíbrio de longo prazo na análise de todo o período (Tabela 11). Entre os anos de 2012 e 2013, estes bancos foram utilizados como canal direto de redução das taxas de juros. Assim, neste período, tanto as taxas de alavancagem quanto a rentabilidade dos bancos públicos não condiziam com aquela apresentada pelas demais instituições financeiras. O equilíbrio de longo prazo para os bancos públicos somente foi verificado após o ano de 2014¹¹ (quando as políticas de intervenção direta no mercado bancário cessaram – Tabela 12). Note que todos os bancos apresentaram na média equilíbrio de longo prazo. Para que isso ocorresse, os bancos privados deveriam deslocar seus recursos para outros segmentos que não o de empréstimos, caso contrário, os bancos públicos apresentariam uma estratégia concorrencial. Isso corrobora o argumento de que os bancos privados passaram a financiar o governo mediante as ações anticíclicas das instituições públicas.

Para verificar se há uma diferença na conduta das instituições após o ano de 2014, estimou-se a conduta de todos os bancos da amostra para este período (Tabela 7). A partir dos resultados, conclui-se que a estrutura em si não mudou, mas o mercado tornou-se mais competitivo para os bancos privados, enquanto que as instituições públicas ampliaram o exercício do poder de monopólio – quando considerado todo o universo, a medida de concorrência se mantém. Porém, em um patamar mais baixo, dado o peso dos bancos públicos.

Observa-se que, antes da edição da portabilidade do crédito bancário, os bancos públicos pareciam não competir com seus pares privados – atuando de forma anticíclica e provendo o mercado com crédito quando os pares privados não o faziam. Entretanto, após a edição dessa portabilidade, tal relação

¹¹Na análise com 114 CNPJs, a CEF continuou fora do equilíbrio de longo prazo. Note que, neste caso, alguns bancos deveriam sair do sistema para que a alavancagem da CEF fosse sustentável. É o que acontece quando os bancos que estão prestes a sair da amostra saem.

Tabela 7: Estatística H por tipo de banco e geral para o período mensal de 2014 a 2016

Tipos de Bancos	Estatística H	Desvio Padrão	Z-Valor	P > z
Banco do Brasil	-2,1479***	(0,2394)	-8,97	0,000
Caixa Econômica Federal	-7,1864***	(0,4446)	-16,16	0,000
Bancos Privados	0,7188***	(0,1303)	5,52	0,000
Todos os Bancos	0,6966***	(0,1288)	5,41	0,000

Fonte: Resultado da Pesquisa.

Desvio padrão nos parênteses

* p<0,1; ** p<0,05; *** p<0,01

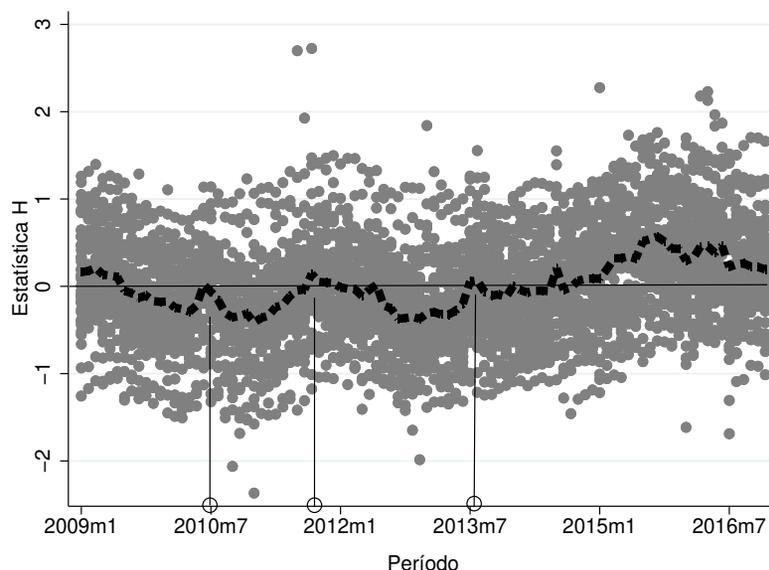
parece ter se encaminhado a um equilíbrio. Os bancos públicos passaram a exercer ainda mais o seu poder de monopólio. Provavelmente, segmentos internos (mercado de depósitos, depósitos a prazo, sistema de pagamentos, etc.) que poderiam não ser monopolizados passaram a sê-lo. Em contrapartida, os bancos privados parecem ter acirrado a concorrência. Assim, em média, os valores indicam um mercado mais próximo ao equilíbrio, que é representando pelo valor zero. Mas, ainda assim, é considerado como uma concorrência monopolística, pois o valor da Estatística H de todos os bancos também é estatisticamente diferente da unidade¹².

O teste de equilíbrio de longo prazo para o período de 2014 em diante identificou que os custos μ_1 , μ_2 e μ_3 são estatisticamente iguais a zero (Tabela 12) e, portanto, os resultados encontrados para todos os bancos, inclusive para os bancos públicos, são considerados válidos. Isso indica que o aumento no preço de um banco com variação positiva da lucratividade necessariamente irá induzir a redução do preço de outro banco, ou até mesmo a saída de outro banco do mercado.

A distribuição da Estatística H das instituições financeiras em torno da Estatística H localmente estimada (Figura 4), permite a avaliar e relacionar as variações das alíquotas de compulsório com a evolução da estratégia média das instituições financeiras. Note que entre 2009 e 2010 a maior variação foi sobre os depósitos a prazo (6,5 pontos percentuais – decompostos em 1,5 pontos percentuais em fevereiro de 2010 e o restante em dezembro de 2010) enquanto que a variação da alíquota para a poupança rural e para o depósito à vista foram de um ponto percentual cada (a variação ocorreu em junho de 2010). Neste período percebe-se que o segmento bancário passou, na média, de concorrencial para uma relação de oligopólio e voltou ao equilíbrio somente em julho de 2010, um mês após a alteração da alíquota de compulsório dos recursos à vista e da poupança rural (Tabela 13).

Em junho de 2011, uma nova alteração da alíquota do compulsório sobre os recursos da poupança rural ocorreu e, aproximadamente em agosto de 2011, a Estatística H Local média novamente evoluiu para o ponto de equilíbrio (valor igual a zero), onde permaneceu até meados de julho de 2012. Deste período em diante, no entanto, além do aumento da alíquota de compulsórios em um ponto percentual sobre os recursos à vista, houve um adicional de seis pontos percentuais que permaneceu até setembro de 2012. Como já mencionado, o aumento da alíquota do compulsório sobre os recursos à vista eleva também o nível de alavancagem das instituições financeiras, que acabou por se converter em uma estratégia média de monopólio.

¹²A 5% de significância.

Figura 4: Distribuição da Estatística H em torno da sua média local

Fonte: Resultado da pesquisa.

No entanto, percebe-se que as variações prudenciais sobre a poupança não promovem um aumento da alavancagem das instituições financeiras e, portanto, não recaem sobre o consumidor final. Isso ocorre, pois praticamente todo o segmento de poupança é regulamentado com baixíssimas margens para os banqueiros. Assim, os recursos que são livres para a movimentação, após satisfeitas todas as reservas técnicas, são os depósitos à vista, cuja sensibilidade parece ser maior, e os depósitos a prazo, que após a variação proposta em 2010 teve sua alíquota elevada apenas em 2015 (quando novamente a Estatística H voltou a apresentar tendência de queda).

Em janeiro de 2015, as exigibilidades dadas pelo Basileia III passaram a ser oficialmente uma política prudencial. A prática desta parece ter alterado o comportamento das instituições financeiras que se mantiveram até o fim de 2016 em situação de concorrência monopolística.

A análise de cointegração entre as reservas técnicas (Provisão para Créditos Duvidosos) das cinco maiores instituições financeiras com a Estatística H Local média estimada indica que ambas as séries “caminham” juntas ao longo do tempo. Assim, quando os bancos estão concorrendo entre si, estes aumentam suas provisões para possíveis perdas e quando os mesmos carregam uma estratégia de monopólio, suas provisões são mais baixas. Note que essas reservas são reflexos das variações nos coeficientes do compulsório. Os *clusters* de variação do retorno das reservas técnicas, até janeiro de 2015, quando os *buffers* oficialmente se tornaram instrumentos prudenciais, foram exatamente nos períodos de variação dos compulsórios (Figuras 6 no Apêndice).

Das cinco maiores instituições financeiras¹³, a Estatística H média temporal já havia indicado que os dois bancos públicos exerciam poder de mercado. Através da Estatística H Local (Tabela 8), percebe-se que, das instituições pri-

¹³A Figura 10, no Apêndice, evidencia que as cinco instituições financeiras estão sob um mesmo mercado relevante. Os demais bancos atuam localmente.

vadas (entre as cinco maiores), apenas o Bradesco apresentou média diferente da mediana em nível de 5% de significância. Como a média é maior que a mediana, essa relação é uma evidência de que, na maior parte do tempo, a conduta do Bradesco foi inferior à 0,036 (que é estatisticamente igual a zero) e, portanto, com uma medida de tendência central, nesta parte do tempo, em torno de um valor negativo (-0,059). Assim, é possível inferir que o Bradesco pode ter passado boa parte do tempo exercendo seu poder de mercado.

A mesma situação ocorre com o Santander, pois apesar da média ser igual a mediana, ambas são menores do que zero. Essa relação mostra que, pelo menos na metade do tempo, esta instituição exerceu poder de mercado e que em outra metade ou estava em equilíbrio ou em uma concorrência monopolística.

Tabela 8: Estatística H das cinco maiores instituições financeiras entre 2009 e 2016

Tipos de Bancos	H-Média	H-Mediana	Variância	Mínima	Máxima
Banco do Brasil	-0,240***	-0,263	0,076	-0,748	0,313
Caixa Econômica Federal	-0,066***	-0,072	0,048	-0,498	0,447
Bradesco	0,036	-0,059**	0,149	-0,488	1,107
Itaú-Unibanco	0,105***	0,065	0,067	-0,366	0,798
Santander	-0,159**	-0,261	0,526	-1,354	1,209

Fonte: Resultado da Pesquisa.

Os asteriscos no valor da estatística média indicam que o valor médio é estatisticamente diferente de zero. Os asteriscos no valor da mediana indicam que a diferença média entre a Estatística H média e a Estatística H mediana é diferente de zero (essa relação mostra assimetria ao longo do tempo na conduta de determinado banco). Os testes levaram em consideração somente a Estatística H da instituição em questão ao longo de todo o período.

* $p < 0,1$; ** $p < 0,05$; *** $p < 0,01$

Das cinco maiores instituições financeiras, o Itaú Unibanco foi o único a apresentar Estatística H média e mediana em valores de concorrência monopolística. Porém, em alguns momentos também apresentou mínimas inferiores a zero. Essa relação deve-se ao fato de a instituição manter abertas as agências tanto do Itaú quanto do Unibanco, sem promover demissões no curto prazo. A estratégia corporativa empírica após a fusão foi manter o número de funcionários e reduzir o custo com pessoal ao longo do tempo, mediante aposentadorias. A redução do número de agências bancárias passou a ocorrer somente a partir do primeiro trimestre de 2017 (Itaú 2017).

Considerando todas as instituições financeiras (Tabela 14), o Banco Bradesco também apresentou comportamento semelhante ao do Itaú Unibanco, enquanto o Banco Santander apresentou, na maior parte do tempo, uma conduta de monopólio. Note que a diferença entre as duas estimativas para o Banco Santander é exatamente no período em que o banco permaneceu como monopólio. Por questão de prudência, esta pesquisa optou pelo menor tempo e pela maior significância estatística, que foi para o caso com 44 CNPJs.

6 Conclusões

O objetivo deste trabalho foi relacionar a conduta das instituições financeiras frente às políticas macroprudenciais e a política de portabilidade bancária editadas no período de 2009 a 2016. Para isso, estimou-se a Estatística H por meio de um painel, analisando todas as instituições financeiras ao longo dos

96 meses e concluiu-se que estas instituições financeiras compõem, na média, uma concorrência monopolística. No entanto a análise individual dos bancos públicos indicou que estes exercem seu poder de mercado. Assim, estimou-se a Estatística H das instituições financeiras localmente, considerando todas as instituições financeiras dentro do mesmo *cluster*, que passou a ser cada unidade de tempo (o mês).

A partir desta estimativa, aplicou-se uma regressão local e pode-se assim identificar a distribuição da conduta das instituições financeiras em torno da média suavizada ao longo do período. Percebeu-se, então, que a Estatística H média das instituições financeiras passou a maior parte do tempo entre 2009 e 2013 com valores negativos, indicando uma conduta de monopólio no período. Após a implementação da política de portabilidade, em 2014, percebe-se que as instituições financeiras entraram na zona de equilíbrio, por onde permaneceram até janeiro de 2015. A partir deste mês, a política prudencial de *buffers* do Basileia III passou a ser uma política de crédito oficial e, apesar de não ter sido acionado no período, essa relação transformou a conduta dos bancos em uma concorrência monopolística.

A Estatística H de P&Z, por ser de forma reduzida, somente analisa a atuação das instituições financeiras como um todo. Assim, a continuação deste trabalho pode ocorrer por meio de modelos estruturais que utilizam dados desagregados das instituições financeiras em seus ramos de atuação (empréstimos, câmbio, depósitos a vista, depósitos a prazo, sistemas de pagamentos, entre outros) para analisar a conduta das instituições financeiras em cada um destes segmentos separadamente. Outra oportunidade de trabalho é analisar os custos de mudanças que as instituições bancárias impõem sobre seus clientes ao longo do período analisado por este artigo. Com a análise de cada segmento e com os custos de mudanças é possível desenvolver análises mais detalhadas e direcionadas que possam fomentar a discussão de políticas públicas de redução do *spread* bancário brasileiro, que ainda é um dos mais elevados do mundo.

7 Agradecimentos

Somos gratos à Fundação de Amparo à Pesquisa do Estado de Minas Gerais (FAPEMIG) e à Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior (CAPES) pelo apoio financeiro durante o desenvolvimento desta pesquisa. Afirmamos também que as idéias, os resultados e as conclusões discutidas neste artigo são independentes das fundações e de inteira responsabilidade dos autores.

Referências Bibliográficas

Allen, F., Krzysztof, J. & Kowalewski, O. (2013), *'The Effects of Foreign and Government Ownership on Bank Lending Behavior During a Crisis in Central and Eastern Europe'*.

ANBIMA (2010), *'Basileia III: Novos desafios para a adequação da regulação bancária'*. *Perspectivas*.

Bacen (2011), *'Circular 3.569. Brasília: Banco Central do Brasil. Acessado 04/02/2018.'* Disponível em:

<http://www.bcb.gov.br/pre/normativos/busca/downloadNormativo.asp?arquivo/Lists/Normativos/Attachments/49277/Circ_3569_v15_L.pdf>.

Bacen (2013), 'Recomendações de Basiléia'. Disponível em: <<https://www.bcb.gov.br/acesoinformacao/legado?url=https:%2F%2Fwww.bcb.gov.br%2Ffis%2Fsupervisao%2Fbasileia.asp>>.

Bacen (2018), 'Relatório de Estabilidade Financeira'. Banco Central do Brasil, Disponível em: <https://www.bcb.gov.br/htms/estabilidade/2018_10/refPub.pdf>.

Brei, M. & Schclarek, A. (2015), 'A theoretical model of bank lending: Does ownership matter in times of crisis?', *Journal of Banking and Finance* **50**, 298–307.

Camargo, P. O. (2009), *A evolução recente do setor bancário no Brasil [online]*, São Paulo: UNESP - Cultura Acadêmica, São Paulo.

Cardoso, M., Azevedo, P. F. & Barbosa, K. (2016), 'Concorrência no setor bancário brasileiro: Bancos individuais versus conglomerados bancários', *Pesquisa e Planejamento Econômico* **46**(1), 113–146.

Delis, M. D. (2010), 'Competitive conditions in the Central and Eastern European banking systems'.

DIEESE (2017), 'Desempenho dos Bancos em 2016'.

Gertler, M. & Karadi, P. (2011), 'A model of unconventional monetary policy', *Journal of Monetary Economics* . **58**(1), p. 17-34.

Graupen, A. G. (2015), *As Políticas Anticíclicas Brasileiras da Crise Financeira de 2008: Uma análise setorial*, São Paulo: Fundação Getúlio Vargas - Escola de Economia de São Paulo.

Itaú (2017), 'Relações com Investidores'. São Paulo: Itaú Unibanco. Acessado 04/02/2018. Disponível em: <<http://www.itau.com.br/relacoes-com-investidores/informacoes-financeiras/apresentacao-de-resultados/1t2017>>.

Loader, C. (1999), 'local regression methods', in 'C. Loader, Local Regression and Likelihood. New York: Murray Hill', Murray Hill.

Lucinda, C. R. (2010), 'Competition in the Brazilian Loan Market: an Empirical Analysis', *Estudos Econômicos* .

Martin, S. (2010), *Industrial Organization in Context*, New York: Oxford University Press.

Micco, A. & Panizza, U. (2006), 'Bank ownership and lending behavior', *Economics Letters* **93**, 248–254.

Molyneux, P., Lloyd-Williams, D. & Thornton, J. (1994), 'Competitive conditions in European banking', *Journal of Banking Finance* . **18**(3): 445-459.

Molyneux, P., Thornton, J. & Lloyd-Williams, D. (1996), 'Competition and Market Contestability in Japanese Commercial Banking', *Journal of Economics and Business* .

Panzar, J. C. & Rosse, J. N. (1987), 'Testing for monopoly equilibrium', *Journal of Industrial Economics* . 35(4), 443-456.

Poutineau, J. C. & Vermandel, G. (2017), 'Global banking and the conduct of macroprudential policy in a monetary union', *Journal of Macroeconomics* . 54(B), 306-331.

Rocha, F. A. (2001), '*Evolução da Concentração Bancária no Brasil (1994-2000)*'. Notas Técnicas do Banco Central do Brasil.

Simonoff, J. S. (1996), *Nonparametric Regression*. In J. S. Simonoff, (corrected edition), New York: Springer.

Tabak, B. M., Fazio, D. M. & Cajueiro, D. O. (2012), 'The relationship between banking market competition and risk-taking: do size and capitalization matter?', *Journal of Banking & Finance* . 36(12): 3366-3381.

Tabak, B. M., Gomes, G. M. & Junior, M. S. (2015), 'The impact of market power at bank level in risk-taking: the brazilian case', *International Review of Financial Analysis* . 40, 154-165.

Torres, S. A. (2016), '*Intervenções Governamentais no Mercado de Crédito Bancário Brasileiro: Bancos Públicos e Bancos Privados varejistas competem entre si?*'. São Paulo: Fundação Getúlio Vargas. (Dissertação de Mestrado).

Apêndice

Tabela 9: Estimativa dos coeficientes da Estatística H (Efeitos fixos para 44 CNPJs)

Variáveis (escala logarítmica)	Todo o período por tipo de banco	Todo o período para todos os bancos	Tipo de banco 2014 em diante 2014 em diante	Todos os bancos 2014 em diante 2014 em diante
	Ln(RT)	Ln(RT)	Ln(RT)	Ln(RT)
μ_{1_L}	0,108 (0,0847)		0,550*** (0,164)	
μ_{1_M}	-1,339*** (0,0744)		-2,741*** (0,168)	
μ_{1_U}	-0,0499 (0,0790)		0,0205 (0,102)	
μ_{2_L}	-0,987*** (0,0689)		-1,930*** (0,179)	
μ_{2_M}	-1,948*** (0,201)		-5,251*** (0,377)	
μ_{2_U}	-0,0738 (0,0602)		0,0440 (0,0490)	
μ_{3_L}	-0,0678 (0,0795)		-0,768*** (0,0623)	
μ_{3_M}	1,271*** (0,0993)		0,806*** (0,162)	
μ_{3_U}	0,609*** (0,0844)		0,654*** (0,116)	
A_{μ_1}		-0,0546 (0,0786)		0,0156 (0,103)
A_{μ_2}		-0,0819 (0,0602)		0,0389 (0,0488)
A_{μ_3}		0,598*** (0,0834)		0,642*** (0,115)
Constante	4,972*** (1,050)	4,921*** (1,046)	5,001*** (0,860)	4,867*** (0,850)
Observações	4.170	4.170	1.535	1.535
R2 – Within	0,628	0,627	0,585	0,581
R2 – Between	0,699	0,737	0,574	0,764
R2 – Overall	0,687	0,716	0,577	0,738
Qtd. CNPJ	44	44	44	44
N. de Mês				

Fonte: Resultado da Pesquisa.

*** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,1

Erros Padrões Robustos em parênteses.

Tabela 10: Estimativas para o teste de equilíbrio de longo prazo (Efeitos fixos para 44 CNPJs)

Variáveis (escala logarítmica)	Tipo de Banco – todo o período	Tipo de Banco 2014 ~	Todos os Bancos – todo o período	Todos os bancos 2014 em diante
	Lucro	Lucro	Lucro	Lucro
μ_{1_L}	-0,265* (0,133)	0,214 (0,178)		
μ_{1_M}	-1,084*** (0,148)	-3,875*** (0,219)		
μ_{1_U}	0,0798 (0,0946)	0,127 (0,112)		
μ_{2_L}	-0,527*** (0,0820)	0,000277 (0,457)		
μ_{2_M}	-1,151*** (0,423)	2,381*** (0,400)		
μ_{2_U}	0,0684 (0,0957)	0,122 (0,0810)		
μ_{3_L}	-0,186* (0,108)	-0,401*** (0,0603)		
μ_{3_M}	-0,839*** (0,150)	1,184*** (0,241)		
μ_{3_U}	-0,0741 (0,101)	-0,209* (0,122)		
A_{μ_1}			0,0879 (0,0781)	0,219*** (0,0757)
A_{μ_2}			0,0399 (0,0905)	-0,000722 (0,0704)
A_{μ_3}			-0,0790 (0,0891)	-0,194* (0,102)
Constante	-9,796*** (0,453)	-9,142*** (1,012)	-10,44*** (0,460)	-10,94*** (0,977)
Observações	3,255	1,168	3,255	1,168
R2 – Within	0,228	15,71	0,226	0,155
R2 – Between	0,673	71,57	0,674	0,719
R2 – Overall	0,592	59,37	0,593	0,595
Corr(u, xb)	0,3325	0,4591	0,3133	0,474
Qtd de CNPJs.	44	43	44	43

Fonte: Resultado da Pesquisa.

*** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,1

Erros Padrões Robustos em parênteses.

Tabela 11: Equilíbrio de longo prazo (Todo o período)

Tipos de Bancos	Estatística H	Desvio Padrão	Z-Valor	P > z
Banco do Brasil	-0,917***	(0,0539)	-16,99	0,000
Caixa Econômica Federal	-2,706***	(0,2694)	-10,05	0,000
Bancos Privados	0,293	(0,1471)	-0,20	0,484
Todos os Bancos	0,0563	(0,1696)	0,33	0,740

Fonte: Resultado da Pesquisa.

Desvio padrão nos parênteses

H0: Estatística H igual a zero.

* p<0,1; ** p<0,05; *** p<0,01

Tabela 12: Equilíbrio de longo prazo (2014 em diante)

Tipos de Bancos	Estatística H	Desvio Padrão	Z-Valor	P > z
Banco do Brasil	-0,187	(0,588)	-0,32	0,751
Caixa Econômica Federal	-0,310	(0,399)	-0,78	0,437
Bancos Privados	0,040	(0,197)	0,20	0,840
Todos os Bancos	0,046	(0,194)	0,24	0,813

Fonte: Resultado da Pesquisa.
Desvio padrão nos parênteses.
H0: Estatística H igual a zero.
* p<0,1; ** p<0,05; *** p<0,01

Tabela 13: Evolução do coeficiente da alíquota do compulsório entre 2003 e 2016

Período	Recursos à vista	Depósitos a prazo	Poupança		Exigibilidade Adicional		
			Habitacional	Rural	Rec. à vista	Dep. a prazo	Poupança
ago/03	0,45	"	"	"	"	"	"
mai/08	"	"	"	"	"	"	"
jul/08	"	"	"	"	"	"	"
set/08	"	"	"	"	"	"	"
out/08	0,42	"	"	"	0,05	0,05	"
nov/08	"	"	"	0,15	"	"	"
jan/09	"	"	"	"	"	0,04	"
set/09	"	0,135	"	"	"	"	"
fev/10	"	0,15	"	"	0,08	0,08	"
jun/10	0,43	"	"	0,16	"	"	"
dez/10	"	0,2	"	"	0,12	0,12	"
abr/11	"	"	"	"	"	"	"
jun/11	"	"	"	0,17	"	"	"
jul/11	"	"	"	"	"	"	"
jul/12	0,44	"	"	"	0,06	"	"
set/12	"	"	"	"	0	"	"
out/12	"	"	"	"	"	0,11	"
dez/12	"	"	"	"	"	"	"
jul/13	"	"	"	0,18	"	"	"
jul/14	0,45	"	"	"	"	"	"
out/14	"	"	"	0,13	"	"	"
jun/15	"	"	0,245	0,155	"	"	0,055
ago/15	"	0,25	"	"	"	"	"

Fonte: Adaptado do Banco Central do Brasil

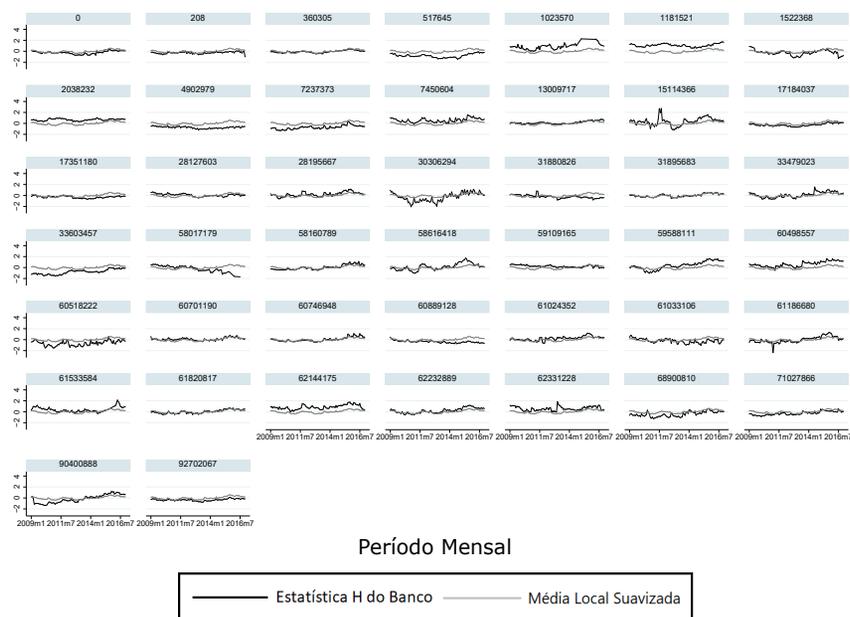
Tabela 14: Estatística H Local das cinco maiores instituições financeiras entre 2009 e 2016

Tipos de Bancos	H-Média	H-Mediana	Variância	Mínima	Máxima
Banco do Brasil	-0,334***	-0,351	0,071	-0,870	0,242
Caixa Econômica Federal	-0,402***	-0,456**	0,053	-0,815	0,152
Bradesco	0,200***	0,077***	0,142	-0,304	1,391
Itaú-Unibanco	0,274***	0,232	0,077	-0,162	1,071
Santander	0,092	-0,021*	0,414	-0,930	1,392

Fonte: Resultado da Pesquisa.

Os asteriscos no valor da estatística média indicam que o valor médio é estatisticamente diferente de zero. Os asteriscos no valor da mediana indicam que a diferença média entre a Estatística H média e a Estatística H mediana é diferente de zero (essa relação mostra assimetria ao longo do tempo na conduta de determinado banco). Os testes levaram em consideração somente a Estatística H da instituição em questão ao longo de todo o período.

* p<0,1; ** p<0,05; *** p<0,01

Figura 5: Distribuição da Estatística H em torno da sua média suavizada por CNPJ.

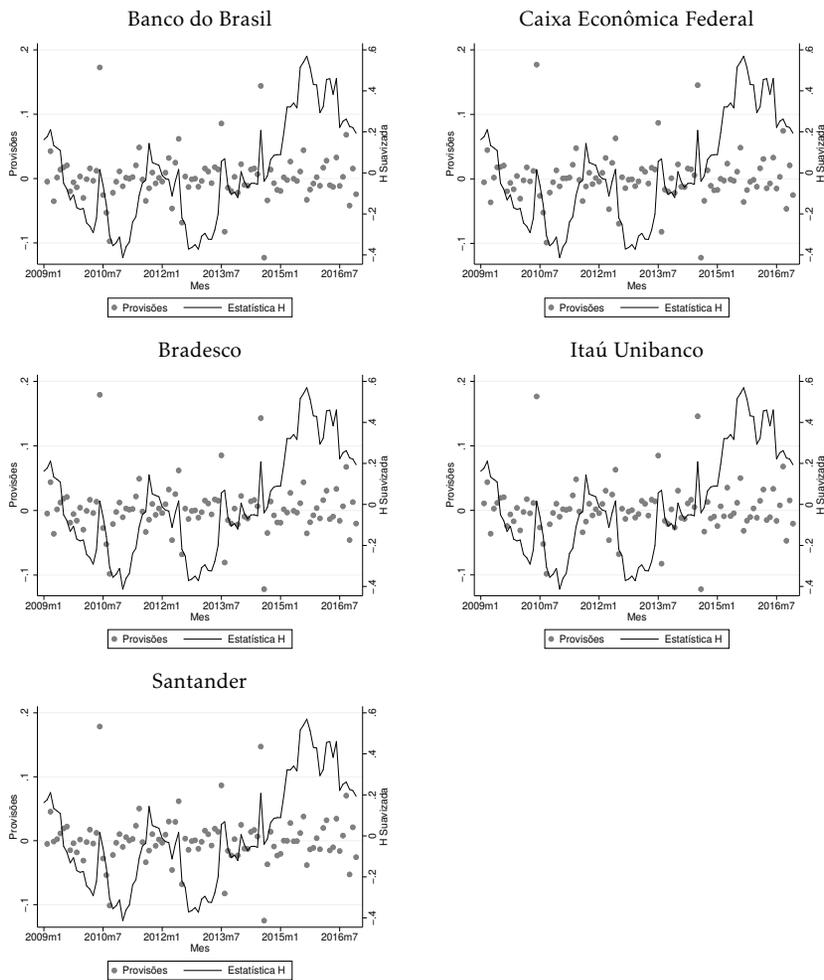
Fonte: Resultado da Pesquisa.

Tabela 15: Estatística H por tipo de banco e geral para o período mensal de 2009 a 2016 (114 CNPJs)

Tipos de Bancos	Estatística H	Desvio Padrão	Z-Valor	$P > z $
Banco do Brasil	-1,321***	(0,041)	-32,10	0,000
Caixa Econômica Federal	-2,692***	(0,237)	-11,34	0,000
Bancos Privados	0,397***	(0,097)	4,07	0,000
Todos os Bancos	0,382***	(0,097)	3,92	0,000

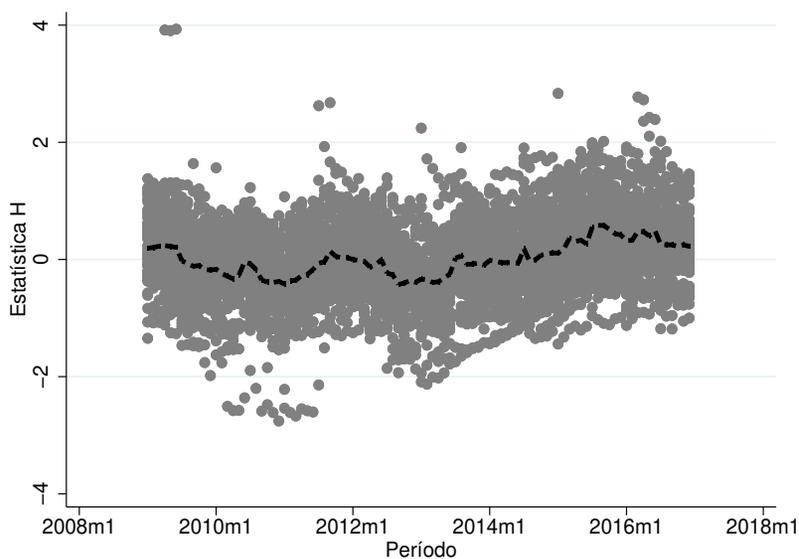
Fonte: Resultado da Pesquisa.
 Desvio padrão nos parênteses
 H0: Estatística H igual a zero.
 * $p < 0,1$; ** $p < 0,05$; *** $p < 0,01$

Figura 6: Análise de Cointegração entre as reservas técnicas das cinco maiores instituições financeiras e a Estatística H Local média.



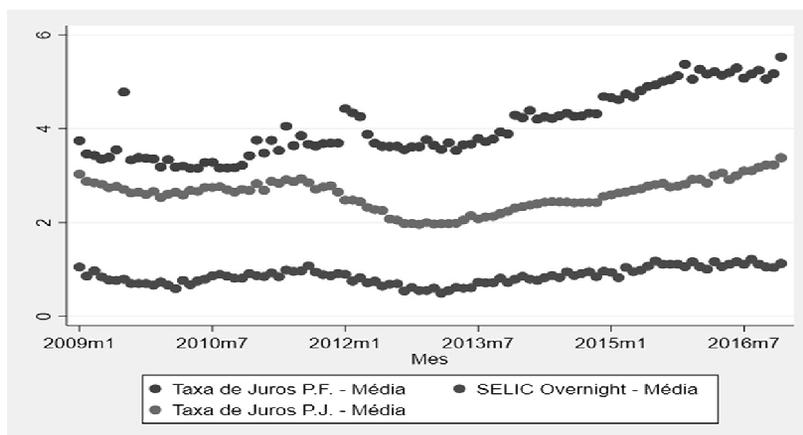
Fonte: Resultado da pesquisa

Figura 7: Distribuição das Estatísticas H Local – Painel desbalanceado (Total de Bancos do relatório 4010 entre 2009 e 2016).



Fonte: Resultado da pesquisa.

Figura 8: Diferença entre a rentabilidade mensal da taxa Selic para as taxas praticadas nos mercados de empréstimos para pessoas físicas e para pessoas jurídicas.



Fonte: Resultado da pesquisa.

Notas: O eixo y representa o valor da taxa de juros. A taxa de juros para pessoas físicas e para pessoas jurídicas é a média das negociações ocorridas nos últimos cinco dias úteis ao fechamento de cada mês. Estas taxas são informadas por cada banco para o Banco Central do Brasil e representam a média de todas as instituições financeiras. P.F. e P.J. referem-se, respectivamente, a pessoas físicas e jurídicas.

Tabela 16: Estimativa dos coeficientes da Estatística H (Efeitos fixos para 44 CNPJs)

Variáveis (escala logarítmica)	Tipo de banco 2014 em diante	Todo o período por tipo de banco
	Ln(RT)	Ln(RT)
μ_{1_L}	0,990*** (0,177)	0,196*** (0,0737)
μ_{1_M}	-1,749*** (0,233)	0,445*** (0,0823)
μ_{1_U}	0,0764 (0,0599)	0,0421 (0,0356)
μ_{2_L}	-1,642*** (0,114)	-1,152*** (0,0542)
μ_{2_M}	-4,596*** (0,118)	-2,436*** (0,237)
μ_{2_U}	-0,133** (0,0534)	-0,0814 (0,0528)
μ_{3_L}	-1,625*** (0,0894)	-0,365*** (0,0583)
μ_{3_M}	-0,399*** (0,130)	-0,701*** (0,108)
μ_{3_U}	0,276** (0,108)	0,436*** (0,0764)
Q_ASSETS	0,0119 (0,0268)	-0,0319 (0,0369)
L_ASSETS	-0,264 (0,172)	-0,534*** (0,129)
PROVISÕES	0,555*** (0,0541)	0,584*** (0,0499)
REC	0,0560 (0,112)	0,0732 (0,0684)
MÊS	0,0169*** (0,00353)	0,00155* (0,00132)
Constante	8,225*** (1,004)	7,711*** (0,882)
Observações	2,492	6,991
R2	0,466	0,462
Qtd. CNPJ	80	114
R2 - Within	0,466	0,462
R2 - Overall	0,590	0,721
R2 - Between	0,575	0,781

Fonte: Resultado da Pesquisa.

*** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,1.

Erros Padrões Robustos em parênteses.

Tabela 17: Estatística H por tipo de banco e geral para o período mensal de 2014 a 2016 (114 CNPJs)

Tipos de Bancos	Estatística H	Desvio Padrão	Z-Valor	P > z
Banco do Brasil	-2,277***	(0,156)	-14,61	0,000
Caixa Econômica Federal	-6,744***	(0,195)	-34,55	0,000
Bancos Privados	0,219***	(0,121)	1,82	0,069
Todos os Bancos	0,201***	(0,120)	1,67	0,095

Fonte: Resultado da Pesquisa.

Desvio padrão nos parênteses

H0: Estatística H igual a zero.

* p<0,1; ** p<0,05; *** p<0,01

Tabela 18: Equilíbrio de longo prazo (todo o período – 114 CNPJs)

Tipos de Bancos	Estatística H	Desvio Padrão	Z-Valor	P > z
Banco do Brasil	-0,793***	(0,055)	-14,45	0,000
Caixa Econômica Federal	-2,919***	(0,346)	-8,44	0,000
Bancos Privados	0,0630	(0,133)	-0,48	0,632
Todos os Bancos	0,0063	(0,118)	0,05	0,957

Fonte: Resultado da Pesquisa.

Desvio padrão nos parênteses

H0: Estatística H igual a zero.

* p<0,1; ** p<0,05; *** p<0,01

Tabela 19: Equilíbrio de longo prazo (2014 em diante – 114 CNPJs)

Tipos de Bancos	Estatística H	Desvio Padrão	Z-Valor	P > z
Banco do Brasil	-0,033	(0,222)	-0,15	0,881
Caixa Econômica Federal	-4,185	(0,127)	33,04	0,000
Bancos Privados	-0,088	1,777	-0,49	0,621
Todos os Bancos	-0,015	(0,146)	0,10	0,919

Fonte: Resultado da Pesquisa.

Desvio padrão nos parênteses

H0: Estatística H igual a zero.

* p<0,1; ** p<0,05; *** p<0,01

Tabela 20: Regressões para o Cálculo da Estatística H Local (Efeitos Fixos por Mês – 44 CNPJs).

Variáveis (escala logarítmica)	ln (RT)	ln (ω_1)	ln (ω_2)	ln (ω_3)	RT resid
<i>Q_ASSETS</i>	0,0443*** (0,00551)	0,0352*** (0,00310)	-0,294*** (0,00463)	0,0600*** (0,00196)	
<i>L_ASSETS</i>	-1,086*** (0,0208)	-0,191*** (0,0117)	0,583*** (0,00949)	-0,191*** (0,0168)	
Provisões	0,630*** (0,00758)	0,0232*** (0,00326)	-0,0809*** (0,00545)	-0,0941*** (0,00285)	
REC	0,00697 (0,0186)	0,267*** (0,0175)	-0,344*** (0,0154)	0,0205* (0,0121)	
ω_{1resid}					0,341*** (0,00520)
ω_{2resid}					-0,0118 (0,00834)
ω_{3resid}					0,737*** (0,0137)
Constante	6,383*** (0,189)	-0,741*** (0,0763)	1,303*** (0,137)	1,653*** (0,0881)	-2,19e-10
Observações	4,170	4,170	4,170	4,170	4,170
R2	0,798	0,043	0,448	0,189	0,345
Meses	96	96	96	96	96
R2 Within	0,798	0,0426	0,448	0,189	0,345
R2 Overall	0,768	0,0527	0,435	0,163	0,269
R2 Between	0,711	0,538	0,129	0,00593	0,108

Fonte: Resultado da Pesquisa.

