ppe pesquisa e planejamento econômico

volume 48
número 3
dez. 2018

PODER DE MERCADO E NÍVEL DE COMPETIÇÃO NO MERCADO DE EMPRÉSTIMO BANCÁRIO BRASILEIRO
Marcelo Ranieri Cardoso
Paulo Furquim de Azevedo
Klenio Barbosa

A CONTRIBUIÇÃO DOS RICOS PARA A DESIGUALDADE DE RENDA NO BRASIL
Marcos Hecksher
Pedro Luis do Nascimento Silva
Carlos Henrique Corseuil

ANÁLISE DO EFEITO DA FAMÍLIA, DA ESCOLA E DO ESTADO SOBRE O CONSUMO DE DROGAS DOS ALUNOS NAS CAPITAIS BRASILEIRAS
Kalinca Léia Becker

A DESONERAÇÃO DA FOLHA DE PAGAMENTOS: UMA APLICAÇÃO DO MODELO DE GERAÇÕES SOBREPOSTAS PARA O BRASIL
Carlos Eduardo de Freitas
Nelson Leitão Paes

NOVAS PERSPECTIVAS DECORRENTES DA DECOMPOSIÇÃO DA DESIGUALDADE DE RENDA BRASILEIRA: DESCOBRINDO UMA MAIOR RELEVÂNCIA PARA A FORMALIZAÇÃO
Janaína Rodrigues Feijó
João Mário Santos de França
Valdemar Rodrigues de Pinho Neto

VARIABILIDADE DO EFEITO *FLYPAPER* E FORÇA POLÍTICA: UMA ANÁLISE PARA OS MUNICÍPIOS BRASILEIROS
Glauber Marques Nojosa
Fabrício Carneiro Linhares

RESENHA DE *POR QUE O BRASIL CRESCE POUCO? DESIGUALDADE, DEMOCRACIA E BAIXO CRESCIMENTO NO PAÍS DO FUTURO*
Daniel Suliano

ipea

volume 48 | número 3 | dez. 2018

pesquisa e planejamento econômico ▪ ppe

ipea

Ministério do Planejamento, Desenvolvimento e Gestão
Ministro Esteves Pedro Colnago Junior

ipea Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada

Fundação pública vinculada ao Ministério do Planejamento, Desenvolvimento e Gestão, o Ipea fornece suporte técnico e institucional às ações governamentais – possibilitando a formulação de inúmeras políticas públicas e programas de desenvolvimento brasileiros – e disponibiliza, para a sociedade, pesquisas e estudos realizados por seus técnicos.

Presidente
Ernesto Lozardo

Diretor de Desenvolvimento Institucional
Rogério Boueri Miranda

Diretor de Estudos e Políticas do Estado, das Instituições e da Democracia
Alexandre de Ávila Gomide

Diretor de Estudos e Políticas Macroeconômicas
José Ronaldo de Castro Souza Júnior

Diretor de Estudos e Políticas Regionais, Urbanas e Ambientais
Constantino Cronemberger Mendes

Diretor de Estudos e Políticas Setoriais de Inovação e Infraestrutura
Fabiano Mezadre Pompermayer

Diretora de Estudos e Políticas Sociais
Lenita Maria Turchi

Diretor de Estudos e Relações Econômicas e Políticas Internacionais
Ivan Tiago Machado Oliveira

Assessora-chefe de Imprensa e Comunicação
Mylena Pinheiro Fiori

Ouvidoria: http://www.ipea.gov.br/ouvidoria
URL: http://www.ipea.gov.br

Pesquisa e Planejamento Econômico (PPE)
Publicação quadrimestral com análises teóricas e empíricas sobre uma ampla gama de temas relacionados à economia brasileira. Estabelecida em 1971 sob o título Pesquisa e Planejamento, PPE é publicada em abril, agosto e dezembro.

Corpo Editorial

Editor
Mauricio Cortez Reis

Coeditores
Marco A.F.H. Cavalcanti
José Gustavo Feres
Danilo Santa Cruz Coelho

Membros
Lauro Ramos (Ipea)
Eduardo Fiuza (Ipea)
Alexandre Xavier Ywata de Carvalho (Ipea)
Daniel da Mata (Ipea)
Carlos Viana de Carvalho (PUC-RJ)
Eduardo Rios Neto (CEDEPLAR-UFMG)
José Raimundo Carvalho (CAEN-UFC)
Marcelo Portugal (UFRGS)
Marco Bonomo (Insper)
Mônica Viegas de Andrade (CEDEPLAR-UFMG)
Rafael Coutinho Costa Lima (UFPE)
Renata Narita (FEA-USP)
Ricardo Paes de Barros (Insper)
Roberto G. Ellery (UnB)
Sergio Firpo (Insper)
Vladimir Ponczek (EESP-FGV/SP)

Secretária Executiva
Thamires Fernandes da Silva

© Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada – **ipea** 2018

Pesquisa e Planejamento Econômico v. 1 – n.1 – jun. 1971.

Rio de Janeiro: Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada, 1990 – v. – quadrimestral.

Título anterior: Pesquisa e Planejamento v. 1, n. 1 e 2, 1971

Periodicidade anterior: semestral de 1971–1975.

1. Economia – Pesquisa – Periódicos. 2. Planejamento Econômico – Brasil. I. Brasil. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada.

ISSN - 0 100-0551 CDD 330.05
33(81) (05)

As opiniões emitidas nesta publicação são de exclusiva e inteira responsabilidade dos autores, não exprimindo, necessariamente, o ponto de vista do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada ou o do Ministério do Planejamento, Desenvolvimento e Gestão.

É permitida a reprodução dos textos deste volume e dos dados nele contidos, desde que citada a fonte. Reproduções para fins comerciais são proibidas.

SUMÁRIO

PODER DE MERCADO E NÍVEL DE COMPETIÇÃO NO MERCADO DE EMPRÉSTIMO BANCÁRIO BRASILEIRO 7
Marcelo Ranieri Cardoso
Paulo Furquim de Azevedo
Klenio Barbosa

A CONTRIBUIÇÃO DOS RICOS PARA A DESIGUALDADE DE RENDA NO BRASIL 33
Marcos Hecksher
Pedro Luis do Nascimento Silva
Carlos Henrique Corseuil

ANÁLISE DO EFEITO DA FAMÍLIA, DA ESCOLA E DO ESTADO SOBRE O CONSUMO DE DROGAS DOS ALUNOS NAS CAPITAIS BRASILEIRAS 65
Kalinca Léia Becker

A DESONERAÇÃO DA FOLHA DE PAGAMENTOS: UMA APLICAÇÃO DO MODELO DE GERAÇÕES SOBREPOSTAS PARA O BRASIL 87
Carlos Eduardo de Freitas
Nelson Leitão Paes

NOVAS PERSPECTIVAS DECORRENTES DA DECOMPOSIÇÃO DA DESIGUALDADE DE RENDA BRASILEIRA: DESCOBRINDO UMA MAIOR RELEVÂNCIA PARA A FORMALIZAÇÃO 113
Janaína Rodrigues Feijó
João Mário Santos de França
Valdemar Rodrigues de Pinho Neto

VARIABILIDADE DO EFEITO *FLYPAPER* E FORÇA POLÍTICA: UMA ANÁLISE PARA OS MUNICÍPIOS BRASILEIROS 137
Glauber Marques Nojosa
Fabrício Carneiro Linhares

RESENHA BIBLIOGRÁFICA

RESENHA DE *POR QUE O BRASIL CRESCE POUCO? DESIGUALDADE, DEMOCRACIA E BAIXO CRESCIMENTO NO PAÍS DO FUTURO* 165
Daniel Suliano

CONTENTS

MARKET POWER AND COMPETITION INTENSITY IN THE BRAZILIAN MARKET OF BANKING LOAN 7
Marcelo Ranieri Cardoso
Paulo Furquim de Azevedo
Klenio Barbosa

TOP INCOME CONTRIBUTION FOR INCOME INEQUALITY IN BRAZIL 33
Marcos Hecksher
Pedro Luis do Nascimento Silva
Carlos Henrique Corseuil

ANALYSIS OF THE EFFECT OF FAMILY, SCHOOL AND STATE ON STUDENTS' DRUG CONSUMPTION IN BRAZILIAN CAPITALS 65
Kalinca Léia Becker

THE EXEMPTION OF PAYROLL: AN APPLICATION OF THE OVERLAPPING GENERATIONS MODEL TO BRAZIL 87
Carlos Eduardo de Freitas
Nelson Leitão Paes

NEW PERSPECTIVES FROM THE DECOMPOSITION OF BRAZILIAN INCOME INEQUALITY: FINDING A GREATER IMPORTANCE OF FORMALIZATION 113
Janaína Rodrigues Feijó
João Mário Santos de França
Valdemar Rodrigues de Pinho Neto

THE SIZE OF THE FLYPAPER EFFECT AND POLITICAL STRENGH: AN ANALISYS FOR BRAZILIAN MUNICIPALITIES 137
Glauber Marques Nojosa
Fabrício Carneiro Linhares

BIBLIOGRAPHIC REVIEW

***POR QUE O BRASIL CRESCE POUCO? DESIGUALDADE, DEMOCRACIA E BAIXO CRESCIMENTO NO PAÍS DO FUTURO* 165**
Daniel Suliano

PODER DE MERCADO E NÍVEL DE COMPETIÇÃO NO MERCADO DE EMPRÉSTIMO BANCÁRIO BRASILEIRO

Marcelo Ranieri Cardoso[1]
Paulo Furquim de Azevedo[2]
Klenio Barbosa[3]

Este artigo estima empiricamente os efeitos de poder de mercado sobre a oferta de empréstimos dos bancos, separando os efeitos decorrentes de poder de mercado unilateral (específico à firma) e de poder de mercado coordenado (decorrente da intensidade de concorrência no mercado relevante) e os efeitos de diferenciais de eficiência decorrentes do aproveitamento de economias de escala. Por meio de microdados do setor bancário brasileiro para o período de 1999 a 2010, mostramos que, quanto maior a intensidade de concorrência, maior é a oferta de empréstimos. Adicionalmente, os resultados revelam que o aumento da participação de mercado de um conglomerado financeiro está associado a um aumento mais do que proporcional na oferta de empréstimos bancários (efeito de economias de escala/escopo), mas que tal efeito é mitigado quanto menor o nível de concorrência. Os resultados são robustos para diferentes medidas de intensidade de concorrência, sejam elas estruturais (índice Herfindahl-Hirschman – HHI), sejam comportamentais, derivadas do modelo de Panzar-Rosse (1987).

Palavras-chave: concorrência; poder de mercado; economias de escala; oferta de empréstimos bancários.

MARKET POWER AND COMPETITION INTENSITY IN THE BRAZILIAN MARKET OF BANKING LOAN

This paper estimates empirically the effects market power on bank loan supply, disentangling the effects of unilateral market power (specific to each firm), coordinated market power (due to the level of competition in the banking industry) and effects of efficiency gains due to economies of scale. By means of micro data from the Brazilian banking industry for the period from 1999 to 2010, we show that market power is associated to lower levels of bank loan supply. Moreover, we provide evidence that an increase in the market share is associated to a more than proportional increase in bank loans (scale economy effect). This effect is higher when competition is more intense, indicating that the positive effect of larger banks is mitigated by the exercise of market power. Our findings are robust to different measurements of competition, both based on market structure (Herfindahl-Hirschman index) or based on banking conduct, derived from the Panzar and Rosse (1987)'s model.

Keywords: competition; market power; economies of scale; bank loan supply.

JEL: L1; L4; L80.

1. Doutor em economia pela Escola de Economia de São Paulo da Fundação Getulio Vargas (EESP/FGV). Professor de economia na Universidade Presbiteriana Mackenzie e na Pontifícia Universidade Católica de São Paulo (PUC-SP). *E-mail*: <m.ranieri@uol.com.br>.

2. *Senior fellow* no Instituto de Ensino e Pesquisa (Insper). *E-mail*: <paulofa1@insper.edu.br>.

3. Professor assistente de economia no Insper. *E-mail*: <kleniosb@insper.edu.br>.

1 INTRODUÇÃO

O processo de concentração de mercado, sobretudo aquele decorrente de fusões e aquisições, tem efeitos dúbios sobre o bem-estar social. De um lado, o aumento de concentração pode facilitar o exercício unilateral e coordenado de poder de mercado, mas, de outro, tipicamente uma fusão proporciona ganhos de eficiência, que podem ser suficientes para mais do que compensar perdas decorrentes da redução da concorrência (Mueller, 2004). Esta relação está na base do exame dos efeitos de fusões em geral, mas é especialmente interessante no caso do setor bancário, em que a concentração pode ter efeitos sistêmicos positivos.

O sistema de intermediação financeira brasileiro foi alvo de diversas fusões ao longo da primeira década de 2000, motivadas por quatro elementos principais: mudanças no sistema de pagamentos brasileiro,[4] redução das taxas de juros básicas, maior participação de grupos financeiros estrangeiros e a Crise Financeira de 2008. Este movimento inspirou estudos que, de um modo geral, concluem que houve elevação da concentração e que predomina um sistema de competição do tipo concorrência monopolística, em que as firmas possuem algum poder de mercado (Lucinda, 2010; Nakane e Rocha, 2010; Divino e Silva, 2010). Tais estudos, entretanto, ainda não avaliam as consequências do processo de concentração sobre o mercado de empréstimo bancário brasileiro, de modo a discriminar os efeitos de exercício unilateral de poder de mercado, de coordenação oligopolista e de ganhos de eficiência. Este é o tema a que se dedica este artigo.

A identificação dos efeitos da intensidade da concorrência sobre a eficiência do setor bancário não é direta. Por um lado, conforme destaca Chamberlin (1933), em um ambiente de concorrência monopolística as firmas (isto é, instituições bancárias) podem exercer poder de mercado por meio da elevação de preços e da diminuição da oferta de produto (isto é, empréstimos), levando a firma a operar em um nível ineficiente (subótimo) de produção. Além disso, uma maior concentração de mercado facilita um maior exercício coordenado de poder de mercado entre firmas concorrentes, o que também induz uma redução do nível de produção. Por outro lado, em mercados em que existem economias de escala no processo produtivo, como é o caso do setor bancário, um aumento da concentração de mercado e uma concomitante redução da concorrência podem permitir a diminuição de custos e, por consequência, a expansão da produção das firmas. Com o objetivo de explorar tais economias que são crescentes na quantidade produzida, as firmas aumentam a produção.

Este artigo propõe um método para identificar empiricamente estes três efeitos (exercício unilateral de poder de mercado, exercício coordenado de poder

4. Esta reformulação, a partir de 2002, criou a transferência eletrônica disponível (TED), em tempo real, e fez com que bancos pequenos não fechassem mais o caixa negativo, colaborando para a incorporação destes aos grupos maiores.

de mercado e economias de escala) sobre o volume de empréstimos bancários, o principal produto ofertado pelas instituições bancárias. Adicionalmente, por meio de microdados do setor bancário brasileiro para o período de 1999 a 2010, são estimadas as magnitudes desses três efeitos sobre o volume de empréstimos dos bancos no Brasil.

Os resultados indicam que, quanto maior a intensidade de concorrência, maior é a oferta de empréstimos. Adicionalmente, revelam que o aumento da participação de mercado de um conglomerado financeiro está associado a um crescimento mais do que proporcional na oferta de empréstimos bancários (efeito de economias de escala/escopo), mas que tal efeito é mitigado quanto menor o nível de concorrência, indicando exercício de poder de mercado. Os resultados são robustos para diferentes medidas de intensidade de concorrência, sejam elas estruturais (índice Herfindahl-Hirschman – HHI), sejam comportamentais, derivadas do modelo de Panzar-Rosse (1987).

Além desta introdução, este artigo apresenta, na próxima seção, questões comuns para mensurações dos efeitos da concorrência no setor bancário, seguida pela discussão sobre abordagens de fronteira de produção, na seção 3, e pela apresentação de metodologia e resultados empíricos, nas seções 4 e 5. Por fim, considerações finais sobre os efeitos de concorrência no volume de empréstimos são apresentadas na seção 6.

2 QUESTÕES COMUNS PARA MENSURAÇÃO DOS EFEITOS CONCORRENCIAIS NO SETOR BANCÁRIO

Mensurações sobre os efeitos da intensidade de concorrência no setor bancário podem ajudar órgãos reguladores a desenvolver melhores parâmetros na discussão e na gestão da regulação concorrencial no setor. Há uma lacuna de modelos próprios para o setor e, principalmente, para a simulação de efeitos sobre a concorrência.

Para a sociedade, volumes maiores de empréstimos para financiamentos das atividades correntes ou de longo prazo, *via de regra*, são bem-vindos, desde que não impliquem modificação relevante nos níveis de risco, seja das carteiras individuais, seja de risco sistêmico. Maiores volumes de empréstimos são indicadores do desenvolvimento do próprio sistema financeiro e guardam relação direta com o crescimento econômico do país. Jayme Junior, Missio e Oliveira (2010) encontram para o Brasil evidências de uma relação positiva entre desenvolvimento financeiro e crescimento econômico, ainda que sua estratégia empírica não permita atribuir causalidade a esta relação. Um dos fundamentos para esse resultado é o papel do sistema de intermediação financeira em possibilitar alocações eficientes de recursos, podendo, assim, promover a produtividade do país e o crescimento econômico (Beck, Levine e Loayza, 2000).

Esses resultados, entretanto, dependem não apenas do grau de desenvolvimento do sistema financeiro, mas também de suas condições de concorrência. Essa relação não é simples e intuitiva, como pode parecer à primeira vista. Berger, Klapper e Turk-Ariss (2009), por meio de um painel para 23 países, revelam que o aumento do poder de mercado está associado a um maior nível de capital próprio dos bancos, o que teria por efeito gerar maior estabilidade sistêmica. Para o caso brasileiro, Divino e Silva (2010) também apontam que maior concentração favorece um maior nível de estabilidade do sistema financeiro. Por outro lado, o aumento de poder de mercado também afeta positivamente o grau de inadimplência.

Tabak, Craveiro e Cajueiro (2010) mostram evidências de causalidade entre eficiência dos bancos e nível de inadimplência, para o caso brasileiro, em que se verifica a esperada relação negativa entre estas variáveis. Porém, por meio do teste de causalidade de Granger, os autores apontam que a inadimplência não implica menor eficiência, havendo evidências de causalidade no sentido inverso. Em outras palavras, a precedência temporal dá-se no sentido da eficiência de cada banco para o seu nível de inadimplência.

Analisando a evolução da eficiência dos bancos brasileiros, Staub, Souza e Tabak (2009) demonstram que os fatores que têm a maior influência na distinção de nível de eficiência são os volumes de maus pagadores e a participação de mercado de cada banco. Assim, quanto menor a inadimplência na carteira de empréstimos do banco e quanto maior sua participação de mercado, mais eficiente deve ser o banco, resultado este consistente com o aproveitamento de economias de escala e de escopo em conglomerados financeiros.

Em síntese, há evidências na literatura de efeitos positivos do aumento do grau de concentração sobre o funcionamento do sistema de intermediação financeira, os quais contrastam com o argumento convencional de prejuízos decorrentes do exercício de poder de mercado. Essa literatura, entretanto, não analisa conjuntamente os vários efeitos que podem decorrer do aumento de participação de um banco, fruto, por exemplo, de fusões e aquisições. De um lado, a maior concentração de mercado resultante pode simultaneamente aumentar as condições de exercício unilateral e coordenado de poder de mercado e, por esta via, reduzir a oferta de empréstimos; de outro, o aumento de participação de mercado pode implicar ganhos de eficiência decorrentes de uma maior escala de atuação (Mueller, 2004). Identificar esses efeitos separadamente é a tarefa a que se propõe este artigo.

Na próxima seção é apresentada uma breve discussão sobre fronteira de produção aplicada ao setor bancário, que servirá de base para a aplicação empírica deste artigo.

3 MENSURAÇÃO DE FRONTEIRA DE PRODUÇÃO

A forma mais usual de definir uma função de produção da firma é determinar fatores de produção (*inputs*) e produtos (*outputs*). A aplicação deste conceito no setor bancário não é um trabalho trivial por diversas razões, entre as quais se destacam o banco ser um prestador de serviço multiproduto e a ausência de informações precisas sobre as estratégias intra e interfirmas sob a administração de conglomerados bancários. Essas dificuldades relacionam-se, respectivamente, às considerações sobre a forma funcional de estimações e sobre os dados necessários à mensuração das eficiências de escala e escopo.

Existem poucos trabalhos com a utilização de função de produção para mensurar os volumes dos produtos financeiros ofertados pelos bancos (por exemplo, empréstimos). Mais frequente é o uso da abordagem de fronteira eficiente para a determinação de eficiência de bancos. Nesses estudos, existem dois caminhos: *i)* métodos paramétricos, que especificam uma forma funcional; ou *ii)* não paramétricos, que constroem a fronteira a partir dos próprios dados. Não existe consenso sobre qual desses métodos utilizar, e ambos guardam vantagens e desvantagens. Entre os métodos de fronteira eficiente, mais popular tem sido a *data envelopment analysis* (DEA).[5]

Neste artigo, optamos por utilizar uma fronteira de produção clássica porque esta formulação traz diretamente todas as medidas estatísticas, em sua estimação, sobre a significância dos parâmetros e do modelo. Não se procura, portanto, a avaliação da distância de empresas em relação à fronteira de eficiência, mas verificar o efeito de variáveis relacionadas à existência de poder de mercado e ao tamanho relativo dos diversos bancos sobre o volume de empréstimos. Desse modo, realizamos testes sobre os efeitos relacionados ao poder de mercado e à eficiência na oferta de crédito.

Os trabalhos de Olley e Pakes (1996) e de Levinsohn e Petrin (2003) têm uma formulação da função de produção Cobb-Douglas em *logs* dada por:

$$y_{it} = \beta_0 + \beta_k.k_{it} + \beta_l.l_{it} + \omega_{it} + \in_{it}, \qquad (1)$$

onde y representa o *log* do *output* para o banco i, no instante t; k representa o *log* do capital; e l representa o *log* do trabalho, sendo ω_{it} e $\in_{it}$ choques de produtividade não observados.

Para Olley e Pakes (1996), a intenção desta formulação reside em transformar a variável em uma função inversa do investimento, juntamente ao nível de capital,

5. Os demais métodos possíveis para este tratamento de eficiência são: métodos da classe paramétrica – SFA (*stochastic frontier approach*), DFA (*distribution free approach*) e TFA (*thick frontier approach*) –; e dos não paramétricos: FDH (*free disposal hull*) e DEA. Berger e Humphrey (1997) e Tabak, Krause e Portella (2005) trazem uma lista de trabalhos que desenvolveram estudos principalmente com DEA ou SFA, sendo DEA a utilização mais popular.

para resolver problemas relacionados a viés de simultaneidade e de seleção amostral.[6] Esta metodologia tem como limitações o fato de a função investimento excluir observações com investimento zero e a ausência de informação completa para bancos falidos.

Levinsohn e Petrin (2003), por sua vez, argumentam que a função de produção pode revelar *markups*, retorno de escala e produtividade, mas pode ter problemas de simultaneidade, pois os instrumentos utilizados na estimação são fracamente correlacionados com as variáveis explicativas. Assim, deve ser utilizado como *input* intermediário de produção que possa controlar a produtividade não observada.