Erros Padrões Robustos em Parênteses

H0: Estatística H igual a zero.

* p<0,1; ** p<0,05; *** p<0,01

Tabela 21: Regressões para o Cálculo da Estatística H Local (Efeitos Fixos por Mês – 114 CNPJs).

Variáveis (escala logarítmica)	ln (RT)	ln (ω_1)	ln (ω_2)	ln (ω_3)	RT resid
Q_ASSETS	0,0369*** (0,00350)	0,0331*** (0,00360)	-0,272*** (0,00399)	0,0103*** (0,00206)	
L_ASSETS	-0,813*** (0,0229)	-0,137*** (0,0114)	0,400*** (0,0135)	0,0442*** (0,0154)	
Provisões	0,619*** (0,00499)	0,0672*** (0,00326)	-0,112*** (0,00330)	-0,0352*** (0,00241)	
REC	0,0226 (0,0218)	0,248*** (0,0167)	-0,292*** (0,0195)	-0,155*** (0,0112)	
ω_1_{resid}					0,240*** (0,0163)
ω_2_{resid}					-0,152*** (0,0100)
ω_3_{resid}					0,808*** (0,0151)
Constante	6,945*** (0,156)	-1,211*** (0,0807)	1,034*** (0,0926)	1,192*** (0,0708)	0,0751*** (0,000523)
Observações	7,527	6,991	7,527	7,527	6,991
R2	0,656	0,067	0,394	0,065	0,346
Meses	96	96	96	96	96
R2 Within	0,656	0,0671	0,394	0,0652	0,346
R2 Overall	0,654	0,0672	0,391	0,0497	0,257
R2 Between	0,702	0,0761	0,141	0,118	0,00478

Fonte: Resultado da Pesquisa.

Desvio padrão nos parênteses.

H0: Estatística H igual a zero.

* p<0,1; ** p<0,05; *** p<0,01

Tabela 22: Teste de Cointegração entre a Estatística H e as Reservas Técnicas

Bancos	Máx rank	Parm	LL	Autovalor	Traço	Valor crítico 1%
Banco do Brasil	0	6	-7,560	-	26,573	20,040
	1	9	4,667	0,229	2,1186*	6,650
Caixa Econômica Federal	0	6	-7,443	-	25,910	20,040
	1	9	4,365	0,222	2,2929*	6,650
Bradesco	0	6	-8,059	-	26,771	20,040
	1	9	4,268	0,231	2,1175*	6,650
Itaú-Unibanco	0	6	-7,873	-	27,696	20,040
	1	9	4,967	0,239	2,0165*	6,650
Santander	0	6	-8,006	-	28,424	20,040
	1	9	5,090	0,243	2,2327*	6,650

Fonte: Resultado da Pesquisa.

DETERMINANTES ESPACIAIS DAS INTERNAÇÕES HOSPITALARES DO SISTEMA ÚNICO DE SAÚDE POR CÂNCER DE MAMA NAS MICRORREGIÕES DO BRASIL

OLÍVIA TAKAHASHI MARGARIDO *
CÁSSIA KELLY FAVORETTO COSTA †
JOSÉ LUIZ PARRÉ ‡

Resumo

O objetivo deste artigo foi analisar os determinantes econômico e de gestão de saúde das internações hospitalares do Sistema Único de Saúde por câncer de mama feminino entre as microrregiões do Brasil no ano de 2013. Para tanto, utilizou-se a Análise Exploratória de Dados Espaciais (AEDE), além da especificação de modelos econométricos espaciais e do modelo GWR (Geographically Weighted Regression). Observou-se associação positiva de PIB per capita, mamógrafos e consultas da Atenção Básica e negativa das equipes de saúde sobre as internações hospitalares pela doença, com destaque para a influência das regiões vizinhas e do impacto local.

Palavras-chave: câncer de mama, econometria espacial, economia da saúde.

Abstract

The aim of this article was to analyze the economic and health management determinants of hospital admissions of the Brazilian public health system (SUS) by female breast cancer among the micro-regions of Brazil in 2013. Therefore, the Exploratory Spatial Data Analysis and the specification of spatial econometric models and the GWR (Geographically Weighted Regression) model were used. Positive association of GDP per capita, mammography and primary care consultations, and negative association of health professionals on hospital admissions for breast cancer were observed, with the influence of neighboring regions and local impact.

Keywords: breast cancer, spatial econometrics, health economics.

JEL classification: C31, C50, I10, R10.

DOI: <http://dx.doi.org/10.11606/1980-5330/ea146620>

* Mestre em Economia pelo Programa de Pós-Graduação em Ciências Econômicas da Universidade Estadual de Maringá (UEM). E-mail: olivia_margarido@hotmail.com

† Docente no Programa de Pós-Graduação em Ciências Econômicas e no Departamento de Economia da Universidade Estadual de Maringá (UEM). E-mail: ckfcosta@uem.br

‡ Docente no Programa de Pós-Graduação em Ciências Econômicas e no Departamento de Economia da Universidade Estadual de Maringá (UEM). E-mail: jlparre@uem.br

1 Introdução

O câncer de mama é a segunda neoplasia mais comum entre as mulheres em nível mundial e nacional, depois do câncer de pele não melanoma (Santos et al. 2013, Guerra et al. 2015, Brasil 2017a). É uma doença crônica que apresenta altas taxas de incidência, internações hospitalares e mortalidade, sendo classificada como um problema de saúde pública (Brasil 2013, Mohaghegh et al. 2015, Rodrigues et al. 2015, Xia et al. 2016).

No período recente, a incidência do câncer de mama no Brasil apresentou tendência crescente. O risco estimado desta doença passou de 52 casos a cada 100 mil mulheres em 2012 para 56,20 casos a cada 100 mil em 2016. Em termos regionais, as áreas mais desenvolvidas economicamente registraram as maiores chances estimadas deste agravo no mesmo período, com destaque para o Sul (a incidência passou de 65 casos/100 mil para 74,30 casos/100 mil, respectivamente) do país (Brasil 2011, 2015).

O risco de desenvolvimento do câncer de mama pode estar associado ao processo de urbanização da sociedade, dado que essa doença é mais comum em mulheres que residem em cidades (Alvarez et al. 2009, Brasil 2010a, Dey et al. 2010, Chien et al. 2012, Fei et al. 2015, Zhou et al. 2015, Madhu et al. 2016), bem como naquelas com elevado status socioeconômico (Alvarez et al. 2009, Brasil 2010a, Cunningham et al. 2010, Larsen et al. 2011, Chien et al. 2012, Palmer et al. 2012, Fei et al. 2015, Goldberg et al. 2015, Mohaghegh et al. 2015, Zhou et al. 2015).

A relação entre o maior status socioeconômico da mulher e a incidência de câncer de mama pode ser explicada, por um lado, por alguns fatores, tais como: primeiro filho em idade mais avançada (Palmer et al. 2012, Fei et al. 2015, Goldberg et al. 2015), não ter filhos (Alvarez et al. 2009, Cunningham et al. 2010, Larsen et al. 2011) ou ter um menor número de filhos devido à busca por uma melhor qualificação profissional, inserção das mulheres no mercado de trabalho (Mohaghegh et al. 2015), histórico de abortos, tempo mais curto de amamentação (Cunningham et al. 2010, Mohaghegh et al. 2015), uso prolongado de contraceptivos orais (Palmer et al. 2012, Fei et al. 2015), maior uso de terapia de reposição hormonal (Alvarez et al. 2009, Cunningham et al. 2010, Larsen et al. 2011, Fei et al. 2015), obesidade (Alvarez et al. 2009, Cunningham et al. 2010, Larsen et al. 2011, Fei et al. 2015), inatividade física (Zhou et al. 2015), consumo de álcool (Alvarez et al. 2009, Cunningham et al. 2010, Larsen et al. 2011, Fei et al. 2015), dieta alimentar inadequada, entre outros (Alvarez et al. 2009, Fei et al. 2015, Zhou et al. 2015).

Por outro lado, a associação entre maior condição socioeconômica da mulher e o elevado número de casos de câncer de mama pode ser resultado do melhor acesso aos serviços de saúde e a detecção precoce da doença (Alvarez et al. 2009, Cunningham et al. 2010, Chien et al. 2012, Fei et al. 2015). As pessoas do sexo feminino com renda mais alta, tendem a realizar mais exames, o que pode contribuir na identificação desta neoplasia (Lima-Costa & Matos 2007, Goldberg et al. 2015, Guerra et al. 2015, Rodrigues et al. 2015, Zhou et al. 2015).

A detecção em estágios iniciais da neoplasia mamária (lesões menores que dois centímetros de diâmetro) está associada a um prognóstico mais favorável. Este prognóstico é realizado por meio do autoexame das mamas, ultrassom e mamografia. Além disso, abrange o rastreamento da doença, que é feito somente pela mamografia, por ser o único exame capaz de identificar lesões

não palpáveis. Destaca-se que a detecção precoce no Brasil ocorre na Atenção Primária do Sistema Único de Saúde - SUS, a partir da atuação das equipes do Programa Saúde da Família (Santiago 2012, Brasil 2013, Teixeira et al. 2017).

A prevenção ao câncer de mama é tida como fundamental para reduzir o número de casos dessa doença, bem como os custos econômicos e sociais gerados por ela ao sistema de saúde (World Health Organization 2014, Brasil 2015). Custos diretos (envolvendo consultas médicas, internações hospitalares, medicamentos, dispositivos médicos e cuidados de longa duração) e indiretos (como transporte, alojamento para tratamentos a longa distância, desemprego, perda de produtividade, entre outros) podem ser minimizados com ações efetivas de detecção precoce e redução das desigualdades no acesso, diagnóstico e tratamento desta enfermidade (National Institutes of Health 2007, Kendall 2010, Boland & Murphy 2012, Brasil 2013, World Health Organization 2014).

No Brasil, ao se considerar a oferta e a demanda por serviços de saúde, pode-se evidenciar acentuadas diferenças na distribuição de profissionais de saúde e no acesso a ações de detecção precoce do câncer de mama (Brasil 2007, Silveira & Pinheiro 2014, Guerra et al. 2015, Scheffer 2015, Domingos et al. 2017). Na área de Economia da Saúde, o efeito regionalizado de um sistema de saúde vem sendo avaliado por meio dos modelos econométricos de análise espacial (Goovaerts 2006, Müller 2009, Bello 2010, Perinetti 2015, Zhou et al. 2015). Esta metodologia empírica permite uma melhor visualização da dinâmica de distribuição espacial de doenças e agravos, bem como da demanda e acesso aos serviços de saúde. Além disso, por meio dessa técnica é possível compreender os determinantes socioeconômicos, demográficos e de gestão desse sistema que determinam as condições de vida e o estado de saúde das mulheres, de modo que medidas de intervenção possam ser propostas de acordo com a necessidade de cada microrregião do país (Brasil 2007, Madhu et al. 2016).

Destaca-se que, no Brasil, o SUS é um dos principais financiadores dos tratamentos do câncer de mama, incluindo exames, medicamentos e terapias especializadas a toda população. Estima-se que o SUS seja responsável por 75% dos atendimentos em quimioterapia, radioterapia, hemodiálise e hemoterapia, incluindo aqueles realizados na rede privada de saúde conveniada (Brasil 2010b, 2017a). Cabe destacar que, além dessa significativa participação, as informações acerca dessa doença (por exemplo, de incidência, internações, mortalidade, entre outras) para cada município e estado do país são disponibilizadas de forma gratuita pelo Ministério da Saúde, o que contribui para o desenvolvimento de pesquisas científicas, indicadores regionais e avaliação de políticas públicas.

Neste sentido, a relevância da presente pesquisa para o desenho do SUS e para o combate ao câncer de mama no Brasil ocorre sob dois aspectos. O primeiro está relacionado à identificação dos determinantes econômico e de gestão das internações hospitalares do SUS por essa doença em cada microrregião brasileira. O segundo está ligado à inovação metodológica utilizada para captar o efeito regionalizado da estrutura do setor saúde no país. A partir disso, espera-se que políticas de saúde pública sejam mais bem direcionadas para cada área específica, por meio da adequada distribuição de recursos físicos (mamógrafos), humanos (profissionais de saúde) e a realização de ações mais eficazes de prevenção e promoção à saúde das mulheres. É importante frisar que, uma vez que o governo e a sociedade reconheçam que esta neopla-

sia representa um grande ônus socioeconômico, ainda existem lacunas para melhor compreensão das implicações deste problema.

Diante do exposto, o objetivo deste artigo é analisar os determinantes econômico (PIB per capita) e de gestão em saúde (mamógrafos, equipes de saúde e consultas da Atenção Básica) das internações hospitalares do SUS por câncer de mama feminino entre as microrregiões do Brasil no ano de 2013. Para tanto, utiliza-se a Análise Exploratória de Dados Espaciais (AEDE), os modelos econométricos espaciais e o modelo GWR (Geographically Weighted Regression).

O artigo está dividido em mais quatro seções, além desta introdução e das considerações finais. A segunda seção apresenta a revisão de literatura, que trata de trabalhos empíricos que aplicaram a técnica de análise espacial para o câncer de mama. A terceira seção abrange a caracterização dos fatores de gestão em saúde relacionados a esta neoplasia. A quarta seção aborda a descrição e fonte de dados, bem como o método empírico. A quinta seção corresponde a análise e discussão dos resultados.

2 Revisão de Literatura

A distribuição geográfica do câncer de mama em nível mundial e nacional vem sendo objeto de estudo de pesquisadores na área da saúde e, de forma mais recente, em Economia da Saúde. Em geral, as pesquisas utilizam as informações de incidência e mortalidade por esse tipo de doença para analisar a forma em que se distribuem no espaço. Contudo, cabe destacar que não foram encontrados (até o momento) trabalhos que usaram a variável internações hospitalares do SUS por essa doença, como realizado na presente pesquisa. Assim, a revisão de literatura foi feita considerando estudos de incidência e mortalidade por esta enfermidade. Como uma contribuição deste artigo, foi elaborada a Tabela 1 sistematizando a revisão de literatura sobre o tema.

Inicialmente são consideradas pesquisas que utilizaram somente o mapeamento geográfico para analisar a distribuição da incidência e mortalidade por câncer de mama, destacando-se em termos internacionais: Fukuda et al. (2005), Vieira et al. (2008), Alvarez et al. (2009), Chien et al. (2012), Beysebeyev et al. (2015), Herrmann et al. (2015), Madhu et al. (2016), Ocaña-Riola et al. (2016), Ocaña-Riola et al. (2016) e Xia et al. (2016). Já em nível nacional, tem-se: Wünsch Filho & Moncau (2002), Santos et al. (2009) e Zapponi & Melo (2010).

Posteriormente, a presente revisão enfoca estudos que usaram como instrumento metodológico a Análise Exploratória dos Dados Espaciais (AEDE). No âmbito internacional, tem-se os trabalhos de Goovaerts (2006), Perinetti (2015) e Zhou et al. (2015), e nacionalmente, Müller (2009) e Bello (2010).

Fukuda et al. (2005) buscaram identificar possíveis aglomerações espaciais de altas taxas de mortalidade por câncer feminino em dados municipais do Japão entre 1993 e 1998. As aglomerações da mortalidade por essa doença ocorreram em municípios urbanos, com mulheres que possuíam nível de renda e educação mais altos, ligados a fatores como hábitos alimentares inadequados e baixo número de filhos. Concluíram que os agrupamentos observados, por meio de mapas, ocorreram em localidades com características socioeconômicas homogêneas (áreas urbanas, com maior status socioeconômico), implicando a necessidade de estratégias de saúde pública específicas para aquelas áreas.

Por sua vez, Vieira et al. (2008) analisaram o alto número de casos do câncer de mama em Cape Cod, Massachusetts (EUA), por meio de mapas de distribuição geográfica. Associaram a história dos participantes no período de 1947 a 1993 e o risco de diagnóstico da doença entre 1983 e 1993, encontrando forte associação entre residir perto da Reserva Militar de Massachusetts entre 1947 e 1956 e o risco de diagnóstico de câncer de mama entre 1983 e 1993. Os resultados sugerem que análises futuras devem ser conduzidas para explorar os motivos dessa associação geográfica, mas já apontando causas ambientais (ingestão de água contaminada e poluição do ar perto da reserva militar) como possíveis determinantes da doença.

Alvarez et al. (2009) utilizaram dados de 1999 a 2003 para descrever a distribuição geográfica da incidência de câncer de mama e de colo de útero em Cuba. De forma específica para a neoplasia mamária, com o auxílio de mapas, evidenciaram alto risco de incidência dessa doença nos municípios da Província de Havana (nível de urbanização de 100%), com população predominantemente branca (historicamente relacionado ao status socioeconômico), número pequeno de filhos e idade avançada na primeira gravidez. Concluíram que a distribuição espacial da incidência do câncer de mama e de colo de útero reflete as diferenças no estilo de vida (comportamento reprodutivo, como nuliparidade, número pequeno de filhos, idade avançada na primeira gravidez, menopausa tardia e dieta alimentar inadequada) e no status socioeconômico entre as diferentes regiões do país destacado.

Chien et al. (2012) analisaram tanto a incidência em estágio inicial e avançado quanto a mortalidade por câncer de mama no período de 1988 a 2008, por meio de dados públicos dos Estados Unidos. Evidenciaram associação positiva entre a disponibilidade de profissionais de saúde (definido como o número de médicos de cuidado primário por 100 mil mulheres na faixa etária de 40 anos ou mais) e os indicadores do câncer de mama (incidência e mortalidade). Por sua vez, relação negativa entre o índice de privação socioeconômica (construído por meio do Censo dos Estados Unidos de 1990 e 2000, considerando: educação, emprego, habitação, composição étnica/racial, entre outros) e os indicadores da doença, mais evidentes em áreas metropolitanas.

Os autores supracitados, por meio da análise de mapas, destacaram que a disponibilidade de profissionais de saúde exerce importante influência sobre os indicadores de câncer de mama. Estes profissionais demandam maior número de exames de mamografia e esta ação pode contribuir para a expansão do número de diagnósticos da doença. Por sua vez, destacaram que áreas com alto índice de privação socioeconômica possuem pouca disponibilidade de profissionais de saúde e acesso limitado à mamografia, podendo levar a um menor número de diagnósticos da doença.

De maneira similar, a incidência e mortalidade por câncer de mama foram analisadas por Beysebayev et al. (2015) entre 1999 e 2013 no Cazaquistão. No período de análise, a incidência da doença aumentou em grandes cidades do país (como Astana e Almaty), enquanto a mortalidade por esse tipo de câncer diminuiu, com concentração nas regiões de Pavlodar e Almaty. As diferenças geográficas na incidência e mortalidade por esse agravo, observados por meio da análise de mapas no estudo, podem refletir as inequidades no acesso aos serviços de saúde, indicando a necessidade de políticas mais ativas acerca do rastreamento mamográfico e cuidados clínicos em algumas regiões do Cazaquistão.

Herrmann et al. (2015) analisaram a mortalidade por quatro tipos de cân-

cer feminino: mama, ovário, cervical e uterino, com base em dados coletados no período de 1969 a 2011 na Suíça. Não foram encontradas diferenças geográficas significativas entre as regiões. Além disso, as variáveis urbanização, utilizada como proxy para medir a educação e o acesso aos serviços de saúde, e o idioma falado em cada região da Suíça (alemão, francês ou italiano) não tiveram influência significativa sobre a mortalidade por câncer feminino.

Madhu et al. (2016) analisaram um total de 1.090 registros de câncer de mama para 29 localidades na Índia nos anos de 2007 a 2011. A análise dos mapas revelou que áreas urbanas de Mysore apresentaram maior risco de desenvolvimento da doença. Uma possível explicação está no significativo número de indústrias que se estabeleceram dentro e nas proximidades dessa região, contribuindo para sua rápida urbanização e mudança no estilo de vida da população. Concluíram que agrupamentos dessa doença são observados em regiões urbanas, sendo que nas áreas rurais a incidência desse tipo de câncer não segue um padrão de distribuição espacial.

Na Espanha, Ocaña-Riola et al. (2016) realizaram um mapeamento geográfico a partir dos dados de mortalidade por câncer de mama em mulheres (nas faixas etárias de 15 a 44 anos, 45 a 64 anos e 75 a 84 anos) dos municípios da Andaluzia (sul da Espanha), entre 1981 e 2012. No período de análise, as cidades apresentaram estabilidade ou redução da taxa de mortalidade, devido ao aumento da cobertura das mamografias. Além disso, não foram identificadas aglomerações significativas na região pesquisada.

Já Xia et al. (2016) avaliaram dados de mortalidade por câncer de mama em 31 províncias da China em três diferentes períodos: de 1973 a 1975, 1990 a 1992 e 2004 a 2005. Baixas taxas de mortalidade pela doença foram observadas na China Ocidental (Noroeste e Sudoeste), enquanto altas taxas foram encontradas no Nordeste da China. A correlação positiva observada entre a mortalidade por essa doença e Produto Interno Bruto, número de hospitais, de camas hospitalares (por 100 mil habitantes), de médicos (por 100 mil habitantes) e de filhos vivos de mulheres entre 15 e 64 anos sugeriram a existência de disparidades na prevenção, diagnóstico e cuidados de saúde no país, que se refletiram em sua distribuição espacial.

Em nível nacional, Wunsch Filho & Moncau (2002) analisaram a distribuição geográfica e a tendência temporal da mortalidade por câncer, incluindo o de mama, entre 1980 e 1995 no Brasil. Em 1995, a taxa de mortalidade por câncer de mama observada nas regiões Sul e Sudeste (em torno de 9 por 100 mil habitantes) foi duas vezes àquela observada nas demais áreas do país. Entre os inúmeros fatores de risco que poderiam contribuir para explicar as diferenças geográficas de mortalidade, destacaram o fato de as mulheres do Norte, Nordeste e Centro-Oeste terem filhos em idade mais precoce e um maior número médio de filhos, podendo esse fato estar agindo como fator de proteção para o câncer de mama. Ao contrário, as mulheres do Sul e Sudeste, que vivem em sua maior proporção em áreas urbanas, tendem a ter filhos em idades mais avançadas, o que poderia explicar a alta mortalidade da doença.

Santos et al. (2009) utilizaram dados de mortalidade por câncer de mama e colo de útero no ano de 2004 para todo o Brasil. Por meio da análise de mapas, foi observada alta concentração de óbitos nos estados do Rio de Janeiro, São Paulo e Rio Grande do Sul, ou seja, em áreas com melhores condições socioeconômicas. Concluíram que a mortalidade pela doença mostrou grande variação entre as regiões brasileiras, como reflexo da incidência, do acesso aos serviços de saúde e da qualidade de registro dos óbitos.

O mesmo foi observado no estudo de Zapponi & Melo (2010), com base em dados da mortalidade por câncer de mama e uterino no período de 2003 a 2007 no Brasil. Constataram que a mortalidade por essa doença foi maior nas regiões de maior desenvolvimento do país; no entanto, destacaram que a elevada proporção de óbitos mal definidos observados nos municípios de baixo nível socioeconômico compromete a qualidade do registro nessas regiões. Apontaram a necessidade da consolidação de políticas de saúde voltadas para a mulher, de maneira a viabilizar seu acesso aos serviços de saúde, melhorar a qualidade da assistência e a prevenção, visando a detecção precoce destas neoplasias.

Já entre os autores que utilizaram como instrumento metodológico a Análise Exploratória dos Dados Espaciais (AEDE), destaca-se Goovaerts (2006), que investigou a taxa de mortalidade por câncer de mama e do pâncreas no período de 1970 a 1994 em 295 condados do nordeste dos Estados Unidos. Padrões locais de associação espacial do tipo Baixo-Baixo (ou seja, áreas com baixa mortalidade por câncer de mama rodeadas por regiões com também baixa mortalidade pela doença) foram encontrados nos condados ao sul da área estudada. Já padrões locais de associação espacial do tipo Alto-Alto (ou seja, regiões com alta mortalidade por câncer de mama rodeadas por regiões com também alta mortalidade por esta neoplasia) foram evidenciados nos condados à leste da área estudada. Concluíram que a identificação dessas áreas permite uma alocação mais eficiente dos recursos para prevenção da doença.

Perinetti (2015) investigou o comportamento das taxas de mortalidade por câncer de mama na Argentina, entre 2009 e 2011, aplicando a AEDE. As maiores taxas de mortalidade pela doença ocorreram em áreas com melhores indicadores socioeconômicos, como menor índice de necessidades básicas insatisfeitas (NBI), maior porcentagem da população com plano de saúde e de mulheres que realizaram mamografia. Além disso, as maiores taxas de mortalidade por câncer de mama ocorreram nas localidades em que a qualidade do registro de óbitos é melhor (menor percentual de mortes mal definidas). Concluíram que a identificação dessas áreas é necessária para avaliar a equidade do sistema de saúde e o impacto que as políticas sanitárias provocam nos diferentes cenários e contextos do país.

Já Zhou et al. (2015) examinaram a distribuição da incidência de câncer feminino, incluindo o câncer de mama, entre 2007 e 2012 em Shenzhen, China. A autocorrelação espacial foi detectada por meio do teste I de Moran (0,372), sendo encontrados padrões locais de associações espaciais dos tipos Baixo-Baixo e Alto-Alto, respectivamente, na parte oeste e no centro-sul de Shenzhen. A incidência de câncer de mama foi maior em áreas urbanas, sendo resultado da combinação de diversos fatores, destacando genéticos, ambientais (poluição do ar), comportamentais (alimentação inadequada e inatividade física) e socioeconômicos, relacionados a um maior número de mulheres que realizam mamografia, aumentando assim a detecção precoce.

Em termos nacionais, Müller (2009) buscou descrever padrões de mortalidade por câncer de mama e de colo de útero de mulheres (com idade mínima de 15 anos) dos 96 distritos administrativos do município de São Paulo, no período de 1996 a 2006. A análise espacial mostrou que as regiões mais centrais, que contam com maior disponibilidade de recursos e equipamentos de saúde, foram as áreas de maior risco para o câncer de mama. Concluíram que apesar dos avanços tecnológicos que propiciam uma melhora do diagnóstico e tratamento da doença, ainda há demora no diagnóstico, levando a altos

coeficientes de mortalidade por câncer de mama em São Paulo.

Tabela 1: Sistematização da literatura internacional e nacional referente a estudos sobre incidência e mortalidade por câncer de mama

Literatura Internacional					
Autor(es)/ (ano)	Amostra	Método	Variável	Utilização de controles	Resultados
Fukuda et al. (2005)	Dados municipais do Japão (n = 3360) de 1993 a 1998	Mapeamento geográfico	Taxa de mortalidade por câncer de mama (mulheres) e de cólon e pulmão (homens)	Não	As aglomerações da mortalidade por câncer de mama ocorreram em municípios urbanos, com mulheres que possuíam nível de renda e educação mais altos, ligados a fatores como hábitos alimentares inadequados e baixo número de filhos.
Vieira et al. (2008)	1.631 participantes, em Cape Cod, Massachusetts (EUA) de 1947 a 1993	Mapeamento geográfico	Casos de câncer de mama	Não	Forte associação entre residir perto da Reserva Militar de Massachusetts entre 1947 e 1956 e o risco de diagnóstico de câncer de mama entre 1983 e 1993, tendo como possíveis determinantes da doença causas ambientais (ingestão de água contaminada e poluição do ar perto da reserva militar).
Alvarez et al. (2009)	2.438 novos casos de câncer de mama e 1.451 de colo de útero em Cuba entre 1999 e 2003	Mapeamento geográfico	Incidência de câncer de mama e de colo de útero	Não	Alto risco de incidência de câncer de mama nos municípios da Província de Havana (nível de urbanização de 100%), com população predominantemente branca (historicamente relacionado ao status socioeconômico), número pequeno de filhos e idade avançada na primeira gravidez.

Tabela 1: Sistematização da literatura internacional e nacional referente a estudos sobre incidência e mortalidade por câncer de mama (continuação)

Literatura Internacional					
Autor(es)/ (ano)	Amostra	Método	Variável	Utilização de controles	Resultados
Chien et al. (2012)	189.574 mulheres com diagnóstico inicial, 142.338 mulheres com diagnóstico avançado e 57.683 mortes por câncer de mama nos Estados Unidos entre 1988 e 2008	Mapeamento geográfico	Incidência (em estágio inicial e avançado) e mortalidade por câncer de mama	Sim: disponibilidade de profissionais de saúde e índice de privação socioeconômica	Associação positiva entre a disponibilidade de profissionais de saúde (definido como o número de médicos de cuidado primário por 100 mil mulheres na faixa etária de 40 anos ou mais) e os indicadores do câncer de mama (incidência e mortalidade). Relação negativa entre o índice de privação socioeconômica (construído por meio do Censo dos Estados Unidos de 1990 e 2000, considerando: educação, emprego, habitação, composição étnica/racial, entre outros) e os indicadores da doença, mais evidentes em áreas metropolitanas.
Beysebayev et al. (2015)	45.891 novos casos e 20.122 mortes por câncer de mama no Cazaquistão entre 1999 e 2013	Mapeamento geográfico	Incidência e mortalidade por câncer de mama	Não	A incidência da doença aumentou em grandes cidades do país (como Astana e Almaty), enquanto que a mortalidade por esse tipo de câncer diminuiu, com concentração nas regiões de Pavlodar e Almaty. As diferenças geográficas na incidência e mortalidade por esse agravo podem refletir as inequidades no acesso aos serviços de saúde.
Herrmann et al. (2015)	Dados coletados na Suíça entre 1969 e 2011	Mapeamento geográfico	Mortalidade por quatro tipos de câncer feminino: mama, ovário, cervical e uterino	Sim: urbanização e idioma falado	Não foram encontradas diferenças geográficas significativas entre as regiões. As variáveis urbanização, utilizada como proxy para medir a educação e o acesso aos serviços de saúde, e o idioma falado em cada região da Suíça (alemão, francês ou italiano) não tiveram influência significativa sobre a mortalidade por câncer feminino.

Tabela 1: Sistematização da literatura internacional e nacional referente a estudos sobre incidência e mortalidade por câncer de mama (continuação)

Literatura Internacional					
Autor(es)/ (ano)	Amostra	Método	Variável	Utilização de controles	Resultados
Ocaña-Riola et al. (2016)	26.907 mortes registradas por câncer de mama em mulheres dos municípios da Andaluzia (sul da Espanha) entre 1981 e 2012.	Mapeamento geográfico	Taxa de mortalidade por câncer de mama	Não	As cidades apresentaram estabilidade ou redução da taxa de mortalidade, devido ao aumento da cobertura das mamografias. Além disso, não foram identificadas aglomerações significativas na região pesquisada.
Xia et al. (2016)	Dados da China em três diferentes períodos: de 1973 a 1975 (n=850 milhões de pessoas), 1990 a 1992 (n=335 milhões de pessoas por ano) e 2004 a 2005 (n=143 milhões de pessoas por ano)	Mapeamento geográfico	Mortalidade por câncer de mama	Sim: PIB per capita, número de hospitais, de camas hospitalares, de médicos e de filhos vivos de mulheres entre 15 e 64 anos	Baixas taxas de mortalidade pela doença foram observadas na China Ocidental (Noroeste e Sudoeste), enquanto altas taxas foram encontradas no Nordeste da China. Correlação positiva observada entre a mortalidade por essa doença e Produto Interno Bruto, número de hospitais, de camas hospitalares (por 100 mil habitantes), de médicos (por 100 mil habitantes) e de filhos vivos de mulheres entre 15 e 64 anos.
Goovaerts (2006)	Dados de 295 condados do nordeste dos Estados Unidos entre 1970 e 1994	Análise Exploratória de Dados Espaciais	Mortalidade por câncer de mama e do pâncreas	Não	Padrões locais de associação espacial do tipo Baixo-Baixo (ou seja, áreas com baixa mortalidade por câncer de mama rodeadas por regiões com também baixa mortalidade pela doença) foram encontrados nos condados ao sul da área estudada. Já padrões locais de associação espacial do tipo Alto-Alto (ou seja, regiões com alta mortalidade por câncer de mama rodeadas por regiões com também alta mortalidade por esta neoplasia) foram evidenciados nos condados à leste da área estudada.

Tabela 1: Sistematização da literatura internacional e nacional referente a estudos sobre incidência e mortalidade por câncer de mama (continuação)

Literatura Internacional					
Autor(es)/ (ano)	Amostra	Método	Variável	Utilização de controles	Resultados
Perinetti (2015)	16.311 mortes por câncer de mama na Argentina entre 2009 e 2011	Análise Exploratória de Dados Espaciais	Taxa de mortalidade por câncer de mama	Sim: variáveis demográficas, socioeconômicas, utilização, acesso geográfico e oferta de serviços de saúde.	As maiores taxas de mortalidade por câncer de mama ocorreram em áreas com melhores indicadores socioeconômicos, como menor índice de necessidades básicas insatisfeitas (NBI), maior porcentagem da população com plano de saúde, de mulheres que realizaram mamografia e nas localidades em que a qualidade do registro de óbitos é melhor (menor percentual de mortes mal definidas).
Zhou et al. (2015)	5.511 casos de câncer de mama em Shenzhen (China) entre 2007 e 2012	Análise Exploratória de Dados Espaciais	Incidência de câncer feminino, incluindo o câncer de mama	Sim: idade	A incidência de câncer de mama foi maior em áreas urbanas, sendo resultado da combinação de diversos fatores, destacando genéticos, ambientais (poluição do ar), comportamentais (alimentação inadequada e inatividade física) e socioeconômicos, relacionados a um maior número de mulheres que realizam mamografia, aumentando assim a detecção precoce.

Tabela 1: Sistematização da literatura internacional e nacional referente a estudos sobre incidência e mortalidade por câncer de mama (continuação)

Literatura Nacional					
Autor(es)/ (ano)	Amostra	Método	Variável	Utilização de controles	Resultados
Wünsch Filho & Moncau (2002)	Dados extraídos das declarações de óbito incluídas na base de mortalidade do Ministério da Saúde entre 1980 e 1995 (Brasil)	Mapeamento geográfico	Taxas de mortalidade por câncer, incluindo o de mama	Não	Em 1995, a taxa de mortalidade por câncer de mama observada nas regiões Sul e Sudeste (em torno de 9 por 100 mil habitantes) foi duas vezes àquela observada nas demais áreas do país. As mulheres do Sul e Sudeste, que vivem em sua maior proporção em áreas urbanas, tendem a ter filhos em idades mais avançadas, o que poderia explicar a alta mortalidade da doença.
Santos et al. (2009)	Dados secundários do Sistema de Informação sobre Mortalidade em 2004 (Brasil)	Mapeamento geográfico	Mortalidade por câncer de mama e colo de útero	Não	Alta concentração de óbitos nos estados do Rio de Janeiro, São Paulo e Rio Grande do Sul, ou seja, em áreas com melhores condições socioeconômicas.
Zapponi & Melo (2010)	51.233 óbitos por câncer de mama e 22.394 óbitos por câncer do colo uterino entre 2003 a 2007 (Brasil)	Mapeamento geográfico	Mortalidade por câncer de mama e uterino	Não	Constatarem que a mortalidade por essa doença foi maior nas regiões de maior desenvolvimento do país; no entanto, destacaram que a elevada proporção de óbitos mal definidos observados nos municípios de baixo nível socioeconômico compromete a qualidade do registro nessas regiões.

Tabela 1: Sistematização da literatura internacional e nacional referente a estudos sobre incidência e mortalidade por câncer de mama (continuação)

Literatura Nacional					
Autor(es)/ (ano)	Amostra	Método	Variável	Utilização de controles	Resultados
Müller (2009)	Dados dos 96 distritos administrativos do município de São Paulo de 1996 a 2006	Análise Exploratória de Dados Espaciais	Mortalidade por câncer de mama e de colo de útero de mulheres	Sim: triênios de ocorrência dos óbitos (1996-1998, 1999-2001, 2004-2006), idade, causa básica da morte, local de domicílio, índice de inclusão/exclusão	Regiões mais centrais, que contam com maior disponibilidade de recursos e equipamentos de saúde, foram as áreas de maior risco para o câncer de mama.
Bello (2010)	Dados do Estado do Rio de Janeiro entre 2001 e 2006	Análise Exploratória de Dados Espaciais	Taxa de mortalidade por câncer de mama feminino	Sim: idade, raça, estado civil, nível educacional, renda média do trabalho principal das pessoas adultas de cada município, índice de mamógrafos por município, Índice de Desenvolvimento Humano Municipal, Índice Firjan de Desenvolvimento Municipal, cobertura da população por saúde complementar, média de consultas nas especialidades básicas e despesa municipal de saúde por habitante	A dependência espacial foi constatada por meio do cálculo I de Moran para a taxa de mortalidade por câncer de mama do triênio 2001 a 2003. As variáveis que melhor explicaram os aglomerados espaciais foram a renda média do trabalho principal das pessoas adultas de cada município e o índice de mamógrafos por município.

Fonte: Elaboração própria (2017).

Por sua vez, Bello (2010) avaliou a existência de dependência espacial na taxa de mortalidade por câncer de mama feminino no Estado do Rio de Janeiro, no período de 2001 a 2006, e possíveis variáveis explicativas: idade, raça, estado civil, nível educacional, renda média do trabalho principal das pessoas adultas de cada município, índice de mamógrafos por município, Índice de Desenvolvimento Humano Municipal, Índice Firjan de Desenvolvimento Municipal, cobertura da população por saúde complementar, média de consultas nas especialidades básicas e despesa municipal de saúde por habitante. A dependência espacial foi constatada por meio do cálculo I de Moran para a taxa de mortalidade do triênio 2001 a 2003. As variáveis que melhor explicaram os aglomerados espaciais foram a renda média do trabalho principal das pessoas adultas de cada município e o índice de mamógrafos por município.

A partir desta revisão de literatura, observa-se que tanto a incidência quanto a mortalidade por câncer de mama estiveram associados a determinantes reprodutivos, de comportamento/estilo de vida e sobretudo, àqueles relacionados ao local de residência (urbano/rural) e ao status socioeconômico das mulheres. Dessa forma, as desigualdades regionais identificadas por meio da análise espacial podem refletir inequidades no acesso aos serviços de saúde, no que diz respeito a prevenção, diagnóstico e tratamento da doença, sugerindo a necessidade de políticas públicas locais e a melhor alocação de recursos para cada área geográfica.

3 Caracterização dos Fatores de Gestão em Saúde Relacionados ao Câncer de Mama por Regiões do Brasil

O câncer de mama, assim como as demais neoplasias malignas, é resultado de uma proliferação incontrolável de células anormais, decorrentes de alterações genéticas que podem provocar mudanças no crescimento celular ou na morte celular programada, levando ao surgimento do tumor. Por ser classificado como um problema de saúde pública, ao apresentar altas taxas de incidência e mortalidade, o modelo assistencial das mulheres diagnosticadas com câncer de mama deve integrar os diferentes níveis de atenção (primária, secundária e terciária) (Brasil 2013).

O modelo assistencial deve garantir o acesso aos serviços de saúde e cuidado integral, envolvendo ações de prevenção, tratamento, cuidados paliativos, entre outros, de modo a aumentar a sobrevida do paciente com diagnóstico da neoplasia mamária (Brasil 2013, Rodrigues et al. 2015).

As ações da Atenção Primária/Atenção Básica envolvem o cadastro e identificação da população prioritária, com realização de exame clínico das mamas para detecção de lesões palpáveis e encaminhamento para exame de mamografia (atenção secundária), caso haja necessidade. A Atenção Básica é realizada por todo o território nacional, de forma descentralizada, sendo que as Unidades Básicas de Saúde (UBS), onde atuam as equipes do Programa Saúde da Família, constituem a principal porta de entrada para o SUS (Brasil 2013, Teixeira et al. 2017).

Tabela 2: Caracterização dos fatores de gestão em saúde relacionados ao câncer de mama (em números), Regiões do Brasil, 2012 a 2017

Ano	Total	Norte	Nordeste	Sudeste	Sul	Centro-Oeste
Equipes de Saúde						
2012	41.776	3.644	15.897	13.612	5.619	3.004
2013	44.566	3.863	17.017	14.431	6.037	3.218
2014	48.892	4.315	18.215	15.974	6.911	3.477
2015	51.221	4.589	18.776	16.758	7.445	3.653
2016	52.165	4.670	18.867	17.388	7.545	3.695
2017	54.205	4.829	19.584	18.108	7.808	3.876
Mamógrafos¹						
2012	1.926	107	475	808	378	158
2013	2.159	111	595	877	401	175
2014	2.384	141	715	913	426	189
2015	2.446	168	705	933	444	196
2016	2.447	170	680	949	453	195
2017	2.529	180	692	982	479	196
Hospitais²						
2012	6.296	528	1.748	2.199	1.053	768
2013	6.297	526	1.778	2.180	1.041	772
2014	6.340	539	1.806	2.191	1.033	771
2015	6.152	529	1.763	2.097	1.012	751
2016	6.097	526	1.760	2.065	1.006	740
2017	6.161	531	1.795	2.074	1.003	758
Leitos de internação³						
2012	326.063	24.313	98.629	125.438	52.585	25.098
2013	321.413	24.109	97.655	122.058	52.923	24.668
2014	319.283	24.298	96.538	120.354	53.357	24.736
2015	311.917	24.164	94.210	117.173	52.145	24.225
2016	307.805	24.342	93.815	113.984	51.514	24.150
2017	303.183	24.191	93.603	110.494	51.392	23.503

Fonte: Brasil (2018). Elaboração própria. Dados extraídos do Cadastro Nacional de Estabelecimentos de Saúde (CNES) do SUS de dezembro de cada ano.

¹ Considerando as categorias: Mamógrafo com comando simples, Mamógrafo com estereotaxia e Mamógrafo computadorizado, disponíveis no SUS

² Considerando as categorias: Hospital especializado e Hospital geral.

³ Considerando apenas Leitos de internação do SUS.

Segundo dados do Cadastro Nacional de Estabelecimentos de Saúde (CNES) do SUS, o número total de equipes de saúde no Brasil passou de 41,78 mil em 2012 para 54,21 mil em 2017. As equipes de saúde se distribuem por todo o território nacional, sendo que o Nordeste concentrou a maior quantidade desta variável (19,58 mil), enquanto que o Centro-Oeste apresentou o menor número (3,88 mil), em 2017 (Tabela 2).

Por sua vez, a Atenção Secundária envolve unidades ambulatoriais e serviços de apoio diagnóstico e terapêutico, responsáveis pela oferta de consultas e exames especializados. No caso do câncer de mama, a realização de mamografia e biópsia diagnóstica é realizada nesse nível de atenção. Caso o laudo aponte doença maligna, é feito encaminhamento para a cirurgia (Atenção Terciária) Brasil (2013), Azevedo et al. (2014).

De acordo com dados do SUS (Tabela 2), o número de equipamentos de mamografia passou de 1,93 mil em 2012 para 2,53 mil em 2017. O Sudeste e o Norte do país apresentaram as maiores e menores quantidade destes aparelhos, sendo de 982 e 180 unidades respectivamente, no ano de 2017.

Por fim, a Atenção Terciária é composta pelos serviços de apoio diagnóstico e terapêutico hospitalares, em que são realizados os procedimentos cirúrgicos e de alta complexidade (cirurgia oncológica, radioterapia e quimioterapia). Destaca-se que os grandes centros de atenção oncológica se concentram nas regiões Sul e Sudeste (Brasil 2013, Oliveira, Melo, Pinheiro, Noronha & Carvalho 2011).

Com relação aos hospitais, entre 2012 e 2017, observou-se que a quantidade no Brasil passou de 6,30 mil para 6,16 mil, respectivamente. Na análise por região do país, verificou-se que houve um aumento na quantidade destes hospitais no Norte e no Nordeste, enquanto no Sudeste, Sul e Centro-Oeste ocorreu um decréscimo, no período destacado.

De maneira similar, o número de leitos de internação do SUS passou de 326,03 mil em 2012 para 303,18 mil em 2017, sendo que nesse último ano em questão, a região Sudeste concentrou a maior quantidade de leitos (110,49 mil), enquanto que o Centro-Oeste teve o menor número (23,50 mil), conforme Tabela 2.

4 Metodologia

Para atender aos objetivos da pesquisa, é necessário adotar técnicas de análise espacial de dados, a saber, a Análise Exploratória de Dados Espaciais (AEDE) e duas abordagens de econometria espacial: modelos econométricos espaciais com enfoque global e o modelo GWR (Geographically Weighted Regression), que apresenta enfoque local. É importante notar que, para a estimação dos modelos econométricos espaciais, o logaritmo de todas as variáveis que o compõem foi tomado, linearizando os modelos na presente pesquisa.

A Análise Exploratória de Dados Espaciais – AEDE (conforme seção 4.2 deste estudo) antecede qualquer estudo espacial, pois permite verificar se as variáveis apresentam dependência espacial e auxilia na especificação dos modelos econométricos. Além disso, a adequada especificação de um modelo econométrico deve considerar todos os aspectos teóricos acerca do comportamento do setor, bem como o fenômeno específico a ser estudado.

Neste sentido, verifica-se que os estudos empíricos que tratam da economia da saúde têm utilizado com frequência modelos econométricos espaciais

que incorporem os efeitos de transbordamento das variáveis envolvidas no fenômeno em estudo. Ou seja, considera-se que existe um efeito de uma região sobre as regiões vizinhas, em uma clara indicação que a estrutura de saúde é regionalizada, com pacientes de um município utilizando serviços de saúde de municípios vizinhos. Para incorporar esses efeitos são propostos os modelos econométricos espaciais globais (modelos SDM e SDEM), os quais são tratados na seção 4.3. Como inovação metodológica do presente estudo, são utilizados também métodos espaciais que capturem os efeitos locais (modelo SLX e, especialmente o modelo GWR) – seção 4.4.

No presente estudo foram usados os seguintes softwares: ArcGis 10.1, para construção dos mapas, GeoDaSpace 1.0, para estimação dos modelos econométricos espaciais globais e GWR 4.0, na estimativa do modelo GWR.

4.1 Fonte e Descrição dos Dados

Este estudo é do tipo descritivo, transversal e analítico em que se utilizou dados da morbidade hospitalar por câncer de mama disponíveis no Departamento de Informática do SUS – DATASUS (Brasil 2017b). A área de abrangência correspondeu às 558 microrregiões do Brasil e o período de análise foi o ano de 2013, dada a indisponibilidade de dados do PIB per capita municipal (variável explicativa) para os anos de 2014 a 2016, quando a coleta de dados foi feita (entre abril e junho de 2017).

Destaca-se que a morbidade hospitalar do SUS correspondeu ao número de internações hospitalares por câncer de mama em mulheres de 20 e 69 anos (a cada 100 mil), sendo a variável de interesse dessa pesquisa. Na coleta dos dados no site do DATASUS considerou-se os seguintes critérios: a) informações da morbidade no nível geral, por local de residência; b) Autorizações de Internações Hospitalares (AIH) aprovadas pelo SUS (correspondente a variável internação); c) microrregiões; d) ano de 2013; e) lista de morbidade CID-10 referente a neoplasia maligna da mama; f) faixa etária de 20 a 60 anos e g) sexo feminino.

Como possíveis fatores espaciais, o PIB per capita (R\$ mil) foi a variável escolhida para representar o aspecto econômico, enquanto os mamógrafos (a cada 100 mil mulheres), equipes de saúde (a cada 100 mil mulheres) e número de consultas da Atenção Básica (por mulher) representaram os determinantes de gestão em saúde. Cabe notar que todas as variáveis foram definidas em termos per capita, ou seja, foram divididas pela população da microrregião correspondente.

Na Tabela 3 estão apresentadas a descrição das variáveis explicativas usadas no presente estudo, bem como a fonte e descrição de cada uma. Além disso, tem-se o sinal esperado delas em relação à variável dependente (internações hospitalares por câncer de mama) com base na literatura científica levantada. Nesta linha, espera-se uma associação positiva entre o PIB per capita e o número destas internações, conforme evidenciado por Wunsch Filho & Moncau (2002), Alvarez et al. (2009), Alvarez et al. (2009), Cunningham et al. (2010), Larsen et al. (2011), Oliveira, Melo, Pinheiro, Noronha & Carvalho (2011), Chien et al. (2012), Palmer et al. (2012), Santos et al. (2013), Fei et al. (2015), Goldberg et al. (2015), Mohaghegh et al. (2015) e Zhou et al. (2015), em que as regiões com maior status socioeconômico apresentam alto risco de desenvolvimento da doença.

Tabela 3: Variáveis explicativas da pesquisa, 2013

Variáveis	Descrição	Fonte	Sinal Esperado	Literatura Científica
Econômico				
PIB per capita	Valor nominal do PIB per capita (R\$ mil), calculado como sendo a soma do PIB municipal para cada microrregião, dividido pela população correspondente.	DATASUS	+	Wünsch Filho & Moncau (2002), Alvarez et al. (2009), Alvarez et al. (2009), Cunningham et al. (2010), Larsen et al. (2011), Oliveira, Melo, Pinheiro, Noronha & Carvalho (2011), Chien et al. (2012), Palmer et al. (2012), Santos et al. (2013), Fei et al. (2015), Goldberg et al. (2015), Mohaghegh et al. (2015) e Zhou et al. (2015)
Gestão em saúde				
Mamógrafos	Quantidade de equipamentos instalados nos estabelecimentos de saúde contidos no Cadastro Nacional de Estabelecimentos de Saúde (CNES). Os equipamentos de diagnóstico por imagem considerados foram: Mamógrafo com Comando Simples, Mamógrafo com Estereotaxia e Mamógrafo computadorizado.	DATASUS	+	Lima-Costa & Matos (2007), Oliveira, Pinheiro, Melo & Carvalho (2011), Santiago (2012) e Schneider et al. (2014)
Equipes de saúde	Atendimento prestado na unidade básica de saúde ou no domicílio, pelos profissionais (médicos, enfermeiros, auxiliares de enfermagem e agentes comunitários de saúde) que compõem as Equipes de Saúde da Família. Essas equipes são responsáveis pelo acompanhamento de um número definido de famílias, localizadas em uma área geográfica delimitada e priorizam as ações de prevenção, promoção e recuperação da saúde.	DATASUS	-	Parada et al. (2008), Jácome et al. (2011)
Consultas Atenção Básica	Quantidade de procedimentos aprovados para pagamento pelas Secretarias de Saúde. Os procedimentos considerados foram as Consultas médicas em Atenção Básica.	CNES/ DATASUS	+	Lima-Costa & Matos (2007), Bello (2010), Oliveira, Pinheiro, Melo & Carvalho (2011), Schneider et al. (2014)

Fonte: Elaboração própria (2018).

De maneira similar, espera-se também relação positiva entre as variáveis mamógrafos, número de consultas da Atenção Básica e o número de internações hospitalares por câncer de mama nas microrregiões do Brasil. As duas variáveis correspondem ao acesso aos serviços de saúde, sendo que levam a um aumento do diagnóstico da doença, o que pode conduzir a um número alto dessas internações (Lima-Costa & Matos 2007, Bello 2010, Oliveira, Pinheiro, Melo & Carvalho 2011, Santiago 2012, Schneider et al. 2014). Por sua vez, espera-se associação negativa entre as equipes de saúde e a variável dependente, dado que ações de prevenção (realizadas primordialmente pelas equipes Saúde da Família) podem conduzir a uma redução nestas internações (Parada et al. 2008, Jácome et al. 2011).

4.2 Análise Exploratória de Dados Espaciais (AEDE)

A AEDE pode ser definida como o conjunto de técnicas que auxiliam na descrição e visualização da distribuição espacial dos dados, na identificação de localidades singulares (*outliers* espaciais) e/ou padrões de associação espacial (*clusters* espaciais) (Anselin 1999). Como elemento central à AEDE estão os efeitos decorrentes da dependência e da heterogeneidade espacial (Anselin 1988).

A dependência espacial (ou autocorrelação espacial) é o fenômeno em que a similaridade de valores de uma variável (correlação) é combinada com a similaridade da localização dessa mesma variável (Anselin 1999). Em outras palavras, a autocorrelação espacial ocorre quando o valor de uma variável de interesse (y) em determinada região i tende a estar associada ao valor dessa mesma informação nas áreas vizinhas j .

Já a heterogeneidade espacial é evidenciada quando ocorre instabilidade estrutural nas regiões, ou seja, quando se utiliza unidades espaciais muito distintas para explicar um mesmo fenômeno. Com isso, diferentes respostas são obtidas dependendo da localidade de cada variável (Almeida 2012). É importante salientar que a heterogeneidade espacial pode se refletir em termos de heterocedasticidade (Anselin 1988).

Para que se possa desenvolver a AEDE é necessária a determinação de uma matriz de ponderação espacial ou matriz de pesos espaciais (W). Essa matriz é também ponto de partida para a especificação de modelos econométricos espaciais, por exemplo, modelos SAR, SEM, SDM, SDEM, SLX, entre outros (Anselin 1999).

De maneira geral, a matriz de pesos espaciais procura refletir o grau de interação entre duas ou mais regiões, podendo ser classificada de acordo com um critério geográfico (Almeida 2012). Este critério apoia-se na ideia de proximidade geográfica, sendo que o grau de interação entre duas ou mais áreas diminui conforme a distância entre as mesmas aumenta, ou seja, regiões mais próximas refletem maior grau de dependência espacial do que aquelas mais distantes entre si (Lesage 1998).

A proximidade geográfica é definida a partir da contiguidade, a qual abrange a vizinhança e a distância geográfica. Na matriz de vizinhança, duas regiões são consideradas vizinhas caso elas partilhem de uma fronteira física comum, sendo as convenções mais comuns as matrizes do tipo: rainha e torre. A desvantagem desse tipo de matriz reside no fato de que não é garantida uma conectividade balanceada, dado que podem existir regiões com grande área e

com muitos vizinhos e aquelas com pouca área e poucos vizinhos (Almeida 2012).

Para resolver o problema das matrizes de vizinhança, pode-se adotar a matriz de distância geográfica (k vizinhos mais próximos), em que todas as unidades espaciais devem ter o mesmo número de vizinhos cada uma (Almeida 2012). Na presente pesquisa, as matrizes de pesos espaciais testadas foram 3, 5, 7 e 9 vizinhos mais próximos (ou ainda, K3, K5, K7 e K9), justamente no intuito de combater o desbalanceamento de conectividade.

Após a determinação da matriz de pesos espaciais, pode-se desenvolver a análise da autocorrelação espacial global e local. Como estatística global, o índice I de Moran é capaz de indicar não somente a existência de autocorrelação espacial (positiva ou negativa), mas também o grau de autocorrelação espacial entre regiões distintas (Getis 2009). Teoricamente, o I de Moran fornece a indicação do grau de associação linear entre os valores observados de uma variável de interesse (z) e a média ponderada dos valores da vizinhança, ou das defasagens espaciais (Wz) (Almeida et al. 2008).

Já a autocorrelação espacial local (ou ainda, padrões locais de autocorrelação espacial) pode ser analisada pelos chamados indicadores LISA (*Local Indicator of Spatial Association*) (Almeida 2012). Estes indicadores são capazes de determinar *clusters* espaciais significativos estatisticamente para cada observação, desde que o somatório dos indicadores locais, para todas as regiões, seja proporcional ao indicador global de autocorrelação espacial (Anselin 1995). Dessa forma, o LISA permite a decomposição de indicadores globais (I de Moran) em indicadores locais (I de Moran local), ao computar um I_i para cada observação.

Os indicadores locais são melhor visualizados por meio do mapa de *clusters* LISA, o qual é construído combinando a informação do diagrama de dispersão de Moran e do mapa de significância das medidas de associação local I . De maneira similar ao diagrama de dispersão de Moran, este mapa ilustra a classificação em quatro categorias de associação espacial (Alto-Alto, Baixo-Alto, Baixo-Baixo, Alto-Baixo) estatisticamente significantes (Almeida 2012).

4.3 Modelos Econométricos Espaciais

O primeiro passo para a escolha do modelo econométrico espacial mais adequado é dado pela estimação do modelo clássico de regressão linear (MCRL) por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) (Florax et al. 2003), conforme equação 1:

$$y = X\beta + \varepsilon \quad (1)$$

em que y é um vetor $n \times 1$ de observações sobre a variável dependente, X é uma matriz $n \times k$ de observações sobre as variáveis explicativas exógenas com um vetor associado $k \times 1$ de coeficientes de regressão β e ε é um vetor $n \times 1$ de termos de erro aleatório (Almeida 2012).

Na presente pesquisa, o modelo econométrico espacial proposto pode ser representado pela equação 2:

$$\begin{aligned} \text{LN Internações hospitalares} = & \beta_1 + \beta_2 \text{LN PIB per capita} + \\ & \beta_3 \text{LN Mamógrafos} + \beta_4 \text{LN Equipes de Saúde} + \\ & \beta_5 \text{Consultas Atenção Básica} + \varepsilon \end{aligned} \quad (2)$$

É importante observar que, pela especificação da função do tipo log-log, os coeficientes na equação (2) têm uma interpretação de elasticidade constante. A elasticidade da variável de interesse (y = internações hospitalares) em relação a mudanças nas variáveis explicativas (x) é dada por $\frac{\partial \ln y}{\partial \ln x} = \beta_k$. Dessa forma, um aumento de 10% na variável explicativa, eleva em uma dada variação percentual a variável de interesse (Greene 2012).

Após a especificação do modelo, testa-se a dependência espacial (Florax et al. 2003). Os testes para detecção de autocorrelação espacial utilizados são: o teste I de Moran para análise de regressão linear; os testes Multiplicadores de Lagrange da defasagem ($ML\rho$) e do erro ($ML\lambda$) e o teste Anselin-Kelejian.

Na econometria espacial destacam-se três especificações de modelos: 1) Modelos de dependência espacial de alcance global; 2) Modelos de dependência espacial de alcance global e local e 3) Modelos de dependência espacial de alcance local (Almeida 2012).

O modelo de defasagem espacial ou modelo SAR (*Spatial Autoregressive Model*) e o modelo de erro autorregressivo espacial ou modelo SEM (*Spatial Error Model*) são as abordagens econométricas de dependência espacial de alcance global a serem especificadas. A formulação do modelo SAR é dada por:

$$y = \rho W y + X \beta + \varepsilon \quad (3)$$

em que ρ é o coeficiente autorregressivo espacial, $W y$ é um vetor $n \times 1$ de defasagens espaciais para a variável dependente, X é uma matriz de variáveis explicativas exógenas, β são os coeficientes da regressão e o ε é o erro aleatório (Almeida 2012). Já o modelo SEM é representado por:

$$y = X \beta + \xi \quad (4)$$

em que X é uma matriz de variáveis explicativas exógenas, β são os coeficientes da regressão e $\xi = \lambda W \xi + \varepsilon$, sendo λ o parâmetro do erro autorregressivo espacial que acompanha a defasagem $W \xi$ somado ao erro (Almeida 2012).

Para a estimação dos modelos SAR e SEM, o método MQO pode não ser o mais apropriado (Almeida 2012). No caso do modelo SAR, dada a simultaneidade introduzida pela defasagem espacial, o coeficiente espacial ρ será inconsistente se estimado por MQO. Já no modelo SEM, a inclusão de um termo de erro autorregressivo faz com que as estimativas por MQO sejam viesadas (Rey & Montouri 1999). Como alternativa, os modelos podem ser estimados utilizando o método de Máxima Verossimilhança (MV); no entanto, esse método tem como premissa a normalidade dos erros. Caso essa premissa não possa ser assegurada, outros métodos devem ser utilizados, como o Método

das Variáveis Instrumentais (VI) ou Quase Máxima Verossimilhança (QMV) para o modelo SAR e o Método Generalizado dos Momentos (GMM) para o modelo SEM (Almeida 2012).

Já o modelo de Durbin espacial ou modelo SDM (Spatial Durbin Model) e o modelo de Durbin espacial do erro ou modelo SDEM (Spatial Durbin Error Model) são as abordagens econométricas de dependência espacial de alcance global e local a serem especificadas.

O modelo de Durbin espacial ou SDM incorpora a ideia de transbordamento tanto por meio da defasagem das variáveis independentes (WX) quanto pelas variáveis dependentes defasadas espacialmente (Wy) (Almeida 2012). A formulação desse modelo é dada por:

$$y = \lambda Wy + X\beta - \lambda WX\beta + \varepsilon \quad (5)$$

em que λW representam matrizes de pesos espaciais associadas a seus parâmetros (y e X), β são os coeficientes da regressão e o ε é o erro aleatório (Almeida 2012).

Por sua vez, o modelo de Durbin espacial do erro ou modelo SDEM possui um alcance global, com o transbordamento sobre o termo de erro (ξ) e um alcance local, ao incorporar componentes de transbordamento sobre as variáveis explicativas exógenas (X) (Almeida 2012). Pode ser representado da seguinte maneira:

$$y = X\beta + WX_t + \xi \quad (6)$$

em que X é uma matriz de variáveis explicativas exógenas, β são os coeficientes da regressão, WX_t é um vetor ($k-1$ por 1) de defasagens espaciais para as variáveis explicativas exógenas e $\xi = \lambda W\xi + \varepsilon$, sendo λ o parâmetro do erro autorregressivo espacial que acompanha a defasagem $W\xi$ mais o erro (Almeida 2012). Os modelos SDM e SDEM podem ser estimados por Máxima Verossimilhança (MV), caso haja normalidade dos erros. Caso essa premissa não possa ser assegurada, os modelos podem ser estimados pelo Método das Variáveis Instrumentais (VI) ou Quase Máxima Verossimilhança (QMV) e pelo Método Generalizado dos Momentos (GMM), respectivamente (Almeida 2012).

Por fim, o modelo regressivo cruzado espacial ou modelo SLX possui alcance local, dado que o impacto da dependência espacial pode ser observado para apenas algumas regiões da área de estudo (Almeida 2012). A especificação do modelo é dada por:

$$y = X\beta + WX_t + \varepsilon \quad (7)$$

em que X é uma matriz de variáveis explicativas exógenas, β são os coeficientes da regressão, WX_t é um vetor ($k-1$ por 1) de defasagens espaciais para as variáveis explicativas exógenas e ε é o erro aleatório (Almeida 2012).

Cabe notar que o modelo SLX pode ser estimado por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) ou por Máxima Verossimilhança (MV) desde que as variáveis explicativas sejam exógenas (Rey & Montouri 1999).

4.4 Modelo GWR

Na análise espacial, Fotheringham et al. (2002) definem que parâmetros estimados globalmente podem não ser adequados para representar condições locais, por denotarem apenas respostas médias ou típicas. Assim, é recomendado, além da análise econométrica global, a realização de uma estimação local, especialmente na forma do modelo GWR (Geographically Weighted Regression).

O modelo GWR é um desenvolvimento do Modelo Clássico de Regressão Linear (MCRL), sendo especificado da seguinte forma:

$$y_i = \beta_o(u_i, v_i) + \sum_k \beta_k(u_i, v_i)x_{ik} + \varepsilon_i \quad (8)$$

em que (u_i, v_i) representam as coordenadas do ponto i no espaço e $\beta_k(u_i, v_i)$ o coeficiente local no ponto i . O termo de erro aleatório segue distribuição normal com média zero e variância constante (Almeida 2012).

No modelo GWR, em vez de os coeficientes serem estimados globalmente, estes são específicos para cada localidade i (Brunsdon et al. 1996). Este modelo gera uma sequência de regressões lineares, estimadas para cada região, com o auxílio de subamostras de observações ponderadas pela distância geográfica (Almeida 2012).

A ponderação geográfica da estimação dos parâmetros do modelo GWR ocorre por meio da atribuição de pesos às observações individuais, a partir de um ponto focal (ponto de regressão ou de calibragem). Dessa forma, observações mais próximas apresentam um peso maior, enquanto aquelas mais distantes possuem um peso menor (Almeida 2012).

Destaca-se que a ponderação geográfica é feita pela função Kernel espacial, a qual utiliza a distância (d_{ij}) entre dois pontos geográficos, representando duas regiões, e um parâmetro da largura da banda (b), para determinar um peso entre essas duas regiões, que é inversamente relacionado à distância geográfica (w_{ij}) (Almeida 2012).

No que diz respeito à largura da banda da função Kernel, esta pode ser constante ou adaptativa (Almeida 2012). A vantagem desta última está em contornar o problema de eficiência do Kernel fixo, que pode ocorrer quando em algumas regiões, especialmente próximas da fronteira da área de estudo, a estimação dos coeficientes locais é feita com um número pequeno de observações. Isso só é possível dado que, no Kernel adaptativo, a largura da banda se expande em áreas com observações escassas e encolhe em áreas com alta densidade de dados (Chasco 2013).

A determinação da banda de Kernel é feita pela minimização do critério de informação Akaike (AIC). Assim, estimadas as regressões globais e locais, o critério AIC é utilizado para definir se há melhora no ajustamento do modelo com a regressão local (Fotheringham et al. 2002).

Frente a uma melhora no ajustamento do modelo com a regressão local, a diferença de critério é usada para detectar as variáveis do modelo que possuem variabilidade geográfica. Valores positivos da diferença de critério indicam que não há variabilidade geográfica nos termos locais. Já valores negativos e maiores ou iguais a 2 (em módulo) indicam a existência desta variabilidade (Nakaya 2016).

Por fim, é importante notar que o modelo GWR pode ser especificado com dependência espacial. Dado que ainda pode haver autocorrelação remanescente nos resíduos do modelo estimado, a dependência espacial pode ser levada em conta dentro desse modelo (Almeida 2012).

5 RESULTADOS E DISCUSSÃO

Na presente seção estão apresentadas as análises descritiva e espacial dos dados, bem como os resultados dos modelos econométricos espaciais globais e do modelo GWR.

5.1 Análise Descritiva e Espacial dos Dados

Na Tabela 4 apresenta-se a estatística descritiva dos dados usados no artigo, correspondente às 558 microrregiões do Brasil em 2013. A média de internações hospitalares por câncer de mama foi de 18 a cada 100 mil mulheres, com coeficiente de variação de aproximadamente 68%, indicando alta disparidade entre as áreas pesquisadas. Destaque para a microrregião de Muriaé (MG), em que o número de internações hospitalares foi o mais alto (86,89/100 mil mulheres). Além disso, 9 microrregiões não contabilizaram internações hospitalares por esta neoplasia no ano em questão, localizadas nos estados do Acre, Amapá e Amazonas, por isso o valor mínimo é nulo.

O valor médio do PIB per capita nas 558 microrregiões, em 2013, foi de R\$ 19,52 mil, sendo que o coeficiente de variação correspondeu a 83,61%, o que demonstrou uma dispersão alta dessa variável entre estas áreas. As microrregiões de Itapemirim (ES) e Litoral Ocidental Maranhense (MA) apresentaram o maior e o menor valor dessa variável, correspondendo a R\$ 229,25 mil e R\$ 4,27 mil, respectivamente (Tabela 4).

A média do número de mamógrafos foi de 1,10 a cada 100 mil mulheres no ano de 2013, com coeficiente de variação de 86,55%. Destaque para as microrregiões de Sananduva (RS) que apresentou a maior quantidade (6,41/100 mil) e a Baixada Maranhense (MA) com um dos valores mais baixos (0,17/100 mil). Do total de áreas analisadas (558), 128 delas não contabilizaram o equipamento, localizadas principalmente nos estados do Amazonas, Ceará, Mato Grosso, Paraná e Rio Grande do Norte, o que está representado pelo valor zero na Tabela 4.

Em 2013, o número médio de equipes de saúde foi de 29,28 a cada 100 mil mulheres, com coeficiente de variação de 36,39%. A microrregião de Bertolínia (PI) apresentou o maior número de equipes de saúde (67,42/100 mil), já a microrregião de Campanha Central (RS) teve a menor quantidade, 3,71 a cada 100 mil (Tabela 4).

Por fim, a média do número de consultas da Atenção Básica foi de 1,40 por habitante, sendo que o coeficiente de variação foi de 80,10% (Tabela 4). O valor máximo dessas consultas foi de 13,34 por habitante (microrregião de Almeirim - PA) e o mínimo correspondeu a 0,30 por habitante (microrregião de Alto Pantanal - MT).

Em termos regionais, observa-se na Figura 1 a distribuição do número de internações hospitalares por câncer de mama nas microrregiões do Brasil, em 2013. As microrregiões situadas nas regiões Norte, Nordeste e parte do Centro-Oeste do Brasil apresentam baixo número de internações hospitalares,

Tabela 4: Análise descritiva dos dados utilizados na pesquisa, Microrregiões do Brasil, 2013

Variáveis	Média	Desvio padrão	Coefficiente de Variação (%)	Máximo	Mínimo
Internações hospitalares (a cada 100 mil mulheres)	18,00	12,23	67,94	86,89	0,00
PIB per capita (R\$ mil)	19,52	16,32	83,61	229,25	4,27
Mamógrafos (a cada 100 mil mulheres)	1,10	0,95	86,55	6,41	0,00
Equipes de saúde (a cada 100 mil mulheres)	29,28	10,66	36,39	67,42	3,71
Consultas Atenção Básica (por mulher)	1,40	1,12	80,10	13,34	0,30

Fonte: Resultados da pesquisa (2018). Elaboração própria.

representados pelo cinza claro. Por outro lado, as microrregiões do Sul e Sudeste do país tem elevado número de internações hospitalares pela neoplasia (cinza escuro).

Dessa forma, pode-se notar certo padrão de distribuição espacial, o que indica que microrregiões com número de internações por câncer de mama semelhantes estão agrupadas em *clusters* espaciais. Essa associação espacial necessita de confirmação por meio de testes específicos, que serão mostrados nas seções seguintes.

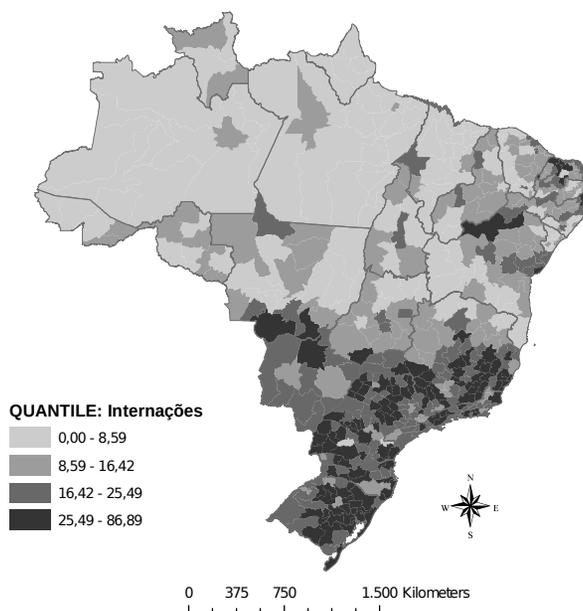
É possível observar que o PIB per capita segue comportamento geográfico similar àquele observado na distribuição do número de internações hospitalares por câncer de mama. As microrregiões situadas em parte das regiões Norte e Nordeste apresentam PIB per capita mais baixo (em cinza claro), enquanto aquelas situadas no Sul, Sudeste e Centro-Oeste do país têm PIB per capita mais elevado (em cinza escuro) (Figura 2(a)).

A análise da distribuição geográfica do número de mamógrafos Figura 2(b) revelou que as microrregiões da região Norte apresentam os piores resultados (em cinza claro). Por outro lado, as microrregiões situadas no Sul, Sudeste e Centro-Oeste do país têm um maior número de mamógrafos (em cinza escuro).

Por sua vez, na Figura 2(c) é possível notar que o número de equipes de saúde segue distribuição geográfica oposta àquela observada na distribuição do número de internações hospitalares por câncer de mama. De maneira geral, as microrregiões situadas no Sul e Sudeste do Brasil apresentam baixo número de equipes de saúde (em cinza claro), enquanto aquelas situadas no Norte, Nordeste e Centro-Oeste do país têm elevado número de equipes de saúde (em cinza escuro).

A análise da distribuição geográfica das consultas de Atenção Básica (Figura 2(d)) mostrou que as microrregiões da região Norte e parte do Nordeste apresentam os piores resultados (em cinza claro). Por outro lado, o número de consultas é mais elevado nas microrregiões situadas no Sul, Sudeste e Centro-Oeste do país (em cinza escuro). Conforme já destacado na metodologia da pesquisa, para estimar os modelos econométricos espaciais, foram usadas as variáveis dependente (internações por câncer de mama) e as explicativas (determinantes econômico e de gestão em saúde) em logaritmo natural (LN), conforme segue nas seções 5.2 até 5.4.

Figura 1: Distribuição do número de internações hospitalares por câncer de mama em mulheres, Microrregiões do Brasil, 2013



Fonte: Resultados da Pesquisa (2018). Elaboração própria.

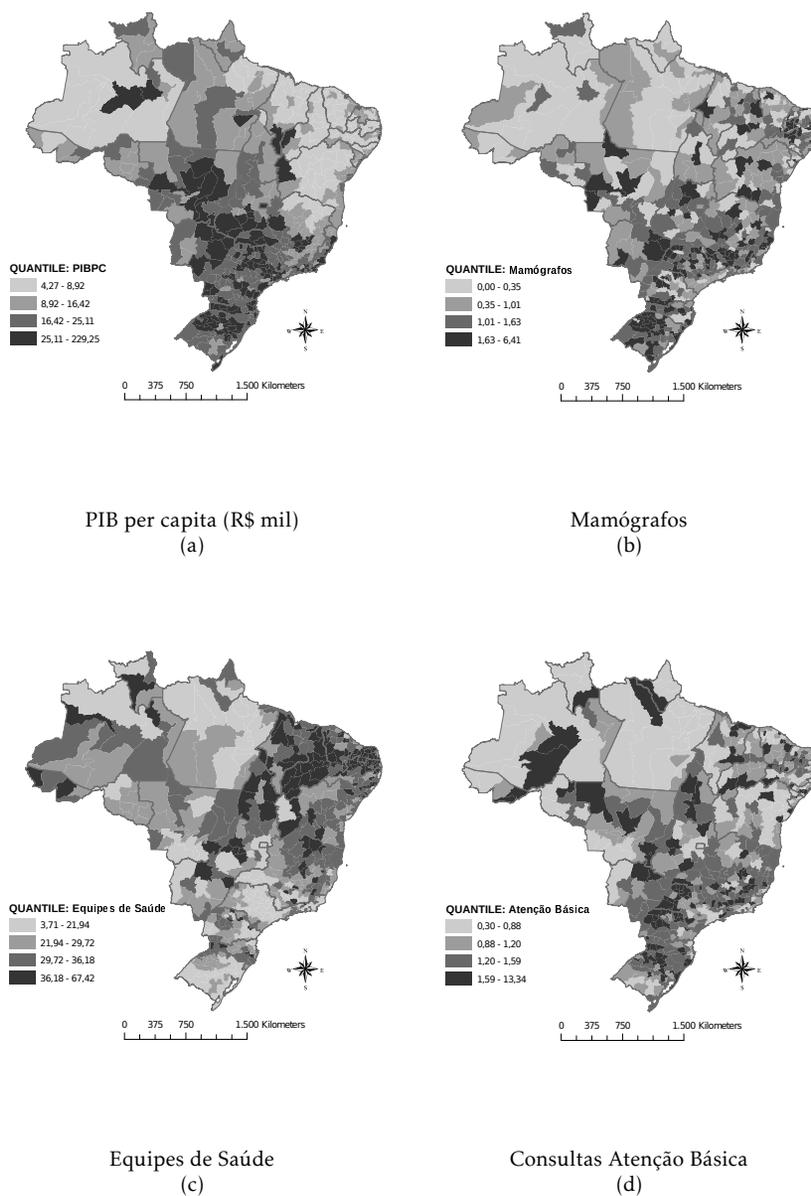
5.2 Análise da Autocorrelação Espacial Global e Local

Os resultados da estatística I de Moran para as internações hospitalares por câncer de mama (em logaritmo natural - LN) nas quatro diferentes matrizes de pesos espaciais testadas (K3, K5, K7 e K9) está apresentada na Tabela 5. Para todas as matrizes de pesos existe autocorrelação espacial positiva, dado que o coeficiente I de Moran ficou acima do seu valor esperado (-0,0018); além disso, estes valores foram significativos a 1%.

A matriz que melhor representou a conexão entre as microrregiões, por apresentar o maior valor do I de Moran, foi a de 5 vizinhos. Dessa forma, em todas as análises e resultados apresentados posteriormente foi usada essa conexão espacial.

Nesta linha, tem-se o diagrama de dispersão de Moran para a variável internações hospitalares por câncer de mama apresentado na Figura 3(a). No eixo vertical e horizontal desse diagrama apresentam-se a defasagem espacial dessas internações (em LN) e a própria variável de interesse (em LN), respectivamente. Observa-se a existência de uma concentração de microrregiões nos

Figura 2: Distribuição das variáveis explicativas – PIB per capita, Mamógrafos, Equipes de saúde e Consultas na Atenção Básica, Microrregiões do Brasil, 2013



Fonte: Resultados da Pesquisa (2018). Elaboração própria.

Tabela 5: Autocorrelação espacial global – Internações hospitalares por câncer de mama em mulheres, em logaritmo natural – LN, Microrregiões do Brasil, 2013

Matrizes de contiguidade	I de Moran	P-Valor
K3	0,6069	0,001*
K5	0,6337	0,001*
K7	0,6216	0,001*
K9	0,6182	0,001*

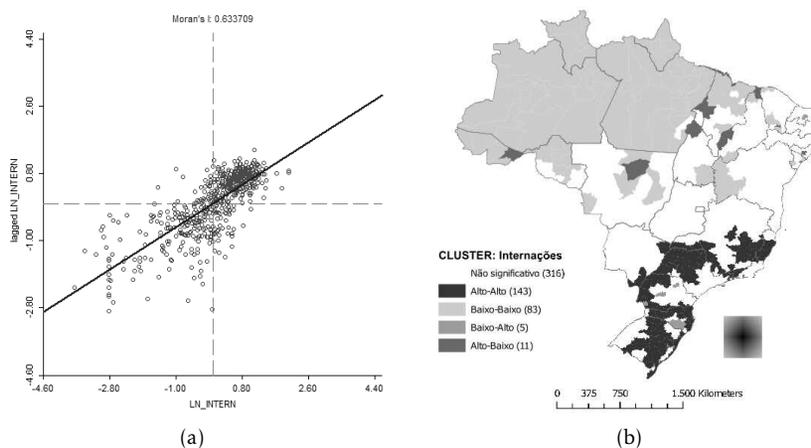
Fonte: Resultados da Pesquisa (2018). Elaboração própria.

Nota: *Significativo a 1%.

quadrantes Alto-Alto (primeiro quadrante) e Baixo-Baixo (terceiro quadrante). Logo, em 2013, as microrregiões que demonstraram alto (baixo) número de internações por esta neoplasia estavam rodeadas por áreas que também apresentavam elevada (baixa) morbidade por este tipo de enfermidade crônica.