Revisitando esses dois trabalhos, Ackerberg, Caves e Frazer (2005) apresentam um *survey* de funções de produção contemplando os problemas apontados por Olley e Pakes (1996) e Levinsohn e Petrin (2003), de modo a sugerir uma metodologia que não sofra destes problemas de simultaneidade. A proposta destes autores é uma formulação de painel dinâmico.[7]

Com uma abordagem alternativa, Tecles e Tabak (2010) estimam a fronteira estocástica bayesiana, para o caso brasileiro, concluindo que maiores níveis de capitalização geram maior eficiência. O trabalho sugere que banco de grande porte é mais lucrativo e custo-eficiente, enquanto bancos públicos são custo-eficiente e lucro-ineficiente.

Neste artigo, iremos utilizar formulação semelhante à equação (1), tendo por variáveis de interesse os indicadores de concorrência e eficiência, e como controles as variáveis macroeconômicas relacionadas ao setor bancário. Além disso, usaremos *inputs* de produção como, por exemplo, depósitos, e as variáveis clássicas da formulação Cobb-Douglas, dadas por capital e trabalho, como será apresentado na próxima seção.

4 METODOLOGIA

A forma utilizada neste trabalho para extrair mensurações das interações de poder de mercado e vantagens de escala foi o desenvolvimento de função de produção, do tipo Cobb-Douglas, contendo variáveis de controle e variáveis de interesse que indicam o nível de concorrência. Assim, o formato-base é composto por uma quantidade (Q) de produto, que é obtida por meio da transformação de diferentes insumos. Uma forma comum de definição da função de produção é compor os insumos em capital (K) e trabalho (L), o que sugere uma função da seguinte forma:

6. Viés de simultaneidade seria dado, nesse caso, para a correlação da variável não observável de produtividade e a quantidade de insumos.

7. Nesta mesma linha de argumentação, Souza (2006) desenvolve condições para Levinsohn e Petrin (2003) sobre estrutura de concorrência monopolística. Yasar, Raciborski e Poi (2008) desenvolvem uma implementação em Stata para Olley e Pakes (1996).

$$Q = f(K, L). \tag{2}$$

Geralmente as variáveis K e L são definidas, respectivamente, por capital fixo e número de trabalhadores, mas utilizar apenas estas variáveis como insumos de produção acarretaria viés de omissão. Dessa forma, uma referência usual[8] para função de produção para a atividade de intermediação financeira é acrescentar a variável *funding* (F), representando todos os recursos disponíveis para empréstimos, o que nos leva a reescrever a forma geral da função de produção da seguinte forma:

$$Q = f(K, L, F). \tag{3}$$

Segundo Freixas e Rochet (2007), a instituição financeira, ao desenvolver a intermediação, tem diferentes *inputs* relacionados aos fatores e custos de produção, e tem como *outputs* os diferentes produtos financeiros que presta aos correntistas. Cabe também a observação de que depósitos são considerados insumos na atividade bancária, mas eventualmente podem ser pensados como um serviço prestado pelo banco.[9] Neste trabalho os depósitos são considerados *inputs* de produção, não sendo possível, por falta de informações, tratar as relações cruzadas dos depositantes, que, ao mesmo tempo, são poupadores.

As relações que pretendemos testar estão relacionadas aos efeitos de poder de mercado unilateral e coordenado sobre o volume de empréstimos bancários no Brasil. Para tanto, são necessárias medidas da intensidade de concorrência na indústria bancária, as quais, em interação com o porte de cada conglomerado financeiro, permitirão identificar separadamente os efeitos de poder de mercado unilateral e coordenado, bem como os efeitos decorrentes de ganhos de escala. As medidas de intensidade de concorrência podem ser de natureza estrutural, tomando-se por base informações relativas à estrutura da indústria bancária, ou de natureza comportamental, tomando-se por base observações relativas à conduta dos bancos, como, por exemplo, como precificam e ofertam seus serviços. Neste estudo, serão utilizadas duas medidas de intensidade de concorrência: o HHI, que mede o grau de concentração da indústria bancária, e a estatística H do modelo Panzar e Rosse (1987) (*H-PR*), que infere na intensidade de concorrência a partir da relação entre o comportamento de despesas e receitas dos conglomerados financeiros.[10]

8. Ver Tabak, Krause e Portella (2005) e Krause e Tabak (2004). Para uma referência a diversos outros trabalhos, ver Berger e Humphrey (1997).

9. Outra observação, também apontada em Freixas e Rochet (2007), diz respeito à dupla posição dos correntistas que operam suas atividades financeiras com os bancos, quando, ao mesmo tempo, são poupadores e tomadores de financiamentos. Assim, os efeitos relacionados às variações de taxas de juros dos empréstimos e de taxas de remuneração dos depósitos iriam depender do sinal da relação cruzada destes dois mercados.

10. Como medidas de concorrência de natureza comportamental, também poderiam ser utilizados os modelos de Boone (2008), de Bresnahan (1982) e de Lau (1982), conforme Cardoso, Azevedo e Barbosa (2016). Entretanto, a sua estimação não gerou valores robustos para subamostras com intervalos de três anos, como requer o presente estudo. Por este motivo, foram utilizadas apenas as estimações do modelo de Panzar-Rosse (1987).

Há vantagens e desvantagens no emprego de cada tipo de medida de intensidade de concorrência. Medidas estruturais, como o HHI, são largamente utilizadas, não são sensíveis a erros de especificação, mas não incorporam informações relevantes sobre o nível de rivalidade e de contestabilidade da indústria. A estatística *H-PR*, por sua vez, é obtida a partir da conduta dos bancos e, portanto, leva em consideração os aspectos de rivalidade da indústria, trazendo uma visão mais abrangente da intensidade de concorrência. Por outro lado, de acordo com o modelo original de Panzar e Rosse (1987), não é possível presumir uma relação monotônica entre a estatística *H-PR* e a intensidade de concorrência, o que é uma limitação para a estratégia empírica aqui proposta. O emprego dessas duas medidas diferentes de intensidade de concorrência atende ao propósito de testar a robustez dos resultados, a fim de identificar se estes são sensíveis a diferentes alternativas de mensuração da variável de interesse.

Dessa forma, a função de produção bancária será estimada para cada uma das duas diferentes medidas de intensidade de concorrência (isto é, *HHI* ou *H-PR*), conforme as equações (4) e (5), a seguir.

$$Q = f(K, L, F, Z, HHI) \tag{4}$$

e

$$Q = f(K, L, F, Z, H\text{-}PR). \tag{5}$$

A exemplo das especificações anteriores, as variáveis *K*, *L* e *F* correspondem, respectivamente, aos insumos capital, trabalho e *funding*. A variável *Z* corresponde aos controles que serão introduzidos na estimação da função de produção, como, por exemplo, taxa de juros da economia e crescimento econômico. Finalmente, as variáveis *HHI* e *H-PR* correspondem, respectivamente, às medidas de intensidade de concorrência de natureza estrutural e comportamental descritas acima. Ressalte-se que a equação (5) será testada por meio duas especificações distintas da estatística *H-PR*, uma das quais utilizada para garantir monotonicidade fraca, como será explicado na subseção 5.3. Dessa forma, são testadas três especificações do modelo: uma da equação (4) e duas da equação (5). Pretende-se, assim, identificar se os resultados são sensíveis à forma de mensurar a intensidade de concorrência.

A estratégia empírica para identificação dos efeitos de poder de mercado, em sua forma de exercício unilateral (específico a cada banco) ou coordenado (decorrente da intensidade de concorrência no mercado relevante), bem como os efeitos de ganhos de eficiência, consiste na interação entre a *proxy* de intensidade de concorrência e a participação de mercado de cada banco. O coeficiente associado à interação permite capturar o efeito de maior tamanho relativo em um ambiente de menor concorrência, sendo indicativo do efeito de exercício de poder de mercado unilateral.

O coeficiente associado à medida de intensidade de concorrência captura o efeito do poder de mercado coordenado, visto que independe do porte de cada banco individualmente. Finalmente, o coeficiente associado à participação de mercado capta o efeito líquido do tamanho relativo, controlado pelo poder de mercado unilateral e pelo grau de concorrência do mercado, expressando, desse modo, o efeito de eficiência que pode decorrer do maior porte relativo de cada banco.

Dessa forma, as variáveis de interesse nos testes serão três: *i)* o efeito isolado da intensidade de concorrência (indicando o efeito do exercício coordenado do poder de mercado); *ii)* o efeito cruzado de intensidade de concorrência e participação de mercado (indicando o efeito do exercício de poder de mercado de forma unilateral); e *iii)* o efeito isolado da participação de mercado (efeito relacionado à eficiência decorrente do aproveitamento de economias de escala, decorrentes do maior porte do banco).

Na próxima seção, são descritas as variáveis utilizadas, suas respectivas fontes e as estimações das especificações da função de produção aqui descritas.

5 RESULTADOS EMPÍRICOS

As informações sobre quantidades de empréstimos a que este trabalho se refere são consideradas como o volume total de operações de crédito e arrendamento mercantil dos bancos, por conglomerado financeiro, sem a segmentação de tipo de consumidor de empréstimo (pessoa física, pessoa jurídica ou demais modalidades). Os dados bancários utilizados correspondem às informações dos conglomerados financeiros (relatório 4040) disponibilizadas pelo Banco Central do Brasil (BCB). As séries de Selic e produto interno bruto (PIB) foram obtidas junto ao Ipea.

No quadro 1 consta o resumo da descrição das variáveis.

QUADRO 1
Variáveis utilizadas nas estimações dos efeitos de concorrência, poder de mercado e eficiência sobre o volume ofertado de empréstimos no setor bancário brasileiro

Variável	Descrição
Q	Volume de empréstimos
K_perm	Logaritmo do ativo permanente, utilizado como *proxy* de capital fixo
N_func	Logaritmo do número total de funcionários
VC_03	Razão entre "títulos e valores mobiliários" e "ativos totais"
VC_04	Razão entre "provisão para créditos e liquidações duvidosas" e "total de empréstimos"
SELIC	Taxa de juros Selic (em porcentagem ao mês)
PIB	PIB trimestral deflacionado
VC_08	$MARKET\ SHARE_{ATIVO} \cdot HHI_{ATIVO}$

(Continua)

(Continuação)

Variável	Descrição
VC_01	Índice de Basileia por banco
$(MS_i)_{CREDITO}$	Participação de mercado do banco *i* das operações de crédito totais do mercado, por trimestre
H-PR	Variável estimada pelo modelo Panzar-Rosse (1987)
Alfa_H-PR	Variável dada pelo inverso de *H-PR*; ou seja, *Alfa_H-PR* = [1/(*H-PR*)]
Dum_H-PR	Variável binária de *H-PR*: valor 1 se *H-PR* = 0; valor 0 caso contrário
Cn_{dep_vista}	Porcentagem acumulada do volume de empréstimos
HHICREDITO	HHI das operações de crédito totais do mercado, por trimestre
HHI_{dep_vista}	HHI dos depósitos à vista do mercado, por trimestre
DEP_VISTA	Logaritmo dos depósitos à vista
DEP_TOT	Logaritmo dos depósitos totais
N_AG	Número de agências

Elaboração dos autores.

5.1 Função de produção e variáveis de controle

Para avaliar a função de produção dos conglomerados bancários em relação aos volumes de empréstimos, foi realizado, inicialmente, um estudo de especificação de modelo. Nesse primeiro momento, não foram ainda introduzidas as variáveis relacionadas à intensidade de concorrência, mas apenas as especificações da função de produção na seguinte forma:

$$Q = f(K, L, F). \tag{6}$$

A principal forma funcional é dada pelos resultados do modelo (2) da tabela 1, e representada por:

$$\begin{aligned} LN(Q) = \beta_0 + \beta_1.K_{perm} + \beta_2.N_{func} + \beta_3.VC_{03} + \beta_4.VC_{04} \\ + \beta_5.Selic + \beta_6.PIB. \end{aligned} \tag{7}$$

Foram também acrescidas as variáveis relacionadas ao volume de depósitos e número de agências como *proxies* dos insumos de produção. Esses testes atendem a duas finalidades: *i)* discussão de uma forma geral de estimação da função de produção dada pela equação (7) antes da introdução das variáveis de intensidade de concorrência; e *ii)* a confirmação dos sinais dos parâmetros para o modelo geral da função de produção.[11] Os resultados seguem na tabela 1.

11. Uma forma alternativa que pode ser utilizada para corrigir possíveis problemas de endogeneidade da estimação da função de produção seria a utilização de método generalizado dos momentos (GMM) para construir identificação das variáveis do modelo. Uma boa referência neste assunto, com combinações das ideias de Hall (1986) e Olley e Pakes (1996), é Loecker e Warzynski (2009).

TABELA 1
Testes com as variáveis de controle da função de produção do volume de empréstimos bancários
(Variável dependente: *LN* do volume de empréstimos)

Variáveis	Modelo (1)	Modelo (2)	Modelo (3)	Modelo (4)	Modelo (5)
K_perm	0,070	0,068	0,068	0,070	0,071
	(0,018)***	(0,017)***	(0,017)***	(0,016)***	(0,016)***
N_func	0,787	0,697	0,620	0,544	0,576
	(0,032)***	(0,033)***	(0,036)***	(0,039)***	(0,037)***
VC_03	-0,008	-0,008	-0,008	-0,008	-0,008
	(0,001)***	(0,001)***	(0,001)***	(0,001)***	(0,001)***
VC_04	-0,011	-0,010	-0,010	-0,010	-0,010
	(0,002)***	(0,002)***	(0,002)***	(0,002)***	(0,002)***
SELIC	-0,375	-0,088	-0,085	-0,084	-0,087
	(0,029)***	(0,034)***	(0,035)**	(0,035)**	(0,034)**
PIB	-	0,834	0,525	0,514	0,685
		(0,070)***	(0,095)***	(0,095)***	(0,076)***
DEP_TOT	-	-	0,112	0,113	-
			(0,024)***	(0,024)***	
N_AG	-	-	-	0,112	0,079
				(0,023)***	(0,023)***
DEP_VISTA	-	-	-	-	0,072
					(0,014)***
Constante	-0,204	-0,424	-1,317	-1,126	-0,466
	(0,226)	(0,214)**	(0,263)***	(0,267)***	(0,218)**
Nº observações	3.830	3.830	3.723	3.723	3.830
Nº bancos	175	175	172	172	175
R^2 (*within*)	0,42	0,45	0,46	0,47	0,46

Elaboração dos autores.
Obs.: 1. Em parênteses estão os desvios-padrão robustos.
2. *, ** e *** = Significativo a 10%, a 5% e a 1%, respectivamente.

Note-se que todas as variáveis apresentam os sinais esperados e são robustas em relação às diferentes especificações do modelo. Tomando como base o modelo (2) da tabela 1, observa-se a esperada relação positiva entre os parâmetros estimados para (*K_perm*), (*N_func*) e (*PIB*), o que indica que acréscimos nestas variáveis estão associados a maiores volumes de empréstimos. Além disso, observa-se uma relação negativa dos parâmetros (*VC_03*), (*VC_04*) e (*SELIC*), o que indica, respectivamente, que aumentos dos volumes financeiros dos bancos em títulos e

valores mobiliários, dos volumes financeiros dos bancos destinados às provisões para créditos de liquidações duvidosas, e da taxa básica de juros Selic estão associados a uma redução no volume de empréstimos. Além disso, observa-se a esperada relação positiva entre o *PIB* e o aumento do volume de empréstimos.[12]

Uma vez concluídos os testes sobre especificações da função de produção, passa-se, a seguir, às estimações das relações entre poder de mercado e eficiência sobre o volume de empréstimos. Nas próximas seções, o modelo (2) da tabela 1 será utilizado como especificação básica da função de produção.

5.2 Estimação da função de produção com indicadores estruturais de intensidade de concorrência (HHI)

Conforme apresentado na seção 4, este estudo utiliza diferentes medidas da intensidade de concorrência para estimar os efeitos do poder de mercado, nas formas unilateral e coordenada, e de eficiência sobre o volume de empréstimos bancários. Nesta seção é apresentada a especificação da função de produção, em que é utilizada uma medida estrutural da intensidade de concorrência, o índice de concentração das operações de crédito totais, por trimestre ($HHI_{CREDITO}$). Para tanto, a função de produção foi estimada conforme a seguinte especificação:

$$Q = f(K, L, F, HHI). \tag{8}$$

Conforme já desenvolvido ao longo deste artigo, espera-se que um aumento do tamanho de um banco, *ceteris paribus* o tamanho do mercado (isto é, crescimento de sua participação de mercado), esteja associado a um maior volume de empréstimo bancário por parte dos conglomerados financeiros em razão de ganhos de escala obtidos por meio da expansão da base de clientes.[13] Ao mesmo tempo, o aumento da concentração (isto é, menor intensidade de concorrência) pode também apresentar um efeito negativo sobre o volume total de empréstimo, tanto no nível do mercado quanto no nível do conglomerado, por conta de redução da concorrência e consequente aumento do exercício de poder de mercado, seja unilateral, seja coordenado. A especificação a seguir procura separar tais efeitos, por meio da interação de medidas de concorrência – nesta primeira especificação, o *HHI* – e a participação de mercado.

12. A relação positiva entre PIB e volume de empréstimos decorre da esperada relação entre o nível de atividade econômica e a demanda por empréstimos bancários. Poder-se-ia argumentar também que esta relação pode se dar no sentido contrário, uma vez que volume de empréstimos pode aumentar a demanda agregada e, por esta via, causar o aumento do produto. Embora a hipótese de causalidade reversa seja admissível, não é o propósito deste exercício a atribuição de causalidade. Seu papel é o de mostrar que a relação entre insumos e produto na função de produção de empréstimos bancários é a esperada.

13. Nesse exemplo, o aumento de eficiência poderia decorrer de dois canais: *i)* base maior de clientes gera maiores volumes de venda dos diferentes produtos financeiros; e *ii)* base maior de clientes traz mais informação sobre a gestão da oferta de volume e taxas dos empréstimos.

A equação (8) será testada com a forma funcional:

$$LN(Q) = \beta_0 + \beta_1(HHI)_{CREDITO} + \beta_2(MS_i).(HHI)_{CREDITO} + \beta_3.(MSi) + \beta_4.K_{perm} + \beta_5.N_{func} + \beta_6 VC_{03} + \beta_7.VC_{04} + \beta_8.Selic + \beta_9.PIB, \quad (9)$$

onde os parâmetros de interesse são: *i)* $(HHI)_{CREDITO,}$ o efeito isolado de concentração – quanto mais concentrado o mercado (isto é, menor a intensidade de concorrência), menor deve ser o volume de empréstimos, o que representa o efeito decorrente do poder de mercado coordenado; *ii)* $(MS_i).(HHI)_{CREDITO,}$ interação entre concentração e participação de mercado, que captura o efeito relacionado ao uso de poder de mercado de forma unilateral; e *iii)* (MSi), o efeito isolado da participação de mercado, que captura os ganhos de eficiência, e, assim, induzir o conglomerado a ampliar o volume maior de empréstimos mais do que proporcionalmente em relação aos seus insumos.

A maior vantagem na utilização de *HHI* é a sua relação monotônica com o constructo de intensidade de concorrência, ou seja, maiores índices de concentração permitem presumir menores níveis de concorrência. Além disso, *HHI* é uma medida que requer informações disponíveis e de simples cálculo. Não se trata, contudo, de uma medida perfeita, visto que ignora elementos relevantes da rivalidade ou contestabilidade de poder de mercado que podem afetar o comportamento das firmas. Por este motivo, são utilizadas, nas seções subsequentes, medidas alternativas para o mesmo constructo de intensidade de concorrência.

A tabela 2 apresenta os parâmetros estimados para a interação entre intensidade de concorrência, tendo o *HHI* como *proxy*, e o volume de empréstimos. Nela são apresentadas cinco especificações, que procuram explorar a robustez dos resultados frente à inclusão ou não de dois tipos de variáveis de controle: *proxy* para o *input* na forma de depósitos – se depósitos à vista ou depósitos totais – e a sensibilidade dos resultados com relação ao nível de atividade econômica (*PIB*).

TABELA 2
Volume de empréstimos bancários em função de $HHI_{CREDITO}$ e $MARKET\ SHARE_{CREDITO}$
(Variável dependente: *LN* do volume de empréstimos)

Variáveis	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
$(HHI)_{CREDITO}$	-2,129*	-1,749	-2,110*	-1,672	-2,004*
	(1,233)	(1,275)	(1,237)	(1,185)	(1,147)
$(MS_i).(HHI)_{CREDITO}$	-3,526	-3,197	-2,989	-2,939	-2,975
	(3,489)	(3,292)	(3,378)	(3,338)	(3,362)
$(MS_i)_{CREDITO}$	14,970**	14,360**	13,910**	13,780**	13,870**
	(6,727)	(6,332)	(6,434)	(6,335)	(6,394)
K_perm	0,056	0,056	0,056	0,056	0,056
	(0,049)	(0,047)	(0,049)	(0,049)	(0,048)

(Continua)

(Continuação)

Variáveis	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
N_func	0,675***	0,610***	0,604***	0,608***	0,605***
	(0,102)	(0,103)	(0,112)	(0,111)	(0,112)
VC_03	-0,007***	-0,007***	-0,007***	-0,007***	-0,007***
	(0,002)	(0,002)	(0,003)	(0,003)	(0,003)
VC_04	-0,009**	-0,009**	-0,009**	-0,009***	-0,009**
	(0,004)	(0,004)	(0,004)	(0,004)	(0,004)
SELIC	-0,117**	-0,114**	-0,113**	-0,133**	-0,117**
	(0,053)	(0,051)	(0,052)	(0,052)	(0,047)
PIB	0,949***	0,780***	0,656**	-	0,454
	(0,235)	(0,259)	(0,269)		(0,281)
TendTrim	-	-	-	0,009**	0,003
				(0,004)	(0,006)
DEP_VISTA	-	0,072**	-	-	-
		(0,033)			
DEP_TOT	-	-	0,105*	0,105*	0,105*
			(0,059)	(0,059)	(0,059)
Constante	-0,160	-0,371	-1,004	-0,874	-0,957
	(0,693)	(0,680)	(0,732)	(0,753)	(0,747)
Nº observações	3.830	3.830	3.723	3.723	3.723
R^2 (*within*)	0,471	0,482	0,487	0,486	0,487
Nº bancos	175	175	172	172	172

Elaboração dos autores.
Obs.: 1. Em parênteses estão os desvios-padrão robustos.
2. *, ** e *** = Significativo a 10%, a 5% e a 1%, respectivamente.

Nos cinco modelos relacionados na tabela 2, os parâmetros da função de produção de empréstimos bancários apresentam os sinais esperados segundo a construção proposta na equação (9), sendo todos eles, com exceção do capital permanente, significantes. Esses parâmetros estimados são também bastante estáveis, independentemente da inclusão de depósitos à vista, depósitos totais, ou da substituição do nível de atividade econômica por uma tendência trimestral.

Os coeficientes associados às variáveis de interesse (*HHI*, *market share* e interação) indicam que há uma relação bastante robusta entre o tamanho da instituição financeira, controlada a intensidade de concorrência, e o volume de empréstimos, o que é consistente com a realização de economias de escala. Os resultados associados à intensidade de concorrência do mercado (isto é, de poder de mercado coordenado) corroboram o efeito esperado de redução da oferta de empréstimos conforme diminui a concorrência (isto é, aumenta o *HHI*), embora tal resultado seja significante apenas nas especificações (1), (3) e (5).

Finalmente, ao menos para a *proxy* estrutural de intensidade de concorrência, não se observam evidências de exercício de poder de mercado unilateral, capturado pela interação entre *HHI* e *market share*.

A variável de nível de atividade econômica (*PIB*), para a qual se espera um efeito positivo sobre o volume de empréstimos, é bastante correlacionada com o *HHI*, nossa variável de interesse, durante o período coberto pelo estudo.[14] Uma vez que essas duas variáveis apresentam efeitos esperados opostos sobre o volume de empréstimos, a omissão do *PIB* na regressão deve causar viés para cima no coeficiente associado ao *HHI*. Isto é o que, de fato, observa-se na especificação (4), em que o *PIB* é substituído por uma tendência trimestral. O coeficiente é ainda negativo, mas é menor em magnitude e deixa de ser significante. Na especificação (5), com a inclusão do *PIB* e a tendência trimestral, o efeito volta a ser significante e próximo ao observado nas demais especificações da regressão.

O fato de os aumentos de *HHI* estarem relacionados negativamente com o volume de empréstimos expressa o efeito esperado de maior exercício de poder de mercado coordenado. Com um nível maior de concentração de mercado, *ceteris paribus*, reduz-se a rivalidade entre as incumbentes, de modo a diminuir o volume de empréstimo, com a consequente elevação do *spread*. Nas estimações realizadas ao longo deste artigo não foi possível medir as variações dos *spreads* relacionados aos empréstimos por conta da indisponibilidade de base de dados. A relação investigada dá-se, portanto, em forma reduzida, que relaciona a intensidade de concorrência à redução de *output*, o que é consistente, teoricamente, com uma elevação do *markup* dos bancos.

Na próxima seção, a mesma relação entre poder de mercado e volume de crédito é explorada tomando-se uma medida distinta para a intensidade de concorrência, de natureza comportamental, derivada do modelo de Panzar e Rosse (1987).

5.3 Estimação da função de produção com indicadores comportamentais de intensidade de concorrência (H-PR)

Nesta subseção, a função de produção de volume de empréstimos dos conglomerados bancários é estimada fazendo uso de medida alternativa para a intensidade de concorrência, obtida a partir da estatística H do modelo Panzar-Rosse (1987) (*H-PR*). O emprego dessa medida, alternativa de intensidade de concorrência, justifica-se pelas limitações da medida *HHI*, que, embora simples e amplamente utilizada, desconsidera elementos de rivalidade e contestabilidade na interação entre os conglomerados financeiros. Dessa forma, a função de produção é agora estimada conforme a equação a seguir:

14. A correlação entre *HHI* e *PIB* é de 0,69. Note-se que o *PIB* também se correlaciona fortemente com as demais medidas de intensidade de concorrência. Tal correlação decorre da coincidência temporal entre as principais fusões observadas no setor bancário e o período de maior crescimento econômico, entre 2004 e 2009.

$$Q = f(K, L, F, H\text{-}PR). \tag{10}$$

A estatística *H-PR*, contudo, não deve ser diretamente utilizada como medida de intensidade de concorrência por dois motivos. Primeiro, embora alguns trabalhos assumam implicitamente que há uma relação monotônica entre a estatística *H-PR* e a intensidade de concorrência, tal presunção não encontra amparo no modelo original de Panzar e Rosse (1987). É necessário, portanto, uma medida que garanta ao menos uma monotonicidade fraca. Segundo, mesmo que se admita a existência de monotonicidade, é conveniente utilizar os valores inversos de H-PR, a fim de manter o mesmo sentido observado no caso do *HHI*, que guarda uma relação negativa com a intensidade de concorrência, permitindo, assim, maior comparabilidade dos resultados das diferentes especificações do modelo.

Assim, sugerimos a criação de duas variáveis a partir de *H-PR*, definidas a seguir:

$$Alfa_{H_{PR}} = \frac{1}{(H_{PR})} \tag{11}$$

e

$$Dum_{H_{PR}} = \begin{cases} 1 \text{ se} H_{PR} = 0 \\ 0 \text{ se} H_{PR} \neq 0 \end{cases}. \tag{12}$$

A variável $Alfa_{H_{PR}}$ não garante monotonicidade, mas permite a inversão dos valores, de modo a possibilitar a comparabilidade com as estimações com *HHI*.[15] Por sua vez, a variável $Dum_{H_{PR}}$ é fracamente monotônica, pois, pelas definições do modelo Panzar e Rosse (1987), quando *H-PR* = 1 tem-se concorrência perfeita; quando *H-PR* ≤ 1, concorrência monopolística; e quando *H-PR* ≤ 0 conclui-se pela existência de um monopólio. Dessa forma, os valores H-PR ≤ 0 podem representar tanto monopólio quanto concorrência monopolística. Como os valores H-PR estimados sobre a base de dados dos conglomerados não encontramos valores próximos a 1, optamos por criar essa *dummie_H-PR* com a forma dada pela equação (12).

Como testes iniciais, avaliamos os valores das três especificações, *H-PR*, *Alfa_H-PR* e *Dum_H-PR*, para verificar a concordância de sinais segundo a construção destas variáveis no uso do modelo básico de especificação da função de produção.

15. A propósito, a correlação entre $HHI_{CREDITO}$ e *H-PR* é negativa e igual a -0,517, confirmando o que naturalmente seria esperado entre as medidas concentração e concorrência: quando uma aumenta, a outra diminui, e vice-versa.

5.3.1 Estatística *H-PR*

Estimamos a variável de conduta utilizada neste artigo pelo modelo Panzar e Rosse (1987) para janelas de tempo com períodos de três anos, com dados trimestrais de 1999 a 2010, para os conglomerados financeiros do setor bancário brasileiro.

É importante notar que há diversas estimações do nível de concorrência na indústria bancária brasileira por meio do modelo P&R, como nos trabalhos Araújo e Jorge Neto (2007), Lucinda (2010) e Nakane e Rocha (2010).[16] Não existe uma forma consensual na construção das variáveis representativas dos fatores de produção no setor bancário. Por exemplo, ao olhar cuidadosamente os referidos trabalhos que se utilizam dessa metodologia, não é possível extrair uma forma única. O importante, independentemente da forma de elaborar a construção destas variáveis, é conseguir distinguir os fatores de custo que entram como elasticidade custo da receita. As principais referências internacionais para o uso de P&R são Bikker e Haaf (2002) e Belaisch (2003), que sumarizam a definição de três fatores para a estimação da estatística *H-PR*: dados por despesas administrativas; despesas operacionais; e despesas de captação. A construção utilizada neste ensaio segue este padrão, conforme especificado no quadro 2.

QUADRO 2
Descrição das variáveis de *H-PRr*

Variável da regressão[1]	Construção da variável
D_WORK	$Ln\left(\frac{Despesas\ Pessoal}{nº\ funcionários}\right)$
D_ADM	$Ln\left(\frac{Despesas\ Administrativas}{Ativos}\right)$
D_CAP	$Ln\left(\frac{Despesas\ Captação\ +\ Operacionais}{Passivo\ +\ Permanente}\right)$

Elaboração dos autores.
Nota: [1] Utilizamos, para as variáveis que compõem *H-PR*, a distribuição dos fatores em despesas correspondentes a custo do trabalho, despesas administrativas e despesas de captação.
Obs.: Variáveis deflacionadas pelo IPCA.

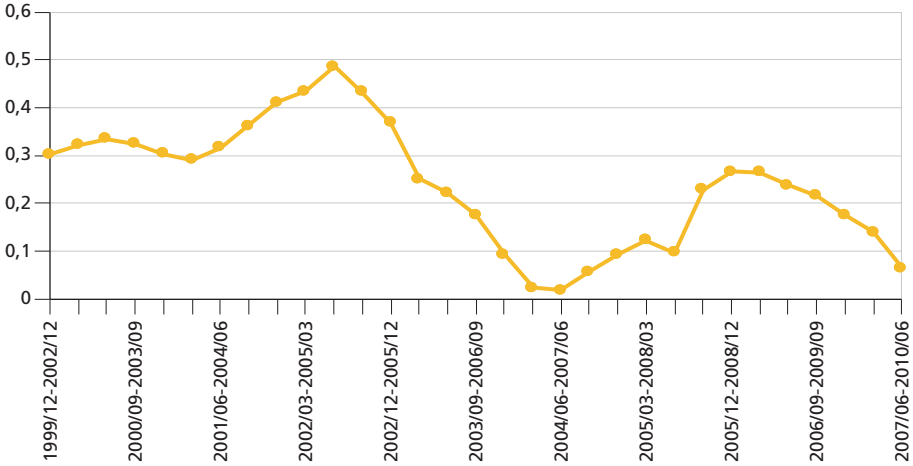
Os dados utilizados constam no relatório 4040 do BCB (base conglomerado). Como deflator, foi utilizado o Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA), do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). A equação estimada em dados de painel, com efeitos fixos, para este, caso foi:

$$LN(RT_i) = \alpha + \beta_1.Ln(d_work) + \beta_2.Ln(d_adm) + \beta_3.Ln(d_cap) + Ln(z_i)'.\gamma, \quad (13)$$

16. O período compreendido na análise desses três trabalhos corresponde, respectivamente, de dez./1995 a jun./2004, 2000 a 2005 e 2001 a 2009. Entretanto, Nakane e Rocha (2010) realizam *cross sections* em vez de dados em painel.

onde RT_i são as receitas totais do conglomerado financeiro i; e z_i são as variáveis de controle. A soma dos coeficientes estimados para estes três fatores resulta no *H-PR*. O gráfico 1 sumaria a evolução da estatística *H-PR* ao longo do período analisado.

GRÁFICO 1
Evolução do *H-PR* calculado para o relatório 4040 – conglomerado (1999-2010)



Elaboração dos autores.

Uma vez estimada a série de valores de *H-PR*, construímos testes iniciais sobre cinco modelos para validar a utilização de *H-PR*, *Alfa_H-PR* e *Dum_H-PR*, que seguem na tabela 3.

TABELA 3
Volume de empréstimos bancários em função do *H-PR* em três diferentes formas
(Variável dependente: *LN* do volume de empréstimos)

Variáveis	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
H-PR	0,244** (0,111)	-	-	0,278** (0,113)	0,278** (0,113)
Alfa_H-PR	-	-0,002** (0,001)	-	-	-
Dum_H-PR	-	-	-0,052** (0,024)	-	-
K_perm	0,070 (0,050)	0,070 (0,050)	0,070 (0,050)	0,070 (0,050)	0,070 (0,050)
N_func	0,699*** (0,104)	0,698*** (0,105)	0,694*** (0,105)	0,698*** (0,104)	0,698*** (0,104)
VC_03	-0,008*** (0,002)	-0,008*** (0,002)	-0,008*** (0,002)	-0,008*** (0,002)	-0,008*** (0,002)

(Continua)

(Continuação)

Variáveis	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
VC_04	-0,010**	-0,010**	-0,010**	-0,010**	-0,010**
	(0,004)	(0,004)	(0,004)	(0,004)	(0,004)
SELIC	-0,086	-0,084	-0,110*	-0,112*	-0,109**
	(0,056)	(0,056)	(0,057)	(0,059)	(0,050)
PIB	0,939***	0,872***	0,881***	-	0,066
	(0,196)	(0,199)	(0,202)		(0,380)
TendTrim	-	-	-	0,014***	0,013*
				(0,003)	(0,007)
Constante	-0,564	-0,441	-0,406	-0,333	-0,350
	(0,735)	(0,722)	(0,723)	(0,749)	(0,714)
Nº observações	3.830	3.830	3.830	3.830	3.830
R^2 (*within*)	0,447	0,447	0,447	0,449	0,449
Nº bancos	175	175	175	175	175

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. Em parênteses estão os desvios-padrão robustos.

2. *H-PR*: variável estimada pelo modelo Panzar-Rosse; *Alfa_H-PR*: variável dada pelo inverso de *H-PR*; *Dum_H-PR*: *dummy* binária de *H-PR* (valor 1 se *H-PR* = 0, valor 0 caso contrário); $(MS_i)_{CREDITO}$: participação no volume total de empréstimos do banco *i*.

3. *, ** e *** = Significativo a 10%, a 5% e a 1%, respectivamente.

Os sinais dos parâmetros e as significâncias das variáveis do modelo básico da função de produção mantêm-se para as cinco especificações testadas na tabela 3. O sinal de *H-PR* é positivo, revelando relação direta entre intensidade de concorrência e volume de empréstimos, e negativo para o caso de *Alfa_H-PR* e *Dum_H-PR*, de modo consistente com a construção destas variáveis a partir da estatística *H-PR*. De modo consistente com as regressões apresentadas para a *proxy* estrutural de intensidade de concorrência (*HHI*), foram incluídas as especificações (4) e (5), a fim de testar o efeito da exclusão do *PIB* e sua substituição por uma tendência trimestral. Como se nota na tabela 3, as conclusões são robustas para todas as especificações.

Pelos motivos expostos no início desta seção, os próximos testes fazem uso apenas das variáveis *Dum_H-PR* e *Alfa_H-PR*. Assim, utilizamos *Dum_H-PR* com a seguinte especificação:

$$\begin{aligned} LN(Q) &= \beta_0 + \beta_1 Dum_{H_{PR}} + \beta_2 (MS_i).Dum_{H_{PR}} + \beta_3.(MSi) \\ &+ \beta_4.K_{perm} + \beta_5.N_{func} + \beta_6.VC_{03} + \beta_7.\mathrm{VC}_{04} + \beta_8.Selic + \beta_9.PIB, \end{aligned} \tag{14}$$

onde os parâmetros de interesse são: *i)* $Dum_{H_{PR}}$, o efeito relacionado ao uso coordenado do poder de mercado (como é uma variável inversa de *H-PR*, espera-se um efeito negativo desta variável sobre o volume de empréstimos); *ii)* $(MS_i).Dum_{H_{PR}}$, a interação entre participação de mercado e intensidade de concorrência, a qual captura o efeito relacionado ao uso de poder de mercado de forma unilateral; e *iii)* (*MSi*), o efeito isolado da participação de mercado, que captura o ganho

de eficiência decorrente do maior porte do conglomerado financeiro. A tabela 4 apresenta os resultados para esta especificação do modelo.

TABELA 4
Volume de empréstimos bancários em função de *Dum_H-PR* e *MARKET SHARE$_{CREDITO}$*
(Variável dependente: *LN* do volume de empréstimos)

Variáveis	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Dum_H-PR	-0,058**	-0,047*	-0,062**	-0,061**	-0,074***	-0,074**
	(0,028)	(0,026)	(0,028)	(0,028)	(0,028)	(0,030)
(MS_i).(Dum_H-PR)	-0,577	-1,511*	-0,480	-0,502	-0,499	-0,499
	(1,138)	(0,881)	(1,073)	(1,062)	(1,040)	(1,040)
(MS_i)$_{CREDITO}$	10,830***	14,380***	10,600***	10,530***	10,500***	10,500***
	(3,376)	(3,860)	(3,174)	(3,124)	(3,037)	(3,037)
K_perm	0,054	0,096*	0,054	0,056	0,056	0,056
	(0,049)	(0,053)	(0,046)	(0,045)	(0,045)	(0,045)
N_func	0,685***	0,606***	0,614***	0,571***	0,570***	0,570***
	(0,102)	(0,098)	(0,103)	(0,113)	(0,113)	(0,113)
VC_03	-0,007***	-0,006**	-0,006***	-0,006***	-0,007***	-0,007***
	(0,002)	(0,003)	(0,002)	(0,002)	(0,002)	(0,002)
VC_04	-0,0110**	-0,009	-0,009**	-0,009**	-0,009**	-0,009**
	(0,004)	(0,006)	(0,004)	(0,004)	(0,004)	(0,004)
SELIC	-0,127**	-0,195***	-0,127**	-0,126**	-0,150***	-0,151***
	(0,056)	(0,050)	(0,054)	(0,055)	(0,056)	(0,048)
PIB	0,849***	0,737***	0,701***	0,705***	-	-0,008
	(0,199)	(0,218)	(0,215)	(0,214)		(0,380)
TendTrim	-	-	-	-	0,011***	0,011
					(0,003)	(0,007)
VC_01	-	-0,002	-	-	-	-
		(0,002)				
DEP_VISTA	-	-	0,075**	0,070**	0,068**	0,068**
			(0,033)	(0,032)	(0,033)	(0,033)
N_AG	-	-	-	0,071	0,074	0,074
				(0,070)	(0,070)	(0,070)
Constante	-0,299	-0,129	-0,487	-0,353	-0,147	-0,145
	(0,696)	(0,717)	(0,676)	(0,701)	(0,716)	(0,693)
Nº observações	3.830	3.307	3.830	3.830	3.830	3.830
R^2 (*within*)	0,469	0,456	0,481	0,482	0,483	0,483
Nº bancos	175	154	175	175	175	175
Akaike	4.019,78	3.220,96	3.935,91	3.925,91	3.918,25	3.920,24

Elaboração dos autores.
Obs.: 1. Em parênteses estão os desvios-padrão robustos.
2. *Dum_H-PR: dummy* binária de *H-PR* (valor 1 se *H-PR* = 0, valor 0 caso contrário); *(MS_i)$_{CREDITO}$*: participação no volume total de empréstimos do banco *i*.
3. *, ** e *** = Significativo a 10%, a 5% e a 1%, respectivamente.

Nas seis especificações relacionadas na tabela 4, os coeficientes referentes à função de produção de empréstimos apresentam os sinais esperados, conforme a construção proposta na equação (14).[17] Os coeficientes associados às variáveis de interesse (*Dum_H-PR*, *market share* e interação) apresentam também os sinais esperados, sendo consistentemente significantes para os casos da *Dum_H-PR* e do *market share*, corroborando mais uma vez os resultados obtidos nos testes com a *proxy* estrutural de intensidade de concorrência (*PIB*). Em síntese, há evidências robustas de realização de ganhos de escala por parte dos maiores bancos, mas também de uma relação negativa entre a intensidade de concorrência do mercado e o volume de crédito, indicando exercício coordenado de poder de mercado. O coeficiente associado à interação entre *Dum_H-PR* e *market share* é sempre negativo, como esperado, mas significante apenas na especificação (2), quando o índice basileia é incluído como variável de controle (*VC_01*). Não há, portanto, evidências robustas de existência de poder de mercado unilateral também para a *proxy* de intensidade de concorrência derivada do modelo de Panzar e Rosse (1987) com monotonicidade fraca.

A exclusão do *PIB*, fortemente correlacionado com a estatística *Dum_H-PR*, e a inclusão de uma tendência trimestral não alteram as conclusões referentes às evidências de ganhos de eficiência (coeficiente associado ao *market share*) e de exercício de poder coordenado (coeficiente associado à *Dum_H-PR*). Em síntese, o que podemos extrair dos resultados apresentados na tabela 4 é a preservação dos sinais correspondentes aos esperados pelas hipóteses clássicas sobre nível de concorrência e oferta de empréstimos por parte dos conglomerados financeiros, com a ressalva de que o parâmetro da variável de interação, $(MS_i).(Dum_H\text{-}PR)$, é significante apenas no modelo (2).

A seguir prosseguimos com os mesmos tipos de testes para a variável *Alfa_H-PR*, relaxando a hipótese de não monotonicidade.

A estrutura a ser testada para *Alfa_H-PR* tem a seguinte especificação:

$$\begin{aligned} LN(Q) &= \beta_0 + \beta_1 Alfa_{H_{PR}} + \beta_2 (MS_i).Alfa_{H_{PR}} + \beta_3.(MSi) \\ &+ \beta_4.K_{perm} + \beta_5.N_{func} + \beta_6.VC_{03} + \beta_7.\mathrm{VC}_{04} + \beta_8.Selic + \beta_9.PIB, \end{aligned} \tag{15}$$

onde os parâmetros de interesse são: *i)* $Alfa_{H_{PR}}$, o efeito relacionado ao exercício coordenado de poder de mercado – como é uma variável inversa de *H-PR*, espera-se um efeito negativo sobre o volume de empréstimos; *ii)* $(MS_i).Alfa_{H_{PR}}$, interação entre participação de mercado e intensidade de concorrência, capturando o efeito relacionado ao uso de poder de mercado de forma unilateral; e *iii)* (MSi),

17. De acordo com o critério de informação Akaike, o modelo (5) possui a melhor especificação. Portanto, pode ser considerado, segundo tal critério, o melhor modelo. O critério de informação BIC também indica que o modelo (5) possui a melhor especificação.

o efeito isolado da participação de mercado, capturando os ganhos de eficiência derivados do aproveitamento de economias de escala.

TABELA 5
Volume de empréstimos bancários em função de *Alfa_H-PR* e *MARKET SHARE$_{CREDITO}$*
(Variável dependente: *LN* do volume de empréstimos)

Variáveis	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Alfa_H-PR	-0,002**	-0,002**	-0,002**	-0,002**	-0,003***	-0,003***
	(0,001)	(0,001)	(0,001)	(0,001)	(0,001)	(0,001)
(MS$_i$).(Alfa_H-PR)	0,015	0,007	0,019	0,017	0,017	0,017
	(0,026)	(0,018)	(0,026)	(0,025)	(0,025)	(0,025)
(MS$_i$)$_{CREDITO}$	10,100***	11,980***	9,909***	9,842***	9,797***	9,795***
	(2,802)	(3,507)	(2,646)	(2,609)	(2,550)	(2,546)
K_perm	0,052	0,093*	0,052	0,054	0,054	0,054
	(0,049)	(0,053)	(0,046)	(0,045)	(0,045)	(0,045)
N_func	0,691***	0,616***	0,620***	0,580***	0,579***	0,579***
	(0,101)	(0,097)	(0,102)	(0,113)	(0,112)	(0,113)
VC_03	-0,007***	-0,006**	-0,007***	-0,006***	-0,007***	-0,007***
	(0,002)	(0,003)	(0,002)	(0,002)	(0,002)	(0,002)
VC_04	-0,001**	-0,001	-0,001**	-0,001**	-0,001**	-0,001**
	(0,004)	(0,006)	(0,004)	(0,004)	(0,004)	(0,004)
SELIC	-0,095*	-0,160***	-0,094*	-0,093*	-0,110*	-0,112**
	(0,054)	(0,047)	(0,053)	(0,053)	(0,056)	(0,048)
PIB	0,828***	0,744***	0,680***	0,683***	-	-0,050
	(0,196)	(0,213)	(0,211)	(0,210)		(0,363)
TendTrim	-	-	-	-	0,010***	0,011*
					(0,003)	(0,007)
VC_01	-	-0,003	-	-	-	-
		(0,002)				
DEP_VISTA	-	-	0,076**	0,071**	0,069**	0,069**
			(0,033)	(0,032)	(0,033)	(0,033)
N_AG	-	-	-	0,067	0,070	0,070
				(0,070)	(0,070)	(0,070)
Constante	-0,336	-0,173	-0,530	-0,401	-0,213	-0,199
	(0,695)	(0,718)	(0,674)	(0,700)	(0,715)	(0,690)
Nº observações	3.830	3.307	3.830	3.830	3.830	3.830
R^2 (*within*)	0,469	0,455	0,481	0,482	0,483	0,483
Nº bancos	175	154	175	175	175	175
Akaike	4.021,99	3.228,30	3.936,30	3.927,74	3.919,84	3.921,68

Elaboração dos autores.
Obs.: 1. Em parênteses estão os desvios-padrão robustos.
2. *Alfa_H-PR*: variável dada pelo inverso de *H-PR*; *(MS$_i$)$_{CREDITO}$*: participação no volume total de empréstimos do banco *i*.
3. *, ** e *** = Significativo a 10%, a 5% e a 1%, respectivamente.