Na Figura 3(b), observa-se em cinza mais escuro as microrregiões Alto-Alto (formação de aglomerações com alto número de internações por câncer de mama rodeadas por regiões com elevada quantidade dessa variável) no Sudeste e no Centro-Sul do Brasil, principalmente em São Paulo, Minas Gerais, Espírito Santo, Mato Grosso do Sul, Paraná, Santa Catarina e Rio Grande do Sul.

Figura 3: Diagrama de dispersão de Moran (a) e Mapa de Cluster LISA (b) das internações hospitalares por câncer de mama em mulheres, em logaritmo natural – LN, Microrregiões do Brasil, 2013



Fonte: Resultados da Pesquisa (2018). Elaboração própria.

Nota: Mapa com 999 permutações e com nível de significância de 5%.

Por sua vez, as áreas em cinza mais claro corresponderam às microrregiões Baixo-Baixo, situados em grande parte no Norte e Nordeste do Brasil. Os estados do Acre, Amapá, Amazonas, Pará, Rondônia, Roraima, Tocantins, Bahia e Maranhão concentram essas aglomerações. É possível visualizar ainda a formação de algumas aglomerações Baixo-Alto (regiões com baixo número de internações hospitalares por câncer de mama rodeados por áreas com ele-

vada quantidade dessa variável), realçados em cinza claro e Alto-Baixo (clusters com alto número de internações por essa doença com vizinhos com baixa quantidade dessa variável) denotados em cinza escuro, aparecendo dispersos pelo mapa (Figura 3).

5.3 Resultados dos Modelos Econométricos Espaciais

O primeiro passo para a escolha do modelo econométrico espacial mais adequado, conforme já destacado na metodologia, é dado pela estimação do modelo por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO). Na Tabela 6 apresentam-se os coeficientes da regressão, bem como os resultados dos testes de diagnóstico da estimação por MQO. Os coeficientes estimados foram todos estatisticamente significativos, explicando 31,05% da regressão. O teste de multicolinearidade indica que o modelo não apresenta problemas de multicolinearidade e o teste Jarque-Bera aponta que os erros não são normais. Já os testes de Breusch-Pagan e Koenker-Bassett indicam a presença de heterocedasticidade (ou seja, que o erro aleatório não tem variância constante).

Tabela 6: Diagnóstico da regressão estimada por MQO – Variável dependente: Internações hospitalares por câncer de mama em mulheres, em logaritmo natural – LN, Microrregiões do Brasil, 2013

Variáveis	Coefficientes
Constante	1,8668*
PIB per capita	0,5072*
Mamógrafos	0,3680*
Equipes de Saúde	-0,2384**
Consultas Atenção Básica	0,3034*
Diagnóstico da regressão	
R ²	0,3105
Multicolinearidade	31,00
Jarque-Bera	212,46*
Breusch-Pagan	33,08*
Koenker-Bassett	17,00*
Diagnóstico para autocorrelação espacial	
I de Moran (erro)	0,4446*
ML ρ (defasagem)	331,43*
ML* ρ (defasagem)	37,44*
ML λ (erro)	303,68*
ML* λ (erro)	9,69*

Fonte: Resultados da Pesquisa (2018). Elaboração própria.

Nota: *Significativo a 1%. **Significativo a 5%. ***Significativo a 10%.

Conforme Tabela 6, os testes para detecção de autocorrelação espacial apresentam I de Moran difuso de 0,44 e significativo a 1%, enquanto os testes focados do tipo Multiplicadores de Lagrange (ML ρ e ML λ) também se mostram estatisticamente significativos a 1%. Nesta linha, é necessário verificar

as versões robustas dos testes ($ML^*\rho$ e $ML^*\lambda$) para a escolha do modelo econométrico espacial mais adequado.

Na Tabela 6 o valor referente ao ML robusto da defasagem ($ML^*\rho=37,44$) foi superior ao ML robusto de erro ($ML^*\lambda=9,69$), indicando que o modelo de defasagem espacial (SAR) pode ser o mais adequado para verificar a relação entre o número de internações hospitalares por câncer de mama e as variáveis explicativas nas microrregiões do Brasil em 2013. Para efeito de comparação, o modelo de erro autorregressivo espacial (SEM) também foi estimado.

Na Tabela 7 estão apresentados os resultados dos modelos globais estimados SAR e SEM. Em virtude da não normalidade observada nos erros, o método de Máxima Verossimilhança (MV) não é o mais adequado. Logo, o método de Mínimos Quadrados em 2 Estágios (MQ2E) foi usado no modelo SAR, enquanto o método Generalizado dos Momentos (GMM) foi utilizado no modelo SEM.

Destaca-se que a partir do teste Anselin-Kelejian (que tem como hipótese nula a não autocorrelação espacial nos resíduos do modelo) evidenciou-se que o modelo SAR não incorporou corretamente a autocorrelação espacial dos erros, pois rejeita a hipótese nula a nível de 1% de significância. Assim, a análise desse modelo não é feita no presente estudo (Tabela 7).

Tabela 7: Resultados dos modelos econométricos espaciais SAR e SEM, em logaritmo natural – LN, Microrregiões do Brasil, 2013

Variáveis	Coefficientes modelo SAR	Coefficientes modelo SEM
Constante	0,2529	2,3585*
PIB per capita	0,1919*	0,4067*
Mamógrafos	0,1260**	0,1055**
Equipes de Saúde	-0,0750	-0,2815*
Consultas Atenção Básica	0,0119	0,1063**
ρ (defasagem)	0,7848*	-
(erro)	-	0,7143*
Anselin-Kelejian	7,46*	-

Fonte: Resultados da Pesquisa (2018). Elaboração própria.

Nota: *Significativo a 1%. **Significativo a 5%. *** Significativo a 10%.

De acordo com os resultados do modelo SEM (Tabela 7), existe uma relação espacial global positiva entre internações hospitalares por câncer de mama no Brasil, em 2013, e os determinantes PIB per capita, mamógrafos e consultas da Atenção Básica, sendo que seus coeficientes foram significativos. Conforme destacado na metodologia, a interpretação destes coeficientes é feita da seguinte forma: um aumento de 10% nas variáveis PIB per capita, mamógrafos e consultas da Atenção Básica elevam, respectivamente, em 4,07%, 1,05% e 1,06% estas internações.

Por sua vez, a partir do sinal negativo do coeficiente das equipes de saúde (Tabela 7), verifica-se que uma elevação de 10% nesta variável, reduz as internações hospitalares no SUS por essa enfermidade em 2,81%. Destaca-se que o coeficiente do erro autorregressivo espacial (λ) se mostrou significativo a 1% e positivo (0,71), indicando que os efeitos não captados pelo modelo apresentam autocorrelação espacial positiva. Dessa forma, altos (baixos) valores

desses efeitos não modelados provocam choques de altos (baixos) valores na vizinhança.

Dado que as características das microrregiões vizinhas podem ser importantes na determinação dos condicionantes das internações hospitalares por câncer de mama em determinada microrregião, incorpora-se as defasagens espaciais das variáveis explicativas nos modelos SDM, SDEM e SLX, apresentados na Tabela 8. O método de Mínimos Quadrados em 2 Estágios (MQ2E) foi utilizado no modelo SDM, enquanto o método Generalizado dos Momentos (GMM) foi utilizado para estimação do modelo SDEM, dada a não normalidade dos erros. Já o modelo SLX foi estimado por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO).

A partir do teste Anselin-Kelejian notou-se que o modelo SDM não incorporou corretamente a autocorrelação espacial dos erros. Dessa forma, a análise do modelo não é feita, conforme informações apresentadas na Tabela 8.

Tabela 8: Resultados dos modelos econométricos espaciais SDM, SDEM e SLX, em logaritmo natural – LN, Microrregiões do Brasil, 2013

Variáveis	Coefficientes modelo SDM	Coefficientes modelo SDEM	Coefficientes modelo SLX
Constante	0,5038	2,2638**	2,6725*
PIB per capita	0,3375*	0,3578*	0,3245*
Mamógrafos	0,0753	0,1763*	0,1821*
Equipes de Saúde	-0,2890*	-0,3095*	-0,3569*
Consultas Atenção Básica	0,0498	0,1194**	0,1503**
W_PIB per capita	-0,3120*	0,0207	0,0066
W_Mamógrafos	0,2048***	0,5626*	0,7819*
W_Equipes de Saúde	0,2261***	0,0370	-0,0292
W_Consultas Atenção Básica	0,0040	0,2514	0,4783*
ρ (defasagem)	0,8370*	-	-
(erro)	-	0,6610*	-
Anselin-Kelejian	12,57*	-	-

Fonte: Resultados da Pesquisa (2018). Elaboração própria.

Nota: *Significativo a 1%. **Significativo a 5%. *** Significativo a 10%.

No modelo SDEM, a defasagem da variável mamógrafos (W_mamógrafos) foi a única estatisticamente significativa a 1%. Assim, um aumento de 10% na quantidade de mamógrafos nas microrregiões vizinhas ocasiona um crescimento de 5,63% no número de internações hospitalares nas microrregiões em análise. Já no modelo SLX, a defasagem das variáveis mamógrafos (W_Mamógrafos) e consultas de Atenção Básica (W_Consultas Atenção Básica) se mostraram estatisticamente significativas a 1%. Dessa forma, um aumento de 10% dessas duas variáveis nas microrregiões vizinhas ocasiona uma expansão de 7,82% e 4,78%, respectivamente, nas internações hospitalares por essa doença nas microrregiões analisadas.

5.4 Resultados do Modelo GWR

Na Tabela 9 estão demonstrados os resultados das estimações globais e locais para as especificações do modelo GWR sem o componente espacial e SEM, SDEM e SLX. Para todos os modelos estimados, ao se comparar o critério de informação AIC, encontra-se um valor mais baixo para o modelo local, o que

Tabela 9: Resultados do modelo GWR, em logaritmo natural – LN, Microrregiões do Brasil, 2013

Especificação do modelo	Regressão	AIC	Teste F	R ²	I de Moran
GWR sem componente espacial ¹	Global	1.291,6689	-	0,3105	-
	Local	985,3502	6,8441*	0,6939	0,0772*
SEM ²	Global	996,2155	-	0,5954	-
	Local	951,8389	2,5118**	0,6775	-0,1175*
SDEM ³	Global	942,2415	-	0,6381	-
	Local	931,1319	1,9491***	0,6632	-0,1504*
SLX ⁴	Global	1.211,0852	-	0,4120	-
	Local	979,9250	6,0368*	0,6854	0,1176*

Fonte: Resultados da Pesquisa (2018). Elaboração própria.

¹ Tamanho da banda adaptativa = 100; ² Tamanho da banda adaptativa = 182; ³ Tamanho da banda adaptativa = 485;

⁴ Tamanho da banda adaptativa = 190.

Nota¹: Para o cálculo do I de Moran residual foi utilizada a matriz de pesos espaciais “5 vizinhos”.

Nota²: *Significativo a 1%. **Significativo a 5%. *** Significativo a 10%.

sugere que a estimação desse último é mais ajustada. O mesmo pode ser inferido ao se comparar o R² (coeficiente de determinação) dos modelos global e local, apresentando maior valor no último.

Por sua vez, o teste F indica que o modelo GWR apresentou melhora sobre o modelo global, a um nível de significância de 5% no modelo SEM, de 10% no modelo SDEM e a um nível de significância de 1% no modelo SLX. Ainda há indícios de autocorrelação nos resíduos, dado a significância do I de Moran.

Nas Tabelas 10 e 11 apresentam-se os coeficientes locais (quartis) e a diferença de critério, procedimento que detecta as variáveis que possuem variabilidade geográfica, para os modelos SEM e SLX, respectivamente. A partir dos resultados destas estimações, foi possível apresentar o impacto dos coeficientes locais das microrregiões para as variáveis que apresentaram variabilidade geográfica, conforme exposto nas Figuras 4 (mapas a e b) e 5 (mapas a, b, c e d), nesta ordem. Nestas figuras as microrregiões que não foram estatisticamente significativas a 5% estão na cor branca. Já aquelas que demonstraram os coeficientes com os sinais esperados e significativos estão em cinza escuro, aumentando a tonalidade quanto maior se deu seu impacto, enquanto as áreas que não apresentaram os sinais esperados estão em cinza claro.

Conforme os resultados do modelo SEM (Tabela 10), as variáveis com coeficientes que têm variabilidade geográfica são o PIB per capita (PIBPC) e as equipes de saúde. O efeito espacial local do PIB per capita Figura 4(a) é mais alto nas microrregiões pertencentes ao Norte, Nordeste e Sul do Brasil, o que significa que um crescimento da renda per capita nessas regiões teria um forte efeito local no número de internações hospitalares por câncer de mama.

Com relação às equipes de saúde (Figura 4b), o efeito espacial é maior nas microrregiões pertencentes ao Norte do país (com destaque para o Acre, Amazonas e Rondônia), ao Centro-Oeste (estados de Goiás, Mato Grosso e Mato Grosso do Sul) e Sudeste (especialmente, em Minas Gerais e Espírito Santo). Nestas regiões, um aumento do número de equipes de saúde teria influência negativa sobre o número de internações hospitalares por câncer de mama. Em sentido contrário ao sinal esperado, nas microrregiões pertencentes ao Pará e Tocantins (Norte), bem como ao Ceará, Maranhão e Piauí (Nordeste), destacados em cinza claro, uma expansão do número de equipes de saúde teria influência positiva sobre a morbidade hospitalar desta neoplasia.

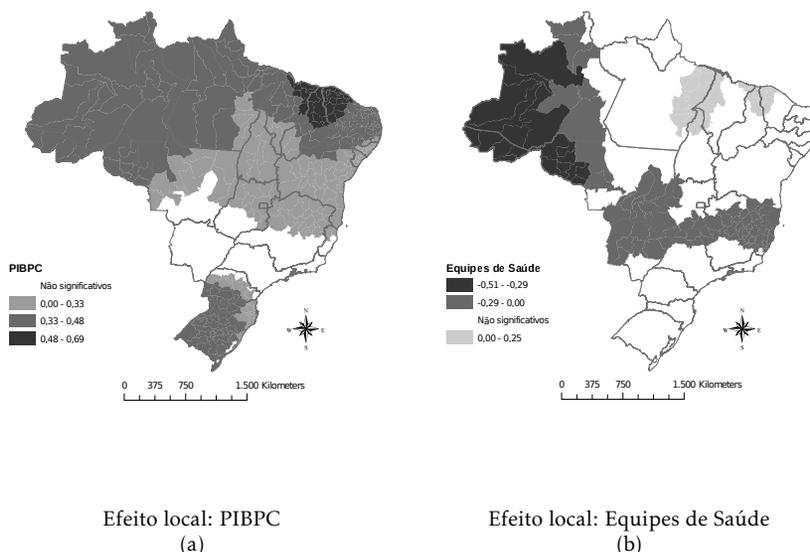
Tabela 10: Coeficientes locais e diferença de critério do modelo SEM estimado por GWR, em logaritmo natural – LN

Variáveis	Quartil Inferior	Médio	Quartil Superior	Diferença de Critério
Intercepto	2,5862	2,6582	2,8836	-30,5269
PIB per capita	0,1275	0,3054	0,3704	-21,5290
Mamógrafos	0,0218	0,0575	0,0860	9,1742
Equipes de saúde	-0,1079	-0,0423	0,0117	-10,1382
Consultas Atenção Básica	0,0111	0,0350	0,0577	10,4269
λ (erro)	0,2674	0,3489	0,4050	3,9763

Fonte: Resultados da Pesquisa (2018). Elaboração própria.

Nota: Os coeficientes que possuem variabilidade geográfica estão destacados em negrito.

Observa-se na Figura 4(b) que na maior parte do Brasil (área em branco) o efeito local das equipes de saúde sobre a diminuição das internações por câncer de mama não é significativo.

Figura 4: Impacto dos coeficientes locais significativos, modelo SEM, em logaritmo natural – LN, Microrregiões do Brasil, 2013

Fonte: Resultados da Pesquisa (2018). Elaboração própria.

Nota: Considerando Teste $t_c=1,96$, ao nível de significância de 5%.

Já no modelo SLX (Tabela 11), as variáveis com coeficientes que têm variabilidade geográfica são o PIB per capita, o PIB per capita defasado espacialmente, as equipes de saúde defasadas espacialmente e as consultas de Atenção Básica defasadas no espaço. Observa-se na Figura 5(a) que o efeito espacial do PIB per capita no modelo SLX é maior nas microrregiões pertencentes ao Norte, Nordeste e Sul do Brasil, assim como observado no modelo SEM.

De maneira similar, o PIB per capita defasado espacialmente Figura 5(b)

Tabela 11: Coeficientes locais e diferença de critério do modelo SLX estimado por GWR, em logaritmo natural – LN

Variáveis	Quartil Inferior	Médio	Quartil Superior	Diferença de Critério
Intercepto	2,3869	2,7370	3,1115	-76,0998
PIB per capita	0,0401	0,2582	0,3379	-10,2587
Mamógrafos	0,0039	0,0404	0,0724	7,9701
Equipes de saúde	-0,1079	-0,0642	-0,0453	-1,6662
Consultas Atenção Básica	-0,0094	0,0144	0,0390	9,5958
W_PIB per capita	-0,2148	-0,0928	0,1900	-2,6015
W_Mamógrafos	0,0286	0,1065	0,1659	2,4056
W_Equipes de Saúde	-0,0270	0,0466	0,3657	-7,0658
W_Consultas Atenção Básica	-0,0693	-0,0081	0,0716	-21,4858

Fonte: Resultados da Pesquisa (2018). Elaboração própria.

Nota: Os coeficientes que possuem variabilidade geográfica estão destacados em negrito.

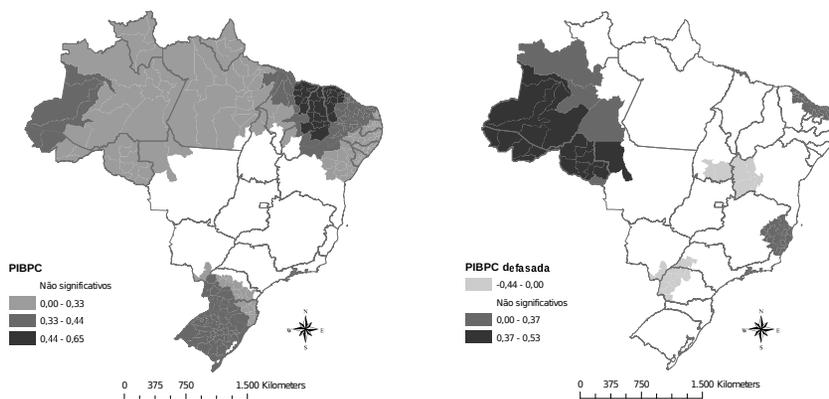
demonstrou efeito mais alto nas microrregiões do Norte do país, com destaque para o Acre, Amazonas e Rondônia. Assim, um crescimento no PIB per capita das microrregiões vizinhas pode exercer influência positiva sobre as internações hospitalares por câncer de mama da microrregião em questão. Por sua vez, diferente do sinal esperado, nas microrregiões pertencentes aos estados de Tocantins (Norte), Bahia (Nordeste), parte do Mato Grosso do Sul (Centro-Oeste), São Paulo (Sudeste) e Paraná (Sul), um aumento no PIB per capita das microrregiões vizinhas exerce impacto negativo sobre as internações hospitalares por esta doença sobre a microrregião em análise Figura 5(b).

Com relação às equipes de saúde defasadas Figura 5(c), o efeito espacial é maior na região central do Brasil, com destaque para as microrregiões pertencentes aos estados de Goiás e Mato Grosso (Centro-Oeste) e na Bahia (Nordeste). Dessa forma, um aumento das equipes de saúde das microrregiões vizinhas pode levar a uma diminuição das internações hospitalares por câncer de mama na microrregião em análise. Por outro lado, nas microrregiões pertencentes ao Norte e Nordeste do país (em cinza claro no mapa), um crescimento das equipes de saúde das microrregiões vizinhas pode levar a uma expansão da morbidade por essa doença na microrregião em questão, não estando em consonância com o sinal esperado.

Já o efeito espacial das consultas de Atenção Básica defasada Figura 5(d) é maior nas microrregiões centrais do Brasil com destaque para os estados de Goiás, Mato Grosso e Mato Grosso do Sul (Centro-Oeste), Tocantins (Norte), Bahia (Nordeste) e Minas Gerais (Sudeste). Nestas áreas, uma expansão do número de consultas de Atenção Básica nas microrregiões vizinhas pode levar a um aumento do número de internações hospitalares por câncer de mama na microrregião em questão. Diferente do sinal esperado, no Nordeste do país (em cinza claro no mapa), uma elevação na quantidade de consultas da Atenção Básica nas microrregiões vizinhas tende a reduzir as internações na microrregião em destaque.

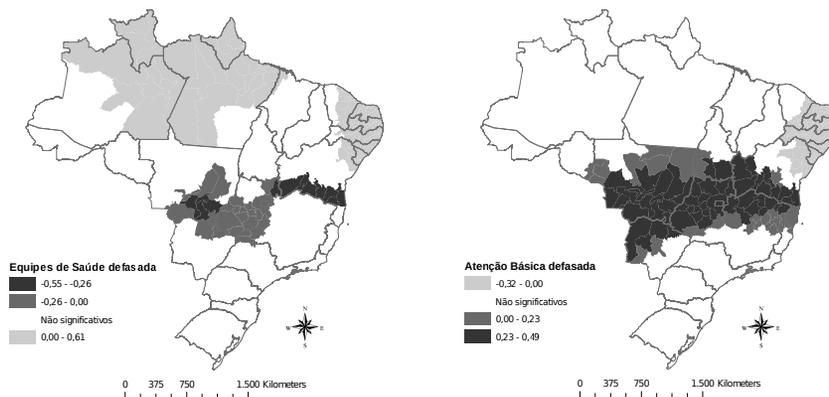
É importante observar também que a cor branca nos mapas (b), (c) e (d) da Figura 5 abrange grande parte dos estados brasileiros. Isso indica que o efeito local da vizinhança de cada determinante sobre as internações por câncer de mama foi não significativo.

Figura 5: Impacto dos coeficientes locais significativos, modelo SLX, em logaritmo natural – LN, Microrregiões do Brasil, 2013



Efeito local: PIBPC
(a)

Efeito local: PIBPC defasada
(b)



Efeito local: Equipes de Saúde defasada
(c)

Efeito local: Consultas Atenção Básica defasada
(d)

Fonte: Resultados da Pesquisa (2018). Elaboração própria.

Nota: Considerando Teste $t_c=1,96$, ao nível de significância de 5%.

A partir dos resultados apresentados na presente pesquisa, verificou-se que o fator econômico (PIB per capita) mostrou associação positiva com o número de internações hospitalares por câncer de mama, em 2013, apresentando dependência espacial tanto no modelo estimado globalmente, abordando características gerais, quanto localmente, ao serem consideradas as condições locais dessas regiões (modelo GWR). Lima-Costa & Matos (2007), Oliveira, Pinheiro, Melo & Carvalho (2011), Santiago (2012) e Schneider et al. (2014) destacam que, no Brasil, mulheres de classes socioeconômicas mais elevadas tendem a realizar exames de mamografia com maior regularidade, o que pode levar a um aumento do número de diagnósticos de câncer de mama. Esta expansão do diagnóstico, por sua vez, pode incorrer em uma alta morbidade hospitalar pela doença.

Neste estudo, a relação entre mamógrafos e internações por câncer de mama se mostrou positiva, sendo que a quantidade de mamógrafos de regiões vizinhas também exerceu influência sobre estas morbidades no ano de análise (2013). As regiões Sul e Sudeste apresentaram o mais alto número de mamógrafos, concentrando, conseqüentemente, o maior número de internações hospitalares por esta neoplasia.

Em sentido contrário, Lima-Costa & Matos (2007), Oliveira, Pinheiro, Melo & Carvalho (2011) e Azevedo et al. (2014) encontraram que as regiões menos desenvolvidas economicamente, como no caso do Norte, Nordeste e Centro-Oeste, apresentam acesso limitado à mamografia, o que implica em um menor número de diagnósticos da neoplasia. Dessa forma, as internações hospitalares por câncer de mama podem não chegar a ocorrer, o que também pode ser observado nessa pesquisa.

Com relação às consultas da Atenção Básica do SUS, mulheres de áreas mais desenvolvidas economicamente (como no caso das regiões Sul e Sudeste) tendem a ir a consultas médicas com mais frequência, o que leva a uma maior quantidade de pedidos de mamografia. Esse fato está associado a um alto número de diagnósticos da doença, e conseqüentemente, de internações hospitalares (Lima-Costa & Matos 2007, Bello 2010, Oliveira, Pinheiro, Melo & Carvalho 2011, Schneider et al. 2014). Além disso, a concentração de profissionais de saúde no Sul e Sudeste do país contribui com a identificação desta enfermidade (Scheffer 2015). Os achados da presente pesquisa estão em consonância com os estudos destacados, pois a relação entre consultas de Atenção Básica e internações hospitalares se mostrou positiva, sendo que a dependência espacial pode ser observada tanto globalmente quanto localmente, para o ano de 2013.

Por sua vez, a prevenção ao câncer de mama mostra relação negativa com o número de casos da doença. Esta envolve tanto a redução da exposição a agentes cancerígenos relacionados a fatores ambientais e comportamentais quanto a ações de detecção precoce, ocorrendo sobremaneira na Atenção Básica do SUS, que envolve as equipes Saúde da Família (BRASIL 2013). Dentre os principais atributos desses profissionais destacam-se a realização de consultas, exame clínico das mamas, avaliação de sinais e sintomas relacionados à doença, solicitação e avaliação de exames, encaminhamento e acompanhamento nos serviços de referência para diagnóstico e/ou tratamento, realização de cuidados paliativos e participação das atividades de educação permanente (Rodrigues et al. 2012, Gutiérrez 2013, Parada et al. 2008).

Salienta-se que as ações no âmbito da Saúde da Família facilitam o conhecimento prévio por parte das mulheres na detecção precoce do câncer de mama,

proporcionam maior autonomia para o autocuidado e desenvolvem o potencial para promoção de saúde (Parada et al. 2008, Jácome et al. 2011). Dessa forma, nas localidades em que há um maior número de equipes Saúde da Família, o número de internações hospitalares por câncer de mama é menor, conforme observado na presente pesquisa, em que a associação entre essas duas variáveis foi negativa, com dependência espacial em nível global e local no período analisado.

6 Conclusão

Este estudo analisou os determinantes econômico e de gestão das internações hospitalares do SUS por câncer de mama entre as microrregiões brasileiras, no ano de 2013, utilizando-se da econometria espacial (Análise Exploratória de Dados Espaciais (AEDE), os modelos econométricos espaciais e o Geographically Weighted Regression).

De acordo com os resultados, verificou-se a existência de dependência espacial das internações hospitalares por câncer de mama entre as microrregiões brasileiras, sendo observadas aglomerações do tipo Alto-Alto no Sudeste e Centro-Sul e do tipo Baixo-Baixo no Norte e Nordeste do país. Observou-se associação positiva do PIB per capita, mamógrafos e número de consultas da Atenção Básica sobre as internações por essa doença. Por sua vez, a relação negativa ocorreu com o número de equipes de Saúde da Família. Destaca-se ainda a influência das regiões vizinhas na determinação dos condicionantes dessa morbidade.

Evidenciou-se, por um lado, que o PIB per capita, PIB per capita defasado, equipes de saúde, equipes de saúde defasadas e consultas de Atenção Básica defasadas espacialmente exerceram impacto local sobre o número de internações por neoplasia mamária em poucas microrregiões do Brasil. Já por outro, este efeito não foi significativo para diversas áreas analisadas, ou apresentaram efeitos contrários ao esperado, pelo modelo GWR.

Destaca-se que a distribuição espacial das internações hospitalares por câncer de mama entre as microrregiões pode refletir as inequidades no acesso aos serviços de saúde por todo o Brasil, incluindo a distribuição irregular de profissionais de saúde e dificuldade na realização de exames preventivos. Ademais, a alta rotatividade de profissionais de saúde, necessidade de qualificação e alta demanda de atendimento também podem estar se refletindo na distribuição espacial da variável analisada.

Portanto, a identificação das microrregiões do Brasil com maior número de internações hospitalares do SUS pela doença e seus principais determinantes espaciais possibilitam que políticas de saúde pública sejam direcionadas para essas áreas específicas. Além disso, ações mais ativas acerca da equidade no acesso aos serviços de saúde, no que diz respeito à melhor distribuição de médicos por todo o território nacional, qualificação profissional e equipes multiprofissionais que atuem sobre a promoção de hábitos saudáveis, conscientização dos sinais e sintomas da doença e da importância da prevenção, independentemente do nível socioeconômico, também são essenciais para a redução da ocorrência desta enfermidade.

Referências Bibliográficas

- Almeida, E. (2012), *Econometria espacial*, São Paulo: Alínea.
- Almeida, E. S. D., Perobelli, F. S. & Ferreira, P. G. C. (2008), 'Existe convergência espacial da produtividade agrícola no Brasil?', *Revista de Economia e Sociologia Rural* **46**(1), 31–52.
- Alvarez, P. L. L., Guerra-Yi, M. E., Faes, C., Alvarez, Y. G. & Molenberghs, G. (2009), 'Spatial analysis of breast and cervical cancer incidence in small geographical areas in Cuba, 1999–2003', *European Journal of Cancer Prevention* **18**(5), 395–403.
- Anselin, L. (1988), *Spatial econometrics: methods and models*, Dordrecht: Kluwer.
- Anselin, L. (1995), 'Local indicators of spatial association—LISA', *Geographical analysis* **27**(2), 93–115.
- Anselin, L. (1999), 'Interactive techniques and exploratory spatial data analysis', *Geographical Information Systems: principles, techniques, management and applications* **1**, 251–264.
- Azevedo, S. G., Teixeira, M. T. B., Aquino, E. M. L., Tomazelli, J. G. & Santos-Silva, I. D. (2014), 'Acesso à detecção precoce do câncer de mama no Sistema Único de Saúde: uma análise a partir dos dados do Sistema de Informações em Saúde', *Cad. Saúde Pública* **30**(7), 1537–1550.
- Bello, M. A. (2010), 'Análise estatística espacial da mortalidade por câncer de mama feminina no estado do Rio de Janeiro, 2001 a 2006'.
- Beysebayev, E., Bilyalova, Z., Kozhakeeva, L., Baissalbayeva, A. & Abiltayeva, A. (2015), 'Spatial and temporal epidemiological assessment of breast cancer incidence and mortality in Kazakhstan, 1999-2013', *Asian Pac. J. Cancer Prev* **16**(15), 6795–6798.
- Boland, M. & Murphy, J. (2012), 'The economic argument for the prevention of ill-health at population level'. 39 p.
- Brasil (2007), *Introdução à estatística espacial para a saúde pública*, Brasília: Ministério da Saúde. Ministério da Saúde - Secretaria de Vigilância em Saúde.
- Brasil (2010a), *Câncer no Brasil: dados dos registros de base populacional*, v.4, Rio de Janeiro: INCA. Disponível em: http://bvsmis.saude.gov.br/bvs/publicacoes/inca/cancer_brasil_registro_populacional_completo.pdf.
- Brasil (2010b), 'Entre o público e o privado'. *Rede Câncer* **11**, 31-33, Rio de Janeiro: INCA, Disponível em: http://www.inca.gov.br/wps/wcm/connect/8e36ac004eb6935989189bf11fae00ee/RC11_31_33politica.pdf?MOD=AJPERES.
- Brasil (2011), *Estimativa 2012: incidência de câncer no Brasil*, Rio de Janeiro: INCA. Disponível em: http://portal.saude.sp.gov.br/resources/ses/perfil/gestor/homepage/estimativas-de-incidencia-de-cancer-2012/estimativas_incendencia_cancer_2012.pdf.

Brasil (2013), *Controle dos Cânceres do Colo do Útero e da Mama*, Ministério da Saúde. Brasília: Ministério da Saúde. Secretaria de Atenção à Saúde, Disponível em: http://bvsmms.saude.gov.br/bvs/publicacoes/controlo_canceres_colo_uterio_2013.pdf.

Brasil (2015), *Estimativa 2016: incidência de câncer no Brasil*, Rio de Janeiro: INCA. Disponível em: <http://www.inca.gov.br/estimativa/2016/>.

Brasil (2017a), 'Câncer de mama', Rio de Janeiro: INCA. Disponível em: http://www2.inca.gov.br/wps/wcm/connect/tiposdecancer/site/home/mama/cancer_mama+.

Brasil (2017b), 'Morbidade Hospitalar do SUS'. Disponível em: <http://datasus.saude.gov.br>.

Brasil (2018), 'CNES – estabelecimento por tipo'. Brasília: Ministério da Saúde. Disponível em: <http://www2.datasus.gov.br/DATASUS/index.php?area=0204&id=6906>.

Brunsdon, C., Fotheringham, A. S. & Charlton, M. E. (1996), 'Geographically weighted regression: a method for exploring spatial nonstationarity', *Geographical analysis* 28(4), 281–298.

Chasco, C. (2013), 'GeoDaSpace: a resource for teaching spatial regression models'.

Chien, L. C., Deshpande, A. D., Jeffe, D. B. & Schootman, M. (2012), 'Influence of primary care physician availability and socioeconomic deprivation on breast cancer from 1988 to 2008: a spatio-temporal analysis', *PLoS one* 7(4), e35737.

Cunningham, R., Shaw, C., Blakely, T., Atkinson, J. & Sarfati, D. (2010), 'Ethnic and socioeconomic trends in breast cancer incidence in New Zealand', *BMC cancer* 10, 674.

Dey, S., Soliman, A. S., Hablas, A., Seifeldein, I. A., Ismail, K., Ramadan, M. & Harford, J. (2010), 'Urban–rural differences in breast cancer incidence in Egypt (1999–2006)', *The Breast* 19(5), 417–423.

Domingos, C. M., Carvalho, B. G., Fonseca, W. A. D., Cordoni Junior, L. & Nicoletto, S. C. S. (2017), 'Distribuição do Profissional Médico na Macrorregião Norte do Paraná: Inequidade entre os Municípios de Diferentes Portes Populacionais', *Revista Brasileira de Educação Médica* 41(1), 117–125.

Fei, X., Wu, J., Kong, Z. & Christakos, G. (2015), 'Urban-rural disparity of breast cancer and socioeconomic risk factors in China', *PLoS One* 10(2), e0117572.

Florax, R. J., Folmer, H. & Rey, S. J. (2003), 'Specification searches in spatial econometrics: the relevance of Hendry's methodology', *Regional Science and Urban Economics* 33(5), 557–579.

Fotheringham, A. S., Brunsdon, C. & Charlton, M. (2002), *Geographically Weighted Regression: The Analysis of Spatially Varying Relationships*, New York: Wiley.

Fukuda, Y., Umezaki, M., Nakamura, K. & Takano, T. (2005), 'Variations in societal characteristics of spatial disease clusters: examples of colon, lung and breast cancer in Japan', *International Journal of Health Geographics* 4(1), 16.

Getis, A. (2009), *Spatial Autocorrelation*, in M. M. Fischer & A. Getis, eds, 'Handbook of applied spatial analysis: software tools, methods and applications', New York: Springer.

Goldberg, M., Calderon-Margalit, R., Paltiel, O., Ahmad, W. A., Friedlander, Y., Harlap, S. & Manor, O. (2015), 'Socioeconomic disparities in breast cancer incidence and survival among parous women: findings from a population-based cohort, 1964–2008', *BMC cancer* 15(1), 921.

Goovaerts, P. (2006), 'Geostatistical analysis of disease data: visualization and propagation of spatial uncertainty in cancer mortality risk using Poisson kriging and p-field simulation', *International Journal of Health Geographics* 5(1), 7.

Greene, W. H. (2012), *Econometric analysis*, Upper Saddle River, NJ: Pearson.

Guerra, M. R., Silva, G. A., Nogueira, M. C., Leite, I. C. G., Oliveira, R. D. V. C. D., Cintra, J. R. D. & Bustamante-Teixeira, M. T. (2015), 'Breast cancer survival and health inequities', *Cadernos de Saude Publica* 31(8), 1673–1684.

Gutiérrez, R. (2013), 'Ações do Enfermeiro no rastreamento e Diagnóstico do Câncer de Mama no Brasil', *Revista Brasileira de Cancerologia* 59(3), 459–466.

Herrmann, C., Ess, S., Thürlimann, B., Probst-Hensch, N. & Vounatsou, P. (2015), '40 years of progress in female cancer death risk: a Bayesian spatio-temporal mapping analysis in Switzerland', *BMC cancer* 15(1), 666.

Jácome, E. D. M., Silva, R. M. D., Gonçalves, M. L. C., Collares, P. M. C. & Barbosa, I. L. (2011), 'Detecção do Câncer de Mama: conhecimento, atitude e prática dos Médicos e Enfermeiros da estratégia Saúde da Família de Mosoró, RN, Brasil', *Revista Brasileira de Cancerologia* 57(2), 189–198.

Kendall, P. R. W. (2010), *Investing in prevention improving health and creating sustainability*, British Columbia: Office of the Provincial Health Officer.

Larsen, S. B., Olsen, A., Lynch, J., Christensen, J., Overvad, K., Tjønneland, A. & Dalton, S. O. (2011), 'Socioeconomic position and lifestyle in relation to breast cancer incidence among postmenopausal women: a prospective cohort study, Denmark, 1993–2006', *Cancer epidemiology* 35(5), 438–441.

Lesage, J. P. (1998), '*Spatial Econometrics*'. Mimeo. Disponível em: <http://www.spatial-econometrics.com/html/wbook.pdf>.

Lima-Costa, M. F. & Matos, D. L. (2007), 'Prevalência e fatores associados à realização da mamografia na faixa etária de 50-69 anos: um estudo baseado na Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (2003)', *Cadernos de Saúde Pública* 23, 1665–1673.

- Madhu, B., Srinath, K. M., Rajendran, V., Devi, M. P., Ashok, N. C. & Balasubramanian, S. (2016), 'Spatio-Temporal Pattern of Breast Cancer-Case Study of Southern Karnataka, India', *Journal of clinical & diagnostic research* **10**(4), LC20–LC24.
- Mohaghegh, P., Yavari, P., Akbari, M. E., Abadi, A., Ahmadi, F. & Shormeij, Z. (2015), 'Relationships between family levels of socioeconomic status and distribution of breast cancer risk factors', *Iranian journal of cancer prevention* **8**(1), 53.
- Müller, N. C. D. S. (2009), 'Mortalidade por câncer de mama e de colo de útero: análise temporal e espacial, município de São Paulo, 1996 a 2006'.
- Nakaya, T. (2016), *GWR4.09 User Manual GWR4 Windows Application for Geographically Weighted Regression Modelling*, GWR. Geographically Weighted Regression.
- National Institutes of Health (2007), 'Economic Costs of Cancer Health Disparities: Summary of Meeting Proceedings'.
- Ocaña-Riola, R., Montaña-Remacha, C. & Mayoral-Cortés, J. M. (2016), 'Geographical and temporal variations in female breast cancer mortality in the municipalities of Andalusia (Southern Spain)', *International journal of environmental research and public health* **13**(11), E1162.
- Oliveira, E. X. G. D., Melo, E. C. P., Pinheiro, R. S., Noronha, C. P. & Carvalho, M. S. (2011), 'Acesso à assistência oncológica: mapeamento dos fluxos origem-destino das internações e dos atendimentos ambulatoriais. O caso do câncer de mama', *Cadernos de Saúde Pública* **27**, 317–326.
- Oliveira, E. X. G. D., Pinheiro, R. S., Melo, E. C. P. & Carvalho, M. S. (2011), 'Condicionantes socioeconômicos e geográficos do acesso à mamografia no Brasil, 2003-2008', *Ciencia & saúde coletiva* **16**, 3649–3664.
- Palmer, J. R., Boggs, D. A., Wise, L. A., Adams-Campbell, L. L. & Rosenberg, L. (2012), 'Individual and neighborhood socioeconomic status in relation to breast cancer incidence in African-American women', *American journal of epidemiology* **176**(12), 1141–1146.
- Parada, R., Assis, M., Silva, R. C. F., Abreu, M. F., Silva, M. A. F., Dias, M. B. K. & Tomazelli, J. G. (2008), 'A política nacional de atenção oncológica e o papel da atenção básica na prevenção e controle do câncer', *Revista de APS* **11**(2), 199.
- Perinetti, A. (2015), 'Análisis espacial de factores socioeconómicos, de servicios de salud y de mortalidad por cáncer de mama, Argentina, 2009-2011', Fundação Oswaldo Cruz. Rio de Janeiro: Fundação Oswaldo Cruz. (Dissertação de Mestrado em Epidemiologia em Saúde Pública) 155p.
- Rey, S. J. & Montouri, B. D. (1999), 'US regional income convergence: a spatial econometric perspective', *Regional studies* **33**(2), 143–156.
- Rodrigues, F. B., Santos, J. J. P., Pinto, W. M. & Brandão, C. S. (2012), 'O papel do enfermeiro na prevenção do câncer de mama em um município do sertão pernambucano: uma abordagem da prática profissional', *Saúde Coletiva Debate* **2**(1), 73–86.

- Rodrigues, J. D., Cruz, M. S. & Paixão, A. N. (2015), 'Uma análise da prevenção do câncer de mama no Brasil', *Ciência & Saúde Coletiva* **20**, 3163–3176.
- Santiago, F. S. (2012), 'Acesso aos exames periódicos de saúde entre as mulheres brasileiras acima de 24 anos', *Revista Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos* **6**(2), 48–65.
- Santos, R. S., Zaponni, A. L. B. & Melo, E. C. P. (2009), 'Análise espacial da mortalidade do câncer de mama e colo de útero no Brasil em 2004', *Revista de Pesquisa: Cuidado é Fundamental* **1**(2), 210–216.
- Santos, S. D. S., Melo, L. R., Koifman, R. J. & Koifman, S. (2013), 'Breast cancer incidence and mortality in women under 50 years of age in Brazil', *Cadernos de saúde pública* **29**(11), 2230–2240.
- Scheffer, M. (2015), *Demografia Médica no Brasil 2015*, São Paulo: Faculdade de Medicina da USP, Conselho Regional de Medicina do Estado de São Paulo, Conselho Federal de Medicina, 284 p.
- Schneider, I. J. C., Giehl, M. W. C., Boing, A. F. & D'Orsi, E. (2014), 'Rastreamento mamográfico do câncer de mama no Sul do Brasil e fatores associados: estudo de base populacional', *Cadernos de Saúde Pública* **30**, 1987–1997.
- Silveira, R. P. & Pinheiro, R. (2014), 'Entendendo a necessidade de médicos no interior da Amazônia-Brasil', *Rev. bras. educ. méd.* **38**(4), 451–459.
- Teixeira, M. D. S., Goldman, R. E., Gonçalves, V. C. S., Gutiérrez, M. G. R. D. & Figueiredo, E. N. D. (2017), 'Primary care nurses' role in the control of breast cancer', *Acta Paulista de Enfermagem* **30**(1), 1–7.
- Vieira, V M Webster, T. F., Weinberg, J. M. & Aschengrau, A. (2008), 'Spatial-temporal analysis of breast cancer in upper Cape Cod, Massachusetts', *International Journal of Health Geographics* **7**(1), 46.
- World Health Organization (2014), *World Cancer Report 2014*, Stewart, B W and Wild, C P and eds. Disponível em: <http://publications.iarc.fr/Non-Series-Publications/World-Cancer-Reports/World-Cancer-Report-2014>.
- Wünsch Filho, V. & Moncau, J. E. C. (2002), 'Mortalidade por câncer no Brasil 1980-1995: padrões regionais e tendências temporais', *Rev Assoc Med Bras* **48**(3), 250–257.
- Xia, C., Kahn, C., Wang, J., Liao, Y., Chen, W. & Yu, X. Q. (2016), 'Temporal trends in geographical variation in breast cancer mortality in China, 1973–2005: An analysis of nationwide surveys on cause of death', *International journal of environmental research and public health* **13**(10), 963.
- Zaponni, A. L. B. & Melo, E. C. P. (2010), 'Distribuição da mortalidade por câncer de mama e de colo de útero segundo regiões brasileiras', *Rev. enferm. UERJ* **18**(4), 628–631.
- Zhou, H. B., Liu, S. Y., Lei, L., Chen, Z. W., Peng, J., Yang, Y. Z. & Liu, X. L. (2015), 'Spatio-temporal analysis of female breast cancer incidence in Shenzhen, 2007–2012', *Chinese journal of cancer* **34**(3), 13.

ANÁLISE DAS RELAÇÕES ENTRE CRESCIMENTO ECONÔMICO E EMISSÕES DE GASES DE EFEITO ESTUFA NA AMÉRICA LATINA

HELSON GOMES DE SOUZA *
FRANCISCO JOSÉ SILVA TABOSA †

Resumo

O presente trabalho busca verificar a veracidade da hipótese ambiental de Kuznets para o crescimento econômico total e aplicado ao setor agrícola dos países da América Latina. Para tanto foram utilizados dados dispostos entre 1990 e 2014. Utilizou-se uma metodologia capaz de incorporar os efeitos da cointegração e da não estacionariedade. Os resultados permitiram concluir que as emissões de poluentes e o crescimento econômico formam uma relação no formato de 'N'. Verificou-se também que os países da América Latina possuem incentivos a aumentarem suas emissões de poluentes em vista do crescimento econômico proporcionado. Concluiu-se também que no longo prazo o crescimento econômico exige maiores níveis de degradação ambiental do que nos estágios iniciais de crescimento.

Palavras-chave: Curva de Kuznets Ambiental, crescimento econômico, economia ambiental.

Abstract

The present work seeks to verify the veracity of the Kuznets' environmental hypothesis for total economic growth and applied to the agricultural sector of the countries of Latin America. For this purpose, data from 1990 to 2014 were used. A methodology to incorporate the effects of cointegration and non-stationarity was used. The results showed that pollutant emissions and economic growth form an 'N'-shaped relationship. It was also found that Latin American countries have incentives to increase their pollutant emissions in view of growth. It was also concluded that in the long run economic growth requires higher levels of environmental degradation than in the initial stages.

Keywords: Environmental Kuznets Curve, economic growth, environmental economics.

JEL classification: Q01, Q10, Q15.

DOI: <http://dx.doi.org/10.11606/1980-5330/ea146724>

* Graduado em Ciências Econômicas; Mestre em Economia Rural (PPGER-UFC); Doutorando em Economia Aplicada (PPGE-UFPB). E-mail: helson.g.souza@gmail.com

† Doutor em Economia Aplicada (CAEN-UFC); Professor do Departamento de Economia Agrícola da Universidade Federal do Ceará (DEA-UFC). E-mail: franzetabosa@ufc.br

1 Introdução

Os impactos ambientais causados pelo processo de crescimento econômico têm sido um assunto amplamente discutido nos últimos anos. Busca-se nos estudos efetuados acerca desse tema medir o real impacto do crescimento sobre o meio ambiente, para que, a partir dessa conclusão, seja possível questionar sobre como crescer reduzindo os impactos ambientais negativos dos processos de crescimento.

Jardón et al. (2017) demonstram que, nos países em processo de desenvolvimento, os impactos do crescimento econômico sobre o meio ambiente tendem a ser mais intensos, tendo em vista os valores das taxas de crescimento por eles alcançadas. Mas, especificamente em relação à América Latina, Jardón et al. (2017) ainda identificam que, no curto prazo, a elevação do crescimento econômico dos países gera aumentos na degradação ambiental, fato que não recebe a devida importância, tendo em vista a necessidade do crescimento para a busca de um melhor status de desenvolvimento socioeconômico nesses países.

Para Blanco et al. (2013), conhecer os impactos ambientais gerados pelo crescimento econômico nos países da América Latina seria um passo importante para o desenvolvimento de políticas públicas que visem a obtenção de um processo de crescimento com maior eficácia no que tange ao fator ambiental. Para os autores descritos, uma das principais implicações da degradação ambiental gerada pelo crescimento desses países está no elevado nível de emissões de gases de efeito estufa, o que, no longo prazo, poderia gerar impactos negativos sobre o desenvolvimento econômico dessas áreas, uma vez que o crescimento econômico depende das boas condições dos recursos naturais disponíveis.

De acordo com a conclusão encontrada por Zakarya et al. (2015), existe uma causalidade unidirecional significativa entre as emissões de gases de efeito estufa e os fatores determinantes do crescimento econômico nos países subdesenvolvidos. Existe, portanto, uma probabilidade de que os impactos ambientais causados pelo crescimento econômico atual nesses países interfiram de maneira negativa no seu processo de desenvolvimento socioeconômico futuro.

De acordo com Almeida et al. (2017), os impactos ambientais do crescimento econômico apresentam um comportamento temporal previsível, o qual é afetado por fatores ligados ao próprio crescimento econômico. Para os autores, uma das maneiras mais comuns e eficientes de obter essa tendência temporal é por meio da verificação da versão ambiental da hipótese postulada por Kuznets (1955). No entanto, Zafeiriou et al. (2017) destacam que, no setor agrícola, o ponto de inflexão do 'U' invertido proposto por essa hipótese pode demandar mais tempo para ocorrer, ou ocorre em um ponto de emissões superior a outros setores.

Tendo em vista essas considerações, o presente trabalho parte da hipótese de que as relações entre as emissões de poluentes e o crescimento econômico na América Latina seguem um comportamento temporal condizente com a hipótese ambiental do pressuposto de Kuznets (1955), e que na agricultura essa hipótese atesta um maior incentivo à emissão de poluentes.

Sendo assim, busca-se, por conseguinte, responder à seguinte problemática: Quais os impactos do crescimento econômico nas emissões de gases de efeito estufa dos países latino-americanos? E em que esses impactos diferem entre a economia como um todo e o setor agrícola? Nesse sentido, o presente

estudo tem como objetivo verificar a hipótese ambiental de Kuznets para o crescimento econômico total e aplicado ao setor agrícola dos países da América Latina.

Para tanto, o presente trabalho é subdividido em cinco seções, incluindo esta breve introdução. A segunda, que se segue, engloba o embasamento teórico e literário sob o qual o trabalho encontra-se fundamentado. A terceira refere-se ao arcabouço metodológico utilizado. A quarta discute os resultados encontrados e as discussões construídas sobre o tema. Por fim, têm-se as considerações finais.

2 Revisão de Literatura

Estudos que investigam os efeitos do crescimento econômico na conjuntura ambiental relacionada às emissões de gases de efeito estufa são comumente vistos na literatura econômica. Dentre as abordagens utilizadas para investigação desse tema, a que melhor representa uma solução para os questionamentos estudados é a versão ambiental para o método proposto por Kuznets (1955). Essa abordagem é utilizada, por exemplo, nos estudos desenvolvidos por Luzzati & Orsini (2009), Almeida et al. (2017), Kang et al. (2016), Jalil & Mahmud (2009) e Sinha & Shahbaz (2018).

No estudo desenvolvido por Sinha & Shahbaz (2018), os autores buscam analisar os impactos ambientais da implementação de energias renováveis. No referido estudo, a versão ambiental para a Curva de Kuznets (CKA) é tratada como ferramenta mais adequada para responder os problemas questionados. Por meio dessa ferramenta, Sinha & Shahbaz (2018) concluem que a implementação de fontes renováveis de energia tem diferentes impactos em setores econômicos distintos. Assim, os autores citam a importância da aplicação de políticas públicas que associem o crescimento econômico à qualidade do meio ambiente.

A CKA também é utilizada no estudo de Almeida et al. (2017), onde buscou-se verificar os impactos do crescimento econômico no meio ambiente. Dentre as conclusões possibilitadas pela CKA, os referidos autores puderam concluir que uma política pública fundamentada apenas no crescimento econômico não é capaz, por si só, de reduzir a degradação ambiental. Almeida et al. (2017) ainda destacam a necessidade da criação de um quadro de política ambiental consistente, coerente e eficaz, sendo que tal fato seria essencial para melhorar a qualidade ambiental, a qual fornece melhorias de bem-estar e permite o desenvolvimento econômico a longo prazo.

Nasir & Rehman (2011) utilizam a CKA para investigar a relação entre as emissões de CO_2 , renda, consumo de energia e comércio exterior no Paquistão, considerando o período de 1972-2008. Os autores concluem, a partir do método utilizado, que existe uma relação de longo prazo quadrática entre as emissões de CO_2 e a renda, confirmando a existência da Curva Ambiental de Kuznets para a área utilizada. Os autores ainda destacam o fato de que, para o curto prazo, o crescimento econômico provindo das atividades analisadas proporciona alterações positivas nas emissões de gases de efeito estufa, o que geraria uma redução de curto prazo no bem-estar social provindo da degradação ambiental.

Jardón et al. (2017) verificam a veracidade da hipótese de Kuznets aplicada ao fator ambiental em um estudo voltado para as emissões de CO_2 nos

países da América Latina. Os autores afirmam que a verificação da hipótese é bastante sensível às mudanças estruturais súbitas. Para tanto, os autores consideram que as estimações convencionais utilizando dados em painel podem não representar o verdadeiro formato da CKA. Com isso, é sugerido no referido estudo que nesse tipo de investigação deve-se tomar os procedimentos econométricos satisfatórios para a correção de problemas advindos do comportamento temporal dos dados, como os problemas de raiz unitária e cointegração.

Al-Mulali et al. (2015) parte desse mesmo pressuposto e examina a veracidade da hipótese ambiental de Kuznets para o Vietnã por meio de uma metodologia *Autoregressive Distributed Lag* (ARDL). Os autores não confirmam a existência do 'U' invertido, uma vez que comprovam que no país em questão o crescimento econômico impacta positivamente as emissões de poluentes tanto no curto prazo quanto no longo prazo. Al-Mulali et al. (2015) ainda determinam que a entrada de capitais e as importações de bens e serviços atuam como fatores determinantes das elevações nas emissões de gases de efeito estufa no país, fornecendo indícios da necessidade de uma medida de controle de poluentes decorrentes desses fatores.

Zafeiriou et al. (2017) utilizam a CKA para analisar os efeitos do crescimento econômico para com o meio ambiente em três países da União Europeia. Os autores verificam que a hipótese ambiental de Kuznets é confirmada a longo prazo para dois dos três países, enquanto a curto prazo é validada em apenas um dos países. Os resultados encontrados pelos referidos autores ainda fornecem indícios de que a adoção de práticas agrícolas favoráveis ao meio ambiente e seleção de cultivos não garante simultaneamente altos desempenhos econômico e ambiental, pelo menos a curto prazo para os países estudados. Assim, os referidos autores enfatizam a importância da execução de medidas que forneçam ao produtor rural a possibilidade de trabalhar de maneira a reduzir os impactos ambientais das suas práticas trabalhistas.

De acordo com o que foi exposto no estudo desenvolvido por Khashman et al. (2016), os impactos ambientais gerados pelo setor agrícola ocorrem em uma escala superior a grande parte dos setores econômicos¹. Com isso, os autores evidenciam a necessidade de adaptação da agricultura às novas técnicas de produção que associem os altos níveis tecnológicos aos baixos níveis de degradação ambiental.

Estudos como o que foi desenvolvido por Vlontzos et al. (2017) afirmam que os níveis de emissões de poluentes no setor agrícola estão diretamente associados ao aparato tecnológico e à eficiência técnica dos produtores agrícolas. Os referidos autores utilizam a CKA associada a um método de Análise Envolvória de Dados (DEA) para verificação desse contexto. Com isso, Vlontzos et al. (2017) destacam a necessidade do aprimoramento tecnológico do setor agrícola e a melhora nos níveis de eficiência técnica e tecnológica dos produtores rurais.

Martinho (2015) afirma que um crescimento econômico compatível com uma boa qualidade do meio ambiente será uma meta difícil de ser alcançada no futuro, seja nos países desenvolvidos, seja nas economias emergentes. O autor verifica que o crescimento econômico ocorre de maneira mais intensa com

¹Outros estudos também demonstram a existência dessa característica. Qiao et al. (2019), por exemplo, indicam que a agricultura é o segundo maior emissor mundial de gás de efeito estufa devido ao uso de fertilizantes à base de combustíveis fósseis, maquinário agrícola e queima de biomassa.

maiores níveis de degradação ambiental². Com isso, dada a importância do crescimento, principalmente para os países em processo de desenvolvimento, seria normal que o crescimento econômico exigisse cada vez mais do meio ambiente, gerando, com isso, elevadas perdas da qualidade ambiental, o que, posteriormente, acarretaria uma perda generalizada de bem-estar social.

Tratando especificamente dos países da América Latina e Caribe, Al-Mulali et al. (2015) identificam ganhos marginais do crescimento econômico provindos da degradação ambiental. Por meio da estimação de uma CKA, os autores demonstram a necessidade de investimento em tecnologias que possibilitem o crescimento econômico associado a menores impactos no meio ambiente. Os autores citam as possibilidades de investimento em fontes de energia limpa e a necessidade de adaptação de setores como a agricultura às tecnologias menos agressivas ao meio ambiente.

Nas economias emergentes, é comum que as atividades provindas do setor primário tenham grande participação na composição do crescimento. As *commodities* agrícolas, em muitos casos, movimentam uma boa parte do processo de crescimento econômico. Essas atividades, contudo, auferem altos níveis de impacto ambiental, advindos da exploração dos recursos e consequências indiretas como as emissões de poluentes e a perda de qualidade de vida e de bem-estar social. Elevar o crescimento econômico nesses países pode gerar consequências alternadas a depender do estágio de curto ou longo prazo. Deve-se, portanto, buscar técnicas de crescimento que permitam o desenvolvimento das atividades primárias de forma a proporcionar menos consequências ambientais, seja no curto ou no longo prazo (Page et al. 2014).

Para sintetizar de uma forma a facilitar uma rápida compreensão e fornecer uma base literária sobre o assunto em questão, a Tabela 1 explana um conjunto de contribuições sobre os estudos das emissões de poluentes por meio da CKA. Nota-se que, nos casos considerados na Tabela 1, independente da área de análise, os estudos que consideraram a CKA na sua forma quadrática obtiveram um formato de ‘U’ invertido, enquanto os estudos que consideraram a forma cúbica se depararam com uma CKA na forma de ‘N’.

Tabela 1: Contribuições literárias para a CKA

Autor	Método	Área de aplicação	Formato
Zafeiriou et al. (2017)	VECM	Agricultura	‘U’ invertido
Ben et al. (2017)	VECM	Energia	‘U’ invertido
Tao et al. (2008)	DOLS, FMOLS	Combustíveis	‘N’ invertido
Vlontzos et al. (2017)	Painel (erros robustos)	Agricultura	‘N’
Ávila & Diniz (2015)	DOLS, FMOLS	Emissões totais	‘N’
Nasir & Rehman (2011)	VECM	Emissões totais	‘U’ invertido
Apergis & Ozturk (2015)	DOLS, FMOLS	Emissões totais	‘N’
Jebli & Youssef (2015)	VECM	Emissões totais	‘U’ invertido
Liu et al. (2017)	VECM	Agricultura	‘U’ invertido
Zhang et al. (2017)	VECM	Emissões totais	‘U’ invertido

Fonte: Elaborado pelos autores.

²Essa característica provém da relação positiva entre crescimento e degradação ambiental proposta em literatura, como no caso da CKA, por exemplo, e é válida tanto para países desenvolvidos quanto para países em desenvolvimento.

3 Metodologia

3.1 Dados

Para que se cumpra a proposta formulada anteriormente, o presente trabalho efetua estimações econométricas que consideram duas áreas diferenciadas, sendo uma estimação para o setor agrícola e outra estimação sem desagregação setorial dos dados. Para representar o crescimento econômico da agricultura, utilizou-se o somatório (em toneladas) da produção de algodão, arroz, café, açúcar, feijão, girassol, milho, mandioca, soja, sorgo, trigo, batata, abacaxi, coco, leite, carne e queijo, sendo esse valor dividido pela quantidade de habitantes com intuito de gerar uma aproximação para o nível de crescimento *per capita* desse setor³. Essas informações foram disponibilizadas na base de dados online da Comissão Econômica para a América Latina e o Caribe CEPAL (2018). Como uma medida de crescimento econômico que incluía todos os setores, utilizou-se o PIB *per capita* dos países latino-americanos (em US\$ de 2010).

Para fornecer uma medida para a degradação ambiental, foram utilizadas as emissões de CO_2 *per capita* (toneladas/habitante), as quais foram extraídas da base de dados da CEPAL (2018). As emissões referentes ao setor agrícola consistem no montante de CO_2 provindo da fermentação entérica, do manejo de estrume, do cultivo de arroz, do uso de fertilizantes sintéticos, do uso de adubo aplicado em solos e pastagens, dos resíduos de culturas agrícolas, do cultivo de solos orgânicos, dos resíduos de culturas incendiadas e das queimadas. Já as emissões totais consistem no somatório das emissões setoriais disponibilizadas pela CEPAL (2018). Já as emissões totais correspondem ao montante de CO_2 emitido por todos os setores econômicos dos países aqui considerados.

Foram utilizados dados anuais dispostos entre 1990 e 2014. Escolheu-se esse período em vista da disponibilidade de dados para todas as variáveis estudadas. As informações comportam dados sobre 32 países distribuídos entre a América do Sul, Central e Caribe, além do México. A fonte de dados foi escolhida em vista de uma maior disponibilidade acerca das informações referentes ao setor agrícola. Além disso, o período estudado foi escolhido em vista da disponibilidade temporal dos dados desta fonte para os dois casos considerados neste trabalho.

3.2 Tratamento econométrico

Nesta investigação, a hipótese da CKA é analisada por meio de uma função logarítmica ou cúbica do PIB *per capita* como resposta às emissões de CO_2 por habitante nos países latino-americanos. Adotou-se então uma especificação econométrica para dados em painel, assim como delimitado por Tao et al. (2008), a qual segue a forma:

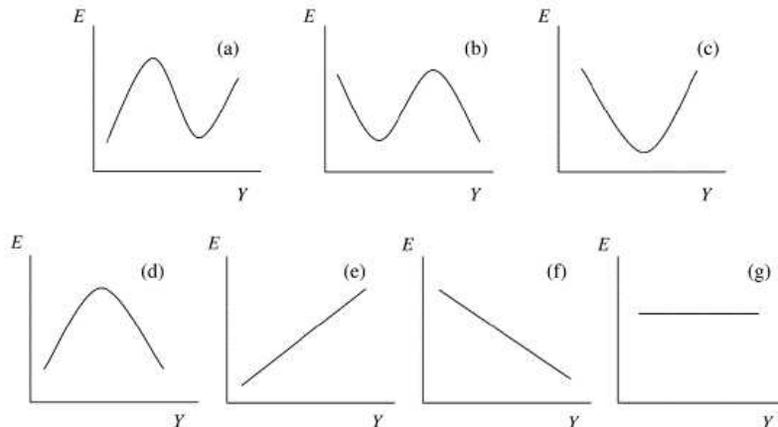
³Ressalta-se que muitos trabalhos utilizam o PIB como medida de crescimento, no entanto, o PIB do setor agrícola não foi utilizado em vista da indisponibilidade de informações para uma quantidade relevante de países.

$$\ln\left(\frac{E}{P}\right)_{it} = \alpha_i + \theta_t + \beta_1 \ln\left(\frac{PIB}{P}\right)_{it} + \beta_2 \left[\ln\left(\frac{PIB}{P}\right)_{it}\right]^2 + \beta_3 \left[\ln\left(\frac{PIB}{P}\right)_{it}\right]^3 + \mu_{it} \quad (1)$$

onde E representa as emissões de CO_2 , P é a população do país i no ano t , PIB diz respeito ao Produto Interno Bruto total (ou PIB do setor agrícola), θ representa os efeitos do tempo específicos de cada período e μ é o erro aleatório.

Assim, consideram-se sete hipóteses neste trabalho, sendo elas: (i) $\beta_1 > 0$, $\beta_2 < 0$ e $\beta_3 > 0$, que confirma a forma de “N” no longo prazo Figura 1(a); (ii) $\beta_1 < 0$, $\beta_2 > 0$ e $\beta_3 < 0$, que indica uma forma de “N” inverso Figura 1(b); (iii) $\beta_1 < 0$, $\beta_2 > 0$ e $\beta_3 = 0$, que denota uma forma de “U” normal Figura 1(c); (iv) $\beta_1 > 0$, $\beta_2 < 0$ e $\beta_3 = 0$, que revela a forma tradicional de “U” invertido Figura 1(d); (v) $\beta_1 > 0$, $\beta_2 = 0$ e $\beta_3 = 0$, que representa uma relação linear monotonicamente crescente Figura 1(e); (vi) $\beta_1 < 0$, $\beta_2 = 0$ e $\beta_3 = 0$, a qual denota a existência de uma relação linear decrescente Figura 1(f); e (vii) $\beta_1 = 0$, $\beta_2 = 0$ e $\beta_3 = 0$, reveladora de uma relação perfeitamente elástica Figura 1(g).

Figura 1: Representações gráficas das hipóteses da Curva de Kuznets Ambiental



Fonte: Elaborado pelos autores com base em Tao et al. (2008).

Os dados dispostos no tempo, contudo, necessitam de um tratamento adequado, de maneira que torna-se necessária a averiguação de características específicas dessas séries. O problema de não estacionariedade ou raiz unitária é uma característica de dados com distribuições contidas no tempo. De acordo com Bueno (2008), a estacionariedade ocorre quando uma série flutua em torno de uma média fixa e se a variância dessa série é constante ao longo do tempo. Além disso, Bueno (2008) destaca que a constatação da estacionariedade é fundamental para que se permita proceder às inferências estatísticas sobre os parâmetros estimados com base na realização de um processo estocástico. Nesse sentido, antes de efetuar qualquer procedimento estatístico, é necessário que seja verificada a condição de estacionariedade dos dados.

Considerando o fato de que alguns testes de estacionariedade de primeira geração consideram a hipótese de independência individual, utiliza-se neste trabalho o teste proposto por Pesaran (2007). Nesse processo, o referido autor formula um teste adaptado para N unidades *crosssectional* e T unidades de tempo utilizando um modelo linear dinâmico com heterogeneidade de acordo com:

$$Y_{i,t} = (1 - \delta_i)\mu_i + \delta_i Y_{i,t-1} + u_{i,t}, \quad i = 1, \dots, N, \quad t = 1, \dots, T \quad (2)$$

dado os valores iniciais $Y_{i,0}$ e um único fator estrutural para os distúrbios $u_{i,t} = \lambda_i f_t + e_{i,t}$. A partir de um conjunto de especificações matemáticas e estatísticas advindas da equação (2), Pesaran (2007) considera um teste IPS que consiste na média aritmética das estatísticas de *Dickey-Fuller* aumentada das unidades *crosssectional*, de acordo com:

$$CIPS = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N CADF_i \quad (3)$$

onde $CADF_i$ é a estatística *Dickey-Fuller* aumentada para a unidade *crosssectional* i . Com isso, a utilização desse teste busca verificar a hipótese nula de ausência de estacionariedade nas séries estudadas. Assim, caso a hipótese nula seja rejeitada, os dados são não estacionários.⁴ Para um melhor detalhamento da condição de estacionariedade dos dados, utilizam-se também os testes propostos por Maddala & Wu (1999) e efetua-se o teste proposto por Im & Pesaran (2003).

Para prosseguir com as inferências necessárias para esse tipo de dados, deve-se também, averiguar a condição de cointegração dos dados utilizados. Faz-se uso, portanto, do teste de cointegração proposto por Pedroni (1999), o qual foi desenvolvido com intuito de averiguar a ausência de cointegração para painéis dinâmicos com regiões heterogêneas. Esse teste pode ser especificado como:

$$y_{it} = \alpha_i + \delta_{it} + \theta_t + \beta_{1i}x_{1t} + \dots + \beta_{mi}x_{it} + \epsilon_{it} \quad (4)$$

onde $i = 1, \dots, n$ e $t = 1, \dots, t$ são os números de unidades de espaço e tempo, respectivamente, m é a quantidade de regressores e α_i , δ_{it} e θ_t representam os efeitos individuais específicos, a tendência linear e os efeitos do tempo, respectivamente. A hipótese nula do teste indica a ausência de cointegração.

3.3 Estimação

A estimação utilizada é baseada na correção dos problemas de cointegração e raiz unitária para dados empilhados. Utilizou-se, portanto, o procedimento *fully modified OLS* (FMOLS) para correção de cointegração, que foi proposto por Phillips & Moon (1999) e Pedroni (1999), além de ter sido utilizado o

⁴Mais detalhes em Pesaran (2007).

processo *Dynamic OLS* (DOLS), proposto por Kao & Chiang (2000), sendo ambos utilizado por Tao et al. (2008).

O estimador FMOLS modifica os mínimos quadrados para explicar os efeitos de correlação serial e de endogeneidade nos regressores que surgem da existência de uma relação de cointegração. Sua especificação pode ser dada pela forma:

$$\hat{\beta}^* = N^{-1} \sum_1^N \left[\sum_{t=1}^T (x_{it} - \hat{x}_i)^2 \right]^{-1} \left[\sum_{t=1}^T (x_{it} - \hat{x}_i) y_{it}^* - T \hat{\gamma}_i \right] \quad (5)$$

onde $y_{it}^* = (y_{it} - \bar{y}_i) - \frac{\hat{\Omega}_{21i}}{\hat{\Omega}_{22i}} \Delta x_{it}$, sendo Ω_i o vetor de covariância de longo prazo, $\gamma_i = \hat{\Gamma}_{21i} + \hat{\Omega}_{22i}^0 - \frac{\hat{\Omega}_{21i}}{\hat{\Omega}_{21i}} (\hat{\Gamma}_{22i} + \hat{\Omega}_{22i}^0)$ e $\hat{\beta}^*$ é o estimador FMOLS.

O estimador DOLS é paramétrico e fornece uma opção alternativa ao FMOLS. A representação matemática desse processo pode ser feita considerando uma regressão cointegrada para dados homogêneos em painel, como:

$$\begin{aligned} y_{it} &= \alpha_i + \lambda_{it} + \theta_t + \beta' x_{it} + \mu_{it} \\ x_{it} &= x_{it-1} + v_{it} \end{aligned} \quad (6)$$

sendo $i = 1, \dots, N$ e $t = 1, \dots, T$. x_{it} é um vetor $k \times 1$ de regressores compensados. α_i , λ_{it} e θ_t representam os efeitos específicos individuais, a tendência linear individual específica e os efeitos comuns do tempo, respectivamente. Nesse caso, as variáveis independentes são cointegradas, de ordem 1 para todo i , sendo estacionárias em primeira diferença. O estimador em questão baseia-se na decomposição do erro.

$$\mu_{it} = \sum_{j=-p}^q \gamma_j' \Delta x_{it-j} + \epsilon_{it} \quad (7)$$

onde p e q representam o número de observações e defasagens, respectivamente. Além disso, ϵ_{it} é ortogonal para todas as observações e defasagens da primeira diferença dos regressores. Inserindo a equação (6) na equação (5), botem-se:

$$y_{it} = \alpha_i + \lambda_{it} + \theta_t + \beta' x_{it} \sum_{j=-p}^q \gamma_j' \Delta x_{it-j} + \epsilon_{it} \quad (8)$$

Melhores especificações dos processos matemáticos de obtenção dos estimadores DOLS e FMOLS podem ser encontrados em Phillips & Moon (1999), Pedroni (1999) e Doan & Pedroni (2001).

4 Resultados e Discussão

Inicialmente, faz-se aqui uma breve análise dos dados utilizados por meio das estatísticas descritivas das variáveis incluídas nos procedimentos estatísticos

posteriores. A Tabela 2 mostra as estatísticas descritivas das variáveis usadas nos dois painéis de dados, comportando a média, o desvio padrão e os valores máximo e mínimo para o agregado de dados de cada painel. O que se pode observar a partir das estatísticas descritivas é que, em termos médios, as emissões *per capita* provindas do setor agrícola são menores do que as emissões *per capita* totais, o que de fato deve acontecer.

Durante o período estudado, em média, o PIB *per capita* total foi de US\$ 6.630,00 para os países estudados. Além disso, a média da produção *per capita* do setor agrícola indica que, em média, os países aqui considerados produziram cerca de 0,0013 toneladas *per capita* de produtos agrícolas durante os anos de 1990 a 2014.⁵ Já as emissões totais médias foram de aproximadamente 3,05 toneladas por habitante, enquanto as emissões médias do setor agrícola obtiveram um valor médio de 1,22 toneladas por habitante.

Tabela 2: Estatísticas descritivas das variáveis utilizadas

Variável	Observações	Média	D.Padrão	Mínimo	Máximo
Dados gerais					
$\frac{E}{P}$	800	3,0532	4,3362	0,0390	36,7866
$\frac{PIB}{P}$	800	6.630,0660	5.306,6850	668,8980	32.080,1000
Dados da Agricultura					
$\frac{E}{P}$	800	0,0012	0,0013	0,0001	0,0077
$\frac{PIB}{P}$	800	0,0013	0,0014	0,0001	0,0079

Fonte: Elaborado pelos autores.

Para ter uma melhor compreensão do comportamento das emissões de CO₂, a Figura 2 demonstra a quantidade de CO₂ liberado pelos países da América Latina entre 1990 e 2014. Observa-se que as emissões apresentam um comportamento crescente, seja na agricultura, seja na economia como um todo. Essa elevação nas emissões de poluentes pode ser explicada pelo processo de crescimento econômico experimentado por esses países, o qual, ocorre de forma a provocar degradações ambientais, principalmente no setor agrícola.

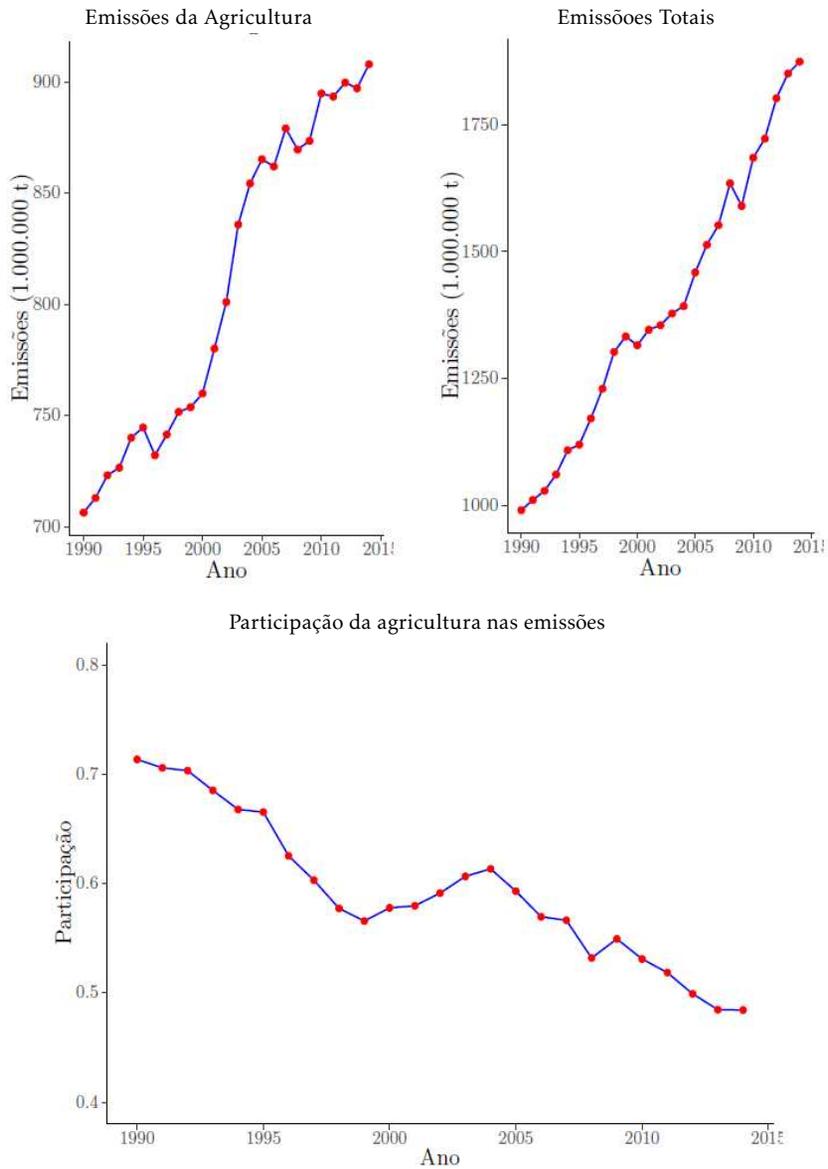
Na Figura 2 também é possível visualizar a proporção das emissões de CO₂ do setor agrícola em relação às emissões totais na América Latina. Nota-se que, fazendo uma comparação entre os períodos final e inicial, a agricultura reduziu sua participação no montante de emissões da economia latino-americana. No início do período analisado, as emissões provindas do setor agrícola representavam mais de 70% do total de CO₂ nos países aqui estudados. Já em 2014 esse percentual cai para pouco mais de 50%.

Nota-se que a agricultura possui uma elevada participação nos níveis de emissões da América Latina. Esse fato condiz com o que foi exposto por Page et al. (2014), onde é descrito que as atividades provindas do setor primário apresentam grande participação no crescimento econômico dos países subdesenvolvidos e em desenvolvimento.

Como os dados utilizados nas inferências estatísticas estão distribuídos ao longo do tempo, torna-se necessário verificar as características temporais da

⁵Cabe ressaltar que esses valores advêm de uma aproximação utilizando o somatório do peso da produção das culturas agrícolas.

Figura 2: Dispersão das emissões ao longo dos anos



Fonte: Elaborado pelos autores.

dispersão desses valores, assim como designado por Bueno (2008). A Tabela 3 apresenta os resultados dos testes de estacionariedade efetuados para as variáveis utilizadas em nível e em primeira diferença.

Para obter uma verificação mais detalhada da existência ou não da estacionariedade, efetuou-se o teste de Pesaran (2007) considerando a inclusão e ausência da tendência temporal.

O que se pode concluir a partir desse procedimento é que, tanto para os dados totais quanto para a agricultura, aceitou-se a hipótese nula de inexistência de estacionariedade. Quando efetuada a primeira diferença, contudo, a hipótese nula é rejeitada, atestando, com isso, a inexistência de raiz unitária na primeira diferença em ambos os casos.