A utilização da *proxy* comportamental de concorrência em que se relaxa a hipótese de não monotonicidade (*Alfa_H-PR*) não modifica os principais resultados já observados na tabela 4, para a *proxy* que garantia monotonicidade fraca. Nas seis especificações relacionadas na tabela 5, encontramos parâmetros significantes para o efeito de poder de mercado coordenado e de ganhos de eficiência, assim como para as variáveis de *input* da função de produção de empréstimos. Os coeficientes relacionados à interação $(MS_i).(Alfa_H\text{-}PR)$, contudo, não são significantes nem apresentam os sinais esperados. Este resultado pode decorrer da ausência de monotonicidade da relação entre a estatística *H-PR* e a intensidade de concorrência, como se depreende do modelo original de Panzar e Rosse (1987).

Tomando-se as estimações da função de produção em sua totalidade, há evidências bastante robustas de existência de exercício coordenado de poder de mercado, resultando em um menor volume de empréstimos, bem como do aproveitamento de ganhos de escala, que resultam em aumentos mais do que proporcionais no volume de créditos, uma vez controlados todos os insumos da função de produção. Os resultados referentes ao exercício unilateral de poder de mercado – obtido pela interação entre a participação de mercado e a intensidade de concorrência –, ainda que, em geral, apresentem o esperado sinal negativo, são pouco robustos e raramente significantes. Todas as variáveis utilizadas como medidas de controle da função de produção mantiveram os sinais esperados e significância, o que confirma a segurança na especificação da função de produção. Este fato mantém-se para todos os testes realizados ao longo deste artigo, a partir do modelo básico de função de produção construído na tabela 1.

6 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Com o crescimento econômico brasileiro e a constituição de conglomerados financeiros que operam com volumes financeiros cada vez maiores, é interessante entender como a oferta de empréstimos no setor bancário reage às mudanças de poder de mercado e de ganhos de eficiência que podem decorrer deste processo.

Este artigo contribui para as discussões sobre o setor bancário brasileiro, ao distinguir e estimar os efeitos de ganhos de escala e de exercício do poder de mercado unilateral e coordenado sobre a oferta de empréstimos bancários.

Os resultados trazem evidências de uma relação positiva entre intensidade de concorrência no mercado bancário e volume de empréstimo. Esta relação dá-se, sobretudo, pela via de exercício de poder coordenado, não havendo evidências robustas de exercício de poder de mercado unilateral, identificado por meio da interação entre intensidade de concorrência e a participação de mercado de cada conglomerado financeiro. Esses resultados são consistentes com o esperado para um mercado com elevados custos de mudança (*switching costs*), que têm por efeito a redução da rivalidade

entre as empresas, independentemente de seu porte. Embora a investigação empírica aqui empreendida não mensure custos de mudança, trata-se de uma hipótese plausível para a indústria bancária, merecendo aprofundamento em pesquisas futuras.

As estimações da função de produção de empréstimos bancários também indicam que o maior porte do conglomerado financeiro está associado a maiores volumes de empréstimos, o que é consistente com o aproveitamento de economias de escala. Os ganhos de eficiência observados são relevantes e significantes para todas as especificações testadas. Esses resultados são robustos para diferentes medidas da intensidade de concorrência, tendo sido utilizadas uma medida estrutural, o *HHI*, e outra baseada na conduta dos bancos, o modelo de Panzar e Rosse (1987). Para esta medida comportamental, foram também utilizadas duas especificações, uma das quais, consistente com o modelo original, admite apenas monotonicidade fraca para o parâmetro de conduta estimado. Os resultados e a significância dos parâmetros são consistentes entre as várias especificações realizadas.

A abordagem empregada neste artigo pode vir a ser estendida para a análise de casos concretos de atos de concentrações horizontais, os quais ainda carecem de normatização específica sobre procedimentos e metodologias para avaliar e aprovar fusões e aquisições com a devida atenção às questões antitruste. Ao permitir estimar os efeitos de ganhos de escala e de exercício unilateral e coordenado de poder de mercado sobre a oferta de empréstimos do setor bancário brasileiro, os resultados podem ser utilizados para simular os efeitos líquidos de uma fusão sobre o volume de empréstimos, sem a necessidade de hipóteses adicionais sobre a estrutura de concorrência no setor bancário ou de dados, nem sempre disponíveis, para a estimação de demanda por produtos bancários. Dado o princípio de *consumer surplus standard*, utilizado no Brasil, a análise dos efeitos de fusões sobre a oferta de empréstimos (e de outros serviços bancários) pode ser suficiente para orientar eventuais intervenções da autoridade responsável pela avaliação dos efeitos concorrências de fusões e aquisições.

Também como proposta para futuros trabalhos, apontamos que os testes sobre efeitos de poder de mercado e eficiência podem se estender para uma versão que incorpore as alterações esperadas dos níveis de estabilidade do sistema financeiro, podendo, assim, ser apontadas questões relacionada ao *trade-off* não consensual de estabilidade e competição do setor bancário.

REFERÊNCIAS

ACKERBERG, D.; CAVES, K.; FRAZER, G. **Structural identification of production functions**. Arizona: University of Arizona, 2005.

ARAÚJO L. A.; JORGE NETO P. M. Risco e competição bancária no Brasil. **Revista Brasileira de Economia**, v. 61, n. 2, p. 175-200, 2007.

BECK, T.; LEVINE, R.; LOAYZA, N. Finance and the sources of growth. **Journal of Financial Economics**, v. 58, p. 261-300, 2000.

BELAISCH, A. **Do Brazilian banks compete**? Washington: IMF, 2003. (IMF Working Paper, n. 03/113).

BERGER, A. N.; HUMPHREY, D. B. Efficiency of financial institutions: international survey and directions for future research. **European Journal of Operational Research**, v. 98, n. 2, p. 175-212, 1997.

BERGER, A. N.; KLAPPER, L. F.; TURK-ARISS, R. Bank competition and financial stability. **Journal of Financial Services Research**, v. 35, n. 2, p. 99-118, 2009.

BIKKER, J. A.; HAAF, K. Measures of competition and concentration in the banking industry: a review of the literature. **Economic and Financial Modelling**, v. 9, n. 2, p. 53-98, 2002.

BOONE, J. Optimal competition: a benchmark for competition policy. **The Economic Journal**, v. 118, n. 531, p. 1245-1261, 2008.

BRESNAHAN, T. F. The oligopoly solution concept is identified. **Economic Letters**, v. 10, p. 87-92, 1982.

CARDOSO, M. R.; AZEVEDO, P. F.; BARBOSA, K. Concorrência no setor bancário brasileiro: bancos individuais versus conglomerados bancários. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 46, n. 1, p. 113-146, 2016.

CHAMBERLIN, E. H. **Theory of monopolistic competition**. Massachusetts; London: Harvard University Press; Cambridge University Press, 1933.

DIVINO, J. A.; SILVA, M. S. Estabilidade financeira e estrutura de mercado: evidências internacionais. *In:* ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA DA ANPEC, 38., 2010, Salvador. **Anais...** Salvador: Anpec, 2010.

FREIXAS, X.; ROCHET, J. C. **Microeconomics of banking**. Massachusetts: The MIT Press, 2007.

HALL, R. E. **Market structure and macroeconomic fluctuations**. Washington: Brookings, 1986. (Brookings Papers on Economic Activity, n. 2).

JAYME JUNIOR, F. G.; MISSIO, F. J.; OLIVEIRA, A. M. H. C. **Desenvolvimento financeiro e crescimento econômico**: teoria e evidência empírica para os estados brasileiros (1995-2004). Belo Horizonte: UFMG, 2010.

KRAUSE, K.; TABAK, B. M. **Eficiência bancária**: uma aplicação DEA para os segmentos bancários no Brasil. Brasília: Banco Central do Brasil, 2004. (Relatório de Estabilidade Financeira).

LAU, L. On identifying the degree of competitiveness from industry price and output data. **Economic Letters**, v. 10, p. 93-99, 1982.

LEVINSOHN, J.; PETRIN, A. Estimating production functions using inputs to control for unobservables. **Review of Economic Studies**, v. 70, n. 2, p. 317-342, 2003.

LOECKER, J.; WARZYNSKI, F. **Markups and firm-level export status**. Massachusetts: NBER, 2009. (Working Paper, n. 15198).

LUCINDA, C. **Is the Brazilian banking competitive?** [s.l.]: [s.d.], 2008. Mimeografado.

MUELLER, D. Efficiency versus market power through mergers. *In:* NEUMANN, M.; WEIGAND, J. (Eds.). **The International Handbook of Competition**. Cheltenham: Edward Elgar, 2004.

NAKANE, M. I.; ROCHA, B. **Concentração, concorrência e rentabilidade no setor bancário brasileiro**: uma visão atualizada. São Paulo: Febraban, 2010.

OLLEY, S.; PAKES, A. The dynamics of productivity in the telecommunications equipment industry. **Econometrica**, v. 64, n. 6, p. 1263-1297, 1996.

PANZAR J.; ROSSE J. Testing for "monopoly" equilibrium. **Journal of Industrial Economics**, v. 35, p. 443-456, 1987.

SOUZA, S. Levinsohn and Petrin's (2003) methodology works under monopolistic competition. **Economics Bulletin**, v. 12, n. 6, p. 1-11, 2006.

STAUB, R. B.; SOUZA, G.; TABAK, B. M. **Evolution of bank efficiency in Brazil**: a DEA approach. Brasília: Banco Central do Brasil, 2009. (Working Paper Series, n. 200).

TABAK, B. M.; CRAVEIRO, G. L.; CAJUEIRO, D. O. **Eficiência bancária e inadimplência**: testes de causalidade. Brasília: Banco Central do Brasil, 2010. (Textos para Discussão, n. 220).

TABAK, B. M.; KRAUSE, K.; PORTELLA, G. R. Eficiência bancária: o valor intrínseco na função de produção. **Revista de Administração**, v. 40, n. 4, p. 361-379, 2005.

TECLES, P.; TABAK, B. M. **Determinants of bank efficiency**: the case of Brazil. Brasília: Banco Central do Brasil, 2010. (Working Paper Series, n. 210).

YASAR, M.; RACIBORSKI, R.; POI, B. Production function estimation in Stata using the Olley and Pakes method. **The Stata Journal**, v. 8, n. 2, p. 221-231, 2008.

BIBLIOGRAFIA COMPLEMENTAR

MELLO, J. M. P. Atos de concentração e conduta no setor bancário. *In:* FIÚZA, E. P. S.; DA MOTTA, R. S. (Orgs.). **Métodos quantitativos em defesa da concorrência e regulação econômica**. Rio de Janeiro: Ipea, 2006.

A CONTRIBUIÇÃO DOS RICOS PARA A DESIGUALDADE DE RENDA NO BRASIL

Marcos Hecksher[1]
Pedro Luis do Nascimento Silva[2]
Carlos Henrique Corseuil[3]

A parcela da desigualdade de renda explicada pelos 10% mais ricos da população brasileira é superior a 50%. Esse percentual é maior no Brasil do que o encontrado em outros países, como Estados Unidos (45%), Alemanha (44%) e Grã-Bretanha (41%). A desigualdade foi medida por um índice ainda pouco utilizado na literatura socioeconômica, a J-divergência, definida pela soma dos índices T e L de Theil. Ao contrário destes e do índice de Gini, a J-divergência populacional e suas correspondentes estimativas amostrais podem ser facilmente decompostas como a soma das contribuições individuais para a desigualdade total. Foram utilizados os microdados publicamente disponíveis sobre o rendimento mensal total domiciliar equivalente e *per capita* da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (Pnad) para estimar a J-divergência a cada ano de 1981 a 2015 e as correspondentes proporções da desigualdade explicadas por cada vigésimo da distribuição. No período 2001-2014, de redução da desigualdade na Pnad, o grupo central da distribuição reduz sua participação na J-divergência. Ao integrar à Pnad dados do Imposto de Renda (IR) de 2014, mais de 50% da desigualdade resultante da renda pessoal de adultos é determinada pelo centésimo mais rico.

Palavras-chave: desigualdade de renda; decomposição; pesquisa domiciliar amostral; Imposto de Renda.

TOP INCOME CONTRIBUTION FOR INCOME INEQUALITY IN BRAZIL

The share of the income inequality explained by the 10% richest members of the Brazilian population is higher than 50%. This percentage is higher in Brazil than what is found for the United States (45%), Germany (44%) and Great Britain (41%). Inequality was measured using an index which is still not much used in the socioeconomic literature, the J-divergence. It can be defined as the sum of Theil's T and L indices, but unlike these and the Gini index, the J-divergence of a population and its corresponding sample estimates can be easily decomposed as the sum of the individual contributions to the total inequality. Publicly available microdata on equivalised and per capita household total monthly income from the Brazilian National Household Sample Survey (Pnad) were used to estimate the J-divergence for each year from 1981 to 2015, and the corresponding shares of the inequality explained by each twentieth of the income distribution. In the period 2001-2014 of reduction of inequality in Pnad, the central group of the distribution reduces its share in J-divergence. By integrating Pnad and Income Tax data for 2014, more than 50% of the resulting inequality of adult personal income is driven by the richest hundredth.

Keywords: income inequality; decomposition; household sample survey; Income Tax.

JEL: D31; D63.

---

1. Doutorando na Escola Nacional de Ciências Estatísticas (Ence) e assessor especializado do Ipea. *E-mail*: <marcos.hecksher@ipea.gov.br>.
2. Pesquisador e professor da Ence. *E-mail*: <pedronsilva@gmail.com>.
3. Técnico de planejamento e pesquisa do Ipea. *E-mail*: <carlos.corseuil@ipea.gov.br>.

1 INTRODUÇÃO

O Brasil é conhecido por manter uma das mais altas desigualdades de renda do mundo. Não por acaso, reduzir as desigualdades é um dos objetivos fundamentais do país inscritos na Constituição de 1988. Para definir indicadores de monitoramento, metas e avaliar as maneiras mais eficientes de cumprir esse objetivo, é importante saber a contribuição dos pobres e dos ricos para a referida desigualdade. Em particular, conhecer a contribuição desse último grupo para a desigualdade pode ajudar o país no (re)desenho de suas políticas redistributivas, tais como impostos progressivos sobre renda e patrimônio.

Trabalhos recentes trazem indícios de que a evolução da renda dos ricos tende a ser muito importante na determinação da desigualdade de renda do Brasil. Medeiros e Souza (2016) mostram que a evolução do índice de Gini muda consideravelmente quando se corrigem problemas de subamostragem dos mais ricos e/ou subdeclaração de sua renda em pesquisas domiciliares. Essa evidência levanta uma questão: qual seria a exata influência da renda dos mais ricos nas estimativas da desigualdade? Seria essa contribuição maior ou menor que a da renda dos mais pobres? O presente artigo visa exatamente determinar a contribuição da renda dos ricos para a desigualdade de renda no Brasil, e compará-la com a contribuição da renda de outros grupos, em especial a dos pobres.

Os índices sintéticos mais usados no Brasil e no mundo para aferir o tamanho da desigualdade, como o de Gini e os T e L de Theil, não permitem estimar, a partir de dados amostrais, quanto da desigualdade total advém de cada pessoa ou de cada grupo definido por faixas de renda. Contudo, a simples soma dos índices T e L de Theil equivale a outro índice, menos difundido nesse campo de estudo até o momento, chamado de J-divergência. Este mantém as principais características desejadas em um índice de desigualdade e acrescenta outras propriedades matemáticas interessantes, como a simetria, a aplicabilidade a alguns testes estatísticos e, sobretudo, a possibilidade de se estimar facilmente as contribuições individuais não negativas que, somadas, resultam no valor da estimativa da desigualdade total (Rohde, 2016).

O que essa última propriedade permite não é apenas reconhecer a participação de cada indivíduo ou grupo *na renda total*, o que independe de qualquer índice de desigualdade para ser calculado, mas sim estimar a participação de cada indivíduo ou grupo *no tamanho da desigualdade total* e nas variações da desigualdade ao longo do tempo. Já é usual, na literatura socioeconômica, decompor outros índices segundo as desigualdades *dentro* de cada faixa de renda, as quais, somadas à desigualdade *entre* as faixas de renda, resultam na desigualdade total. A J-divergência permite esse mesmo tipo de decomposição, bastante conhecido, mas também possibilita um outro, em que se quantifica a contribuição de cada indivíduo (ou grupo de indivíduos, como os pertencentes a uma faixa de renda), e a simples soma dessas contribuições

já é igual à desigualdade total segundo o índice, sem restar nenhuma outra parcela. Essa última decomposição também pode ser feita com dados populacionais para o índice de Gini, porém, conforme argumentaremos mais adiante, não pode ser implementada com dados amostrais do tipo que se tem disponível na Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (Pnad) ou em pesquisas domiciliares similares.

Essa propriedade adicional da J-divergência – até agora, ao que se sabe, inexplorada pela literatura especializada no Brasil – abre a possibilidade de investigar aspectos ainda não estudados da alta desigualdade de renda no país e de sua trajetória, o que configura a principal motivação deste trabalho.

Além do *objetivo geral* deste artigo de aplicar a J-divergência e decompor a desigualdade total entre as contribuições de cada faixa de renda, dos mais pobres aos mais ricos, esse índice permite responder, de forma simples e direta, a um conjunto adicional de questões interessantes. Entre essas questões, vale destacar:

a) como as participações dos mais ricos e dos mais pobres na desigualdade total se comparam às de outros países?

b) como essas participações variaram ao longo do tempo?

Além de responder numericamente a essas questões, pretende-se interpretar e analisar os resultados encontrados, relacionando-os ao que apontam outros estudos sobre desigualdade de renda no Brasil e no mundo.

Para isso, este artigo apresenta a evolução, de 1981 a 2015, da J-divergência estimada com dados obtidos pela Pnad do Instituto Brasileiro de Geografia Estatística (IBGE). Os resultados dessa série estão sujeitos a restrições de ordem metodológica, relacionadas a valores extremos de renda. Testamos a robustez de nossos resultados às seguintes restrições: *i)* impossibilidade de computar a J-divergência quando há domicílios com renda nula; e *ii)* limitações da Pnad para captar a renda dos domicílios mais ricos.

Sobre essa segunda limitação, há que mencionar os seus fundamentos. Há um fato estilizado de que as rendas da Pnad estejam subestimadas ao longo da distribuição da pesquisa, inclusive em relação à Pesquisa de Orçamentos Familiares (POF) e ao Censo Demográfico, conduzidos pelo mesmo IBGE. Um ponto menos pacífico, mas sustentado em muitos trabalhos, é que a subestimação seja maior entre as rendas mais altas nas pesquisas domiciliares em geral, o que levaria à subestimação da desigualdade (IBGE, 2007). Barros, Cury e Ulyssea (2006) concluíram que a subestimação das rendas na Pnad, pela forma como supõem distribuir-se dos mais pobres aos mais ricos, não levaria a uma subestimação da desigualdade. Medeiros, Souza e Castro (2015) contestam os pressupostos adotados naquele trabalho e citam outros que apontam subestimação da desigualdade na Pnad e em pesquisas domiciliares de outros países.

Além desse ponto mais específico destacado acima, este artigo insere-se em uma vasta literatura mais abrangente sobre a mensuração da desigualdade de renda e seus componentes. Os trabalhos disponíveis baseados em dados da Pnad apontam uma relevante queda da desigualdade de renda mensal domiciliar *per capita* por sucessivos anos a partir de 2001 (Ipea, 2006; 2013; Neri, 2004). Por exemplo, Soares (2010) assinalou que o ritmo da redistribuição em curso no Brasil de 2001 a 2006 era mais intenso que o observado em quase todos os países da Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Econômico (OCDE), enquanto estes erigiram seus sistemas de bem-estar social no século XX – a única queda mais rápida no grupo ocorrera na Espanha.[4] Em contraste, Medeiros, Souza e Castro (2015) e Souza (2016) concluem que a redução da desigualdade observada entre os 90% mais pobres na Pnad anula-se quando as rendas dos 10% mais ricos passam a ser estimadas a partir de dados tributários. Dada a divergência entre essas duas dinâmicas, parece relevante examinar em que medida as contribuições dos mais ricos e dos mais pobres para a desigualdade de renda no Brasil variaram ao longo do tempo.

Exercícios de decomposição sobre o papel de distintas fontes de renda para a queda na desigualdade destacam a importância dos rendimentos do trabalho, mas também apontam para a relevância de instrumentos associados a domicílios pobres, tais como aposentadoria rural, Benefício de Prestação Continuada (BPC) e Bolsa Família (Ipea, 2013). Esses resultados podem vir a ser interpretados como evidência indireta de que o grupo mais pobre contribui mais para a desigualdade. As decomposições com a J-divergência aqui apresentadas testam essa hipótese de forma direta.

Este artigo divide-se em cinco seções, incluindo esta introdução. A seção 2 apresenta a definição e uma série de propriedades da J-divergência, além de cotejar suas potencialidades e seus limites aos de outros índices de desigualdade mais conhecidos. A seção 3 é dedicada à evolução dos indicadores ao longo de três décadas e meia de edições anuais da Pnad, de 1981 até 2015, detalhando o método de preparação da base e analisando os respectivos resultados. Em seguida, uma análise de robustez é conduzida na seção 4. Essa análise contempla tanto a restrição da J-divergência a rendas positivas quanto a dificuldade da Pnad para captar a renda dos mais ricos. As conclusões do artigo, em resposta às questões de pesquisa levantadas como objetivos, são expostas na seção 5.

4. O autor ainda mostra que, se pudesse ser mantido, tal ritmo seria suficiente para o Brasil atingir o nível de desigualdade então observado dos Estados Unidos em mais uma dúzia de anos e o do Canadá no dobro desse prazo.

2 A J-DIVERGÊNCIA E SUA RELAÇÃO COM OUTROS ÍNDICES DE DESIGUALDADE

2.1 A J-divergência e os índices de Theil

Esta seção baseia-se essencialmente em Rohde (2016) para apresentar a definição e resumir as propriedades da J-divergência como índice de desigualdade. Formulada por diferentes autores em épocas distintas, trata-se de uma estatística aplicada a diversas áreas temáticas, com nomes variados na literatura internacional: *symmetric Kullback-Leibler divergence*, *symmetric relative entropy*, *symmetric Theil measure* ou *J-divergence*, este último em homenagem ao artigo pioneiro de Jeffreys (1946).