Tabela 3: Resultados para o teste de estacionariedade de Pesaran (2007)

Dados gerais		
	Sem tendência	Com tendência
$\left[\ln\left(\frac{E}{P}\right) \right]$	-1,029	-1,318
$\left[\ln\left(\frac{PIB}{P}\right) \right]$	0,805	1,000
$\left[\ln\left(\frac{PIB}{P}\right) \right]^2$	0,988	1,000
$\left[\ln\left(\frac{PIB}{P}\right) \right]^3$	1,195	1,000
$\Delta \left[\ln\left(\frac{E}{P}\right) \right]$	-20,307*	-18,770*
$\Delta \left[\ln\left(\frac{PIB}{P}\right) \right]$	-10,108*	-8,447*
$\Delta \left[\ln\left(\frac{PIB}{P}\right) \right]^2$	-10,049*	-8,382*
$\Delta \left[\ln\left(\frac{PIB}{P}\right) \right]^3$	-9,979*	-8,309*
Dados Agricultura		
$\left[\ln\left(\frac{E}{P}\right) \right]$	-0,816	-0,544
$\left[\ln\left(\frac{PIB}{P}\right) \right]$	0,826	-0,341
$\left[\ln\left(\frac{PIB}{P}\right) \right]^2$	0,601	0,218
$\left[\ln\left(\frac{PIB}{P}\right) \right]^3$	0,340	0,124
$\Delta \left[\ln\left(\frac{E}{P}\right) \right]$	-4,584*	-2,718*
$\Delta \left[\ln\left(\frac{PIB}{P}\right) \right]$	-6,839*	-4,759*
$\Delta \left[\ln\left(\frac{PIB}{P}\right) \right]^2$	-7,213*	-5,101*
$\Delta \left[\ln\left(\frac{PIB}{P}\right) \right]^3$	-7,415*	-5,249*

Fonte: Elaborado pelos autores.

Nota: Valores sucedidos do símbolo * denotam a rejeição da hipótese nula de não estacionariedade a nível de 5% de significância estatística.

Verificada a ausência de estacionariedade nos dados, faz-se a seguir a verificação da existência de cointegração nos painéis utilizados. A Tabela 4 demonstra os resultados desse procedimento com base na utilização do teste de Pedroni (1999). A partir da estatística *Augmented Dickey-Fuller* (ADF),

verifica-se que tanto para os dados com emissões totais quanto para os dados voltados para a agricultura, a existência de cointegração foi confirmada.

Em vista da não estacionariedade dos dados e da cointegração que foi verificada, as inferências estatísticas realizadas posteriormente devem considerar essa estrutura dos dados. Assim, a estimação da CKA será efetuada por meio do procedimento proposto por Phillips & Moon (1999) e Pedroni (1999) e que foi utilizado em trabalhos como Tao et al. (2008).

Tabela 4: Resultados dos testes de cointegração

Dados gerais			
	Sem tendência	Com tendência	Sem constante
Phillips-Perron modificado	-0,2609	1,2095	-0,7624
Phillips-Perron	-7,4633*	-9,1309*	-8,3807*
Dickey-Fuller aumentado	-8,8286	-9,6272*	-8,7211*
Dados da agricultura			
Phillips-Perron modificado	-8,2147*	-4,8866*	-9,6565*
Phillips-Perron	-21,9130*	-21,4691*	-19,1529*
Dickey-Fuller aumentado	-8,0758*	-8,1385*	-7,6633*

Fonte: Elaborado pelos autores.

Nota: Valores sucedidos do símbolo * denotam a rejeição da hipótese nula de inexistência de cointegração a nível de 5% de significância estatística.

Na Tabela 5, estão demonstrados os resultados encontrados com as estimações via *Fully Modified OLS* e *Dynamic OLS*. Para as estimações via DOLS, foram feitos testes para um conjunto de critérios de escolha de defasagem, assim como a ausência desses, de acordo com os mecanismos de escolha dispostos na literatura. As estimações que obedeceram os pressupostos indicados na literatura foram fundamentadas na ponderação de grupos (*group mean*), sendo que, para as estimações via DOLS, foram escolhidas as estimações com ausência de critérios de escolha de defasagens. Por meio desse procedimento, busca-se também controlar a heterogeneidade por duas vias, sendo a primeira, o fato de considerar os valores nas suas formas *per capita*, e a segunda, por meio dos efeitos fixos das estimações.

Os resultados demonstram que, tanto para as emissões totais quanto para as emissões do setor agrícola, as estimações via FMOLS não apresentaram significância estatística nos coeficientes, enquanto as estimações via DOLS apresentaram significância estatística para todos os coeficientes nos dois casos analisados. As distorções de resultados podem ser provindas da sensibilidade do estimador FMOLS ao tamanho dos grupos considerados na estimação, assim como da disparidade dos valores dentre as unidades de corte transversal utilizadas.

Os sinais dos coeficientes indicam a existência de uma CKA em um formato de 'N', assim como descrito na Figura 1(a), seja para a economia como um todo, seja para o setor agrícola. Assim, o que se pode verificar a partir desse resultado é que, para os países da América Latina, a elevação do crescimento econômico, seja de uma forma geral na economia, seja no setor agrícola, gera inicialmente um aumento nos níveis de emissões de CO₂, relação essa que passa a assumir um comportamento inverso com o decorrer do tempo. No longo prazo, contudo, um novo ponto de inflexão é verificado onde, a par-

tir dele, o aumento do crescimento econômico volta a propiciar elevações nas emissões de poluentes.

Tabela 5: Resultados para as estimações DOLS e FMOLS

	Dados gerais		Dados da agricultura	
	DOLS	FMOLS	DOLS	FMOLS
$\ln\left(\frac{PIB}{P}\right)$	2014,2800*	15,9600*	8,1400*	1,8300
$\ln\left(\frac{PIB}{P}\right)^2$	-302,2000*	-21,5400	-2,8100*	-0,6400*
$\ln\left(\frac{PIB}{P}\right)^3$	10,1900*	1,1000*	0,0900*	-0,0500*

Fonte: Elaborado pelos autores.

Nota: Valores sucedidos do símbolo * denotam significância estatística a nível de 5%.

A conclusão que se pode tirar a partir desse resultado é que, nos países latino-americanos, os agentes econômicos do setor agrícola possuem grandes incentivos a elevar as emissões de poluentes, corroborando com o que foi exposto por Khashman et al. (2016). Tal fato também é visualizado para a economia latino-americana de uma forma geral.

Obteve-se, portanto, uma CKA para cada setor analisado, de maneira que as duas curvas possuem pontos de inflexão diferentes. A partir da análise desses pontos de inflexão é possível obter um indício da dimensão do nível de emissões de CO_2 necessárias para que o crescimento econômico atinja a trajetória decrescente na CKA. Nesse caso, obter-se-ia uma medida de custo ambiental do crescimento. Tomando como P^* o ponto de inflexão encontrado, a área entre a CKA e o eixo do crescimento no curto prazo pode ser medida como:

$$e^* = \int_{p_1}^{P^*} (CKA)d\left(\frac{PIB}{P}\right) \quad (9)$$

onde p_1 representa o ponto inicial de crescimento da CKA. Já o custo ambiental adicional do crescimento propiciado pela elevação das emissões de CO_2 após o ponto de inflexão, pode ser obtido por:

$$e^{**} = \int_{p^*}^{P^n} (CKA)d\left(\frac{PIB}{P}\right) \quad (10)$$

onde P^n representa o ponto final de crescimento obtido na CKA. O custo ambiental diz respeito à área entre a CKA e o eixo das abcissas onde está representado o crescimento, desde o ponto inicial de crescimento obtido até o ponto de inflexão. A área a partir desse ponto até o nível final de crescimento é denominado aqui de custo ambiental adicional. Por ser uma medida de área, esse custo ambiental fornece apenas um indicativo de o quanto se exige em termos de degradação ambiental em decorrência das elevações das emissões de poluentes causadas pelo crescimento econômico. A Tabela 5 demonstra os resultados desse procedimento.

Para as emissões totais, o ponto de inflexão encontrado indica que para que as emissões invertam o comportamento crescente, seria necessário que se

atingisse um PIB *per capita* de aproximadamente US\$ 4.243,00. Já em relação à agricultura, esse valor é de US\$ 266,00. A partir da mensuração do custo ambiental do crescimento para as emissões totais, observa-se que para que uma trajetória decrescente das emissões fosse atingida, seria necessário um montante de 35.854.480 toneladas *per capita* de CO₂, um valor consideravelmente alto. Considerando apenas o setor agrícola, esse valor é de 2.416.891 toneladas *per capita*.

Esses valores são ainda maiores para o caso de as economias latino-americanas elevarem seus níveis de crescimento após o ponto de inflexão. Para a economia como um todo, os ganhos de crescimento exigiriam um total de 116.045.060 toneladas *per capita* de CO₂. Já em relação ao setor agrícola, esse valor é de 8.573.236 toneladas *per capita* de CO₂.

O que se pode concluir com o cálculo do custo ambiental obtido por meio da área entre as CKA's e o eixo do crescimento é que esse custo é mais elevado para a economia como um todo, como esperado. O que se observa em ambos os casos é que o custo de elevar o crescimento após o ponto de inflexão é maior do que o custo da elevação do crescimento nos estágios iniciais da CKA. Esse resultado corrobora a ideia de que após um determinado nível de degradação ambiental, os custos ambientais provindos do crescimento econômico se elevam, gerando maiores perdas sociais de bem-estar.

Tabela 6: Estimativas dos custos ambientais do crescimento econômico.

	e^*	e^{**}
Total	35.854.480	116.045.060
Agricultura	2.416.891	8.573.236
% da área		
Total	23,60	76,40
Agricultura	21,99	78,01

Fonte: Elaborado pelos autores.

Nota: Os resultados constam de valores dispostos em toneladas por habitante.

Assim, torna-se necessário que os formuladores de políticas públicas voltadas para o contexto ambiental conheçam os impactos ambientais da elevação contínua dos níveis de crescimento e tenham entendimento do ponto ótimo de crescimento de cada setor.

Nesse sentido, as conclusões aqui encontradas indicam a necessidade de implementação de medidas que proporcionem um crescimento econômico com menores impactos ambientais. Reforça-se aqui, portanto, o que foi concluído em estudos como os de Jardón et al. (2017), Martinho (2015) e Almeida et al. (2017).

Assim como foi concluído por Al-Mulali et al. (2015), os resultados encontrados com as CKA's permitem verificar a necessidade de implementação de políticas de incentivo à redução de poluentes como a adequação dos produtores, principalmente do setor agrícola, ao uso de tecnologias com menores impactos ambientais, o que proporcionaria a obtenção de um crescimento econômico com menores impactos ao meio ambiente.

5 Considerações finais

A presente investigação buscou verificar a veracidade da hipótese ambiental de Kuznets para o crescimento econômico total e aplicado ao setor agrícola dos países da América Latina. Para tanto foram utilizados dados dispostos entre 1990 e 2014, os quais foram incorporados em um método capaz de corrigir os problemas provindos da não estacionariedade e da cointegração.

Os resultados encontrados com o método utilizado atestaram a existência de um formato de 'N' para as CKA's relacionadas às emissões totais e às emissões provindas da agricultura. Esses resultados demonstram que, no curto prazo, elevar o crescimento econômico nos dois casos analisados gera aumento dos níveis de degradação ambiental. Com o passar do tempo, essa relação se inverte, de modo que o aumento do crescimento acarretaria em uma redução das emissões de poluentes. Porém, no longo prazo um novo ponto de inflexão é alcançado, de forma que a elevação dos níveis de crescimento econômico proporciona, a partir desse ponto, elevações nas emissões de gases de efeito estufa.

A partir do formato das CKA's, os resultados também permitiram concluir que os agentes econômicos da América Latina estão inseridos em um contexto que os estimulam a elevar as emissões de poluentes em vista do crescimento econômico proporcionado por esse fato, sendo que tal comportamento é mais intenso no setor agrícola.

Por meio do cálculo do custo ambiental das elevações do crescimento, concluiu-se que os ganhos de crescimento no longo prazo exigem um maior nível de degradação ambiental se comparado com o curto prazo, seja na agricultura, seja na economia como um todo. Assim, ressalta-se a importância do fato de que os agentes econômicos e os formuladores de políticas ambientais tenham conhecimento dos níveis ótimos de crescimento e emissões de poluentes, para que se possa formular medidas que propiciem um crescimento mais eficiente em termos ambientais.

Por fim, conclui-se que nos países da América Latina existe uma necessidade de implantação de medidas que proporcionem a conciliação do crescimento econômico com a redução da emissão de poluentes, tanto no setor rural quanto na economia como um todo. Constata-se, com isso, a necessidade de utilização de tecnologias e técnicas de trabalho que propiciem uma menor degradação dos recursos naturais.

Referências Bibliográficas

- Al-Mulali, U., Saboori, B. & Ozturk, I. (2015), 'Investigating the environmental kuznets curve hypothesis in vietnam', *Energy Policy* 76, 123–131.
- Almeida, T. A. N., Cruz, L., Barata, E. & García-Sánchez, I.-M. (2017), 'Economic growth and environmental impacts: An analysis based on a composite index of environmental damage', *Ecological Indicators* 76, 119–130.
- Apergis, N. & Ozturk, I. (2015), 'Testing Environmental Kuznets Curve hypothesis in Asian countries', *Ecological Indicators* 52, 16–22.
- Ávila, E. S. & Diniz, E. M. (2015), 'Evidências sobre Curva Ambiental de Kuznets e convergência das emissões', *Estudos Econômicos* 45(1), 97–126.

- Ben, M., Ben, S. & Ozturk, I. (2017), 'Testing environmental Kuznets curve hypothesis : The role of renewable and non-renewable energy consumption and trade in OECD countries', *Ecological Indicators* **60**(2016), 824–831.
- Blanco, L., Gonzalez, F. & Ruiz, I. (2013), 'The impact of FDI on CO₂ emissions in Latin America', *Oxford Development Studies* **41**(1), 104–121.
- Bueno, R. L. S. (2008), *Econometria de séries temporais*, São Paulo: Cengage.
- CEPAL (2018), 'CEPALSTAT - Bases de Datos y Publicaciones Estadísticas'.
URL: http://estadisticas.cepal.org/cepalstat/WEB_CEPALSTAT/estadisticasIndicadores.asp?idioma=pt
- Choi, I. (2001), 'Unit root tests for panel data', *Journal of international money and Finance* **20**(2), 249–272.
- Doan, T. & Pedroni, P. (2001), 'Purchasing Power Parity Tests In Cointegrated Panels', *Review of Economics and Statistics* **83**, 727–731.
- Im, K. S. & Pesaran, M. H. (2003), 'On the panel unit root tests using nonlinear instrumental variables'.
- Jalil, A. & Mahmud, S. F. (2009), 'Environment Kuznets curve for CO₂ emissions: a cointegration analysis for China', *Energy policy* **37**(12), 5167–5172.
- Jardón, A., Kuik, O. & Tol, R. S. (2017), 'Economic growth and carbon dioxide emissions: An analysis of Latin America and the Caribbean', *Atmosfera* **30**(2), 87–100.
- Jebli, B. M. & Youssef, B. S. (2015), 'The environmental Kuznets curve, economic growth, renewable and non-renewable energy, and trade in Tunisia', *Renewable and Sustainable Energy Reviews* **47**, 173–185.
- Kang, Y.-Q., Zhao, T. & Yang, Y.-Y. (2016), 'Environmental Kuznets Curve for CO₂ emissions in China: A spatial panel data approach', *Ecological indicators* **63**, 231–239.
- Kao, C. & Chiang, M. (2000), 'On the estimation and inference of a cointegrated regression in panel data', *Advances of Econometrics* **15**, 7–51.
- Khashman, A., Khashman, Z. & Mammadli, S. (2016), 'Arbitration of turkish agricultural policy impact on co₂ emission levels using neural networks', *Procedia Computer Science* **102**, 583–587.
- Kuznets, S. (1955), 'Economic growth and income inequality', *The American economic review* . 45.
- Levin, A., Lin, C.-F. & Chu, C.-S. J. (2002), 'Unit root tests in panel data: asymptotic and finite-sample properties', *Journal of econometrics* **108**(1), 1–24.
- Liu, X., Zhang, S. & Bae, J. (2017), 'The impact of renewable energy and agriculture on carbon dioxide emissions: investigating the Environmental Kuznets Curve in four selected ASEAN countries', *Journal of Cleaner Production* **164**, 1239–1247.

- Luzzati, T. & Orsini, M. (2009), 'Investigating the energy-environmental kuznets curve', *Energy* **34**(3), 291–300.
- Maddala, G. S. & Wu, S. (1999), 'A comparative study of unit root tests with panel data and a new simple test', *Oxford Bulletin of Economics and statistics* **61**(S1), 631–652.
- Martinho, P. D. (2015), *The Agricultural Economics of the 21st Century*. New York: Springer.
- Nasir, M. & Rehman, F. U. (2011), 'Environmental Kuznets Curve for carbon emissions in Pakistan: an empirical investigation', *Energy Policy* **39**(3), 1857–1864.
- Page, G., Ridoutt, B. & Bellotti, B. (2014), 'Location and technology options to reduce environmental impacts from agriculture', *Journal of cleaner production* **81**, 130–136.
- Pedroni, P. (1999), 'Critical values for cointegration tests in heterogeneous panels with multiple regressors', *Oxford Bulletin of Economics and statistics* **61**(S1), 653–670.
- Pesaran, M. H. (2007), 'A simple panel unit root test in the presence of cross-section dependence', *Journal of applied econometrics* **22**(2), 265–312.
- Phillips, P. C. B. & Moon, H. R. (1999), 'Linear regression limit theory for nonstationary panel data', *Econometrica* **67**(5), 1057–1111.
- Qiao, H., Zheng, F., Jiang, H. & Dong, K. (2019), 'The greenhouse effect of the agriculture-economic growth-renewable energy nexus: Evidence from G20 countries', *Science of The Total Environment* **671**, 722–731.
- Sinha, A. & Shahbaz, M. (2018), 'Estimation of Environmental Kuznets Curve for CO₂ emission: role of renewable energy generation in India', *Renewable Energy* **119**, 703–711.
- Tao, S., Zheng, T. & Lianjun, T. (2008), 'An empirical test of the environmental Kuznets Curve in China: a panel cointegration approach', *China Economic Review* **19**(3), 381–392.
- Vlontzos, G., Niaavis, S. & Pardalos, P. (2017), 'Testing for Environmental Kuznets Curve in the EU Agricultural Sector through an Eco-(in) Efficiency Index', *Energies* **10**(12), 1992.
- Zafeiriou, E., Sofios, S. & Partalidou, X. (2017), 'Environmental kuznets curve for eu agriculture: empirical evidence from new entrant eu countries', *Environmental Science and Pollution Research* **24**(18), 15510–15520.
- Zakarya, G. Y., Mostefa, B., Abbes, S. M. & Seghir, G. M. (2015), 'Factors affecting CO₂ emissions in the BRICS countries: a panel data analysis', *Procedia Economics and Finance* **26**, 114–125.
- Zhang, S., Liu, X. & Bae, J. (2017), 'Does trade openness affect CO₂ emissions: evidence from ten newly industrialized countries?', *Environmental Science and Pollution Research* **24**(21), 17616–17625.

Apêndice

Tabela 7: Resultados para o teste de estacionariedade de Levin et al. (2002)

	Intercepto individual	Intercepto e tendência	Sem intercepto e sem tendência
Dados gerais			
$\ln(\frac{E}{P})$	5,2518*	-2,2564*	2,5339
$\ln(\frac{PIB}{P})$	-0,7992	-1,4697	9,9492
$\ln(\frac{PIB}{P})^2$	-0,4305	-1,2849	9,8687
$\ln(\frac{PIB}{P})^3$	-0,0807	-1,0838	9,7902
$\Delta \ln(\frac{E}{P})$	-11,0303*	-8,5551*	-20,3597*
$\Delta \ln(\frac{PIB}{P})$	-12,2116*	-9,8219*	-14,2455*
$\Delta \ln(\frac{PIB}{P})^2$	-12,2023*	-9,8717*	-14,1731*
$\Delta \ln(\frac{PIB}{P})^3$	-12,0810*	-9,7126*	-14,1033*
Dados da agricultura			
$\ln(\frac{E}{P})$	-1,3874	0,9453	0,9622
$\ln(\frac{PIB}{P})$	-1,3244	-1,7639*	3,9527
$\ln(\frac{PIB}{P})^2$	-1,1089	-1,6169	3,8419
$\ln(\frac{PIB}{P})^3$	-0,9062	-1,5107	3,7362
$\Delta \ln(\frac{E}{P})$	-9,1482*	-5,6423*	-18,9731*
$\Delta \ln(\frac{PIB}{P})$	-14,7529*	-12,2966*	-20,5230*
$\Delta \ln(\frac{PIB}{P})^2$	-14,5820*	-12,3740*	-20,4261*
$\Delta \ln(\frac{PIB}{P})^3$	-14,5418*	-12,3369*	-20,3364*

Fonte: Elaborado pelos autores.

Nota: Valores sucedidos do símbolo * denotam a rejeição da hipótese nula de inexistência de estacionariedade a nível de 5% de significância estatística.

Tabela 8: Resultados para o teste de estacionariedade *ADF* – *FISHER* proposto por Choi (2001)

	Intercepto individual	Intercepto e tendência	Sem intercepto e sem tendência
Dados gerais			
$\ln(\frac{E}{P})$	88,4188*	64,7248	67,8541
$\ln(\frac{PIB}{P})$	34,9700	77,2857	4,7380
$\ln(\frac{PIB}{P})^2$	33,2537	75,3286	4,8524
$\ln(\frac{PIB}{P})^3$	31,6652	73,1579	4,9731
$\Delta \ln(\frac{E}{P})$	372,1180*	330,6710*	486,2720*
$\Delta \ln(\frac{PIB}{P})$	303,2530*	230,0260*	343,4420*
$\Delta \ln(\frac{PIB}{P})^2$	300,9690*	228,3320*	340,7410*
$\Delta \ln(\frac{PIB}{P})^3$	298,6350*	226,7500*	338,1490*
Dados da agricultura			
$\ln(\frac{E}{P})$	58,9884	55,8473	41,1289
$\ln(\frac{PIB}{P})$	49,1672	66,9049	30,7995
$\ln(\frac{PIB}{P})^2$	48,2833	65,8993	31,7636
$\ln(\frac{PIB}{P})^3$	47,5437	65,1748	32,6934
$\Delta \ln(\frac{E}{P})$	313,1870*	233,1500*	431,4700*
$\Delta \ln(\frac{PIB}{P})$	362,5120*	296,5650*	463,5490*
$\Delta \ln(\frac{PIB}{P})^2$	360,0470*	293,8920*	459,6770*
$\Delta \ln(\frac{PIB}{P})^3$	356,2770*	291,5870*	456,1280*

Fonte: Elaborado pelos autores.

Nota: Valores sucedidos do símbolo * denotam a rejeição da hipótese nula de inexistência de estacionariedade a nível de 5% de significância estatística.

EFEITO SETORIAL DA INTERMEDIÇÃO FINANCEIRA NA DINÂMICA DA ESTRUTURA DE CAPITAL

ERIKA BURKOWSKI *
FERNANDA FINOTTI CORDEIRO †
FERNANDO SALGUEIRO PEROBELLI ‡

Resumo

Se empresas que atuam em setores com maior restrição financeira tendessem a ser mais conservadoras, formando uma reserva de liquidez, haveria efeitos sobre a estrutura de capital. Assim, pretende-se verificar se a sensibilidade setorial a oscilações na oferta de recursos pelo setor financeiro afeta o grau de ajustamento da estrutura de capital das empresas. Em uma amostra de 612 empresas brasileiras de capital aberto, o modelo de *trade-off* dinâmico é estimado pelo método de variáveis instrumentais em diferenças. Consta-se que o multiplicador financeiro setorial pode ser visto, na média, como uma medida da restrição financeira, que aumenta a importância do estoque de dívidas sobre as novas contratações, reduzindo a velocidade de ajuste das empresas à estrutura de capital ótima.

Palavras-chave: matriz de contabilidade social e financeira, insumo-produto, estrutura de capital, *trade-off* dinâmico, painéis dinâmicos.

Abstract

Companies that operate in sectors with greater financial restrictions tend to be more conservative, forming a liquidity reserve. In this sense, the proposal is to verify if the sectorial sensitivity to fluctuations in the supply of resources by the financial sector affects the degree of adjustment of the companies' capital structure. In a sample of 612 publicly traded Brazilian companies, the dynamic *trade-off* model is estimated by the method of instrumental variables in differences. It appears that the sectorial financial multiplier can be seen, on average, as a measure of financial constraint, which increases the importance of the debt stock on new hires, reducing the speed of adjusting companies to the optimal structure.

Keywords: social and financial accounting matrix, input-output, capital structure, dynamic trade-off, dynamic panels.

JEL classification: G32, R10.

DOI: <http://dx.doi.org/10.11606/1980-5330/ea150878>

* Universidade Federal Fluminense. E-mail: erikab@id.uff.br

† Universidade Federal de Juiz de Fora. E-mail: fernandafinotti.perobelli@ufjf.edu.br

‡ Universidade Federal de Juiz de Fora. E-mail: fernando.perobelli@ufjf.edu.br

1 Introdução

Questões relacionadas à oferta de recursos pelos financiadores são relevantes, embora ignoradas nos estudos relacionados à estrutura de capital em que as características das empresas demandantes são o foco da análise. Em mercados afetados por incertezas e choques de liquidez, é possível que as empresas estejam sujeitas a restrições financeiras relevantes ao tomarem suas decisões de financiamento.

Conforme destacado por Almeida & Campelo (2007), a existência de restrições financeiras gera endogeneidade entre as decisões de investimento e financiamento, havendo, em empresas restritas, uma complementariedade entre fluxos internos e externos nas decisões de financiamento. Para essas empresas, a decisão de financiamento pode ser tomada visando formar uma reserva de liquidez capaz de financiar não apenas os projetos correntes, mas também os futuros.

Nesta situação, além de fatores relacionados à demanda de recursos pelas firmas, a estrutura de capital pode refletir questões relacionadas ao setor de atividade econômica em que a empresa atua (Copat & Terra 2009, Martins & Terra 2014) e questões relacionadas ao setor de intermediação financeira (La Porta et al. 1998).

A estrutura da indústria impõe e restringe o endividamento. Titman (1984) havia levantado a hipótese de que empresas que operam em indústrias muito singulares, aquelas em que o processo produtivo exige produtos e serviços muito específicos, teriam menor nível de endividamento devido aos altos custos de liquidação. Recentemente, outras características da indústria foram levantadas como potenciais determinantes do endividamento. Características como a dispersão da eficiência tecnológica, a disponibilidade de recursos no setor, o nível de concentração refletido no poder de barganha dos clientes e dos fornecedores, impõem uma determinada necessidade de recursos de terceiros para financiar o capital de giro, os investimentos e também para alavancar os resultados, aumentando o retorno e o risco dos investidores, ao mesmo tempo em que restringe a oferta de recursos, devidos aos riscos impostos pela estrutura da indústria.

Apesar de robustas as hipóteses, pouca evidência empírica foi observada, justificando a busca por variáveis que possam capturar as características setoriais. As características do setor de atuação da empresa, ou seja, da indústria, determinam uma necessidade de recursos devido à estrutura operacional e seus relacionamentos na cadeia produtiva, ao mesmo tempo em que define seu acesso ao crédito, evidenciando a restrição financeira imposta sobre a indústria. Surge assim a possibilidade de que a sensibilidade setorial ao fluxo de recursos do setor financeiro seja um fator relevante da estrutura de capital.

O fluxo de recursos entre os setores de intermediação financeira e os diversos setores de atividade econômica podem ser capturados pela metodologia insumo-produto. O fluxo de recursos entre o setor de intermediação financeira e os diversos setores revela a restrição financeira a nível setorial (onde há menor fluxo, há maior restrição) e o efeito deste fluxo no produto dos diversos setores revela a sensibilidade setorial à oferta de recursos pela intermediação financeira (o efeito do fluxo na produção). Por isso, buscou-se na metodologia insumo-produto uma medida que busca relacionar as características do setor de atuação (características da indústria) e a restrição financeira setorial a partir da análise do fluxo de recursos entre os setores.

Na presente pesquisa, o objetivo é verificar se a sensibilidade setorial a oscilações na oferta de recursos pelo setor de intermediação financeira afeta o grau de ajustamento da estrutura de capital das empresas.

A abordagem da Matriz de Contabilidade Social e Financeira (MCSF), derivada da metodologia insumo-produto, é utilizada para a construção de multiplicadores, denominados Multiplicadores Financeiros Setoriais (MFS), os quais evidenciam o efeito que choques exógenos na demanda por recursos do setor financeiro causam na produção dos demais setores de atividade econômica. Por considerar a estrutura de fluxos intermediários de produção, expandidos para acomodar fluxos de renda e fluxos financeiros, o MFS implicitamente considera as características setoriais relacionadas à eficiência tecnológica, as interações na cadeia produtiva e a distribuição da renda, indicando como a produção dos diversos setores é afetada por choques financeiros. Tal impacto servirá como *proxy* para a sensibilidade dos setores produtivos a choques na oferta de recursos financeiros (sensibilidade setorial).

Como há muitas *proxies* constituídas para representar os diversos construtos teóricos (não observáveis) determinantes da estrutura de capital, listados na vasta literatura acerca do assunto, 48 variáveis tradicionalmente encontradas na literatura são reunidas e previamente tratadas pela análise fatorial, de onde se extraíram 9 fatores latentes que serão utilizados para determinar a estrutura de capital meta no modelo dinâmico de estrutura de capital cuja forma funcional deriva da abordagem de *Dynamic Trade-Off* (DTO), adaptada de Flannery & Rangan (2006). Foi utilizado o método de variáveis instrumentais em diferenças para tratar a endogeneidade gerada pela inclusão do endividamento defasado como variável explicativa necessária para mensurar a velocidade de ajustamento da estrutura de capital em direção à meta.

As análises foram realizadas em uma amostra formada por 612 empresas brasileiras de capital aberto, listadas na Bolsa de Valores brasileira (B3), no período de 2005 a 2009, compiladas pela empresa Economatica. A definição do período se deve à limitação na divulgação das MCSF brasileiras, pois elas foram publicadas exclusivamente para o período de 2005 a 2009.¹

A inclusão do indicador MFS interagindo com o endividamento defasado aponta para um aumento do coeficiente do estoque de dívida passada sobre o endividamento atual, o que indica menor velocidade de ajuste das empresas em direção a um novo nível de endividamento, revelando que a oferta de crédito pode ser considerada uma medida de restrição financeira sofrida pelas empresas (maior inércia no ajuste). Em nível das firmas, entretanto, quanto maior a interação do setor produtivo com o setor financeiro, mais essa restrição é aliviada. Ou seja, setores com maiores multiplicadores (maior relacionamento com o setor de intermediação financeira) apresentam inércia menor que os demais.

O trabalho contribui, ainda, reforçando os fatores determinantes extensivamente retratados na literatura (7 dos 9 fatores se mostraram significativos), indicando que as empresas aumentam o estoque de dívida em momentos de *hot market* no mercado de dívidas, reforçando a hipótese de *Market Timing*, e que são mais endividadas as empresas em fase de maturidade (alta geração de

¹As MCSF foram publicadas somente para o período de 2005 a 2009. Estão disponíveis, juntamente com as notas metodológicas, em <https://www.ufjf.br/lates/base-de-dados/mcsf-brasil-2005-2009/>.

fluxo de caixa, baixo risco e *bluechips*), confirmando hipóteses subjacentes à DTO.

A próxima seção desse trabalho traz a revisão teórica sobre estrutura de capital e apresenta os fundamentos do multiplicador financeiro setorial. Na sequência é apresentada a análise empírica, a metodologia, a base de dados, a análise fatorial, para reduzir a quantidade de variáveis, a análise de regressão, o modelo, o método e os resultados encontrados. Nas considerações finais são destacadas as implicações dos principais resultados e as limitações do trabalho.

2 Estrutura de Capital

Há mais de 60 anos, busca-se entender a relevância da escolha da estrutura de capital para o valor da empresa. Os trabalhos seminais de Durand (1952) e Modigliani & Miller (1958, 1963) estimularam uma crescente literatura na área. Mesmo com o grande aprimoramento das teorias, descobrimento de novas variáveis e questões relevantes para a explicação da decisão de financiamento pelas empresas e constante evolução nos métodos econométricos empregados nas análises empíricas, não há um consenso quanto aos fatores determinantes da estrutura de capital das firmas nem quanto à existência de uma estrutura de capital ótima.

Duas principais correntes teóricas buscam explicar o comportamento das firmas frente à decisão de financiamento: uma se refere a Modelos de *Trade-Off* (Harris & Raviv 1991) e a outra a *Pecking Order Theory* (Myers & Majluf 1984).

Quanto à primeira, os modelos de Modigliani & Miller (1963) e Schwartz & Aronson (1967) propõem que a empresa tome sua decisão de financiamento buscando alcançar uma estrutura de capital ótima, dada pelo balanceamento entre custos e benefícios do endividamento. Ao longo dos anos, a corrente teórica de *Trade-Off* evoluiu de uma abordagem estática para uma abordagem dinâmica, incorporando fatores determinantes de uma estrutura de capital ótima variante no tempo e com custos de ajustamento do nível da dívida. A distância entre o nível atual e o nível desejado de financiamento gera perda de valor; entretanto, se o custo de ajustamento (gasto necessário para amortizar ou assumir dívida) superar tal perda de valor, a empresa encontra-se em melhor situação se não ajustar o nível corrente de alavancagem, atuando momentaneamente fora de sua estrutura meta. Dessa forma, a firma só deveria realocar-se ao ponto ótimo de endividamento quando as perdas provenientes do desvio desta superassem o custo de ajustamento da dívida. A abordagem do *Dynamic Trade-Off* (DTO) considera, além do equilíbrio entre benefícios e custos da dívida e de agência, os custos de ajustamento.

Assim, o objetivo da firma para a teoria DTO é alcançar uma trajetória ótima considerando tanto a expectativa do nível ótimo futuro como também o custo de reajustamento (Fischer et al. 1989). O modelo de Flannery & Rangan (2006), que busca avaliar a existência de custos de ajustamento em uma abordagem dinâmica, será utilizado na análise empírica deste trabalho.

A segunda corrente teórica que busca explicar o comportamento das empresas quanto à decisão de financiamento é a *Pecking Order Theory* (POT), formulada inicialmente por Myers (1984) e Myers & Majluf (1984). Segundo a POT, a existência de assimetria informacional e problemas advindos da sina-

lização de informações privadas ao mercado justificariam uma hierarquia de preferência de fontes de financiamento. Shyam-Sundars & Myers (1999) sugerem que as empresas não teriam qualquer meta de endividamento ótimo, mas sim que o nível de endividamento seria resultado da escolha, sob essa hierarquia de instrumentos de financiamentos, ao longo do tempo. Sob a POT, mudanças nos níveis de endividamento seriam determinadas pela necessidade de fundos externos capazes de financiar os projetos atuais da firma.

Titman & Wessels (1988) oferecem uma síntese das relações esperadas entre o nível de alavancagem e os potenciais determinantes da demanda por financiamento:

- **valor colateral dos ativos:** sob DTO, empresas com ativos que podem ser usados como colaterais na obtenção de empréstimos tendem a ter maior endividamento; pela ótica dos custos de agência (Jensen & Meckling n.d.), a existência de ativos que podem ser usados como garantia reduz o risco de expropriação da riqueza dos credores pelos gestores;
- **outros benefícios fiscais que não os da dívida:** sob DTO, outros benefícios fiscais que não os da dívida são substitutos aos benefícios fiscais do endividamento; assim, empresas com outras fontes de benefícios tributários, que não fossem do endividamento, tais como depreciação e amortização, tendem a ter menor nível de endividamento (DeAngelo & Masulis 1980);
- **tamanho:** sob DTO, empresas maiores, mais diversificadas e maduras, tendem a ser percebidas como menos arriscadas e, conseqüentemente, manter um nível maior de endividamento (Warner 1977);
- **volatilidade:** sob DTO, o nível ótimo de endividamento da empresa é uma função decrescente da variabilidade de seus resultados operacionais, pois a volatilidade é uma medida associada ao risco (Bradley et al. 1984);
- **singularidade:** se refere à existência de produtos e serviços muito específicos. Titman (1984) propõe que a singularidade observada na atividade produtiva seja negativamente relacionada ao endividamento. Para o autor, empresas com ativos muito específicos têm dificuldade em oferecê-los como colaterais, reduzindo a propensão ao endividamento. Logo, precisam ser mais conservadoras, evitando o custo de falência, que geraria um alto impacto sobre seus *stakeholders* (trabalhadores, clientes e fornecedores) e um aumento no custo de fornecimento de insumos por esses parceiros.

A abordagem da POT diverge da DTO quanto a algumas relações empíricas observáveis:

- **lucratividade e fluxo de caixa livre:** sob DTO, a capacidade de geração de caixa deve ser positivamente relacionada ao nível de endividamento, uma vez que empresas lucrativas, tendem a ter menores custos de endividamento e precisam utilizar dos benefícios fiscais da dívida; já sob a POT, em sua versão original, essa relação deveria ser negativa: empresas com capacidade de gerar fundos internamente deveriam recorrer menos ao endividamento;

- **crescimento:** sob DTO, o crescimento potencial da empresa levaria a níveis menores de endividamento (relação negativa), já que os custos de agência tendem a ser mais elevados para as firmas quando há maior flexibilidade e possibilidade de discricionariedade na escolha de projetos futuros por parte do gestor. Já sob a POT, empresas rentáveis e com poucas oportunidades de investimento (pouco crescimento) apresentariam baixos níveis de endividamento e firmas cujas oportunidades de investimento superassem os fundos gerados internamente utilizariam mais dívida (relação positiva entre crescimento e endividamento).

Além dos atributos tradicionalmente associados às teorias de *Trade-Off* e POT, há outros, associados a proposições teóricas recentes:

- **qualidade da governança corporativa:** a assimetria informacional cria um problema de seleção adversa ao desestimular a oferta de ações por empresas com boa governança e ao estimular a oferta de ações por empresas com governança ruim. Por conseguinte, nos mercados com baixa proteção aos acionistas minoritários, empresas com boas práticas de governança buscam outras fontes de financiamento, entre elas o endividamento, induzindo a uma relação positiva entre qualidade da governança corporativa e grau de endividamento, *ceteris paribus*. De maneira substitutiva, a relação entre a governança e alavancagem poderia ser negativa, considerando que uma melhora na governança desestimularia o uso da dívida para fins de efeito disciplinador. Em La Porta et al. (1998), destacam-se fatores relacionados ao desenvolvimento financeiro e qualidade institucional do mercado de capitais que tendem a ser negativamente relacionados ao endividamento bancário, pois ensejam maior facilidade de acesso a fontes alternativas e mais amplas de capital. Dessa forma, a relação entre a governança e a alavancagem não é bem definida teoricamente (Silveira 2004);
- **janelas de oportunidade:** de acordo com Baker & Wurgler (2002), o *Market Timing* é definido como a presença de janelas de oportunidade em que o preço das ações de uma determinada empresa está incorretamente formado pelo mercado, influenciando os gestores dessa empresa em relação à decisão de financiamento. Nessa abordagem, a estrutura de capital de uma determinada empresa seria resultado de decisões cumulativas tomadas ao longo de janelas de oportunidades. A liquidez de mercado (seja de ações ou dívida) pode influenciar os custos de cada fonte de capital e, portanto, a decisão de financiamento da empresa. Como os gestores possuem informação mais completa a respeito da empresa, sabem com maior precisão se o preço da ação está correto, sub ou sobrevalorizado. Então, esperam pela existência de janelas de oportunidade para tomar a decisão entre a utilização de recursos próprios, emissão de ações ou contratação de dívidas (Jiménez 2007). Quando o valor de mercado da empresa está baixo em relação ao seu valor patrimonial, os gestores tendem a buscar financiamento pela emissão de dívida;
- **idade/maturidade:** a empresa que se apresenta em fase de maturidade dispõe de melhores condições de crédito, enquanto aquela mais recente, ainda em fase de crescimento, não estabelecida e sem classificação de

crédito, possui menor credibilidade e acessa piores condições na contratação de dívida. Esta abordagem, relacionada ao ciclo de vida, observada nos trabalhos de Berger & Udell (1998) e Fluck et al. (1998), enseja um comportamento passivo das decisões gerenciais. A relação entre potencial de crescimento (associado à fase do ciclo em que a empresa se encontra) e dívida poderia ser negativa por questões associadas à facilidade e acessibilidade ao crédito (restrição financeira).

Acessibilidade ao crédito remete a restrição financeira. Estimulados pelas descobertas de Fazzari et al. (1988) quanto à sensibilidade dos investimentos ao fluxo de caixa, Almeida & Campelo (2007) propõem uma modificação na versão original da POT, devido à presença de restrição financeira.

Segundo a POT original, num cenário de assimetria informacional, se uma firma alcançasse altos lucros, sua reação seria diminuir a demanda por fundos externos, incluindo a dívida, seja por meio da substituição de recursos tomados emprestados por recursos próprios nos novos investimentos, seja via amortização da dívida antiga. O mesmo resultado, entretanto, não é esperado na versão da POT com restrição financeira.

Para Almeida & Campelo (2007), três efeitos diferentes são usados para explicar a relação neutra, ou positiva, entre financiamento externo e fundos internos num contexto de restrição. Primeiro, uma empresa restrita poderia usar recursos internos para aumentar gastos de capital ao invés de reduzir a utilização de recursos externos, dado o alto custo de oportunidade do investimento perdido. Segundo, uma firma que é financeiramente restrita não se preocupa apenas com o financiamento de investimentos correntes, mas também com os investimentos futuros. A necessidade de financiar projetos futuros sob restrição de crédito aumenta a demanda (preventiva) da empresa tanto por ativos líquidos (caixa), como por capital externo. Por último, os altos custos de financiamento externo geram uma complementaridade direta entre a geração interna de caixa e a capacidade da firma restrita de obter recursos externos, já que uma empresa com restrições financeiras, mas com alta geração de recursos, pode direcionar parte desses recursos para investimentos em ativos colateralizáveis, capazes de aumentar os colaterais da firma e sua capacidade de obtenção de recursos adicionais. Estes novos recursos externos serão novamente direcionados a ativos colateralizáveis, ampliando o efeito positivo dos recursos internos na demanda por recursos externos (multiplicador de crédito).

Os três efeitos apontam na mesma direção: observando aumentos na geração de caixa, uma empresa financeiramente restrita poderia não reduzir, mas aumentar sua preferência por recursos externos. A empresa restrita, controlando por outros fatores, possui melhor alocação para recursos adicionais (mais investimentos colateralizáveis ou ativos líquidos) e poderia achar ótimo aumentar sua demanda por recursos externos precisamente em momentos em que a geração de fundos internos é alta. Assim a relação entre lucratividade ou fluxo de caixa livre e endividamento poderia ser positiva.

Como citado anteriormente a singularidade é uma característica da indústria, do setor de atuação da empresa. Titman (1984) sugere que empresas cujos produtos exigem serviços e processos muito específicos incorrem em maiores custos de liquidação. Titman & Wessels (1988) utilizam uma *dummy* para o setor de produção de bens de capital, para capturar essa característica da indústria. Frank & Goyal (2003) e Flannery & Rangan (2006) utilizam a alavanca-

gem setorial média para capturar a especificidade do setor. Se a singularidade cria uma limitação na oferta de recursos, pode ser considerada uma medida de restrição financeira, de forma que setores muito singulares sofrem maior restrição financeira. Neste sentido, a alavancagem setorial também pode refletir questões de restrição financeira a nível setorial.

MacKay & Philips (2005), buscam aprofundar o entendimento das relações das indústrias sobre a estrutura de capital utilizando modelos de equilíbrio parcial, como o de Maksimovic & Zechner (1991). De acordo com o modelo proposto, a dispersão da eficiência tecnológica deve ser positivamente relacionada com a alavancagem setorial. Empresas com produção mais eficiente e de melhor qualidade apresentam maior rentabilidade, enquanto que empresas menos eficientes apresentam menor rentabilidade. Para equiparar seu retorno e seguirem competitivas no mercado, as últimas devem aumentar seu endividamento. No equilíbrio, a dispersão da eficiência tecnológica deve ser positivamente relacionada com endividamento.

O nível de concentração da indústria também pode afetar a estrutura de capital, pois em setores cujos clientes e fornecedores exercem pressão maior sobre a empresa, o endividamento pode ser deliberadamente aumentado para que uma parcela de seus fluxos de caixa seja comprometida com os credores e ela sofra menos pressão das demais partes. As empresas podem decidir aumentar seu endividamento como forma de diminuir o poder dos agentes interessados (*stakeholders*) não financeiros. Logo, elas utilizariam o endividamento como escudo para a potencial extração futura de divisas por parte dos agentes interessados não financeiros. Portanto, espera-se uma relação positiva entre o poder de barganha dos clientes e o poder de barganha dos fornecedores e o endividamento (Kale & Shahrur 2007).

Adicionalmente, Kayo & Kimura (2011) destacam que a liquidez do setor pode afetar a estrutura de capital. Para representar esta característica, propõem a munificência (medida da disponibilidade dos recursos no setor) e o dinamismo (medida da volatilidade dos recursos disponíveis no setor) para representar a liquidez do setor. Setores com maior disponibilidade de recursos comportam maior crescimento das empresas que, dessa forma, apresentam maior lucratividade. A lucratividade influenciará a alavancagem positivamente se a DTO ou a POT com restrição vigorar e negativamente se a POT original vigorar.

A estrutura da indústria, ou seja, as características do setor de atuação da empresa, determinam uma necessidade de recursos devido às suas necessidades operacionais e seus relacionamentos na cadeia produtiva, ao mesmo tempo em que definem o acesso ao crédito, evidenciando a restrição financeira imposta à indústria. Surge assim a possibilidade de que a sensibilidade setorial aos recursos do setor financeiro seja um fator determinante da estrutura de capital.

Relacionando o setor de atuação à restrição financeira, a hipótese seria de que quanto maior a dependência dos setores produtivos em relação ao setor financeiro em uma economia (seja para aumentar a rentabilidade ou para reduzir o fluxo de caixa livre), maior deveria ser a tendência desses setores a manter um estoque de dívida elevado e permanente (maior inércia), carregando tal estoque por períodos maiores de tempo, de forma conservadora e com maiores custos de carregamento. Dessa forma a velocidade de ajustamento da estrutura de capital tenderia a ser menor em setores mais sensíveis ao setor financeiro. O próximo tópico apresenta uma medida proposta para

mensurar a sensibilidade setorial.

2.1 Multiplicador Financeiro Setorial

Multiplicadores do produto são derivados da metodologia insumo-produto² (Leontief 1936) e se destinam a capturar o efeito de choques na demanda de um determinado setor (neste caso, do setor de intermediação financeira) sobre o produto dos demais setores de atividade econômica. Em outras palavras, multiplicadores do produto evidenciam a sensibilidade setorial a oscilações na oferta de recursos.

O multiplicador do produto utilizado neste trabalho, denominado Multiplicador Financeiro Setorial (MFS), foi calculado a partir das Matrizes de Contabilidade Social e Financeira (MCSF) brasileiras. Uma MCSF evidencia todo o fluxo circular da renda na economia, a geração de renda pela produção dos diversos setores de atividade econômica, as relações na cadeia produtiva que estão expressas nas transações intersetoriais, a distribuição da renda entre os setores institucionais (empresas, famílias, governo), a distribuição entre consumo e poupança, os investimentos fixos (formação bruta de capital fixo e variação de estoques), os investimentos financeiros realizados (variação de ativos financeiros: aplicações em depósitos, títulos, ações), as fontes de fundos obtidas (variação de passivos financeiros: obtenção de empréstimos, emissão de títulos, emissão de ações) e, ainda, as transações de bens, serviços e fundos com o exterior. Portanto, o MFS captura as relações da cadeia produtiva expressas no fluxo de transações produtivas entre os diversos setores, as relações de distribuição da renda na economia e as relações de financiamento dos investimentos.

As MCSF brasileiras apresentam as transações econômicas detalhadas em 110 bens e serviços, 55 setores de atividade econômica, 3 fatores de produção, 4 setores institucionais nas contas corrente e capital e 7 instrumentos financeiros na conta financeira e uma conta de resto do mundo. Elas foram construídas a partir de três base de dados:

1. Matrizes Insumo-Produto brasileiras (Guilhoto et al. 2005), disponibilizadas pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) e pelo Núcleo de Economia Regional e Urbana da Universidade de São Paulo (NEREUS/USP);
2. Contas Econômicas Integradas (CEI), publicadas pelo IBGE;
3. Conta Financeira e Conta de Patrimônio Financeiro, elaboradas em conjunto pelo Banco Central do Brasil (BACEN) e pelo IBGE como parte integrante das CEI.

A metodologia insumo-produto considera coeficientes fixos de produção, com retornos de escala constante. Estabelece relações lineares entre as transações econômicas, garantindo que as relações econômicas estruturais, neste caso fluxo de produção, renda e fundos, sejam mantidas constantes, permitindo a simulação do impacto no produto causado por variações na demanda.

²Miller & Blair (2009) apresentam um amplo referencial teórico sobre a Metodologia Insumo-Produto, Aplicações para a economia brasileira podem ser vistas em Guilhoto (2004).

Uma variação exógena na demanda percorre o caminho dos fluxos (os coeficientes fixos), causando alguma variação no produto. A mensuração da variação causada no produto representa o impacto no produto.

Para cálculo do MFS, obtém-se a matriz inversa de Leontief da MCSF, aplicando a expansão pelo fator externo (Miyazawa 1976). O fator externo Miyazawa é definido conforme a Equação (1):

$$F_{11} = [I - (I - A^{SAM})^{-1}A_{12}A_{21}]^{-1}(I - A^{SAM})^{-1} \quad (1)$$

onde:

A^{SAM} = Matriz de Coeficientes Técnicos da Matriz de Contabilidade social, inclui a Matriz insumo-Produto (transações intersetoriais), a Conta Corrente (renda) e a Conta Capital (formação bruta de capital fixo);

A_{12} = Matriz de Coeficientes Técnicos da Variação de Ativos;

A_{21} = Matriz de Coeficientes Técnicos da Variação de Passivos.

O resultado da aplicação do fator externo de Miyazawa é uma matriz de multiplicadores, os quais evidenciam o efeito de mudanças dos ativos e passivos financeiros (A_{12} e A_{21}), na economia real.

Selecionando a coluna referente ao setor de intermediação financeira, na matriz de multiplicadores, cada valor constante neste vetor indica qual será a variação do produto dos setores (que estão nas linhas), dada uma variação exógena de uma unidade monetária na demanda agregada sobre o setor de intermediação financeira. Ou seja, quanto o aumento de \$1 demandado gera de 'produção' no setor de intermediação financeira e como esse aumento na 'produção' de serviços no setor financeiro se espalha para os demais setores produtivos, afetando a produção de cada um deles.

Indicando o efeito da variação na demanda do setor financeiro e deste sobre o produto dos demais setores, o MFS representa a sensibilidade dos demais setores às variações no fluxo de fundos do setor de intermediação financeira.

Como o MFS é calculado a partir de uma matriz de fluxos efetivamente transacionados e os fluxos são definidos pela estrutura da indústria, pela estrutura de distribuição de renda e alocação de recursos financeiros, características setoriais como singularidade, dispersão da eficiência tecnológica, concentração e liquidez implícitas nos relacionamentos da cadeia produtiva, bem como aspectos relacionados à restrição financeira, são capturadas pelo MFS.

Assim, propõe-se que o MFS represente a sensibilidade setorial a oscilações na oferta de recursos e seja considerado uma potencial medida de restrição financeira. Como defendem Almeida & Campelo (2007), na presença de restrição financeira, as empresas precisarão alterar seus planos de investimento conforme a oferta de financiamento. Ampliando a análise a nível setorial, a hipótese é que empresas atuantes em setores mais sensíveis aos fluxos do setor financeiro terão que alterar seus planos de investimento conforme a oferta de financiamento. Logo, a sensibilidade setorial a oscilações na oferta de recursos afetará a decisão de estrutura de capital e o grau de ajustamento, reduzindo a velocidade de ajuste das empresas em direção à estrutura ótima devido ao aumento da importância do estoque de dívidas sobre novas contratações.

3 Análise Empírica

A base de dados utilizada foi obtida do sistema Economatica e caracteriza-se por um painel não balanceado, composto seccionalmente por 612 empresas de capital aberto, com ações negociadas no Brasil, na Bolsa de Valores brasileira (B3), distribuídas longitudinalmente em 20 períodos trimestrais compreendidos entre janeiro de 2005 e dezembro de 2009, totalizando 7.095 observações. O período utilizado foi limitado à disponibilidade das MCSF brasileiras, pois elas foram publicadas somente para o período de 2005 a 2009 devido à descontinuidade na divulgação das contas financeiras e contas de patrimônio financeiro³ pelo IBGE.

A variável dependente é o endividamento atual (no período t), formado pelo quociente entre dívidas (passivo total menos patrimônio líquido) e ativo total. Observa-se que a média do endividamento é superestimada devido à existência de 1% da amostra com endividamento extremamente elevado. Provavelmente empresas em início de processo de falência. Optou-se por manter essas empresas na amostra, bem como as empresas com patrimônio líquido negativo, para não gerar viés de sobrevivência⁴.

Considerando a mediana, pode-se dizer que as empresas brasileiras tendem a manter 58 por cento de capital de terceiros em sua estrutura de capital. Ademais, 14 por cento das empresas apresentam endividamento maior que 1 (Patrimônio Líquido negativo).

A Tabela 1 apresenta a distribuição do endividamento ao longo dos anos. Pode-se observar que a média de endividamento das empresas se reduz no ano de 2006 e aumenta nos anos seguintes (2007 a 2009). A maior variação ocorre no ano de 2008, em decorrência da adoção de medidas anticíclicas pelo Governo, que ampliaram o crédito ao consumo e ao investimento. Nesse ano, houve aumento na média, na mediana, no desvio padrão e no valor máximo do endividamento das empresas. Em 2009, a média volta a se reduzir, mas o desvio padrão e o valor máximo aumentam.

Tabela 1: Estatísticas Descritivas do Endividamento por ano

Ano	Média	Desvio Padrão	1º Quartil	Mediana	3º Quartil
2005	2,39	16,22	0,41	0,59	0,82
2006	1,98	9,95	0,42	0,58	0,79
2007	2,11	13,12	0,39	0,55	0,75
2008	2,47	17,36	0,41	0,58	0,75
2009	2,29	19,88	0,43	0,58	0,77

Fonte: Elaboração própria.

O endividamento e o patrimônio líquido (cuja soma é igual ao valor do ativo total) são avaliados pelo seu valor contábil. Esta medida é utilizada por Shyam-Sundars & Myers (1999), Fama & French (2002), entre outros, com o objetivo de mitigar a variabilidade gerada pelas oscilações no valor de mercado das ações no patrimônio a mercado (Welch 2011).

³Atualmente as Contas Financeiras e de Patrimônio Financeiro estão sendo publicadas como parte integrante da CEI.

⁴Teste de robustez foi realizado considerando a retirada de empresas com PL negativo. Os sinais se mantiveram, alterando apenas a magnitude dos coeficientes.

Após extensiva revisão da literatura de estrutura de capital, foram levantadas 48 variáveis de controle, além do endividamento, 40 delas referentes à empresa e 8 ao setor de atuação da empresa.

A descrição das variáveis originais se encontra na Tabela 2.

As 40 variáveis relacionadas às empresas são candidatas a *proxies* para constructos teóricos normalmente associados à decisão de financiamento em nível da firma (tamanho, crescimento, benefícios fiscais, etc.). Por se tratarem tais constructos de conceitos latentes (não diretamente observáveis), a exemplo de Titman & Wessels (1988), buscou-se antes relacionar as variáveis observadas a esses constructos por meio da técnica de Análise Fatorial. A Análise Fatorial revelou existirem 9 fatores latentes às variáveis observadas, capazes de manter as características (variância) de grande parte das variáveis originais.

As 8 variáveis relacionadas ao setor de atuação, dentre elas o MSF, foram inseridas individualmente no modelo, dada sua importância nessa análise e devido ao fato de terem sido pouco discutidas na literatura de estrutura de capital. Não há evidências robustas quanto à influência delas na decisão de estrutura de capital, como apontado por Kale & Shahrur (2007) e por Kayo & Kimura (2011). Entretanto, somente alavancagem setorial se apresentou significativa (e somente no modelo sem o MFS).

Como já descrito, o MFS foi obtido a partir das MCSF brasileiras e, portanto, sua periodicidade é anual. Para que pudessem ser utilizados em conjunto com os demais dados, cuja periodicidade é trimestral, foi criada uma variável de interação entre o multiplicador (sensibilidade do setor de atuação da empresa ao setor financeiro) e o grau de endividamento defasado (em $t - 1$) da empresa. Essa variável busca medir quão sensível o setor produtivo é ao setor financeiro e como a empresa enfrenta tal sensibilidade ao tomar dívida.

A alocação dos multiplicadores à base de dados das empresas foi feita pela codificação dos setores de atividade econômica. Para tal, os setores de atuação das empresas informados pelo Sistema Norte Americano de Classificação da Indústria (NAICS 313), utilizado no sistema Economatica, foram traduzidos para a codificação do Código Nacional de Atividades Econômicas (CNAE, 2.0). Posteriormente, compilados e reduzidos para a classificação dos 55 setores produtivos da Tabela de Recursos e Usos (TRU) utilizados na Matriz de Contabilidade Social e Financeira (MCSF).

A Tabela 3, apresenta o valor do Multiplicador Financeiro Setorial (MFS) por ano para cada um dos 55 setores de atividade econômica, a média e o desvio padrão do MFS ao longo dos 5 anos (2005 a 2009). Organizados em ordem crescente da média pode-se observar os setores com menor multiplicador na parte superior da tabela e os setores com maior multiplicador na parte inferior.

O valor da soma apresentado na última linha da Tabela 3 é a variação no produto total da economia dada a variação de uma unidade na demanda da intermediação financeira. Observa-se que há uma redução do impacto do setor de intermediação financeira nos demais setores entre 2005 e 2007 (anos sem restrição), seguido de aumento em 2008 e 2009 (anos de restrição). Isso indica que, em períodos mais turbulentos, o impacto do setor financeiro nos demais setores é maior.

Tabela 2: Descrição das Variáveis

Constructo Teórico de Interesse	Sinal/ Referência		Regressor	Variável Observada (candidata a representar o Constructo)
	<i>Dynamic Trade-Off</i>	<i>Pecking Order Theory</i>		
Tangibilidade	(+)Harris & Raviv (1991); Shyam-Sunders & Myers (1999)	(-)Harris & Raviv (1991); Frank & Goyal (2003)	TANG _{it}	Valor do Ativo Imobilizado sobre o Ativo Total (AT)
Debt Tax Shields	(+)Harris & Raviv (1991), Shyam-Sunders & Myers (1999)		FISC _{it}	Razão entre o LAIR (lucro antes do imposto de renda) e as Receitas
Non-debt Tax Shields	(+)Harris & Raviv (1991)		NTAX _{it}	Razão entre depreciação e ativo total
Oportunidade de Crescimento	(-)Jensen & Meckling (n.d.)	(+)Frank & Goyal (2003) - POT Simples	MTB _{it}	Q de Tobin – razão entre o valor de mercado da empresa e o valor contábil (<i>market-to-book</i>)
		(-)Fama & French (2002) - POT complexa	VARREV _{it} VARTA _{it}	Variação percentual das Receitas Operacionais Variação percentual do Ativo Total
Singularidade	(-)Harris & Raviv (1991); Shyam-Sunders & Myers (1999)		SALES_REV _{it}	Razão entre Despesas com vendas/Receita bruta
Tamanho da empresa	(+)Harris & Raviv (1991); Rajan & Zingales (1995)	(-) Ross (1977); Harris & Raviv (1991); Rajan & Zingales (1995)	LNREV _{it}	Logaritmo Neperiano das Receitas Operacionais
			LNTA _{it}	LN (AtivoTotal)
			LNE _{it}	LN (Patrimônio Líquido)
Volatilidade/ Risco	(-)Shyam-Sunders & Myers (1999)	(*)	SDEBITDA _{it}	Desvio padrão do EBITDA ⁵
			SDOP _{it}	Desvio padrão do Lucro Operacional

Fonte: Elaboração própria.

⁵ *Earnings Before Interests, Tax and Depreciation (EBITDA)* representa, representa o resultado estritamente operacional, o Lucro antes de Juros, Impostos e Depreciação.

Tabela 2: Descrição das Variáveis (continuação)

Constructo Teórico de Interesse	Sinal/ Referência		Regressor	Variável Observada (candidata a representar o Constructo)
	<i>Dynamic Trade-Off</i>	<i>Pecking Order Theory</i>		
Lucratividade	(+)Harris e Raviv (1991)	(-)Rajan & Zingales (1995)	MGOP _{it}	Margem Lucro Operacional
			ROA _{it}	Lucro Líquido / AT
			MARG _{it}	Margem (Lucro Líquido / Vendas)
			TURN _{it}	Giro (Vendas / AT)
Liquidez	(+)Harris & Raviv (1991)	(*)	LIQA _{it}	Liquidez Contábil - Razão entre ativo circulante e passivo circulante
			DISP _{it}	Razão entre as Disponibilidades da empresa (Caixa, Aplicações Financeiras) e Ativo Total
Liquidez em Bolsa	(+)Harris & Raviv (1991)	(*)	LIQB _{it}	Mede a liquidez das ações das empresas na Bolsa de Valores de São Paulo (Bovespa)
			VOLNEG _{it}	Volume de negócios no mercado
Maturidade ⁶	(+)Fluck et al. (1998) De acordo com a teoria de Ciclo de Vida Financeiro		AGE _{it}	Idade da empresa
			IPOAGE _{it}	Idade da empresa a partir do IPO
Distribuição de Resultados ⁷	(*)	(*)	DISTRIB _{it}	(Dividendos + Juros Sobre Capital Próprio) / Patrimônio Líquido
			VARE_REV _{it}	Razão entre Lucro do exercício (variação no Patrimônio Líquido) e Receitas com Vendas

Fonte: Elaboração própria.

⁶ As variáveis de idade foram medidas em meses desde a criação da empresa (AGE) e meses desde a abertura do capital - Oferta Inicial (IPO). Os dados foram coletados a partir do Cadastro Nacional de Pessoa Jurídica (CNPJ) da empresa e pela ficha da empresa na Comissão de Valores Mobiliários (CVM).

⁷ A construção da variável DISTRIB exigiu certo cuidado. Optou-se pela utilização dos valores absolutos de Dividendos e JSCP para que ambas pudessem ser somadas. Além disso, decidiu-se pela razão entre os valores distribuídos e o patrimônio líquido, caracterizando o *yield* de distribuição.

Tabela 2: Descrição das Variáveis (continuação)

Constructo Teórico de Interesse	Sinal/ Referência	Regressor	Variável Observada (candidata a representar o Constructo)
Governança Corporativa	(+)Silveira (2004)	SEG_NM _{it}	<i>Dummy</i> que apresenta valor 1 se a empresa pertence ao Segmento de Novo Mercado da BMF-Bovespa
		SEG_N1 _{it}	<i>Dummy</i> que apresenta valor 1 se a empresa pertence ao Segmento de Nível 1 de Governança Corporativa da BMF-Bovespa
		SEG_N2 _{it}	<i>Dummy</i> que apresenta valor 1 se a empresa pertence ao Segmento de Nível 2 de Governança Corporativa da BMF-Bovespa
		CONC1 _{it}	Soma do percentual das ações da empresa de propriedade dos acionistas marcados como “grupo controlador” na CVM
		CONC2 _{it}	Soma do percentual das ações da empresa cujos acionistas possuem pelo menos 5% de propriedade
Janelas de Oportunidade	(+)Baker & Wurgler (2002)	RETIBOV _{it}	Retorno da IBOVESPA no ano
		RETSTOCK _{it}	Retorno da Ação no ano
		VARBONDS _{it}	Varição percentual do número de Debêntures/CP emitidos no ano
		EXPOL _{it}	Variável <i>Dummy</i> para períodos de políticas expansionistas adotadas pelo Governo Federal
		QUALD _{it}	Qualidade da Dívida - variável <i>Dummy</i> para custo da dívida: igual a 1 se o retorno operacional (LAIR/AT) for maior que [(Despesas financeiras) em t / (Passivo Total - PL) em t-1]
		KD _{it}	Custo da dívida: (Despesas financeiras) em t / (Endividamento total) em t-1

Fonte: Elaboração própria.

Tabela 2: Descrição das Variáveis (continuação)

Constructo Teórico de Interesse	Sinal/ Referência	Regressor	Variável Observada (candidata a representar o Constructo)
Participação no Ibovespa ⁸	(*)	IBOV _{it}	Variável <i>dummy</i> que assume valor 1 para as empresas que fazem parte da carteira hipotética do índice Ibovespa
Setor	(+)Frank & Goyal (2003)	AlavSet _{jt}	Alavancagem Setorial (Média de Endividamento Total por setor por ano)
	(+)Maksimovic & Zechner (1991)	SDEficiência _{jt}	Dispersão da Eficiência Tecnológica: Desvio Padrão do coeficiente Ativo Imobilizado/ Custo do Produto Vendido por setor
	(+)Maksimovic & Zechner (1991)	SDQual _{jt}	Dispersão da Qualidade: Desvio Padrão do coeficiente Lucro Bruto/ Receita por setor
	(+)Kale & Shahrur (2007)	PoderClientes _{jt}	Poder de Barganha dos Clientes: Mediana Setorial do quociente Clientes de curto prazo/ Receita x 360
	(+)Kale & Shahrur (2007)	PoderFornec _{jt}	Poder de Barganha dos Fornecedores: Mediana Setorial do quociente Fornecedores de curto prazo/ Receita x 360
	(-)Kayo & Kimura (2011)	MUNIFI _{jt}	Munificência: Logaritmo Neperiano da Média de Vendas por setor por ano
	(-)Kayo & Kimura (2011)	DINAM _{jt}	Dinamismo: Logaritmo Neperiano do Desvio Padrão das Vendas por setor por ano
	(*)	MFS _{jt}	Multiplicador Financeiro Setorial: calculado conforme detalhamento na seção 3

Fonte: Elaboração própria.

A variável teve como parâmetro o Índice Bovespa de setembro/2013. Este índice é atualizado a cada 4 meses pela B3, enquanto a amostra utilizada neste trabalho apresenta dados trimestrais. Além disso, a atualização tem como principal componente a alteração do “peso” de cada ação no índice, de modo que as empresas contempladas pouco variam. Dessa forma, definiu-se pela utilização de um único período como parâmetro, sob a argumentação de que pouca informação seria perdida com este procedimento.

Tabela 3: Multiplicador Financeiro Setorial (MFS) por Setor de Atividade Econômica e por ano

Multiplicador Financeiro Setorial/ Ano	2005	2006	2007	2008	2009	Média	Desvio
Educação pública	0,0004	0,0003	0,0003	0,0004	0,0004	0,0004	0,0000
Saúde pública	0,0013	0,0008	0,0007	0,0009	0,0010	0,0010	0,0002
Minério de ferro	0,0028	0,0029	0,0029	0,0023	0,0014	0,0025	0,0006
Cimento	0,0041	0,0044	0,0035	0,0037	0,0059	0,0043	0,0009
Tintas, vernizes, esmaltes e lacas	0,0048	0,0046	0,0043	0,0043	0,0055	0,0047	0,0005
Outros da indústria extra-tiva	0,0048	0,0049	0,0049	0,0052	0,0064	0,0052	0,0006
Produtos do fumo	0,0049	0,0047	0,0041	0,0040	0,0038	0,0043	0,0005
Defensivos agrícolas	0,0059	0,0050	0,0057	0,0065	0,0063	0,0059	0,0006
Elerodomésticos	0,0061	0,0061	0,0061	0,0056	0,0070	0,0062	0,0005
Aparelhos/instrumentos médico-hospitalar	0,0062	0,0060	0,0060	0,0058	0,0071	0,0062	0,0005
Álcool	0,0064	0,0071	0,0078	0,0085	0,0087	0,0077	0,0010
Produtos e preparados químicos diversos	0,0072	0,0060	0,0052	0,0055	0,0059	0,0059	0,0008
Outros equipamentos de transporte	0,0075	0,0088	0,0082	0,0079	0,0109	0,0086	0,0013
Máq. para escritório e equip. de informática	0,0079	0,0102	0,0095	0,0093	0,0110	0,0096	0,0012
Produtos de madeira - exclusive móveis	0,0080	0,0074	0,0073	0,0075	0,0081	0,0077	0,0004
Metalurgia de metais não-ferrosos	0,0085	0,0105	0,0099	0,0090	0,0070	0,0096	0,0008
Caminhões e ônibus	0,0086	0,0070	0,0068	0,0091	0,0103	0,0084	0,0015
Artefatos de couro e calçados	0,0109	0,0095	0,0099	0,0098	0,0095	0,0099	0,0006
Perfumaria, higiene e limpeza	0,0114	0,0116	0,0114	0,0107	0,0125	0,0115	0,0006

Fonte: Elaboração própria.

Tabela 3: Multiplicador Financeiro Setorial (MFS) por Setor de Atividade Econômica e por ano (continuação)

Multiplicador Financeiro Setorial/ Ano	2005	2006	2007	2008	2009	Média	Desvio
Administração pública e seguridade social	0,0114	0,0115	0,0126	0,0121	0,0106	0,0116	0,0008
Fabricação de resina e elastômeros	0,0121	0,0116	0,0109	0,0104	0,0082	0,0107	0,0015
Outros produtos de minerais não-metálicos	0,0136	0,0144	0,0130	0,0142	0,0184	0,0147	0,0021
Produtos farmacêuticos	0,0147	0,0144	0,0132	0,0128	0,0142	0,0139	0,0008
Serviços domésticos	0,0155	0,0157	0,0152	0,0147	0,0179	0,0158	0,0012
Máquinas, aparelhos e materiais elétricos	0,0168	0,0170	0,0163	0,0177	0,0200	0,0176	0,0014
Material eletrônico e equip. de comunicações	0,0195	0,0173	0,0148	0,0121	0,0132	0,0154	0,0030
Têxteis	0,0201	0,0191	0,0184	0,0176	0,0177	0,0186	0,0010
Artigos do vestuário e acessórios	0,0202	0,0187	0,0196	0,0194	0,0204	0,0197	0,0007
Serviços de manutenção e reparação	0,0215	0,0222	0,0216	0,0225	0,0240	0,0223	0,0010
Peças e acessórios para veículos automotores	0,0256	0,0231	0,0240	0,0248	0,0270	0,0249	0,0015
Celulose e produtos de papel	0,0259	0,0243	0,0237	0,0228	0,0212	0,0236	0,0017
Fabricação de aço e derivados	0,0261	0,0231	0,0252	0,0284	0,0239	0,0253	0,0021
Educação mercantil	0,0266	0,0278	0,0254	0,0234	0,0251	0,0257	0,0016
Produtos de metal - exclusive máq. e equip.	0,0273	0,0233	0,0244	0,0249	0,0285	0,0257	0,0022
Artigos de borracha e plástico	0,0274	0,0259	0,0245	0,0247	0,0271	0,0259	0,0013
Móveis e produtos das indústrias diversas	0,0278	0,0246	0,0233	0,0241	0,0260	0,0252	0,0017
Produtos químicos	0,0282	0,0238	0,0247	0,0265	0,0224	0,0251	0,0023

Fonte: Elaboração própria.

Tabela 3: Multiplicador Financeiro Setorial (MFS) por Setor de Atividade Econômica e por ano (continuação)

Multiplicador Financeiro Setorial/ Ano	2005	2006	2007	2008	2009	Média	Desvio
Automóveis, camionetas e utilitários	0,0287	0,0305	0,0342	0,0347	0,0417	0,0339	0,0050
Máquinas e equip., inclusive manutenção e reparos	0,0297	0,0298	0,0316	0,0333	0,0383	0,0325	0,0036
Petróleo e gás natural	0,0347	0,0359	0,0287	0,0327	0,0271	0,0318	0,0038
Saúde mercantil	0,0388	0,0389	0,0387	0,0368	0,0405	0,0388	0,0013
Pecuária e pesca	0,0400	0,0358	0,0358	0,0382	0,0404	0,0380	0,0022
Jornais, revistas, discos	0,0402	0,0359	0,0336	0,0343	0,0322	0,0352	0,0031
Serviços de alojamento e alimentação	0,0426	0,0458	0,0474	0,0456	0,0537	0,0470	0,0041
Agricultura, silvicultura, exploração florestal	0,0605	0,0561	0,0573	0,0625	0,0608	0,0595	0,0027
Serviços prestados às famílias e associativas	0,0620	0,0601	0,0555	0,0545	0,0606	0,0585	0,0033
Refino de petróleo e coque	0,0681	0,0663	0,0610	0,0587	0,0628	0,0634	0,0038
Eletricidade e gás, água, esgoto e limpeza urbana	0,0854	0,0826	0,0765	0,0746	0,0782	0,0795	0,0045
Construção	0,1092	0,1036	0,0940	0,0926	0,1479	0,1095	0,0226
Transporte, armazenagem e correio	0,1149	0,1107	0,1086	0,1153	0,1249	0,1149	0,0063
Serviços imobiliários e aluguel	0,1205	0,1149	0,1127	0,1078	0,1208	0,1153	0,0055
Serviços prestados às empresas	0,1346	0,1356	0,1306	0,1429	0,1540	0,1395	0,0092
Alimentos e Bebidas	0,1368	0,1279	0,1264	0,1303	0,1368	0,1316	0,0049
Serviços de informação	0,1430	0,1519	0,1454	0,1520	0,1505	0,1486	0,0041
Comércio	0,1771	0,1793	0,1855	0,1896	0,2216	0,1906	0,0180
Soma	3,2067	3,1702	3,1239	3,1670	3,3604	3,2056	0,1596

Fonte: Elaboração própria.

3.1 Análise Fatorial

A exemplo de Titman & Wessels (1988), a opção de realizar as estimações usando os fatores oriundos da análise fatorial e não as variáveis originais decorre de as teorias de estrutura de capital trabalharem com constructos teóricos não observados (fatores latentes), tais como tamanho, singularidade e volatilidade, ao invés de métricas objetivas, como ativo total, despesas com vendas, desvio padrão de receitas, *etc.* Alguns trabalhos usam tais métricas como *proxies* imperfeitas dos constructos teóricos. Nosso objetivo, entretanto, foi justamente testar a inclusão de todas as variáveis já utilizadas como *proxies* na obtenção de fatores mais robustos, ao invés de escolher, de forma *ad hoc*, uma das métricas como *proxy* de um constructo complexo. Um exemplo emblemático é a utilização da métrica 'depreciação' como *proxy* para o fator 'outros benefícios fiscais', comumente vista em trabalhos empíricos sobre o tema. A técnica de análise fatorial revela que essa *proxy* é muito correlacionada ao estoque de ativos fixos da firma. Portanto, a variável pode ser tanto uma *proxy* para o constructo 'outros benefícios fiscais' quanto para 'tangibilidade'. A técnica de análise fatorial permite dizer a que constructo (fator latente) ela mais se relaciona. A técnica ainda permite que todas as variáveis encontradas na revisão de estrutura de capital sejam consideradas na estimação, evitando problemas com multicolinearidade dado que os fatores encontrados são ortogonais entre si.

O método de extração foi o de componentes principais, no qual os primeiros fatores possuem maior número de variáveis relevantes. Os fatores foram rotacionados pelo método Varimax, rotação ortogonal, com o objetivo de melhor identificar os principais componentes de cada fator (que serão nomeados conforme os constructos teóricos encontrados na literatura).

Como se trata de uma análise exploratória, o número de fatores latentes é desconhecido, bem como o que eles representam (Hair 1998). Neste trabalho, são considerados fatores com autovalores maiores que 1. Após a formação dos fatores, foram analisadas as variáveis originais com maiores escores em cada fator, para nomeá-los a partir de seus componentes. Ao final do processo, 9 fatores foram considerados.

Antes da realização da análise fatorial, os valores faltantes (*missings*) foram substituídos pela média da variável no período (2005-2009), para permitir a inversão da matriz de variáveis (operação necessária à estimação da análise fatorial)⁸. Considerando o curto período de tempo e a inércia de indicadores contábeis, a adequação da análise fatorial foi verificada pela medida KMO (Kaiser-Meyer-Olkin), de 0,61.

A Tabela 4 apresenta os pesos identificados para cada variável original em relação aos fatores criados.

Os fatores relacionados aos constructos teóricos foram denominados de acordo com as variáveis originais que os compõem:

- Fator 1 (F1_Fcf): é formado pelas três variáveis de margem (Margem de Lucro Líquido, Margem de Lucro Operacional e Margem Ebitda), além da variável de benefícios fiscais decorrentes da dívida. Foi denominado 'fluxo livre de caixa'.

⁸Como teste de robustez, foi feita a análise fatorial sem a substituição dos *missings* pelas médias do período. Entretanto, o resultado apresentou fatores formados exclusivamente por variáveis *missings*, como se esta fosse uma "característica" da empresa, enviando a análise.

Tabela 4: Matriz de Componentes dos Fatores Rotacionados

	Componentes								
	1	2	3	4	5	6	7	8	9
MARG	0,983								
FISC	0,983								
MGOP	0,972								
MGEBITDA	0,481								
SALES_REV									
LNTA		0,835	0,301						
LNREV		0,764							
LNE		0,721							
SEG_N2									
LIQB			0,833						
VOLNEG			0,803						
IBOV		0,413	0,526						
SEG_N1			0,49						
S_MS			0,474						
VARTA									
NTAX				0,963					
TURN				0,959					
TANG				0,498	-0,365				
ROAOP					0,974				
ROA					0,962				
VARREV					-0,313				
CONC2						0,951			
CONC1						0,945			
RISKFREE							-0,804		
VARBONDS							0,657		
SEG_NM		0,313					0,475		
DISP							0,387		
VARE_REV									
SDOP								0,643	
SDEBITDA								0,616	
QUALD								-0,545	
DISTRIB									
LIQA									
EXPOL									0,792
RETIBOV							-0,379		0,747
RETSTOCK									0,361
MTB									
KD									
AGE									
IPOAGE									

Fonte: Elaboração própria.