Assim como os índices de desigualdade formulados por Theil (1967) pertencem ao conjunto mais amplo dos índices de entropia generalizada, a J-divergência filia-se a uma família próxima, a classe dos índices de entropia relativa simétrica generalizada. Todos esses índices, baseados na teoria da informação, buscam sintetizar em um número quanto uma distribuição de probabilidades difere de outra tomada *a priori*. Em uma distribuição de renda plenamente igualitária, um subgrupo de quaisquer 18% dos indivíduos da população, por exemplo, teria exatamente 18% da renda total. No caso do índice T de Theil, parte-se das proporções da população em cada subgrupo e calcula-se quanto conteúdo informacional é preciso para transformar as proporções esperadas da renda (iguais às da população em uma distribuição igualitária) nas proporções da renda total efetivamente auferidas por cada subgrupo. Já o índice L de Theil calcula a informação necessária para percorrer o caminho inverso, das proporções de renda para as proporções da população. A J-divergência, por sua vez, é um índice único capaz de representar indistintamente a informação utilizada nos dois sentidos, o que caracteriza sua simetria.[5]

Os índices T e L de Theil para uma população com N indivíduos podem ser expressos, respectivamente, como:

$$T = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^{N} \frac{x_i}{\mu} ln\left(\frac{x_i}{\mu}\right) \tag{1}$$

e

$$L = -\frac{1}{N} \sum_{i=1}^{N} ln\left(\frac{x_i}{\mu}\right), \tag{2}$$

onde x_i é a renda de cada indivíduo i, e $\mu = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^{N} x_i$ é a média populacional das rendas individuais. A J-divergência equivale à soma $T + L$ e pode ser expressa por:

$$J = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^{N} \frac{x_i - \mu}{\mu} ln\left(\frac{x_i}{\mu}\right). \tag{3}$$

5. Simetria é uma das propriedades necessárias de uma divergência, conceito matemático que cumpre quase todas as propriedades de uma medida de distância ou métrica, exceto a desigualdade triangular.

Note-se que, enquanto o Theil-T recebe contribuições negativas de pessoas com renda inferior à média, o Theil-L recebe contribuições negativas de pessoas com renda superior à média.[6] Já na J-divergência, as contribuições individuais são positivas tanto abaixo quanto acima da média – ou nulas no caso de rendas iguais à média. Assim, cada indivíduo ou grupo tem uma divergência em relação à média que sempre é maior ou igual a zero. A soma dessas divergências parciais equivale à divergência (desigualdade) total, o que torna simples calcular a participação de cada pessoa ou grupo no nível de desigualdade atribuído à população.

Como Rohde (2016) destaca, além da propriedade adicional de ser decomponível em contribuições individuais não negativas, a J-divergência mantém também uma série de propriedades axiomáticas desejáveis em índices de desigualdade, tais como:

a) *invariância à escala*: a desigualdade não muda se todos os valores forem multiplicados por um escalar positivo;

b) *anonimato*: a desigualdade não muda se duas ou mais pessoas trocarem de posição mantendo os mesmos valores da distribuição original;

c) *replicação populacional*: mantidas as proporções com cada fração da renda, não importa o tamanho da população;

d) *condição de Pigou-Dalton*: a desigualdade aumenta quando se faz uma transferência regressiva (de alguém mais pobre para alguém mais rico) mantendo a média;

e) *transferências decrescentes*: o efeito anterior diminui conforme aumentam as rendas relativas das partes envolvidas;

f) *decomponibilidade aditiva*: o índice pode ser decomposto pelas desigualdades dentro de cada subgrupo mais a desigualdade entre os subgrupos.

Uma desvantagem da J-divergência em relação ao Theil-T e a outros índices, como os de Gini e Mehran, por outro lado, é que a primeira deixa de ser aplicável quando a distribuição inclui rendas nulas. Essa limitação, também encontrada no Theil-L, deriva do fato de que basta a renda de uma pessoa ir para zero para que tanto a J-divergência quanto a contribuição da pessoa em questão tendam a infinito.[7] No caso do Theil-T, embora não seja possível definir $ln(0)$ para os indivíduos com

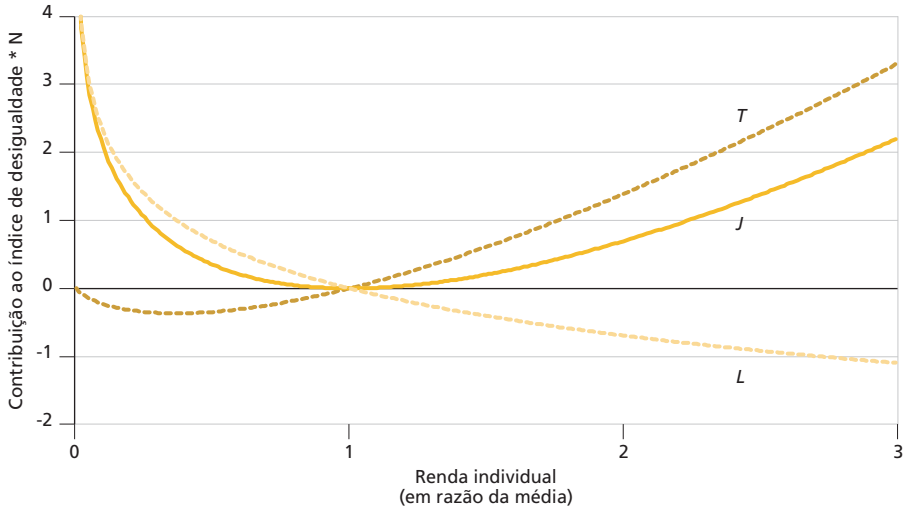
6. Para ver isso, basta notar que $ln = \left(\frac{x_i}{\mu}\right) = ln(\mathrm{x}) - ln(\mu)$ e que $ln(.)$ é uma transformação monotônica.

7. Entretanto, os dados brasileiros mostrarão que, mesmo na presença de rendas positivas muito baixas, a contribuição dos mais pobres para a J-divergência total ainda pode ser menor que a dos mais ricos. Na amostra da Pnad 2014 integrada ao Imposto de Renda Pessoa Física (IRPF), por exemplo, são consideradas quatorze pessoas com renda mensal reportada de R$ 1, menos de 0,05% da renda média estimada.

renda nula, toma-se como zero o valor de $0.ln(0)$, tendo em vista que a expressão $\frac{x_i}{\mu} ln\left(\frac{x_i}{\mu}\right)$ tende a zero quando x_i aproxima-se de zero (Foster, 1983). O primeiro exemplo de aplicação do índice apresentado por Theil (1967) já incluía rendas nulas: quando uma única pessoa concentra toda a renda da população, $T = ln(N)$.

O gráfico 1 permite contrastar visualmente algumas dessas características dos índices T, L e J. No eixo horizontal, estão níveis de renda individual expressos em razão da renda média $\left(\frac{x_i}{\mu}\right)$. Em cada ponto dessa razão, o eixo vertical mostra o valor assumido pela *função de avaliação* de cada um dos três índices, igual à expressão dentro de cada somatório na respectiva fórmula apresentada anteriormente – no caso de L, multiplicada por -1, devido ao sinal deixado fora do somatório. Portanto, a contribuição para cada índice de desigualdade de um indivíduo em cada nível de renda será igual à sua ordenada no gráfico dividida pelo tamanho da população (N).

GRÁFICO 1
Função de avaliação de três índices segundo a renda (em razão da média)



Fonte: Adaptado de Rohde (2016).

As curvas evidenciam que essa contribuição, conforme já foi dito, nunca será negativa para a J-divergência, o que a distingue dos Theils T e L, e será nula para os três índices quando a renda individual for igual à renda média $\left(\frac{x_i}{\mu} = 1\right)$. Assim, no caso de J, a função de avaliação em cada ponto representado no gráfico também pode ser entendida como uma espécie de "divergência individual"

(nunca negativa) de cada pessoa em relação à média.[8] Além disso, o gráfico torna nítido que, quando a renda aproxima-se de zero, a contribuição individual para T tende a zero, mas as contribuições para L e J tendem a infinito.

Não só a função de avaliação, mas também as taxas de variação da J-divergência estarão sempre no intervalo entre as de T e L, dado que a primeira é uma combinação linear das outras duas. Há trabalhos, como o de Borrell e Talih (2011), que utilizam como índice de desigualdade, em vez da soma, a média aritmética de T e L. Apenas o nível desta é igual à metade da J-divergência aqui utilizada, o que redunda nas mesmas propriedade gerais e taxas de variação – intermediárias às de T e L e mais importantes que os próprios índices em nível.

Dada a controvérsia atual sobre a evolução da desigualdade no Brasil e a importância da renda dos ricos nessa evolução, outra propriedade importante a ser considerada é a sensibilidade dos índices à renda dos mais ricos. Assim como as taxas de variação, a sensibilidade da J-divergência às fatias de pobres e ricos na renda total (ou às relações entre suas respectivas rendas individuais e a renda média) também deverá situar-se, necessariamente, em algum ponto no caminho entre as de L e T.

2.2 A J-divergência e o índice de Gini

Vimos, na subseção 2.1, que a principal vantagem da J-divergência em relação aos índices de Theil é a possibilidade de decompô-la em contribuições individuais não negativas. Mas essa propriedade não é uma exclusividade da J-divergência. Outro índice de desigualdade muito popular também a possui. Trata-se do índice de Gini.[9] Conforme destacado por Ceriani e Verme (2015), existem treze maneiras de expressar esse índice, sendo que oito delas permitem uma decomposição em parcelas individuais não negativas.

Os mesmos autores analisam em que medida a expressão referente à contribuição individual para o Gini em cada uma dessas oito alternativas satisfaz sete propriedades desejáveis. Embasados nessa análise, os autores elegem a formulação proposta por Kendall e Stuart (1958) como a única a satisfazer todas as propriedades.[10] Essa formulação é expressa como:

---

8. Note-se, contudo, que essa "divergência individual" não é simétrica, o que justifica as aspas. Afinal, se intercambiarmos os valores de x_i e μ, na fórmula de J, a divisão por μ dará lugar a uma divisão por x_i. A simetria da J-divergência refere-se ao fato de que seu valor agregado é sempre o mesmo entre duas *distribuições* quaisquer, sendo indiferente tomar qualquer uma delas *a priori*. A fórmula apresentada aqui se restringe ao caso, particularmente relevante para estudar a desigualdade, da J-divergência entre uma distribuição qualquer e uma distribuição plenamente igualitária com a mesma média μ.

9. Os autores agradecem a Sergei Soares e Stephen Jenkins por terem chamado atenção a esse ponto.

10. A maioria das propriedades elencadas por Ceriani e Verme (2015) para as contribuições individuais ao Gini são análogas às propriedades que elencamos para a J-divergência na subseção 2.1.

$$G = \frac{1}{N\mu} \cdot \sum_{i=1}^{N} \sum_{j=1}^{N} \frac{|x_i - x_j|}{2N}.$$

De acordo com a expressão acima, a contribuição de cada indivíduo para o índice de Gini é definida a partir da distância total entre a renda do indivíduo em questão (x_i) e cada uma das rendas dos demais indivíduos (x_j). Isso traz uma dificuldade quando se pretende estimar o referido índice a partir de dados amostrais. Seria necessário conhecer a probabilidade de inclusão de cada um dos demais indivíduos (representados acima pelo subscrito *j*) condicionada à inclusão do indivíduo cuja contribuição estaria sendo estimada (representado por *i*, acima). Essas probabilidades condicionais não estão disponíveis na Pnad nem em pesquisas domiciliares similares.

No que diz respeito à J-divergência, definida em (3), não há nenhuma dificuldade em estimá-la a partir de dados amostrais. Isso pode ser feito usando o seguinte estimador:

$$\hat{J} = \Sigma_{i \in S} \omega_i \left(\frac{x_i - \bar{x}}{\bar{x}} \right) ln \left(\frac{x_i}{\bar{x}} \right), \tag{4}$$

onde S é o conjunto de rótulos dos elementos da amostra; $\bar{x}$ é a média amostral ponderada; $\omega_i = \left(\frac{w_i}{\Sigma_{i \in S} w_i} \right)$; e w_i é o fator de expansão ou peso amostral da unidade *i*.

Em suma, quando se tem dados populacionais, pode-se questionar a relevância da J-divergência diante da alternativa de usar o índice de Gini, que é igualmente decomponível em contribuições individuais não negativas. Porém, quando se usam dados amostrais provenientes de pesquisas domiciliares, uma estimativa não enviesada dos componentes do Gini não é possível de ser implementada.

3 ANÁLISE DA PNAD (1981-2015)

3.1 Base e preparação de dados da Pnad

A Pnad anual saiu de campo pela última vez em outubro de 2015, quanto o IBGE encerrou sua série histórica. Desde 2012, o levantamento da Pnad anual vinha sendo feito em paralelo ao de sua substituta, a Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua (Pnad Contínua), que é coletada pelo IBGE todos os meses, ininterruptamente, para gerar estatísticas mensais, trimestrais e anuais. Nas últimas décadas, a série da Pnad anual tem sido o principal instrumento de acompanhamento e análise da desigualdade de renda no Brasil. Mesmo com seu encerramento, permanece como fonte importante para o conhecimento de uma miríade de características socioeconômicas do país, bem como das persistências ou alterações de muitas delas no período histórico mais recente.

Para facilitar e homogeneizar a leitura e o tratamento de variáveis da Pnad, este artigo valeu-se das rotinas de programação para o *software* Stata disponibilizadas pelo Departamento de Economia da Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro (PUC-Rio) no *site* Data Zoom, o que também favorece a eventual replicação dos resultados. Esse recurso permite ler os microdados e compatibilizar variáveis de todas as edições da Pnad de 1981 a 2015, período analisado neste artigo.

Nas análises desta seção, foram excluídos os dados de áreas rurais da região Norte, cobertas pela Pnad somente a partir de 2004. Para permitir o cálculo da J-divergência, foram excluídas também as observações com rendas mensais nulas ou indisponíveis na base (*missing values*). Um tratamento melhor e mais sofisticado passaria pela imputação de rendas positivas conforme outras características de cada unidade observada e sua relação empírica com a renda, o que será feito em extensões deste trabalho. Já a alternativa de simplesmente imputar um valor arbitrário muito pequeno, por outro lado, teria duas desvantagens: o índice poderia ser muito afetado pelo valor arbitrado e realidades muito díspares ficariam indistintas.

O questionário da Pnad, aplicado pessoalmente por um entrevistador a um morador do domicílio que pode responder por si mesmo e pelos demais, inclui uma árvore de sequências com várias perguntas, como "qual era o rendimento mensal que [*você/ele/ela*] ganhava normalmente, em setembro de [*ano da pesquisa*], nesse trabalho?". Questões semelhantes referem-se a diferentes trabalhos, aposentadorias, pensões, abonos de permanência, aluguéis, doações recebidas de outros domicílios e "outros rendimentos (juros de caderneta de poupança e de outras aplicações, dividendos)".

A informação sobre uma renda pode não ser disponibilizada porque a pergunta não cabe, já que a renda não existe, ou porque o entrevistado não soube ou não quis responder. O período de referência de um mês é curto e é comum que pessoas e domicílios com os mais diversos níveis de riqueza passem um mês sem auferir renda alguma, consumindo o que pouparam antes, endividando-se ou subsistindo com recursos não monetizados. A rigor, como são computados retornos de aplicações e as rendas de trabalho consideradas incluem as de empregadores e contas-próprias, os prejuízos seriam rendas negativas, mas a Pnad não registra valores menores que zero.

O conjunto de rendas positivas, nulas e indisponíveis na base de dados resulta, portanto, da maneira como a pesquisa foi desenhada e conduzida, que deve ser levada em conta em qualquer método de análise. A opção por excluir zeros e *missings*, adotada por simplicidade, decerto não é ideal. Afinal, a subamostra excluída, mesmo que se comparem rendas habituais ou permanentes, tende a ser diferente daquela que foi mantida. Além disso, as proporções de zeros e *missings* variam bastante entre as edições da Pnad, atingindo níveis mais altos nos anos finais da série.

Dessa forma, é importante ressalvar que as séries da J-divergência a serem apresentadas neste artigo referem-se à desigualdade entre os domicílios que informam ter alguma renda na Pnad, não a todos os domicílios do país. Para dimensionar o que foi deixado de lado e pode afetar as estimativas, serão apresentadas séries históricas das proporções de zeros e *missings* e do índice Theil-T com e sem a inclusão das rendas informadas com valor zero.

Para o cálculo da J-divergência e dos índices T e L de Theil, foram adaptadas rotinas de Stata disponibilizadas por Rohde (2016) na página de seu artigo no *site* do Journal of the Royal Statistical Society. A programação adaptada para este artigo pode ser consultada em Hecksher (2017).

Em busca de comparabilidade aos resultados obtidos por Rohde (2016) a partir de pesquisas domiciliares amostrais realizadas nos Estados Unidos, na Alemanha e na Grã-Bretanha, são apresentadas séries brasileiras da J-divergência da renda mensal domiciliar equivalente, dada pela renda de todas as fontes de todos os membros do domicílio dividida pela raiz quadrada do número de moradores.[11] Para ser comparável à maioria dos estudos brasileiros sobre desigualdade, são analisadas também séries da renda mensal domiciliar *per capita*, dada pela renda de todas as fontes de todos os membros do domicílio dividida pelo número de moradores.

Como é comum em comparações internacionais, os números cotejados podem ser afetados por especificidades das fontes de dados de cada país. As bases dos três países analisados por Rohde (2016) provêm de versões nacionais da *cross-national equivalent file* (CNEF), elaboradas para manter homogeneidade de conceitos e variáveis, mas também com idiossincrasias locais.

Um aspecto potencialmente relevante para o estudo da desigualdade é a previsão, na metodologia daquelas pesquisas, de critérios heterogêneos de *top coding*, ou seja, truncamento das rendas acima de diferentes valores em cada país. No entanto, Rohde (2016) argumenta que essa restrição costuma ser inócua na maioria das edições analisadas, com raras observações nos tetos predefinidos e frequentes ondas sem nenhuma renda truncada. As notas metodológicas da Pnad não mencionam truncamento de rendas, para as quais o questionário mostra campos a serem preenchidos com um inteiro de até doze dígitos.[12] Embora os tetos da CNEF nos outros países (convertidos em reais mensais) não sejam tão altos quanto esse limite computável na Pnad, são mais altos do que qualquer renda de

11. Há diversas outras escalas de equivalência usadas na literatura, sempre com vistas a descontar possíveis economias de escala ignoradas quando se calcula a renda domiciliar *per capita*. A hipótese é que o custo de prover o mesmo nível de bem-estar a um morador adicional seja menor que o dos anteriores. A escala adotada neste capítulo foi escolhida para garantir comparabilidade aos dados internacionais disponíveis.

12. Isso permitiria registrar rendas mensais de quase R$ 1 trilhão, mais que o dobro do produto interno bruto (PIB) mensal do país. A mais alta renda individual de todas as fontes registrada na Pnad foi de R$ 351.600 em 2012.

fato registrada na Pnad. Na hipótese do artigo tomado como base, esse aspecto não impede a comparação.

Outra diferença está nos períodos de referência. Enquanto a Pnad registra as rendas obtidas em um mês de referência, a CNEF permite ao entrevistado definir a frequência em que costuma ser remunerado e, então, informar a renda obtida no seu próprio período de referência. Depois, na base de dados, as rendas são apresentadas em termos anuais. Isso evita a ocorrência de rendas nulas, sequer consideradas no artigo ou na programação de Stata que o acompanha. No caso da Pnad, como foi mencionado, serão apresentadas séries que ajudam a dimensionar os potenciais problemas resultantes da exclusão de rendas nulas e indisponíveis.

Uma terceira diferença entre os indicadores utilizados é que os dados estrangeiros referem-se à renda disponível, ou seja, após o desconto de impostos e outros tributos. As notas metodológicas da Pnad fazem referência a um conceito de renda bruta como base teórica ao rendimento do trabalho de empregados e trabalhadores domésticos investigado, mas o questionário, por si só, não deixa isso explícito para o entrevistado. É razoável esperar que, entre esses grupos, a maioria das respostas sobre o "rendimento mensal que [*você/ele/ela*] ganhava normalmente" tenda a excluir os tributos descontados em folha.[13]

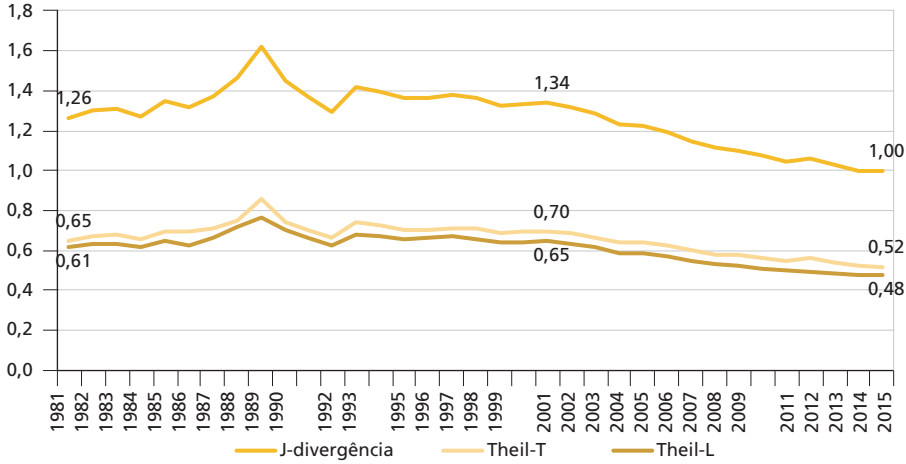
3.2 Principais resultados com a série da Pnad

As trajetórias de índices de desigualdade de variáveis de renda calculáveis com a Pnad anual têm sido acompanhadas e analisadas em muitas publicações. Com base nos domicílios com informação de rendas totais positivas nos microdados da Pnad de todo o Brasil, exceto da área rural da região Norte, esta seção apresenta séries 1981-2015 da J-divergência da *renda mensal domiciliar per capita* e da *renda mensal domiciliar equivalente*, além de decomposições desse índice de desigualdade por estratos de renda.

O gráfico 2 mostra a evolução da J-divergência e dos índices T e L de Theil da *renda mensal domiciliar per capita*. Como $J = T + L$, a linha de cima representa a soma dos valores das duas outras linhas. Nesse e em outros gráficos a seguir, os valores referentes aos anos não rotulados no eixo horizontal são interpolações lineares, porque nessas ocasiões a pesquisa não foi coletada.

13. Segundo o IBGE (2016, p. 24), "entende-se por remuneração bruta o pagamento sem excluir o salário-família e os descontos correspondentes aos pagamentos de instituto de Previdência, Imposto de Renda, faltas etc., e não incluindo o 13º salário (14º, 15º etc.) e a participação nos lucros paga pelo empreendimento aos empregados".

GRÁFICO 2
Brasil: índices de desigualdade da renda mensal domiciliar *per capita* (1981-2015)



Fonte: Pnad/IBGE.

Os dois índices de Theil descrevem trajetórias parecidas e, por definição, todas as variações percentuais da J-divergência são intermediárias às de T e L. No período de 1981 a 2001, as três linhas oscilaram fortemente em anos específicos, mas o século XXI começou com os índices em níveis superiores aos de vinte anos antes. A partir de 2001, os três índices diminuem quase continuamente. A estimativa pontual do Theil-L aumenta apenas na terceira casa decimal em 2015, enquanto as do Theil-T e da J-divergência sobem no ano de 2012, mas voltam a cair e chegam a seus menores níveis em 2015.

Essas trajetórias são consistentes com as estimativas de vários outros trabalhos. O índice de Gini dos rendimentos do trabalho das pessoas economicamente ativas já seguia uma trajetória de queda desde 1998, desacelerada a partir de 2011 e revertida em 2015 (Hoffmann, 2016), mas o Gini da renda mensal domiciliar *per capita* – o indicador de desigualdade mais destacado nas análises brasileiras – também só começa a diminuir persistentemente a partir da variação observada entre 2001 e 2002.

Há muitos trabalhos sobre as causas da queda da desigualdade de renda mensal domiciliar *per capita* observada na Pnad a partir de 2001, decompondo a dinâmica de diferentes índices de desigualdade pelas fontes de renda investigadas na pesquisa. Ipea (2013) destaca a importância dos rendimentos do trabalho, a principal fonte das rendas observadas na Pnad e responsável por 55% da redução do índice de Gini de 2002 a 2012, seguida por rendas de Previdência (21%), Bolsa Família e seus

antecessores (12%), Benefício de Prestação Continuada (BPC) (6%) e outras (6%). Também ressalta a redução das desigualdades entre grupos da população, com crescimento mais intenso das rendas de pessoas com menor escolaridade, domicílios chefiados por mulheres, pessoas declaradas pretas ou pardas, moradores da região Nordeste, de áreas definidas como rurais e de municípios pequenos.

Diversas análises sublinham a contribuição da educação para a queda da desigualdade de renda na Pnad, por terem caído a desigualdade entre níveis de escolaridade na população e o prêmio salarial por anos adicionais de estudo (Ipea, 2006). Outras enfatizam o papel dos aumentos reais de salário mínimo e de benefícios previdenciários e assistenciais a ele vinculados (Brito, Machado e Kerstenetzky, 2013).

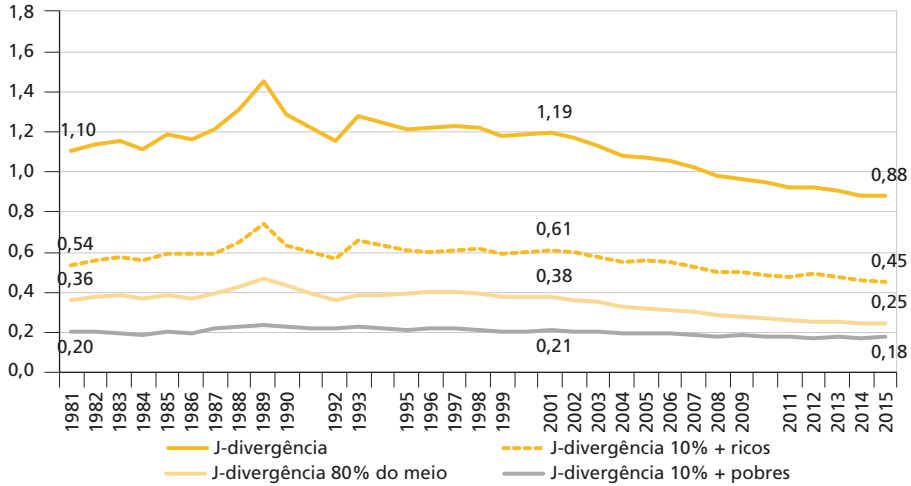
A J-divergência permite um tipo complementar de análise do nível e da trajetória da desigualdade, em que se decompõe o valor total do índice pelas contribuições de cada faixa de renda, dos mais pobres até os mais ricos. Já é usual decompor outros índices segundo as desigualdades *dentro* de cada faixa de renda, as quais, somadas à desigualdade *entre* as faixas de renda, resultam na desigualdade total. A J-divergência permite esse mesmo tipo de decomposição, mas também o apresentado a seguir, em que se quantifica a contribuição de cada indivíduo ou grupo, e a simples soma dessas contribuições já é igual à desigualdade total segundo o índice, sem restar nenhuma outra parcela.

Para garantir comparabilidade aos resultados disponíveis para outros países, aqui se decompõe, dessa forma, a J-divergência da *renda mensal domiciliar equivalente*, igual ao total das rendas de todas as fontes dos moradores de um domicílio dividido pela raiz quadrada do número de moradores do mesmo domicílio. Ao suavizar o denominador dos domicílios com mais de uma pessoa, a renda mensal domiciliar equivalente é sempre maior ou igual à renda mensal domiciliar *per capita*. Como o tamanho dos domicílios é negativamente correlacionado à renda, a desigualdade da renda mensal domiciliar equivalente tende a ser menor que a da renda mensal domiciliar *per capita*.

O gráfico 3 mostra a evolução da J-divergência total e sua decomposição entre as contribuições dos 10% mais ricos, dos 10% mais pobres e dos 80% do meio na distribuição da renda mensal domiciliar equivalente segundo a Pnad. A linha de cima descreve a soma das outras três. Comparando as linhas superiores dos gráficos 2 e 3, confirma-se que a desigualdade da renda mensal domiciliar equivalente é menor que a da renda mensal domiciliar *per capita*. As variações no tempo, porém, costumam ser parecidas. De 2001 a 2015, a J-divergência da renda mensal domiciliar *per capita* caiu 25,9%, e a da renda mensal domiciliar equivalente caiu 26,2%. De 2014 a 2015, no entanto, a primeira diminuiu 0,4% e a segunda aumentou 0,3%. As outras linhas do gráfico 3 ajudam a entender.

GRÁFICO 3

Brasil: J-divergência da renda mensal domiciliar equivalente e contribuições de três estratos de renda (1981-2015)



Fonte: Pnad/IBGE.

Chama a atenção que a linha referente aos 10% mais ricos corre em nível bem superior ao das duas outras faixas de renda e registra inflexões nos mesmos anos em que a J-divergência total. Todas as linhas declinam entre 2001 e 2015, o que significa que os três estratos contribuíram para reduzir a desigualdade, com as rendas de seus membros tornando-se menos "divergentes" da média. A maior queda absoluta é a do grupo mais rico (-0,15), que mantém o nível mais alto de contribuição à desigualdade total. Contudo, a queda relativa mais acentuada dá-se entre os 80% do meio (-34%). O grupo mais pobre contribui menos para o nível da desigualdade total e também para a redução observada entre 2001 e 2015, tanto em termos absolutos (-0,03) quanto em termos relativos (-15%). As contribuições dos 10% mais ricos e dos 80% do meio para a desigualdade atingem seus menores níveis em 2015. Já os 10% mais pobres tiveram sua menor contribuição à desigualdade em 2014 e a elevaram no ano seguinte.

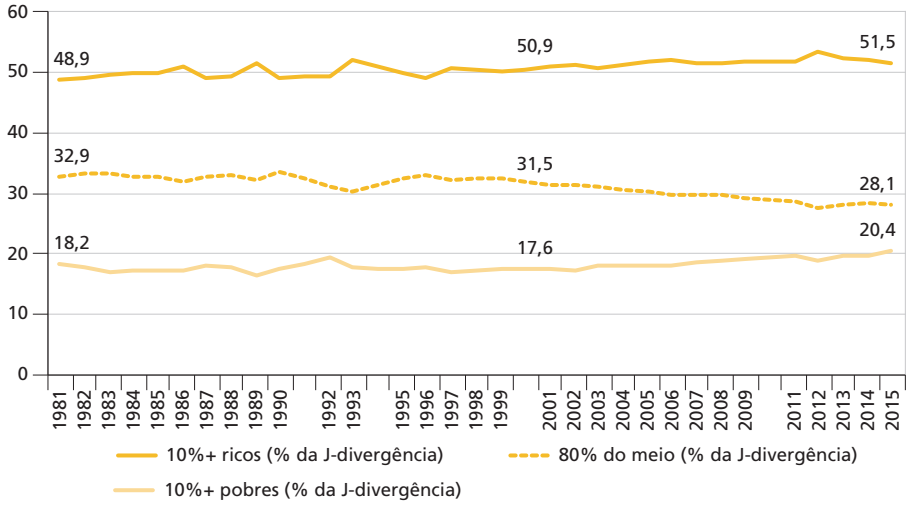
Entre a Pnad de 2014 e a de 2015 a renda média caiu, mas as rendas dos mais pobres e dos mais ricos na pesquisa caíram mais do que a média, enquanto as rendas do grupo do meio caíram menos do que a média. Assim, a contribuição à desigualdade dos mais pobres aumentou e a dos mais ricos diminuiu. Contudo, quando se analisa a renda mensal domiciliar equivalente, a contribuição dos 10% mais pobres à J-divergência aumentou mais e a dos 10% mais ricos diminuiu bem menos do que quando se analisa a renda mensal domiciliar *per capita*. Por isso, de 2014 a 2015, a estimativa da J-divergência registra uma leve redução no gráfico 2, mas uma leve alta no gráfico 3.

Ao serem divididos os valores das três linhas inferiores pelos valores da linha superior do gráfico 3, são obtidas as participações dos 10% mais ricos, dos 80% do meio e dos 10% mais pobres na desigualdade total em cada ano. Essas séries são apresentadas em percentuais no gráfico 4. O primeiro fato a ser destacado nele é que os 10% mais ricos respondem por mais de 50% da desigualdade total na maioria das edições da Pnad analisadas e em todos os anos desde 1998. No fim da série, a participação dos 10% mais ricos na J-divergência é de 51,5%. Esse nível supera os encontrados por Rohde (2016) nos três países que analisou: Grã-Bretanha (41%), Alemanha (44%) e Estados Unidos (45%).

Além de o Brasil registrar maiores níveis de desigualdade e maior participação dos mais ricos na renda total em comparação com esses três outros países, o que já é bastante conhecido, constata-se que o Brasil também tem uma fração maior de sua desigualdade total determinada pelas fatias da renda total auferidas pelos mais ricos. Movimentos distributivos entre os 90% mais pobres afetam menos da metade da desigualdade total segundo a J-divergência. Por outro lado, mais da metade da desigualdade total é afetada por redistribuições entre os 10% mais ricos.

Como explicado na seção 2, a sensibilidade da J-divergência às rendas mais altas é maior que a de outros índices, mas é menor que a do Theil-T. Neste último índice, portanto, a desigualdade entre os mais ricos tende a ser ainda mais preponderante.

GRÁFICO 4
Brasil: participações de três estratos de renda na J-divergência da renda mensal domiciliar equivalente (1981-2015)
(Em %)

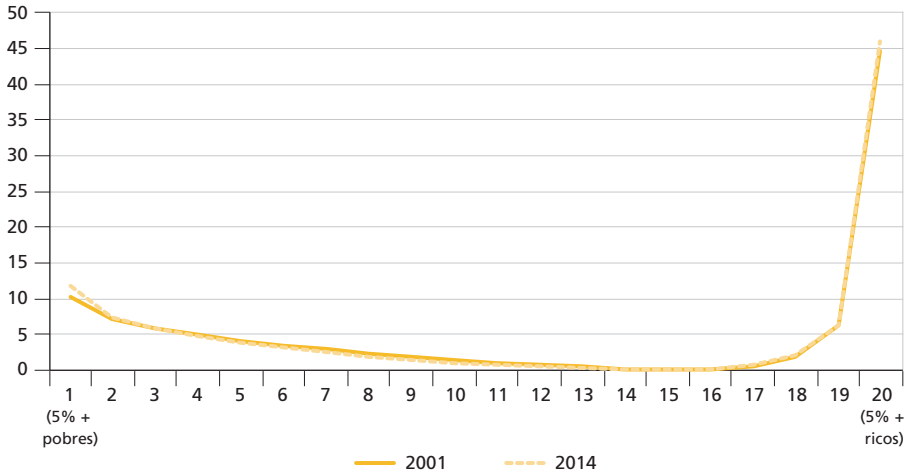


Fonte: Pnad/IBGE.

Outro fato relevante que se torna mais nítido no gráfico 4 é que, no período 2001-2015, em que a desigualdade na Pnad diminui, os 80% do meio reduzem sua participação na desigualdade (-3,4 pontos percentuais – p.p. –, de 31,5% para 28,1%), o que é compensado por aumentos nas participações do grupo mais pobre (+2,8 p.p., de 17,6% para 20,4%) e do grupo mais rico (+0,6 p.p., de 50,9% para 51,5%).

Ainda que se exclua 2015 da análise, permanece a conclusão de que o grupo do meio deu a maior contribuição relativa para a queda da desigualdade entre 2001 e 2014, enquanto os dois grupos extremos, ao contribuírem menos, aumentaram suas participações na desigualdade total. O gráfico 5 compara as participações na J-divergência total de cada vigésimo da distribuição da renda mensal domiciliar *per capita* (dos 5% mais pobres até os 5% mais ricos) nos anos de 2001 e 2014.

GRÁFICO 5
Participação na J-divergência da renda mensal domiciliar *per capita* por vigésimo da distribuição (2001 e 2014)
(Em %)



Fonte: Pnad/IBGE.

O 15º vigésimo é o que inclui a média em ambos os anos,[14] o que limita grandes níveis e variações da "divergência local" em relação à média. Em contraste,

14. O 15º vigésimo, que abrange os quantis entre 0,7 e 0,75, inclui a média em quase todas as edições da Pnad desde 1981. A única exceção é 1989, pico das séries de desigualdade, quando a média superou 75,2% dos valores positivos da renda mensal domiciliar *per capita*. De 2001 a 2014, a média aproximou-se da mediana, mas passando do quantil 0,743 ao 0,718.

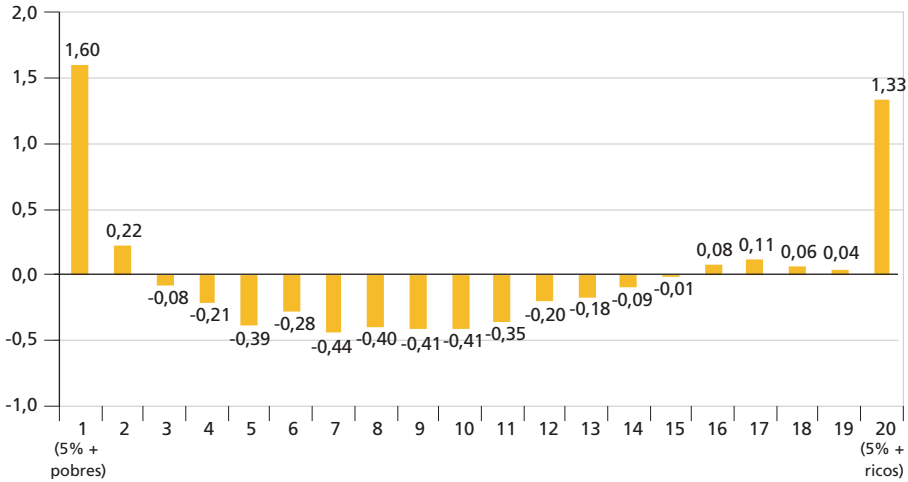
há uma forte concentração das "divergências" no vigésimo mais rico da população. Como foi dito anteriormente, o décimo mais rico responde por mais de 50% da desigualdade total, mas a maior parte dessa sua participação está concentrada na metade mais rica do grupo, que responde, sozinha, por mais de 45% da J-divergência total. A distinção entre as duas linhas é tênue na maioria dos pontos, mas chama a atenção o aumento da participação dos 5% mais pobres na desigualdade total entre 2001 e 2014.

O gráfico 6 ressalta as variações, em p.p., das participações de cada vigésimo da distribuição entre 2001 e 2014, ou seja, as diferenças entre as duas linhas do gráfico anterior, mas em escala ampliada. Variações no 15º vigésimo são limitadas por construção, já que ele inclui a média nos dois anos comparados. O que ocorre nos demais vigésimos, por outro lado, deve guardar relação com fatores importantes para o crescimento das rendas em cada grupo. Por isso, a evidência de que os grupos extremos contribuíram relativamente menos que o do meio para reduzir a desigualdade na Pnad desde 2001 levanta questões importantes sobre as relações entre as políticas públicas e as dinâmicas de mercado experimentadas no Brasil e seus efeitos sobre índices de desigualdade.

GRÁFICO 6

Variação da participação na J-divergência da renda mensal domiciliar *per capita* por vigésimo da distribuição (2001-2014)

(Em p.p.)



Fonte: Pnad/IBGE.

É possível que a formalização do trabalho e os aumentos do salário mínimo tenham sido importantes para reduzir a participação do grupo do meio na J-divergência. Entretanto, como os mais pobres podem ter contribuído menos para a queda desse índice de desigualdade do que o grupo do meio se sua renda cresceu mais?

Segundo a fórmula da J-divergência, a contribuição de uma pessoa ao índice é proporcional ao produto de duas distâncias entre sua renda (x_i) e a renda média da população (μ): a distância linear em razão da média $\left|\frac{x_i - \mu}{\mu}\right|$ e a distância em logaritmo natural $|ln(x_i) - ln(\mu)|$. No caso desta última distância, quando duas rendas permanecem abaixo da média tendo experimentado a mesma taxa de crescimento, seus movimentos de aproximação à média são idênticos. Já no caso da distância linear em razão da média, o nível de partida importa. Os 5% mais pobres podem ter experimentado o mesmo crescimento de 6% ao ano (a.a.) que o quarto vigésimo entre 2001 e 2014, mas é claro que o aumento absoluto na renda dos mais pobres, expresso em p.p. da média, foi mais modesto.[15] Isso explica por que a participação dos 5% mais pobres na J-divergência aumenta enquanto a do quarto vigésimo cai.

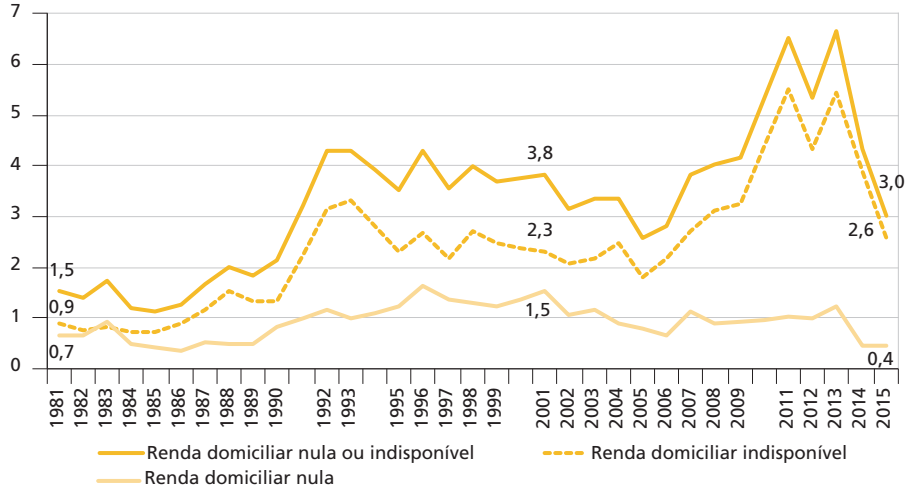
4 ANÁLISE DE ROBUSTEZ PARA AS CONTRIBUIÇÕES NOS EXTREMOS DA DISTRIBUIÇÃO

Como as estimativas apresentadas até aqui simplesmente descartam domicílios com renda reportada como nula ou indisponível na Pnad, o gráfico 7 mostra como a proporção de pessoas nessas situações varia no tempo. A linha superior desse gráfico registra que, em 1981, essa proporção era de apenas 1,5%; no entanto, ela cresce ao longo do tempo, chegando a 6,7% em 2013. Note-se que, para uma análise baseada exclusivamente na J-divergência, o problema da renda nula é mais incômodo, visto que há outros índices cujo cômputo permite a incorporação de domicílios com renda nula. Já o problema da indisponibilidade de valores de renda para alguns domicílios afeta todo e qualquer índice de desigualdade.

As demais linhas do gráfico mostram que a indisponibilidade de valores para a renda é um problema mais frequente que a renda nula e responsável pelo crescimento mencionado. No período analisado, a proporção de rendas indisponíveis aumentou, mas a de rendas nulas diminuiu, tornando-se inferior a 0,5% em 2015.

15. Dito de outra forma, o aumento da fração dos mais pobres na renda total foi menor, em p.p. da renda total, já que a mesma taxa de crescimento incidiu sobre uma fração menor.

GRÁFICO 7
Proporções da população com renda mensal domiciliar nula e indisponível (1981-2015)
(Em %)



Fonte: Pnad/IBGE.

4.1 Influência da exclusão de indivíduos com renda zero

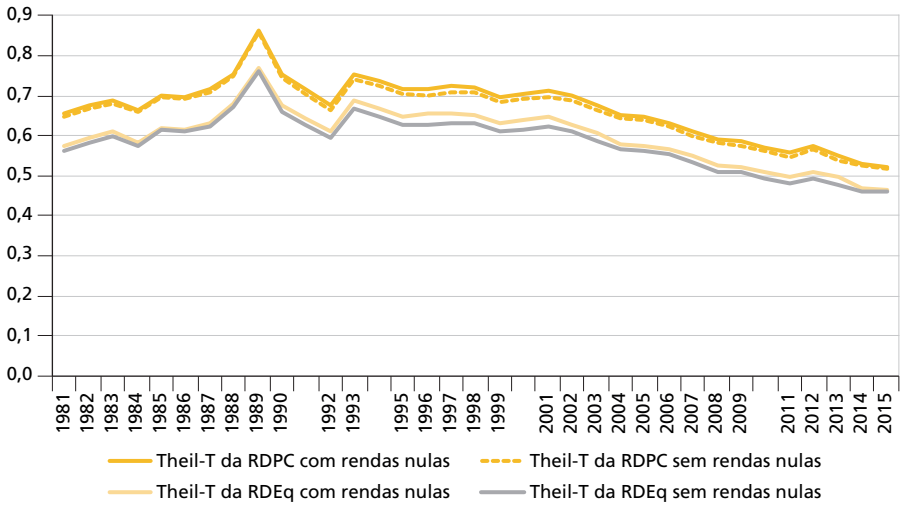
Apesar de termos um percentual relativamente pequeno de domicílios com renda nula, é possível que nossas análises da seção anterior tenham tido uma influência considerável da exclusão desses domicílios, haja vista a alta sensibilidade da J-divergência a valores de renda baixos. O objetivo desta subseção é apresentar resultados que permitam, de forma indireta, apontar indícios dessa influência da retirada de domicílios com renda nula no cômputo da contribuição da renda dos mais ricos na desigualdade. Explora-se o fato de que o Theil-T pode ser computado incorporando domicílios com renda nula, conforme já mencionado.[16]

O gráfico 8 mostra como as trajetórias do Theil-T da renda mensal domiciliar *per capita* e da renda mensal domiciliar equivalente são afetadas pela inclusão ou não das rendas nulas da Pnad, o que ajuda a dimensionar quanta desigualdade ou variação dela deixou de ser considerada nas análises da última seção pela necessidade de excluir o conjunto de domicílios com renda reportada como nula. Pode-se observar que a incorporação dos domicílios com renda nula no cômputo do Theil-T faz pouca diferença. Em 2001,

16. Rendas muito baixas exercem maior influência sobre a J-divergência (e o Theil-L) do que sobre o Theil-T, mas as situações em que a renda domiciliar é reportada como nula no mês de referência nem sempre se assemelham às de renda muito baixa. Embora a J-divergência e o Theil-L não possam ser definidos na presença de rendas nulas, este exercício explora a viabilidade de observar ao menos como varia o Theil-T – que, somado ao Theil-L, resulta na J-divergência – quando considera as situações de renda nula, a parte de seu domínio que não é compartilhada pelos dois outros índices de desigualdade.

ano com frequência relativamente alta de domicílios com renda nula na Pnad, a inclusão desses domicílios no cômputo do Theil-T da renda mensal domiciliar *per capita* aumenta o seu valor em 2,27%, e o Theil-T da renda mensal domiciliar equivalente em 4,21%. Com a menor proporção de rendas nulas na Pnad de 2015, esses percentuais caem, respectivamente, para 0,87% e 1,41%.

GRÁFICO 8
Evolução do índice de Theil-T com e sem domicílios com renda mensal domiciliar nula (1981-2015)



Fonte: Pnad/IBGE.