- Fator 2 (F2_Size): tem como principais componentes as projeções das três *proxies* de tamanho (Ativo, Patrimônio Líquido e Receita), além das *dummies* de participação no índice Bovespa (IBOV) e no segmento de Novo Mercado da B3. Foi denominado ‘tamanho’ ou ‘porte’.
- Fator 3 (F3_Bluechipness): com as variáveis de liquidez em bolsa e volume de negócios no mercado, o valor do fator é maior para empresas-tempo com maior liquidez de negociações. Além disso, apresenta também componentes positivos para a *proxy* de tamanho e a variável de *market share* (S_MS), representando empresas mais consolidadas no mercado. Por fim, as *dummies* de participação no IBOV e no segmento de mercado N1 também são representativas. No caso da participação no IBOV, é natural que ele contemple empresas maduras e amplamente negociadas. É interessante notar a participação no segmento de mercado N1, que é o segmento de maior grau de transparência na Bolsa, sem perda de controle (empresas maduras não teriam incentivos a buscar os maiores níveis de diluição de controle do Novo Mercado, justamente por já serem consolidadas e possuírem alta liquidez de mercado). Dadas as características do mercado acionário no Brasil, esse está relacionado à atratividade da empresa no mercado secundário, tendo sido denominado *bluechipness*.
- Fator 4 (F4_Tang): apresenta componentes positivos de benefícios fiscais não provenientes da dívida (depreciações e amortizações), giro e tangibilidade dos ativos. A maior proporção de ativos tangíveis é responsável por uma maior taxa de depreciação, sendo esta relação positiva. A variável de giro, entretanto, apresenta o ativo total como denominador, assim as empresas cujo ativo é maior (e provavelmente também o ativo imobilizado), deveriam apresentar menor *turnover*. Entretanto, o que se observa é que empresas com maior imobilizado giram mais (relação positiva), provavelmente em função de maiores receitas auferidas (numerador do giro) e não em função do aumento do ativo total (denominador do giro). De fato, foi observado que as receitas das empresas crescem mais que proporcionalmente à variação do ativo imobilizado na amostra. Dadas tais características, esse fator foi denominado ‘tangibilidade’;
- Fator 5 (F5_Profit): apresenta componentes positivos para as variáveis de lucros sobre os ativos totais, medidas tanto pelo lucro operacional (ROAOP) quanto pelo lucro líquido (ROA), indicando ser uma *proxy* de rentabilidade. O componente negativo de variação percentual das receitas operacionais (VARREV) indica que empresas com receitas mais voláteis são menos rentáveis. O componente negativo da tangibilidade dos ativos, por sua vez, indica que as empresas com maior lucratividade são aquelas capazes de gerar altos retornos por unidade de ativos fixos. O fator foi denominado ‘lucratividade’;
- Fator 6 (F6_Stconc): tem como componentes as duas variáveis de estrutura de concentração de propriedade das empresas, configurando-se uma *proxy* de (baixa) governança corporativa a partir desse critério. Foi denominado ‘estrutura de concentração’;
- Fator 7 (F7_Hotmktdebt): apresenta um componente negativo (RISK-FREE) da taxa Selic (taxas de empréstimos mais baixas), além da varia-

ção positiva de emissão de debêntures, associada a um retorno negativo do índice Bovespa, sinais que apontam para um *hot market* de emissão de dívida. Além disso, a presença dos componentes de participação no segmento de Novo Mercado e de maiores disponibilidades de recursos indicam que o fator não considera apenas as questões mercadológicas, mas também as empresas em melhores condições de se beneficiar da janela de oportunidade que se apresenta. Foi denominado ‘*hot market* de dívida’;

- Fator 8 (F8_Risk): é representado pela alta variabilidade dos retornos da empresa, dada pelos desvios padrões dos lucros operacionais e EBITDA, além do componente de qualidade da dívida com sinal negativo. Trata-se, portanto, de *proxy* de “risco operacional”;
- Fator 9 (F9_Hotmktstock): os componentes positivos de política governamental expansionista (o que implica numa expectativa maior de crescimento das firmas) e dos retornos maiores tanto do índice Bovespa quanto da ação da própria empresa apontam para um “*hot market* de emissão de ações”.

Algumas variáveis, entretanto, não foram incorporadas a nenhum fator. Entre elas, as *proxies* para oportunidades de crescimento (VARTA_{it} e MTB_{it}), importantes para medir questões de agência e de ciclo de vida; qualidade da governança (SEG_N2_{it}), singularidade (SALES_REV_{it}), distribuição (DISTRIB_{it} e VARE_REV_{it}), liquidez contábil (LIQA_{it}), custo da dívida (KD_{it}) e idade das firmas (AGE_{it} e IPOAGE_{it}). Essas variáveis, assim como as variáveis setoriais, foram então consideradas isoladamente nas regressões (embora como será visto, somente o custo da dívida, foi significativo).

3.2 Dynamic Trade-Off

A variação no nível de endividamento da empresa é função de sua dinâmica rumo ao nível de endividamento meta. O modelo de ajuste parcial proposto por Flannery & Rangan (2006) é dado pela equação (2):

$$D_{i,t} - D_{i,t-1} = \gamma(D_{i,t}^* - D_{i,t-1}) + e_{i,t} \quad (2)$$

onde:

$D_{i,t}$ = endividamento da firma i , no período atual (t);

$D_{i,t-1}$ = endividamento da firma i no período anterior ($t - 1$);

$D_{i,t}^*$ = meta de endividamento da firma i no período atual (t).

A cada período, as empresas alcançam uma proporção γ do *gap* entre seu nível atual e o nível desejado de endividamento. Portanto, a dinâmica do ajustamento pode ser capturada por γ . Se $\gamma = 1$, o ajuste é perfeito e imediato. Se $\gamma < 1$, há custos de ajustamento e a empresa não altera seu nível de endividamento em busca do ótimo de forma completa (Flannery & Rangan 2006).

O endividamento meta ($D_{i,t}^*$) é não observável, mas, com base nas teorias de *Trade-Off*, a estrutura meta guarda uma relação composta por diversas características das empresas, assimetrias, relacionamentos de agência, características do setor, de governança, entre outros, capazes de gerar custos e benefícios ao endividamento. Essa relação é expressa pela equação (3):

$$D_{i,t+1}^* = \beta X_{i,t} + u_{i,t} \quad (3)$$

onde $D_{i,t+1}^*$ é o endividamento meta no período seguinte e $X_{i,t}$ é o vetor de características relacionadas aos custos e benefícios de estar operando em determinado nível de endividamento.

Substituindo (3) em (2) e reorganizando, tem-se um modelo passível de ser estimado em uma única expressão, apresentada na equação (4):

$$D_{i,t} = (\gamma\beta)X_{i,t-1} + (1-\gamma)D_{i,t-1} + \epsilon_{it} \quad (4)$$

Obtendo-se o valor de $(1-\gamma)$, pode-se calcular o grau de ajustamento em relação à meta de endividamento (γ).

O modelo foi estimado pelo Método de Variáveis Instrumentais (*Instrumental Variables – IV*) em primeira diferença (*First Difference – FD*). Como destacam Anderson & Hsiao (1982), no modelo em diferenças, instrumentalizando a variável dependente defasada com a sua segunda diferença (variável segunda defasagem = $\Delta D_{i,t-2} = D_{i,t-2} - D_{i,t-3}$), ao tratar os dados em primeira diferença, elimina-se o efeito fixo; ao instrumentalizar a variável dependente defasada, com instrumento adequado, obtêm-se estimadores consistentes mesmo na presença de endogeneidade.

O instrumento proposto, a segunda diferença da variável defasada, apresenta-se adequado, pois há correlação elevada com variável original e, por construção, é não correlacionado com o erro. Fatores não observáveis que influenciam simultaneamente o endividamento atual e as demais variáveis exógenas contemporâneas (o termo de erro), não podem influenciar variáveis cujos valores foram definidos no passado, como a segunda diferença do endividamento defasado.

Foram ainda inseridas *dummies* trimestrais para controlar o efeito de choques macroeconômicos e evitar o enviesamento do estimador de erro padrão em função de correlação dos erros, e utilizada a correção de erros agrupados por empresa para o cálculo do erro padrão (*clustered standard errors* no nível da empresa), evitando distorções do erro padrão e da estatística t em razão de heterocedasticidade e autocorrelação dos erros do modelo.

Para inserir o Multiplicador Financeiro Setorial (MFS), que é anual, no modelo com variáveis observadas trimestralmente, foi criada uma variável de interação entre o endividamento da firma i no tempo t e o MFS do setor j a que a firma pertence no tempo t ($MFS_{jt} \times D_{it}$).

Estratégia semelhante foi adotada por Cook & Tang (2010) para avaliar o efeito de variáveis macroeconômicas no grau de ajustamento da estrutura de capital e por Zappa (2011) para avaliar o efeito da Governança Corporativa no grau de ajustamento.

Tal variável de interação, inserida no modelo defasada em um período, representa a sensibilidade da empresa i , dado seu estoque de financiamento D , ao fluxo de fundos ao setor j provido pelo setor financeiro (MFS).

De modo a avaliar os efeitos separados do endividamento em $t-1$ e do MSF, os modelos foram estimados primeiro apenas com a variável dependente defasada e, posteriormente, com ela e a variável de interação.

A primeira estimação irá fornecer o grau de ajustamento da estrutura de capital das empresas brasileiras sem considerar a sensibilidade setorial. Este será o parâmetro utilizado para verificar o grau de ajustamento da estrutura

de capital setorial, considerando o MFS interagindo com o endividamento defasado.

Inicialmente, a matriz de variáveis foi composta por constructos teóricos representados pelos 9 fatores latentes encontrados via Análise Fatorial, mais 9 variáveis individuais, mais as 8 variáveis setoriais, incluindo a variável de interação entre o MFS e endividamento. As variáveis explicativas foram consideradas na sua primeira defasagem.

Posteriormente, por *stepwise* foram sendo excluídas as variáveis que não apresentavam significância (estatística t) no modelo estimado pelo Método de Variáveis Instrumentais em primeiras diferenças.

Dentre os fatores, dois não se mostraram significativos (indicadores de tamanho, $f3$ -SIZE e indicadores de concentração de propriedade, $f6$ -CONC). Dentre as variáveis a nível da firma, apenas uma se apresentou significativa ($\text{Custo} = \text{KD}_{it}$) e dentre as variáveis setoriais apenas uma se apresentou significativa ($\text{Alavancagem Setorial} = \text{ALAVSET}_{it}$).

Além da variável endividamento defasada, instrumentalizada pela segunda diferença, e a variável de interação entre o MFS e endividamento, o modelo final contou com 9 variáveis explicativas, sendo 7 fatores, 1 variável em nível da firma e 1 variável em nível de setor. As estatísticas descritivas das variáveis explicativas mantidas no modelo, são apresentadas na Tabela 5.

Tabela 5: Estatísticas descritivas das variáveis explicativas

Variável Explicativa	N. Obs	Média	Desvio Padrão	Mín	Máx
D_{t-1}	7088	2,25	15,71	0,00	427,82
F1_Fcf	7095	-0,005	1,26	-54,85	14,76
F3_Bluechipness	7095	-0,02	1,03	-2,85	15,37
F4_Tang	7095	0,001	0,20	-0,20	11,98
F5_Profit	7095	-0,01	1,25	-100,24	9,42
F7_Hotmktdebt	7095	-0,06	0,58	-1,77	2,94
F8_Risk	7095	-0,11	0,95	-3,27	3,83
F9_Hotmktstock	7095	0,33	1,09	-2,19	11,11
KD	6936	1,92	94,66	-2,60	6.360,25
ALAVSET	7095	2,26	4,42	0,00	40,13
$\text{MSF}_{t-1} * D_{t-1}$	7088	0,15	1,44	0,00	48,58

Fonte: Elaboração própria.

4 Resultados

O resultado da estimação do modelo de DTO é apresentado na Tabela 6, com e sem a consideração do MFS. O grau de ajustamento das empresas brasileiras em direção à estrutura ótima é positivo, significativo e está entre 0 e 1 em todas as modelagens, indicando que há custos de ajustamento, pois as empresas da amostra não alteraram seu nível de endividamento em busca do ótimo de forma completa⁹

⁹Foram realizados dois testes de robustez, nos quais o sinal do MSF se manteve: (1) estimação com dados anuais, inserindo o MSF sem interação nas regressões e (2) estimação considerando como variável independente apenas o endividamento em $t-1$ e, posteriormente, inserindo a variável interagindo com o MSF. Nesse segundo teste, a diferença entre os coeficientes da variável 'endividamento em $t-1$ ' nas 2 estimações reflete o efeito do multiplicador sobre o padrão de endi-

Tabela 6: Estimação do modelo de *Dinamic Trade-Off*. A variável dependente é o endividamento por unidade de ativo total. As variáveis independentes estão em primeira defasagem. Foram inseridas *dummies* trimestrais e correção para heterocedasticidade. Nas estimações realizadas por Variáveis Instrumentais em Primeira Diferença (IV FD), o instrumento é a segunda defasagem da variável dependente. São apresentadas as estimações com e sem o Multiplicador Financeiro Setorial interagindo com endividamento defasado ($MFS_{t-1} \times D_{t-1}$). A estatística t é apresentada entre parênteses abaixo do coeficiente estimado, sinalizada com a indicação do nível de significância, sendo * a 10%, ** a 5% e *** a 1%.

Dt	IV FD sem MFS	IV FD com MFS
D_{t-1}	0,32* (2,27)	0,77** (2,77)
F1_Fcf _{t-1}	0,50*** (3,69)	0,81*** (3,76)
F3_Bluechipness _{t-1}	1,69*** (5,76)	2,12*** (5,40)
F4_Tang _{t-1}	-28,59*** (-6,88)	-37,33*** (-5,53)
F5_Profit _{t-1}	-40,16*** (-7,16)	-50,98*** (-5,97)
F7_Hotmktdebt _{t-1}	4,06*** (7,72)	4,83*** (6,85)
F8_Risk _{t-1}	-1,51*** (-6,69)	-1,88*** (-5,92)
F9_Hotmktstock _{t-1}	0,28 (1,44)	0,52* (2,15)
KD _{t-1}	0,01*** (6,42)	0,01*** (5,39)
ALAVSET _{t-1}	0,14* (2,57)	0,09 (1,38)
(MSF _{t-1} *D _{t-1})	-	-4,71** (-3,39)
Constante	-0,11 (-1,48)	-0,18* (-2,07)
R2	0,79	0,82
Nº de Observações	5632	5632
Nº de Grupos	405	405
Nº de Períodos	17	17
Grau Ajust. Estrutura Ótima ($\gamma = 1 - b$)	0,68	0,23

Fonte: Elaboração própria.

Os fatores determinantes do endividamento se apresentaram significativos no modelo, indicando que as empresas aumentam o estoque de dívida em momentos de *hot market* no mercado de dívidas (Fator 7 positivamente correlacionado ao nível de endividamento), reforçando a hipótese de *Market Timing*, e que são mais endividadas as empresas em fase de maturidade (alta geração de fluxo de caixa, baixo risco e *bluechips*), confirmando hipóteses subjacentes à DTO.

A significância do Fator 1 (Fluxo de caixa livre) é convergente com a existência de problemas de agência do capital próprio, em que a dívida é utilizada para limitar o poder de expropriação da riqueza do acionista, mas também com a hipótese de complementaridade entre recursos internos e externos, proposta por Almeida & Campelo (2007). Importante lembrar que, no Brasil, um dos *covenants* mais utilizados para garantia da dívida é a razão despesas financeiras em relação ao fluxo de caixa operacional. Portanto, o aumento desse indicador reduz a restrição financeira das firmas.

Quanto ao Fator 3 ("*Bluechipness*"), a relação positiva observada corrobora a predição de que empresas mais bem avaliadas pelo mercado (menor assimetria) têm mais facilidade em obter recursos externos. O Fator 8 (Risco) negativamente relacionado ao endividamento também fortalece as predições da teoria de DTO, visto que maior risco implica em maiores custos para incrementos no nível de alavancagem.

O Fator 4 (Tangibilidade) se mostrou negativamente relacionado com o endividamento. Este comportamento pode ser explicado pela forte participação da variável de benefícios fiscais não decorrentes da dívida no fator (como depreciação, que é bastante correlacionada ao nível de ativos tangíveis). Conforme a DTO, empresas com mais benefícios fiscais não decorrentes da dívida teriam tendência em manter menores níveis de endividamento por obterem menos benefícios fiscais com seu uso. Oliveira et al. (2012) e Correa et al. (2013) também encontram relação negativa entre tangibilidade e endividamento para empresas brasileiras.

Também a variável de *turnover* (giro do ativo) tem forte presença no fator, sendo um dos componentes da lucratividade da firma e corroborando a relação negativa encontrada para o Fator 5 (Lucratividade). Nesse fator, encontram-se dois componentes de rentabilidade: o retorno operacional e o retorno do ativo. O resultado converge com a proposta da POT sem restrição. Resultado na mesma direção é observado em Perobelli & Fama (2003).

Dentre as variáveis individuais que não se alinham aos fatores, somente o custo da dívida (KD), se demonstrou significativo, positivamente relacionado ao nível de endividamento. Esses dois resultados (lucratividade e custo) indicam que empresas que não têm acesso a lucros acumulados fazem uso de endividamento para honrar suas obrigações sempre que possível, reforçando a hipótese original da POT.

A Tabela 7 resume o sinal encontrado na estimação para cada variável significativa e apresenta a teoria à qual o sinal se relaciona.

No modelo que não considera o MFS, o coeficiente estimado para a variável dependente defasada é 0,32, indicando um grau de ajustamento de 68% ao período, já no modelo que inclui o MFS interagindo com o endividamento, o coeficiente estimado para a variável defasada é 0,77 indicando um grau de

vidamento. No primeiro teste, a redução das unidades observacionais impediu a estimação por Variáveis Instrumentais em Primeira Diferença.

Tabela 7: Sinal estimado e teoria relacionada.

Fatores/Variáveis	Sinal Observado	Teoria Correspondente
F1 - Fluxo de caixa	+	DTO, PTO com restrição financeira
F3 - Bluechips	+	DTO
F4 - Tangibilidade	-	DTO
F5 - Lucratividade	-	POT original
F7 - <i>Hot market</i> dívidas	+	Market Timing
F8 - Risco	-	DTO
F9 - <i>Hot market</i> ações	+	Market Timing
KD	+	POT
Alavanc. Setorial	+	DTO
MFS	-	Restrição financeira

Fonte: Elaboração própria.

ajustamento de 23% ao período. Logo, a inclusão do indicador de sensibilidade aumenta a importância do coeficiente do estoque de dívida sobre o endividamento atual, gerando menor velocidade de ajustamento em direção a um novo nível de endividamento. Dessa forma a sensibilidade setorial pode ser considerada uma medida de restrição financeira.

No modelo que inclui o MFS, observa-se ainda que a variável alavancagem setorial não se apresenta significativa podendo indicar que o MFS exprime os efeitos das características setoriais.

O coeficiente estimado para a variável de interação é significativo e negativo, igual a -4,71. Considerando a derivada parcial, o coeficiente estimado para o endividamento no período anterior deve ser ajustado conforme expresso pela equação (5):

$$\beta_{D_{t-1}} = 0,77 - (4,71 \times MFS_{t-1}) \quad (5)$$

Assim, o grau de ajustamento da estrutura de capital, dada a equação (5) pode ser expresso pela equação (6):

$$\text{Grau de Ajustamento} = 1 - [0,77 - (4,71 \times MFS_{t-1})] \quad (6)$$

A Tabela 8 apresentam o grau de ajustamento da estrutura de capital das empresas brasileiras por setor de atividade econômica, por ano, e o valor médio dos 5 anos, calculado conforme a equação (6), organizados em ordem crescente de MFS.

Como se pode observar, setores com menor MFS apresentam menores graus de ajustamento da estrutura de capital e setores com maiores MFS apresentam maiores graus de ajustamento da estrutura de capital. Entretanto, considerando a inclusão do MFS na equação de ajustamento, ele aumenta a importância do estoque de dívida e diminui o grau de ajustamento da média das empresas, podendo ser considerado uma medida de restrição.

5 Considerações Finais

O objetivo deste trabalho foi avaliar se a sensibilidade setorial a choques exógenos na demanda agregada sobre o setor de intermediação financeira afeta o grau de ajustamento da estrutura de capital de empresas não financeiras brasileiras.

Tabela 8: Grau de ajustamento da estrutura de capital por setor

Setores	2005	2006	2007	2008	2009	Média
Educação pública	0,23	0,23	0,23	0,23	0,23	0,23
Saúde pública	0,24	0,23	0,23	0,23	0,23	0,23
Minério de ferro	0,24	0,24	0,24	0,24	0,24	0,24
Produtos do fumo	0,25	0,25	0,25	0,25	0,25	0,25
Cimento	0,25	0,25	0,25	0,25	0,26	0,25
Tintas, vernizes, esmaltes e lacas	0,25	0,25	0,25	0,25	0,26	0,25
Outros da indústria extra-tiva	0,25	0,25	0,25	0,25	0,26	0,25
Defensivos agrícolas	0,26	0,25	0,26	0,26	0,26	0,26
Produtos e preparados químicos diversos	0,26	0,26	0,25	0,26	0,26	0,26
Eletrodomésticos	0,26	0,26	0,26	0,26	0,26	0,26
Aparelhos/instrumentos médico-hospitalar, medida e óptico	0,26	0,26	0,26	0,26	0,26	0,26
Produtos de madeira - exclusive móveis	0,27	0,26	0,26	0,27	0,27	0,27
Álcool	0,26	0,26	0,27	0,27	0,27	0,27
Caminhões e ônibus	0,27	0,26	0,26	0,27	0,28	0,27
Outros equipamentos de transporte	0,27	0,27	0,27	0,27	0,28	0,27
Metalurgia de metais não-ferrosos	0,27	0,28	0,28	0,27	0,28	0,28
Máquinas para escritório e equipamentos de informática	0,27	0,28	0,27	0,27	0,28	0,28
Artefatos de couro e calçados	0,28	0,27	0,28	0,28	0,27	0,28
Fabricação de resina e elastômeros	0,29	0,28	0,28	0,28	0,27	0,28
Perfumaria, higiene e limpeza	0,28	0,28	0,28	0,28	0,29	0,28
Administração pública e seguridade social	0,28	0,28	0,29	0,29	0,28	0,28
Produtos farmacêuticos	0,30	0,30	0,29	0,29	0,30	0,30
Outros produtos de minerais não-metálicos	0,29	0,30	0,29	0,30	0,32	0,30
Material eletrônico e equipamentos de comunicações	0,32	0,31	0,30	0,29	0,29	0,30
Serviços domésticos	0,30	0,30	0,30	0,30	0,31	0,30
Máquinas, aparelhos e materiais elétricos	0,31	0,31	0,31	0,31	0,32	0,31
Têxteis	0,32	0,32	0,32	0,31	0,31	0,32
Artigos do vestuário e acessórios	0,33	0,32	0,32	0,32	0,33	0,32
Serviços de manutenção e reparação	0,33	0,33	0,33	0,34	0,34	0,34

Fonte: Elaboração própria.

Tabela 8: Grau de ajustamento da estrutura de capital por setor (continuação)

Setores	2005	2006	2007	2008	2009	Média
Celulose e produtos de papel	0,35	0,34	0,34	0,34	0,33	0,34
Peças e acessórios para veículos automotores	0,35	0,34	0,34	0,35	0,36	0,35
Produtos químicos	0,36	0,34	0,35	0,35	0,34	0,35
Móveis e produtos das indústrias diversas	0,36	0,35	0,34	0,34	0,35	0,35
Fabricação de aço e derivados	0,35	0,34	0,35	0,36	0,34	0,35
Educação mercantil	0,36	0,36	0,35	0,34	0,35	0,35
Produtos de metal - exclusive máquinas e equipamentos	0,36	0,34	0,34	0,35	0,36	0,35
Artigos de borracha e plástico	0,36	0,35	0,35	0,35	0,36	0,35
Petróleo e gás natural	0,39	0,40	0,37	0,38	0,36	0,38
Máquinas e equipamentos, inclusive manutenção e reparos	0,37	0,37	0,38	0,39	0,41	0,38
Automóveis, camionetas e utilitários	0,37	0,37	0,39	0,39	0,43	0,39
Jornais, revistas, discos	0,42	0,40	0,39	0,39	0,38	0,40
Pecuária e pesca	0,42	0,40	0,40	0,41	0,42	0,41
Saúde mercantil	0,41	0,41	0,41	0,40	0,42	0,41
Serviços de alojamento e alimentação	0,43	0,45	0,45	0,44	0,48	0,45
Serviços prestados às famílias e associativas	0,52	0,51	0,49	0,49	0,52	0,51
Agricultura, silvicultura, exploração florestal	0,52	0,49	0,50	0,52	0,52	0,51
Refino de petróleo e coque	0,55	0,54	0,52	0,51	0,53	0,53
Eletricidade e gás, água, esgoto e limpeza urbana	0,63	0,62	0,59	0,58	0,60	0,60
Construção	0,74	0,72	0,67	0,67	0,93	0,75
Transporte, armazenagem e correio	0,77	0,75	0,74	0,77	0,82	0,77
Serviços imobiliários e aluguel	0,80	0,77	0,76	0,74	0,80	0,77
Alimentos e Bebidas	0,87	0,83	0,83	0,84	0,87	0,85
Serviços prestados às empresas	0,86	0,87	0,84	0,90	0,96	0,89
Serviços de informação	0,90	0,95	0,91	0,95	0,94	0,93
Comércio	1,06	1,07	1,10	1,12	1,27	1,13

Fonte: Elaboração própria.

Os efeitos de choques na intermediação financeira sobre a produção dos setores foram capturados pelos Multiplicadores Financeiros Setoriais (MFS), originados da abordagem da Matriz de Contabilidade Social e Financeira (MCSF). Os resultados apontaram que o efeito de choques da intermediação financeira sobre o produto no Brasil, diferenciados por setores, é relevante para a decisão de estrutura de capital, indicando que o MFS deve ser associado a uma medida de restrição, aumentando a importância do estoque de dívida e seu custo de carregamento.

Ao considerar o MFS interagindo com o endividamento defasado (estoque de endividamento), observou-se que a inclusão do indicador leva a um aumento, na média, do coeficiente do estoque de dívida passada sobre o endividamento atual, o que indica menor velocidade de ajuste das empresas em direção a um novo nível de endividamento. Em nível das firmas, entretanto, quanto maior a interação do setor produtivo com o setor financeiro, mais essa restrição é aliviada. Ou seja, setores com maiores multiplicadores (maior relacionamento com o setor de intermediação financeira) apresentam inércia menor que os demais em seu grau de ajustamento.

Quanto às demais variáveis significativas no modelo, observa-se que as empresas aumentam seu nível de endividamento em momentos de *hot market* no mercado de dívidas, reforçando a hipótese de *Market Timing*, e que são mais endividadas as empresas em fase de maturidade (alta geração de fluxo de caixa, baixo risco e *bluechips*). Por outro lado, o constructo 'Tangibilidade' (obtido por Análise Fatorial) se mostrou negativamente relacionado com o endividamento, provavelmente pela forte participação da variável de benefícios fiscais não decorrentes da dívida no fator (como depreciação, que é bastante correlacionada ao nível de ativos tangíveis) no constructo.

Também a variável de *turnover* (giro do ativo) tem forte presença nele, sendo um dos componentes da lucratividade da firma e corroborando a relação negativa encontrada para o constructo 'Lucratividade'. Por fim, o custo da dívida se demonstrou positivamente relacionado ao nível de endividamento. Os resultados relativos à lucratividade e custo da dívida indicam que empresas que não têm acesso a lucros acumulados fazem uso de endividamento para honrar suas obrigações sempre que possível, pressionando o custo de tal financiamento e reforçando a complementariedade entre as teorias de *trade-off* e *pecking order theory* (empresas captam recursos externos quando há escassez de recursos internos e de acordo com suas características, em especial as relacionadas às garantias a serem oferecidas).

Por fim, destaca-se que os resultados se limitam às empresas de capital aberto com ações negociadas na B3, que o período observado se limita à disponibilidade das MCSF e às limitações das técnicas utilizadas. Como a proposta é inovadora, sugere-se que trabalhos adicionais sejam realizados utilizando variáveis geradas pela metodologia insumo-produto, pois esta se baseia nos fluxos efetivamente realizados, imprime informações sobre restrição financeira e, portanto, podem ajudar no entendimento não somente das decisões de estrutura de capital, mas também de outras questões de finanças corporativas ainda não analisadas.

Referências Bibliográficas

- Almeida, H. & Campelo, M. (2007), 'Financial frictions and the substitution between internal e external funds', *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 45(3), 589–622.
- Anderson, T. W. & Hsiao, C. (1982), 'Formulation and estimation of dynamic models using panel data', *Journal of Econometrics* 18(1), 47–82.
- Baker, M. & Wurgler, J. (2002), 'Market timing and capital structure', *Journal of Finance* 57(1), 1–30.
- Berger, A. N. & Udell, G. F. (1998), 'The economics of small business finance: the roles of private equity and debt markets in the financial growth cycle', *Journal of Banking and Finance* 22, 613–673.
- Bradley, M., Jarrell, G. A. & Kim, E. H. (1984), 'On the existence of optimal capital structure: Theory and evidence', *Journal of Finance* 39(3), 857–880.
- Cook, D. O. & Tang, T. (2010), 'Macroeconomic conditions and capital structure adjustment speed', *Journal of Corporate Finance* 16, 73–87.
- Copat, R. & Terra, P. R. S. (2009), 'Estrutura de Capital Internacional: Comparando América Latina e Estados Unidos', *XXXIII Encontro Associação Nacional de Pesquisa em Administração*. São Paulo: Anpad.
- Correa, C. A., Basso, L. F. C. & Nakamura, W. T. (2013), 'A estrutura de capital das maiores empresas brasileiras: Análise empírica das teorias de *Pecking Order* e *Trade-Off*, usando panel data', *Revista de Administração Mackenzie* 14(4), 106–133.
- DeAngelo, H. & Masulis, R. W. (1980), 'Optimal capital structure under corporate and personal taxation', *Journal of Financial Economics* 8(1), 3–29.
- Durand, D. (1952), 'Cost of Debt and Equity Funds For Business: Trends and Problems of Measurement', Conference on Research in Business Finance. New York: National Bureau of Economic Research, p. 215-262.
- Fama, E. F. & French, K. R. (2002), 'Testing trade-off and pecking order predictions about dividends and debt', *The Review of Financial Studies* 15(1), 1–33.
- Fazzari, S. M., Hubbard, R. G., Petersen, B. C., Blinder, A. S. & Poterba, J. M. (1988), 'Financing constraints and corporative investments', *Brookings Papers on Economic Activity* 1, 146–206.
- Fischer, E. O., Heinkel, R. & Zechner, J. (1989), 'Dynamic capital structure choice: Theory and tests', *The Journal of Finance* 44, 19–40.
- Flannery, M. J. & Rangan, K. P. (2006), 'Partial adjustment toward target capital structures', *Journal of Financial Economics* 79(3), 469–506.
- Fluck, Z., Holtz-Eakin, D. & Rosen, H. S. (1998), 'Where does the money come from? The financing of small entrepreneurial enterprises', Metropolitan Studies program, Maxwell School of Citizenship and Public Affairs. Syracuse University.

- Frank, M. Z. & Goyal, V. K. (2003), 'Testing the pecking order theory of capital structure', *Journal of Financial Economics* **67**(2), 217–248.
- Guilhoto, J. J. M. (2004), 'Análise de insumo produto: Teoria e fundamentos'.
- Guilhoto, J. J. M., Sesso Filho, U. et al. (2005), Estimação da matriz insumo-produto a partir de dados preliminares das contas nacionais [estimation of input-output matrix using preliminary data from national accounts], Technical report, University Library of Munich, Germany.
- Hair, J. J. (1998), *Multivariate data analysis*, 5 edn, Englewood Cliffs, NJ: Prentice Hall.
- Harris, M. & Raviv, A. (1991), 'The theory of capital structure', *Journal of Finance* **46**(1), 297–355.
- Jensen, M. & Meckling, W. (n.d.), 'Theory of the firm: Managerial behavior, agency cost and ownership structure', *Journal of Financial Economics* . **3**(4), 305-360.
- Jiménez, J. I. C. (2007), '*Testes empíricos sobre market timing na estrutura de capital das empresas no Brasil*', São Paulo: IBMEC. (Tese de Doutorado).
- Kale, J. R. & Shahrur, H. (2007), 'Corporate capital structure and the characteristics of suppliers and customers', *Journal of Financial Economics* **83**(2), 321–365.
- Kayo, E. K. & Kimura, H. (2011), 'Hierarchical determinants of capital structure', *Journal of Banking & Finance* **35**(2), 358–371.
- La Porta, R., Lopez-de Silanes, F., Shleifer, A. & Vishny, R. W. (1998), 'Law and finance', *Journal of Political Economy* **106**(5), 1113–1155.
- Leontief, W. (1936), 'Quantitative input-output relations in the economic system of the United States', *Review of Economics and Statistics* **18**, 105–125.
- MacKay, P. & Philips, G. M. (2005), 'How does industry affect firm financial structures?', *The Review of Financial Studies* **18**(4), 1433–1466.
- Maksimovic, V. & Zechner, J. (1991), 'Debt, agency costs, and industry equilibrium', *The Journal of Finance* **46**(5), 1619–1643.
- Martins, H. C. & Terra, P. R. S. (2014), 'Determinantes nacionais e setoriais da estrutura de capital na América Latina', *Revista de Administração e Contabilidade* **18**, 577–597.
- Miller, R. & Blair, P. (2009), *Input-Output Analysis*, 2 edn, Cambridge: Cambridge University Press.
- Miyazawa, K. (1976), 'Input-output analysis and the structure of income distribution', Berlin: Springer.
- Modigliani, F. & Miller, M. (1958), 'The cost of capital, corporation finance, and the theory of investment', *American Economic Review* . **48**(3), 261–297.
- Modigliani, F. & Miller, M. (1963), 'Corporate income taxes and the cost of capital: a correction', *American Economic Review* **53**(3), 433–443.

Myers, S. C. (1984), 'The capital structure puzzle', *Journal of Finance* **39**(3), 574–592.

Myers, S. & Majluf, N. (1984), 'Corporate financing and investments decisions when firms have information that investors do not have', *Journal of Financial Economics* . **13**(2), 187–221.

Oliveira, G. R., Tabak, B. M., Resende, J. G. & Cajueiro, B. O. (2012), 'Determinantes da estrutura de capital das empresas brasileiras: uma abordagem em regressão quantílica', Brasília: Banco Central do Brasil. (Trabalhos para Discussão).

Perobelli, F. F. C. & Fama, R. (2003), 'Fatores determinantes da estrutura de capital para empresas latino-americanas', *Revista de Administração Contemporânea* **7**, 9–35.

Rajan, R. & Zingales, L. (1995), 'What do we know about capital structure? some evidence from international data', *Journal of Finance* **50**, 1421–1460.

Ross, S. A. (1977), 'The determination of financial structure: The incentive-signalling approach', *The Bell Journal of Economics* **8**(1), 23–40.

Schwartz, E. & Aronson, J. R. (1967), 'Some surrogate evidence in support of the concept of optimal financial structure', *Journal of Finance* **22**, 10–18.

Shyam-Sundars, L. & Myers, S. (1999), 'Testing static trade-off against pecking order models of capital structure', *Journal of Financial Economics* **51**, 219–244.

Silveira, A. M. (2004), 'Governança corporativa e estrutura de propriedade: Determinantes e relação com o desempenho das empresas no Brasil', São Paulo: Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade da Universidade de São Paulo. (Tese de Doutorado).

Titman, S. (1984), 'The effect of capital structure on a firm's liquidation decision', *Journal of Financial Economics* **13**(1), 137–151.

Titman, S. & Wessels, R. (1988), 'The determinants of capital structure choice', *Journal of Finance* **43**, 1–19.

Warner, J. (1977), 'Bankruptcy costs: Some evidence', *Journal of Finance* . **32**(2), 337–347.

Welch, I. (2011), 'Two common problems in capital structure research: The financial-debt-to-asset ratio and issuing activity versus leverage changes', *International Review of Finance* . **11**(1), 1–17.

Zappa, P. A. (2011), 'Governança corporativa e a velocidade de ajuste da estrutura de capital das empresas brasileiras', Rio de Janeiro: Fundação Getúlio Vargas. (Dissertação de Mestrado).

Informações aos autores

Objetivo e Escopo

A ECONOMIA APLICADA é uma publicação trimestral do Departamento de Economia da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto da Universidade de São Paulo, com uma linha editorial voltada exclusivamente para artigos científicos em economia aplicada. Tem por foco a publicação de trabalhos de análise econômica aplicada a problemas específicos, tanto de interesse do setor público como privado, e que contenham, particularmente, estudos quantitativos, cujos resultados possam aproximar a teoria da realidade. A interação entre trabalho empírico e teoria, análise e política econômica é, portanto, um importante diferencial da revista. A revista ECONOMIA APLICADA coloca-se como um espaço aberto para toda a comunidade acadêmica, nacional e internacional.

Política Editorial

Os artigos submetidos são avaliados inicialmente pelos Editores quanto a sua adequação à linha editorial da Revista. Uma vez aceita a submissão, o artigo é encaminhado para avaliação por pareceristas designados pelos Editores, no sistema double-blind.

Apresentação de Artigos

Os artigos submetidos para avaliação devem obedecer às seguintes normas:

1. Apresentar ineditismos no país e no exterior
2. Na primeira página devem constar o título do artigo, nome dos autores com endereço para contato e afiliação institucional, resumo com até 100 palavras em português e inglês, palavras chave, em português e inglês e classificação JEL.
3. Na versão para “avaliação”, basta um arquivo no formato pdf com todas as equações, tabelas e figuras no corpo do texto, e referências no final.
4. Caso o artigo venha a ser aceito para publicação, a equipe da revista contatará os editores para as atividades de editoração. Nessa ocasião serão requeridos os seguintes arquivos:
 - Arquivo fonte no formato \LaTeX .
 - Arquivo de referências bibliográficas no padrão \BibTeX .
 - Arquivo com as figuras em formato TIFF ou EPS.
 - Planilha eletrônica com todas as tabelas.

Responsabilidade e Direitos Autorais

Os autores que submeterem ou tiverem o artigo aceito para publicação na Revista ECONOMIA APLICADA declaram:

- Ter participado da concepção do artigo para tornarem públicas suas responsabilidades pelos seus conteúdos, que não omitiram quaisquer ligações ou acordos de financiamento entre autores e companhias que possam ter interesse na publicação deste artigo.
- Que o manuscrito é inédito e que o artigo, em parte ou na íntegra, ou qualquer outro artigo com conteúdo substancialmente similar, de sua autoria, não foi enviado à outra revista e não o será enquanto sua publicação estiver sendo considerada pela revista ECONOMIA APLICADA, que seja no formato impresso ou no eletrônico, exceto o descrito em anexo.
- Que a revista ECONOMIA APLICADA passa a ter os direitos autorais para a veiculação dos artigos, tanto em formato impresso como eletrônico a eles referentes, os quais se tornarão propriedade exclusiva da ECONOMIA APLICADA. É permitida a reprodução total ou parcial dos artigos desta revista, desde que seja explicitamente citada a fonte completa.

ISSN 1980-5330

Editor

Eliezer Martins Diniz

Associate Editors

Angelo Costa Gurgel	Edson Zambon Monte
Eliezer Martins Diniz	Fernando Antonio de Barros Júnior
Lízia de Figueirêdo	Reynaldo Fernandes
Sergio Naruhiko Sakurai	

Editorial Board

Affonso Celso Pastore USP	Antônio Barros de Castro UFRJ
Cássio F. Camargo Rolim UFPR	Cláudio Monteiro Considera UFF
Clélio Campolina Diniz CEDEPLAR	Denisard C. de Oliveira Alves USP
Eleutério F. S. Prado USP	Fernando de Holanda Barbosa FGV-UFF
Francisco Anuatti Neto USP/RP	Geoffrey J. D. Hewings University of Illinois
Geraldo Sant'ana de Camargo Barros ESALQ/USP	Gustavo Maia Gomes IPEA
José Marcelino da Costa NAEA/PA	José A. Scheinkman Princeton University
Marcelo Portugal UFRGS	Maria José Willumsen Florida International University
Márcio Gomes Pinto Garcia PUC/RJ	Mário Luiz Possas UFRJ
Paulo César Coutinho UnB	Paulo Nogueira Batista Júnior FGV/SP
Pierre Perron Boston University	Pedro Cesar Dutra Fonseca UFRGS
Ricardo R. Araújo Lima UnB	Robert E. Evenson Yale University
Roberto Smith UFCE	Rodolfo Hoffmann ESALQ/USP
Rogério Studart UFRJ	Russell E. Smith Washburn University
Sérgio Werlang FGV/RJ	Tomás Málaga FGV/SP
Victor Bulmer-Thomas University of London	Wilson Suzigan Unicamp