4.2 Influência de sub-representação da renda dos mais ricos na Pnad

Trabalha-se aqui com o cenário no qual a distribuição de renda observada nos dados da Pnad apresenta valores subestimados para o seu topo, conforme evidências já mencionadas anteriormente. A expectativa de que a Pnad subestime especialmente as rendas mais altas é justificada pelos padrões esperados de não resposta diferencial às pesquisas domiciliares. Em primeiro lugar, os entrevistadores podem ter mais dificuldade em acessar os domicílios mais ricos, excluindo as rendas mais altas da amostra. Além disso, a pesquisa pode ter limitações mais graves em aferir corretamente as rendas oriundas de fontes mais prevalentes entre os mais ricos, como lucros, juros e aluguéis, sendo mais acurada no caso das rendas do trabalho e, possivelmente, de benefícios sociais.

4.2.1 Método de correção via integração dos dados da Pnad com dados do IRPF

Para analisar as possíveis limitações da Pnad objetivando captar a renda no topo da distribuição, optou-se por combinar os dados dessa pesquisa com os de tabulações

do Imposto de Renda da Pessoa Física (IRPF) segundo um dos métodos utilizados por Medeiros, Souza e Castro (2015) e Souza (2016). A partir da última tabulação do IRPF disponibilizada pela Receita Federal do Brasil (RFB), referente a 2014, foram estimadas as rendas pessoais dos 10% mais ricos da população adulta do país, e estas foram combinadas às obtidas da Pnad para os outros 90%. Em seguida, com a base integrada de dados da Pnad e do IRPF, analisou-se o que muda na J-divergência e em sua decomposição.

Há que se reconhecer que os dados disponíveis do IRPF também apresentam suas limitações. Por exemplo, Hoffmann (2016) levanta a possibilidade de que, nas declarações do IRPF, os rendimentos de aplicações financeiras estejam drasticamente superestimados ao não excluírem a correção monetária, embutida na variação nominal que os bancos informam como renda. De todo modo, as declarações à RFB ainda podem ser tomadas como o melhor instrumento à mão para se obter uma estimativa mais próxima do verdadeiro nível da renda dos mais ricos.

Divulgada em outubro de 2016 na internet,[17] a tabela do IRPF utilizada aqui é apenas uma entre as 23 que resumem os grandes números das declarações entregues pelos contribuintes em 2015 sobre seus rendimentos obtidos ao longo do ano de 2014. Os totais de declarações, rendimentos, deduções, impostos, ativos e passivos declarados são abertos em cada tabela por diferentes categorias, como sexo, município, faixa etária, natureza da ocupação, ocupação principal ou faixa de renda mensal em múltiplos do salário mínimo (SM). A tabela usada nesta seção resume as 27.581.083 declarações por dezessete faixas de rendimentos totais declarados, de até meio SM a mais de 320 SMs mensais.[18]

Para partir desses valores agregados em dezessete classes e estimar uma distribuição contínua de rendas associadas a cada quantil da população, é necessário adotar um conjunto de hipóteses, com variados graus de realismo. A principal é que as rendas totais de cada um dos adultos mais ricos do país, até algum percentual da população, estejam corretamente declaradas na base do IRPF. Antes que o leitor revolte-se com a ingenuidade desse pressuposto, esclareça-se que o objetivo da estimativa não é apontar o "verdadeiro" valor das rendas, mas atenuar sua subestimação em relação ao que se obtém com uma pesquisa domiciliar.

Conforme Souza (2016), adotou-se como base para a população total a estimativa do IBGE para o número de pessoas que residiam no Brasil em 1º de julho

17. Vários anos disponíveis em: <https://goo.gl/CdkS3f>. Acesso em: 13 nov. 2018.

18. Essa última divulgação foi a mais detalhada dos últimos anos, mas análises importantes poderão passar a ser feitas se forem publicamente divulgadas tabulações cruzando as várias aberturas e integrando dados de pessoas físicas e jurídicas. Amostras de microdados longitudinais desidentificados, respeitando o sigilo fiscal, permitiriam ainda compreender como situações individuais alteram-se entre diferentes anos nas declarações.

de 2014 e tinham 20 anos de idade ou mais.[19] Em linha com os autores citados e outros como Piketty (2014) e Atkinson (2015), realizou-se uma interpolação de Pareto a partir desse conjunto de dados para estimar a distribuição dentro de cada faixa de renda.

A distribuição proposta por Vilfredo Pareto no fim do século XIX para modelar as rendas mais altas supõe que a proporção da população com ganhos superiores a um certo valor y seja proporcional a $y^{-\alpha}$, em que α é o chamado coeficiente de Pareto. Permitindo que esse e outros parâmetros variem para diferentes estratos de renda, os autores citados interpolam tabulações como a utilizada nesta seção.

Adaptando a notação de Souza (2016), para uma dada população total, sejam inf_j o limite inferior de determinada faixa de renda; p_j a proporção da população com renda superior a inf_j nos dados; e $\bar{x}(.)$ a função para a renda média acima de um determinado valor. Assim, são estimados três parâmetros de Pareto:

$$\beta = \frac{\bar{x}(inf_j)}{inf_j}, \tag{5}$$

$$\alpha = \frac{\beta}{\beta\text{-}1} \tag{6}$$

e

$$k = inf_j p_j^{\frac{1}{\alpha}}. \tag{7}$$

Com esses parâmetros, estimam-se os valores de interesse. O percentil 99 das rendas, por exemplo, acima do qual se encontra 1% da população, pode ser estimado por $P99 = \frac{K}{0{,}01^{\frac{1}{\alpha}}}$, e a renda média do centésimo mais rico pode ser estimada por $\beta P99$. O apêndice mostra os dados originais utilizados e os passos e os resultados da interpolação.

Tendo-se um modelo para estimar as rendas mais altas a partir do IRPF, o passo seguinte é integrá-las a estimativas para as rendas mais baixas obtidas a partir da Pnad. Há países em que as declarações de IRPF cobrem mais de 90% da população. No Brasil, elas correspondem a aproximadamente um quinto da população adulta, mas não necessariamente ao quinto mais rico. Embora também apresentem encaixes em quantis alternativos, Medeiros, Souza e Castro (2015) sustentam, a partir dos

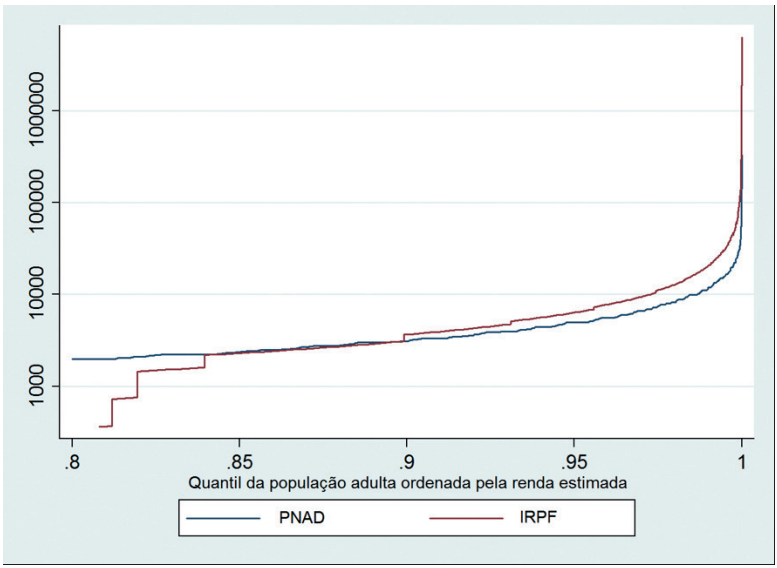
19. Na abertura por faixa etária apresentada pela RFB para 2014, menos de 0,2% das declarações são de pessoas com até 18 anos de idade, e é provável que elas se concentrem mais nas faixas de menor rendimento, que serão ignoradas após o encaixe à Pnad. Na faixa etária seguinte, de 19 a 30 anos, a RFB contabiliza 10,5% das declarações.

dados de diferentes anos, ser razoável que as rendas do décimo mais rico sejam estimadas com o IRPF, e as dos nove demais décimos com as da Pnad.

Em 2014, de fato, quando se excluem da Pnad as rendas indisponíveis (2,1% do total), as rendas estimadas com o IRPF são todas mais altas que as da Pnad a partir do quantil 0,899. Note-se que, para esta seção, foram consideradas da Pnad as rendas individuais de todas as fontes, em todo o país (incluindo áreas rurais da região Norte), de pessoas com 20 anos de idade ou mais, deflacionadas para 1º de julho, conforme Corseuil e Foguel (2002). Para compatibilizar às rendas anuais do IRPF divididas por doze, as rendas mensais da Pnad foram acrescidas de duodécimos referentes ao 13º salário para trabalhadores formais, aposentados e pensionistas, e ao adicional de férias para trabalhadores formais.

O gráfico 9, apresentado em escala logarítmica e truncado nos quantis populacionais abaixo de 0,8 e nas rendas mensais acima de R$ 10 milhões, mostra que há um trecho em que as estimativas da Pnad e do IRPF se sobrepõem. O gráfico sugere que seria arriscado adotar estimativas do IRPF para mais de 15% da população, pois quase um quarto das declarações tabuladas pela RFB tem valores muito baixos, em patamares discrepantes do restante da base. Por outro lado, adotar as estimativas do IRPF para os 10% mais ricos, como se optou por fazer neste capítulo, implica aumentar as rendas da Pnad de um décimo da população considerada.

GRÁFICO 9
Renda individual mensal por quantil da população (2014)
(Em R$)



Fontes: Pnad/IBGE e IRPF/RFB.
Obs.: Gráfico cujos leiaute e textos não puderam ser padronizados e revisados em virtude das condições técnicas dos originais (nota do Editorial).

Após ser realizado esse encaixe absoluto[20] das duas distribuições no quantil 0,9, foram excluídas as pessoas com rendas nulas na Pnad (15,8% do total) e, então, redefinidos os respectivos quantis conforme a população remanescente. As estatísticas e análises apresentadas a seguir referem-se a essa base integrada Pnad-IRPF 2014, somente com rendas positivas para permitir o cálculo da J-divergência.

4.2.2 Resultados da base integrada Pnad-IRPF 2014

A substituição das mais altas rendas individuais que os entrevistados da Pnad informaram ao IBGE por estimativas baseadas nas mais altas rendas declaradas à RFB aumenta a parcela da renda total concentrada pelos mais ricos e também a desigualdade dentro desse grupo. Essas duas mudanças tornam a desigualdade mais alta na base integrada Pnad-IRPF.

Entre a distribuição das rendas positivas de todas as fontes dos adultos da Pnad 2014 e a da base integrada Pnad-IRPF 2014, a J-divergência aumenta seu valor em 92%, de 0,971 para 1,867. Esse aumento é menor que o do Theil-T (+123%, de 0,517 para 1,151) e maior que o do Theil-L (+58%, de 0,454 para 0,716), devido às diferentes sensibilidades desses índices às rendas mais altas.

O índice de Gini sobe de 0,497 para 0,619. Sua escala de 0 a 1 dificulta a comparação de seu movimento com o dos outros índices. Para se ter ideia da relevância, esse aumento de 0,122 é maior que a amplitude de todas as variações do Gini da renda mensal domiciliar *per capita* brasileira na série histórica da Pnad. Também seria suficiente para tornar o Uruguai mais desigual que o Brasil, ou a Dinamarca mais desigual que o Uruguai.

Mais que meros exercícios teóricos, essas considerações ajudam a esclarecer o sentido e o valor da mudança distributiva implicada na integração Pnad-IRPF e no consequente aumento de diferentes índices de desigualdade. Servem também para introduzir os principais resultados da seção, tornando mais nítido o significado da extrema concentração observada quando se decompõe a J-divergência por estratos de renda. Se nas seções anteriores verificou-se que o décimo mais rico explicava mais da metade da J-divergência da renda domiciliar *per capita* no Brasil, o uso dos dados do IRPF faz com que baste o centésimo mais rico para explicar mais da metade desse índice de desigualdade no caso da renda pessoal dos adultos.

A tabela 1 detalha como participam da J-divergência diversos estratos, definidos por rendas expressas aos preços de 1º de julho de 2014. Tomando a primeira linha como exemplo, vê-se que o "teto", ou limite superior das rendas mensais estimadas dos 5% mais pobres em 2014, era de R$ 198, e a renda média desse grupo era de

20. Assim se denomina o método de encaixe adotado por Medeiros, Souza e Castro (2015). Ao incorporar períodos de alta inflação à análise, Souza (2016) optou por outro método de estimação da desigualdade, baseado na propriedade de decomposição do índice de Gini em grupos não sobrepostos.

R$ 128, o que lhe permitiu apropriar-se de apenas 0,3% da renda total do país. Finalmente, as contribuições individuais dos 5% mais pobres à J-divergência somaram 7,7% do total desse índice de desigualdade.

TABELA 1
Resumos selecionados das distribuições estimadas da renda mensal de adultos com renda (2014)

	Teto (R$)	Média (R$)	Renda (%)	J-divergência (%)
5% mais pobres	198	128	0,3	7,7
10% mais pobres	396	216	0,9	12,7
20% mais pobres	737	424	3,5	18,1
40% mais pobres	892	601	9,8	26,5
50% mais pobres	1.101	678	13,9	29,4
Abaixo da média	2.441	1.041	35,3	32,7
80% do meio	4.128	1.327	43,5	20,4
	Piso (R$)	Média (R$)	Renda (%)	J-divergência (%)
20% mais ricos	2.202	8.212	67,3	67,3
Acima da média	2.441	9.165	64,7	67,3
10% mais ricos	4.129	13.576	55,6	66,9
5% mais ricos	7.515	21.720	44,5	64,2
1% mais rico	23.001	60.460	24,8	50,1
0,1% mais rico	89.826	264.029	10,8	30,5
0,01% mais rico	443.437	1.176.447	4,9	17,1

Fonte: Base integrada Pnad-IRPF 2014.

Na outra ponta, o décimo de milésimo (0,01%) mais rico é um grupo em que todas as rendas estimadas superavam o seu "piso" de mais de R$ 443 mil mensais, com a renda média do estrato chegando a mais de R$ 1 milhão por mês em 2014. Esse pequeno grupo, com apenas 1/10.000 da população, concentrou 4,9% da renda total do país, e, sozinho, explicou 17,1% da desigualdade total estimada por meio da J-divergência.

Isso mostra como as rendas estimadas com base no IRPF acentuam a concentração da desigualdade entre os mais ricos. O centésimo mais rico passa a explicar 50,1% da J-divergência, e o décimo mais rico, 66,9%. Assim, um pequeno aumento da desigualdade entre os mais ricos pode ter mais peso na desigualdade total do que uma grande queda da desigualdade entre o restante da população. Na integração Pnad-IRPF, as trajetórias dos índices sintéticos de desigualdade tendem a ser ainda mais dominadas pelo crescimento das rendas mais altas e tornam-se menos sensíveis às variações das rendas mais baixas.

No caso da J-divergência, esse desequilíbrio é visivelmente grande. Os mais pobres ainda entram na conta, mas a preponderância dos mais ricos na trajetória do índice fica exacerbada em um contexto de desigualdade tão extrema. Aumentos nas frações da renda total recebidas pelos 5% mais pobres incidem sobre apenas 7,7% do indicador. Mesmo que se considerem as frações da renda auferidas pelos 40% mais pobres, grupo alvejado pela meta 10.1 dos objetivos de desenvolvimento sustentável (ODS) da Organização das Nações Unidas (ONU), suas variações só incidem em 26,5% da J-divergência na base integrada.

5 CONCLUSÕES

O uso da J-divergência como índice de desigualdade, ainda pouco difundido na literatura socioeconômica, permite explorar questões até agora não muito estudadas, mas relevantes para a compreensão do fenômeno. Os resultados para o Brasil apresentados neste artigo mostram que, além de a renda nacional ser muito concentrada nos estratos mais ricos, o que já era sabido, a participação desses grupos é muito preponderante em ao menos um índice sintético de desigualdade. A concentração de mais da metade da J-divergência no décimo mais rico da população em todas as variáveis analisadas adiciona um novo aspecto à já conhecida excepcionalidade da desigualdade brasileira. Afinal, desde 1981 a participação desse grupo na J-divergência total supera as encontradas nos três países para os quais Rohde (2016) calculou séries análogas: Estados Unidos, Alemanha e Grã-Bretanha.

Além disso, os resultados evidenciam que, ao menos no Brasil, esse indicador sintético de desigualdade – assim como é provável ocorrer a outros, em diferentes graus – é majoritariamente determinado pelo que ocorre às participações na renda total das pessoas mais ricas, sendo muito menos afetado pelas frações da renda total auferidas pelos mais pobres. Quando se consideram as informações sobre os 10% mais ricos disponíveis nas tabulações do IRPF divulgadas pela RFB, integradas às informações da Pnad sobre o restante da população, o peso dos mais ricos na desigualdade torna-se ainda mais desproporcional. Na estimação realizada após a integração desses dados domiciliares e tributários, o centésimo mais rico entre os adultos do país responde por mais da metade da J-divergência total.

Essa preponderância dos mais ricos sobre o nível e a trajetória da J-divergência pode ajudar a compreender melhor a controvérsia sobre o que, afinal, aconteceu com a desigualdade de renda no Brasil desde o início deste século. Pesquisas domiciliares mostram uma queda considerável, sobretudo a Pnad anual, cujos dados sempre foram os mais usados para acompanhar o fenômeno. No entanto, as séries de Medeiros, Souza e Castro (2015) e Souza (2016) apontam estabilidade do índice de Gini quando as rendas dos 10% mais ricos encontradas na Pnad são substituídas por estimativas a partir de tabulações anuais do IRPF.

Ao replicar um dos métodos usados por esses autores com dados da Pnad e do IRPF de 2014, constatou-se que, na distribuição encontrada, pequenas variações na distribuição entre os mais ricos podem influir muito mais na trajetória da J-divergência do que grandes alterações na distribuição entre o restante da população. Isso pode reforçar a percepção de que, em matéria de desigualdade, o que mais importa é saber o que realmente ocorre entre os ricos. Também pode reforçar a percepção do risco incorrido quando se aceitam como verdadeiras certas estimativas sobre o crescimento das rendas mais altas em lugar de outras, sejam quais forem as melhores e as piores fontes de dados para esse fim. Finalmente, pode ensejar uma discussão sobre quais índices de desigualdade seriam mais ou menos relevantes para o que se entenda como o bem-estar social almejado.

Este artigo não permite responder definitivamente se o "verdadeiro" índice de Gini das rendas caiu ou não no Brasil, mas pode ajudar a qualificar melhor a discrepância entre as histórias contadas pela Pnad e pelo IRPF e as conclusões tiradas a partir delas. Se a desigualdade considerada mais relevante for aquela que define a meta 10.1 da agenda da ONU para 2030, por exemplo, para concluir que ela caiu desde 2001, basta aceitar como crível o crescimento dos 40% mais pobres indicado pela Pnad e observar que ele supera o da renda média na própria Pnad ou nas Contas Nacionais. Se a aversão à concentração entre os mais ricos for maior, por outro lado, talvez outro indicador seja mais apropriado para monitorar nosso mal-estar social. Enfim, os dados disponíveis indicam que certas desigualdades diminuíram enquanto outras aumentaram; diferentes fontes apontam sinais contraditórios, e não é óbvio qual delas tende a errar menos quando sinaliza o crescimento das rendas.

Espera-se que a estimação da J-divergência e de sua decomposição com dados brasileiros possa contribuir para o entendimento das relações entre os diferentes estratos da distribuição de renda e os índices de desigualdade. Conhecer melhor essas relações pode ser um passo útil na definição de novas metas e ações para reduzir as desigualdades sociais.

REFERÊNCIAS

ATKINSON, A. B. **Desigualdade**: o que pode ser feito? São Paulo: LeYa, 2015.

BARROS, R. P.; CURY, S.; ULYSSEA, G. A desigualdade de renda no Brasil encontra-se subestimada? Uma análise comparativa usando Pnad, POF e Contas Nacionais. *In*: BARROS, R. P.; FOGUEL, M. N.; ULYSSEA, G. (Orgs.). **Desigualdade de renda no Brasil**: uma análise da queda recente. Brasília: Ipea, 2006. p. 237-273.

BORRELL, L. N.; TALIH, M. A symmetrized Theil index measure of health disparities: an example using dental caries in U.S. children and adolescents. **Statistics in Medicine**, v. 30, n. 3, p. 277-290, 2011.

BRITO, A. S.; MACHADO, D. C.; KERSTENETZKY, C. L. **A contribuição do salário mínimo para a redução recente da desigualdade na distribuição de renda no Brasil**: uma aplicação do método RIF regression. Niterói: Cede/UFF, 2013. (Texto para Discussão, n. 87).

CERIANI, L.; VERME, P. Individual diversity and the Gini decomposition. **Social Indicators Research**, v. 121, n. 3, p. 637-646, 2015.

CORSEUIL, C. H.; FOGUEL, M. N. **Uma sugestão de deflatores para rendas obtidas a partir de algumas pesquisas domiciliares do IBGE**. Rio de Janeiro: Ipea, 2002. (Texto para Discussão, n. 897).

FOSTER, J. E. An axiomatic characterization of the Theil measure of income inequality. **Journal of Economic Theory**, v. 31, n. 1, p. 105-121, 1983.

HECKSHER, M. D. **Preponderância dos ricos na desigualdade de renda no Brasil (1981-2016)**: aplicação da J-divergência a dados domiciliares tributários. Dissertação (Mestrado em População, Território e Estatísticas Públicas) – Escola Nacional de Ciências Estatísticas, Rio de Janeiro, 2017. Disponível em: <https://goo.gl/RtR56f>. Acesso em: 13 nov. 2018.

HOFFMANN, R. **A desigualdade relevante não caiu de 2014 a 2015**. Rio de Janeiro: Iepe; CdG, 2016. (Texto para Discussão Iepe/CdG, n. 37).

IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Pesquisa Mensal de Emprego**. 2. ed. Rio de Janeiro: IBGE, 2007. (Série Relatórios Metodológicos, n. 23).

_____. **Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios**: síntese de indicadores 2015. Rio de Janeiro: IBGE, 2016.

IPEA – INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA. Sobre a recente queda da desigualdade de renda no Brasil. *In*: BARROS, R. P.; FOGUEL, M. N.; ULYSSEA, G. (Orgs.). **Desigualdade de renda no Brasil**: uma análise da queda recente. Brasília: Ipea, 2006. p. 15-85.

_____. **Duas décadas de desigualdade e pobreza no Brasil medidas pela Pnad/IBGE**. Brasília: Ipea, 2013. (Comunicados do Ipea, n. 159).

JEFFREYS, H. F. R. S. An invariant form for the prior probability in estimation problems. **Proceedings of the Royal Society A – Mathematical and Physical Sciences**, v. 186, n. 1007, p. 453-461, 1946.

KENDALL, M.; STUART, A. **The advanced theory of statistics**. Michigan: Hafner Publishing, 1958. v. 1.

MEDEIROS, M.; SOUZA, P. H. G. F. A estabilidade da desigualdade no Brasil entre 2006 e 2012: resultados adicionais. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 46, n. 3, p. 7-31, 2016.

MEDEIROS, M.; SOUZA, P. H. G. F.; CASTRO, F. Á. A estabilidade da desigualdade de renda no Brasil, 2006 a 2012: estimativa com dados do imposto de renda e pesquisas domiciliares. **Ciência & Saúde Coletiva**, v. 20, n. 4, p. 971-986, 2015.

NERI, M. **Evolução recente da miséria**. Rio de Janeiro: CPS; Ibre; FGV, 2004.

PIKETTY, T. **O capital no século XXI**. Rio de Janeiro: Intrínseca, 2014.

ROHDE, N. J-divergence measurements of economic inequality. **Journal of the Royal Statistical Society: Series A (Statistics in Society)**, v. 179, n. 3, p. 847-870, 2016.

SOARES, S. S. D. O ritmo na queda da desigualdade no Brasil é aceitável? **Revista de Economia Política**, v. 30, n. 3, p. 364-380, 2010.

SOUZA, P. H. G. F. **A desigualdade vista do topo**: a concentração de renda entre os ricos no Brasil, 1926-2013. 2016. Tese (Doutorado) – Universidade de Brasília, Brasília, 2016.

THEIL, H. **Economics and information theory**. Amsterdam: North-Holland, 1967.

APÊNDICE

TABELA A.1
Tabulação do IRPF 2014 e interpolação de Pareto

Faixa em SMs mensais	Mais de ... R$ mensais	Até ... R$ mensais	Declarantes	Rendimentos tributáveis + tributação exclusiva + isentos (R$ milhões anuais)	Renda média mensal (R$)	Renda total mensal (R$)	Renda total mensal a partir da faixa (R$)	População total a partir da faixa	Renda média mensal a partir da faixa (R$)	β	α	População total a partir da faixa (%)	k
Até 1/2	0	362	1.173.389	317	23	26.426.440	200.011.116.041	27.581.083	7.252	-	-	-	-
Mais de 1/2 a 1	362	724	501.551	3.965	659	330.449.066	199.984.689.600	26.407.694	7.573	20,92	1,05	19,1861	75,16
Mais de 1 a 2	724	1.448	1.067.416	14.088	1.100	1.174.011.152	199.654.240.534	25.906.143	7.707	10,64	1,10	18,8217	159,42
Mais de 2 a 3	1.448	2.172	2.744.805	61.959	1.881	5.163.278.503	198.480.229.383	24.838.727	7.991	5,52	1,22	18,0461	356,37
Mais de 3 a 5	2.172	3.620	8.192.562	274.425	2.791	22.868.715.213	193.316.950.880	22.093.922	8.750	4,03	1,33	16,0520	549,04
Mais de 5 a 7	3.620	5.068	4.396.494	225.547	4.275	18.795.547.767	170.448.235.667	13.901.360	12.261	3,39	1,42	10,0998	719,43
Mais de 7 a 10	5.068	7.240	3.403.789	245.902	6.020	20.491.872.667	151.652.687.900	9.504.866	15.955	3,15	1,47	6,9056	818,00
Mais de 10 a 15	7.240	10.860	2.563.655	270.872	8.805	22.572.692.600	131.160.815.233	6.101.077	21.498	2,97	1,51	4,4326	916,58
Mais de 15 a 20	10.860	14.480	1.187.329	177.654	12.469	14.804.469.062	108.588.122.633	3.537.422	30.697	2,83	1,55	2,5701	1.019,30
Mais de 20 a 30	14.480	21.720	1.087.582	229.131	17.557	19.094.271.068	93.783.653.570	2.350.093	39.906	2,76	1,57	1,7074	1.082,69
Mais de 30 a 40	21.720	28.960	501.726	149.825	24.885	12.485.394.635	74.689.382.503	1.262.511	59.159	2,72	1,58	0,9173	1.115,34
Mais de 40 a 60	28.960	43.440	400.429	167.142	34.784	13.928.458.864	62.203.987.868	760.785	81.763	2,82	1,55	0,5527	1.009,03
Mais de 60 a 80	43.440	57.920	143.650	85.564	49.637	7.130.374.993	48.275.529.004	360.356	133.966	3,08	1,48	0,2618	781,85
Mais de 80 a 160	57.920	115.840	142.095	132.829	77.899	11.069.097.291	41.145.154.011	216.706	189.866	3,28	1,44	0,1574	653,12
Mais de 160 a 240	115.840	173.760	32.626	54.855	140.110	4.571.220.538	30.076.056.720	74.611	403.105	3,48	1,40	0,0542	545,07
Mais de 240 a 320	173.760	231.680	13.552	32.408	199.281	2.700.660.440	25.504.836.182	41.985	607.475	3,50	1,40	0,0305	536,91
Mais de 320	231.680	∞	28.433	273.650	802.032	22.804.175.741	22.804.175.741	28.433	802.032	3,46	1,41	0,0207	555,16
Total	**-**	**-**	**27.581.083**	**2.400.133**	**7.252**	**200.011.116.041**	**-**	**-**	**-**	**-**	**-**	**-**	**-**

Fontes: RFB (rendas declaradas no IRPF 2014) e IBGE (estimativa de população).
Elaboração dos autores.
Obs.: Hipótese: população de interesse segundo a estimativa para a população de 20 anos ou mais em 1º de julho = 137.640.060.

ANÁLISE DO EFEITO DA FAMÍLIA, DA ESCOLA E DO ESTADO SOBRE O CONSUMO DE DROGAS DOS ALUNOS NAS CAPITAIS BRASILEIRAS

Kalinca Léia Becker[1]

O objetivo deste estudo é analisar a relação entre as características da família e algumas medidas de gestão escolar e municipal sobre o consumo de drogas dos alunos nas capitais brasileiras. Para isso, são estimadas diferentes especificações de um modelo de decisão individual de consumo de drogas, com base nos dados da Pesquisa Nacional de Saúde do Escolar (Pense) e informações socioeconômicas das capitais brasileiras nos anos de 2012 e 2015. Os resultados indicaram que as características das família são determinantes importantes do consumo de drogas dos jovens. Para atuar nesse sentido, o governo pode utilizar-se de políticas públicas de assistência social que visem reduzir o número de famílias em situação de risco e vulnerabilidade. As escolas podem oferecer atividades físicas orientadas por um instrutor para os alunos, uma vez que esta ação diminui em 0,5 ponto percentual (p.p.) a chance de o aluno experimentar drogas.

Palavras-chave: consumo de drogas; escolas; gastos públicos.

ANALYSIS OF THE EFFECT OF FAMILY, SCHOOL AND STATE ON STUDENTS' DRUG CONSUMPTION IN BRAZILIAN CAPITALS

This study aims to analyze the relationship between the characteristics of the family and some measures of school and municipal management on the drug consumption of students in the Brazilian capitals. For this, different specifications of a drug use individual decision model are estimated, based on data from the National School Health Survey (Pense) and socioeconomic information from Brazilian capitals in the years of 2012 and 2015. The results indicated that the characteristics of student's families are important determinants of youth drug use. To act in this way, the government can use public social assistance policies that aim to reduce the number of families at risk and vulnerability. Schools can offer instructor-led physical activities to students, as this action decreases 0.5 p.p. the student's chance of using drugs.

Keywords: drug use; schools; public spending.

JEL: D12; I28; H53.

1 INTRODUÇÃO

O uso de drogas é um assunto de grande interesse público, tanto na área jurídica, pois gera um mercado consumidor para uma atividade ilícita, quanto na área de segurança, já que o consumo e a comercialização da droga desencadeiam uma série de eventos violentos, e também na área da saúde, devido ao consumo de drogas aumentar a probabilidade de ocorrência de doenças e poder desencadear distúrbios neurológicos.[2] Essas situações trazem custos econômicos para a sociedade,

1. Professora na Universidade Federal de Santa Maria (UFSM). *E-mail*: <kalincabecker@gmail.com>.

2. O Observatório Brasileiro de Informações sobre Drogas (Obid) relata as várias doenças relacionadas ao consumo de diferentes tipos de drogas. Mais informações em: <https://bit.ly/2UCgFeo>. Acesso em: 23 nov. 2018.

pois aumentam a demanda pelo sistema de saúde e pela segurança pública e prejudicam a formação do capital humano, devido ao comprometimento cognitivo dos usuários e também às vítimas da violência gerada pelo consumo e pela comercialização da droga.

Seguindo principalmente o princípio de valorização da vida e visando à redução dos custos para o sistema público, torna-se evidente a necessidade de políticas públicas para a prevenção do consumo de drogas. No Brasil, as primeiras iniciativas datam da década de 1980, quando o Conselho Federal de Entorpecentes (Cofen) promoveu incentivos à pesquisa na área de prevenção do consumo de álcool e outras drogas. Em 1998 foi substituído pelo Conselho Nacional Antidrogas (Conad), órgão normativo e deliberativo da Secretaria Nacional Antidrogas (Senad), vinculado ao Gabinete de Segurança Institucional da Presidência da República (PR). Em 2005, o Conad aprovou a Política Nacional sobre Drogas, que admite a importância de incluir a questão do uso abusivo de drogas como um problema de saúde pública (Alves, 2009).

Um público potencialmente alvo das políticas de prevenção ao consumo de drogas são os jovens que, devido aos conflitos relacionados à fase de transição para a vida adulta, tornam-se vulneráveis ao início do uso de drogas, seja como mera experimentação, seja como consumo ocasional, indevido ou abusivo. O consumo de drogas por adolescentes traz riscos adicionais aos que ocorrem com adultos, pois somam-se aos outros transtornos psicológicos, comportamentais e sociais que incidem na puberdade, como depressão, transtorno de déficit de atenção/hiperatividade e comportamento disruptivo (Marques e Cruz, 2000).

Para observar os padrões do uso de drogas ilícitas na população brasileira, o II Levantamento Nacional de Álcool e Drogas (Lenad) (Laranjeira, 2014) coletou informações de 4.607 brasileiros em 2012. Do total de adolescentes entrevistados, 2,3% já utilizaram cocaína e 4,3% utilizaram maconha. Nesse mesmo sentido, o VI Levantamento Nacional sobre o Consumo de Drogas Psicotrópicas entre Estudantes do Ensino Fundamental e Médio das Redes Pública e Privada de Ensino nas 27 Capitais Brasileiras (Carlini, 2010) identificou que, dos 50.890 estudantes entrevistados, 25,5% já experimentaram alguma droga ilícita ao longo da vida. Deste total, 5,7% correspondem ao consumo de maconha, 2,5% de cocaína e 0,6% de *crack*.

De maneira geral, essas pesquisas também buscam identificar os fatores de risco associados à decisão de usar drogas, que envolvem características biológicas, psicológicas ou sociais. Alguns dos fatores mais estudados são: saúde física, saúde mental, rede de suporte social (relações com familiares e amigos), eventos recentes (morte de membros da família ou problemas financeiros), violência (urbana, na infância ou doméstica), facilidade de acesso e informação sobre drogas, perspectiva de futuro, entre inúmeros outros (Sanchez, Nappo e Oliveira, 2004).

Com o intuito de reduzir os fatores de risco e, assim, prevenir o consumo de drogas nos adolescentes, o gestor público pode atuar por meio de iniciativas que envolvam a família e a escola ou por meio de políticas sociais e econômicas, como, por exemplo, a distribuição de renda, o combate ao crime e a redução da violência.

Conforme a revisão de literatura realizada por Schenker e Minayo (2004), é consensual a importância da família tanto na prevenção quanto no tratamento de jovens usuários de drogas. Algumas evidências empíricas da associação entre as características da família, como renda, escolaridade dos pais, lar uniparental, entre outras, podem ser observadas nos estudos de Case e Katz (1991), Gaviria e Raphael (2001) e Becker (2017).

Além disso, é possível que ações no ambiente escolar também possam contribuir para a prevenção do consumo de drogas, uma vez que é neste ambiente que as crianças passam grande parte do tempo e também podem obter informações sobre drogas e seus malefícios. Com base nos dados das Provas Brasil de 2007 e 2009, Becker e Kassouf (2016) identificaram que algumas medidas de gestão escolar podem contribuir para facilitar a socialização dos alunos e reduzir o comportamento violento, como, por exemplo, promover atividades extracurriculares de esporte e cultura.

Por outro lado, se existirem jovens usuários de drogas frequentando a escola, é possível que os colegas destes jovens também entrem em contato com substâncias ilícitas, por meio das interações sociais que ocorrem no ambiente escolar. Gaviria e Raphael (2001), Lundborg (2006) e Becker (2017), utilizando metodologias e bancos de dados diferentes, analisaram a influência dos pares na escola sobre as decisões individuais de consumo de álcool, cigarro e drogas ilícitas, e encontraram resultados positivos e significativos para todas as atividades. Por isso, é de extrema importância que o poder público seja capaz de garantir, além do acesso à escola, educação de qualidade e um ambiente de convivência saudável para as crianças.

Alguns estudos ainda identificam que investimentos públicos em áreas sociais podem contribuir para reduzir a probabilidade de os jovens ingressarem em atividades ilícitas. Brook *et al.* (2006) evidenciaram que medidas para diminuir a discriminação e a violência podem também contribuir para reduzir o envolvimento dos jovens com drogas tanto nos Estados Unidos quanto na África do Sul. Becker e Kassouf (2017) observaram que atuação pública na área de educação pode contribuir para reduzir o crime nos estados brasileiros.

Podemos, então, alocar os fatores de risco relacionados à decisão dos jovens de consumir drogas em três categorias: características pessoais, biológicas e psicológicas; características sociais, da família e dos amigos; e características do ambiente, da escola e do entorno. Para orientar a elaboração de políticas de controle e prevenção do consumo de drogas entre os jovens, são necessárias evidências de quais fatores teriam maior influência na decisão de consumo de tais substâncias, gerando uma demanda crescente por estudos científicos nas áreas das ciências sociais aplicadas e humanas.

Dessa forma, o objetivo deste estudo é analisar a relação entre as características da família e algumas medidas de gestão escolar e municipal sobre o fato de o aluno nas escolas das capitais brasileiras declarar já ter experimentado drogas. Para isso, são estimadas diferentes especificações de um modelo de decisão individual de consumo de drogas, com base nos dados da Pesquisa Nacional de Saúde do Escolar (Pense) do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) e em informações socioeconômicas das capitais brasileiras nos anos de 2012 e 2015. Com isso, buscam-se evidências dos principais fatores de risco relacionados aos consumo de drogas dos jovens que possam contribuir para a formulação e a implementação de políticas públicas, assegurando maior efetividade dos gastos e das ações de prevenção e controle do consumo de drogas nas escolas.

2 METODOLOGIA

A estratégia empírica do estudo é estimar um modelo de probabilidade linear de o aluno em escolas das capitais brasileiras relatar já ter consumido drogas, em função das suas características pessoais, da família, da escola e das capitais.

É possível que os alunos nas mesmas escolas ou capitais apresentem um comportamento semelhante em relação ao consumo de drogas em função de estarem inseridos em um mesmo ambiente institucional, ou seja, compartilharem os mesmos ensinamentos e regras de convivência, no nível da escola, e estarem sob a mesma política de gestão municipal, no nível da capital. Conforme Cameron e Miller (2015), esse fato pode fazer com que os erros da equação do modelo de probabilidade de o aluno consumir drogas sejam correlacionados dentro do *cluster* de escolas ou capitais. Nesse caso, inferências válidas podem ser obtidas por meio de estimadores *cross-section* com erros-padrão robustos agrupados por *clusters*. Sendo assim, estima-se um modelo com uma variável dependente binária e efeito *cluster* para os alunos na mesma escola ou capital:

$$y_{it} = x_{ij}\beta + \varepsilon_{ij} \qquad m=1, \ldots, Mj \text{ e } j=1, \ldots J, \tag{1}$$

onde y_{ji} é uma variável binária igual a 1 se o aluno i na escola ou na capital j consumiu drogas; x_{ij} é um vetor de covariadas que variam dentro e entre os j *clusters*; β é o vetor de parâmetros estimados para os efeitos individuais específicos; ε é o erro aleatório i.i.d.; J é o número total de *clusters*; e Mj é o número de alunos no *cluster* j.

Estimações mais eficientes podem ser obtidas ao incluir efeitos fixos específicos para o *cluster* α_j. Nesse caso, a equação (1) pode ser reescrita da seguinte forma:

$$y_{ij} = x_{ij}\beta + \alpha_j + \varepsilon_{ij}, \tag{2}$$

sendo que a presença de efeitos fixos não observáveis pode ser confirmada pelo teste Chow.

Uma terceira possibilidade é estimar um modelo hierárquico de três níveis: aluno, escola e capital. Esse modelo contém efeitos aleatórios para os níveis dos *clusters*, a fim de controlar a correlação *intracluster*. Dessa forma, podemos reescrever a equação (1) considerando o aluno *i*, na escola *j* e na capital *k*.

$$y_{ijk} = x_{ijk}\beta + u_j + v_k + \varepsilon_{ijk}, \tag{3}$$

onde u, v e ε são erros aleatórios i.i.d. Assim:

$$\sigma^2 = Var(y_{ijk}) = \sigma_u^2 + \sigma_v^2 + \sigma_\varepsilon^2 \cdot \tag{4}$$

Podemos, então, calcular a correlação das informações dos alunos entre as escolas na mesma capital (ρ_2) e das informações dos alunos entre as capitais (ρ_3):

$$\rho_2 = \frac{\sigma_u^2}{\sigma^2} \quad \text{e} \quad \rho_3 = \frac{\sigma_v^2}{\sigma^2}. \tag{5}$$

A presença dos efeitos aleatórios nos níveis 2 e 3 pode ser confirmada por meio do cálculo de ρ_2 e ρ_3 com base nas variâncias obtidas na estimação do modelo nulo, ou seja, estimativa do modelo hierárquico definido na equação (3) sem incluir as variáveis de controle *x*.

2.1 Dados

A variável dependente é uma binária que identifica os alunos que declararam já ter usado alguma droga, como maconha, cocaína, *crack*, loló, lança-perfume, *ecstasy*, *oxy* etc. Essa variável foi construída com base nas informações dos estudantes do nono ano, com idade entre 12 e 17 anos, observadas na amostra de escolas da Pense, realizada nos anos de 2012 e 2015. Os dados da Pense são coletados por amostragem probabilística pelo IBGE e compreendem informações da escola e dos alunos do nono ano (antiga oitava série) do ensino fundamental, com o objetivo de produzir informações que permitam conhecer a magnitude dos fatores de risco e proteção à saúde, orientar e avaliar as intervenções em saúde adequadas ao adolescente, contribuindo para o monitoramento da saúde do escolar.

As variáveis de controle foram alocadas em três categorias: características socioeconômicas dos alunos; características da escola; e características dos municípios. As variáveis das duas primeiras categorias foram construídas com base nas informações da Pense e estão descritas no quadro 1.

As variáveis *menino, cor* e *idade* foram incluídas no modelo para observar se características pessoais dos alunos podem ter alguma relação com a decisão de consumir drogas. As variáveis *trabalha, indicador de renda, escolaridade da mãe* e *lar uniparental* buscam controlar as características socioeconômicas das famílias dos alunos.

O indicador de renda é construído a partir do método de componentes principais das correlações simples de seis variáveis que representam a existência ou não de bens na residência dos jovens (tabela 1). O primeiro componente principal foi definido como a variável *indicador de renda*, uma vez que explica mais de 35% da variância total dos dados. A tabela 1 apresenta os autovetores (ou coeficientes das combinações lineares), obtidos a partir da matriz de correlação das variáveis originais, que indicam qual a importância de cada uma das variáveis no primeiro componente principal.

Já as variáveis *pais fumam, não verificam o dever* e *não almoça com os pais* buscam observar o exemplo de conduta e o envolvimento dos pais com a educação e as atividades dos filhos e podem ser considerados como fatores de risco na prevenção do uso de drogas.

Na categoria de características da escola, a variável *escola pública* diferencia escolas públicas e privadas. As variáveis *atividade física* e *proibido tabaco* caracterizam ações de gestão escolar que podem contribuir para a prevenção do consumo de drogas dos alunos. Já a variável *área de risco* busca observar a maior vulnerabilidade para o consumo de drogas dos alunos que estão em escolas localizadas em áreas violentas, nas quais ocorrem ações criminosas.

QUADRO 1
Características socioeconômicas dos alunos e da escola

Variável	Descrição
Caraterísticas dos alunos	
Menino	Binária igual a 1 para meninos.
Cor	(Base: branca = 0).
Preta	Binária igual a 1 para alunos da cor preta.
Amarela	Binária igual a 1 para alunos da cor amarela.
Parda	Binária igual a 1 para alunos da cor parda.
Indígena	Binária igual a 1 para alunos indígenas.
Idade	Idade em anos (de 12 a 17).
Trabalha	Binária igual a 1 para alunos que trabalham.
Indicador de renda	Indicador construído pelo método de componentes principais das correlações das variáveis: telefone, computador, internet, carro, banheiro e empregada.
Escolaridade da mãe	(Base: alunos cujas mães nunca estudaram ou não concluíram o ensino fundamental = 0).
EF	Binária igual a 1 para alunos cujas mães concluíram o ensino fundamental.
EM	Binária igual a 1 para alunos cujas mães concluíram o ensino médio.
ES	Binária igual a 1 para alunos cujas mães concluíram o ensino superior.
Lar uniparental	Binária igual a 1 para alunos que moram com apenas um dos pais.
Pais fumam	Binária igual a 1 para alunos que um dos pais ou ambos fumam.
Não verificam o dever	Binária igual a 1 se os pais nunca ou raramente verificam o dever de casa.
Não almoça com os pais	Binária igual a 1 se o aluno nunca ou raramente almoça/janta com os pais.

(Continua)

(Continuação)

Variável	Descrição
Características da escola	
Escola pública	Binária igual a 1 se a escola é pública.
Atividade física	Binária igual a 1 se o pátio da escola é utilizado para prática regular de atividade física com instrutor.
Proibido tabaco	Binária igual a 1 se a escola tem alguma política sobre proibição do uso do tabaco nas suas dependências.
Área de risco	Binária igual a 1 se a localidade em que está situada a escola foi considerada área de risco em termos de violência (roubos, furtos, assaltos, troca de tiros, consumo de drogas, homicídios etc.) e zero, caso contrário.

Fonte: Pense 2012 e 2015.

TABELA 1
Análise de componentes principais dos bens na residência dos alunos

Variáveis	Autovetor	
	2012	2015
Telefone fixo	0,3910	0,4438
Computador	0,5279	0,5030
Internet	0,5276	0,4542
Carro	0,4175	0,4594
Banheiro	0,2124	0,1973
Empregada	0,2657	0,3063
Autovalor	2,4069	2,1330
Variância proporcional	0,4012	0,3555

Fonte: Pense.
Obs.: Autovetores obtidos a partir da matriz de correlação das variáveis originais nos anos de 2012 e 2015.

As variáveis da categoria de características das capitais estão no quadro 2. A *densidade demográfica* foi incluída no modelo para observar se as escolas localizadas nos grandes centros urbanos, onde há maior atuação do crime e do tráfico de drogas, apresentam maiores proporções de alunos que consomem drogas. Neste mesmo sentido, a variável *taxa de crime* foi incluída no modelo para observar se capitais mais violentas também apresentam maior proporção de jovens nas escolas que já experimentaram drogas.

O *gasto com educação* e o *gasto com assistência social* são medidas de gestão municipal que podem ser fatores de proteção para o consumo de drogas nas escolas. Os gastos de 2012 foram deflacionados para preços de 2015, utilizando como deflator o Índice Nacional de Preços ao Consumidor (INPC), fornecido pelo Ipea.

Por fim, foram utilizados controles para o ano de coleta da informação e para a *região* de localização da capital, a fim de observar as diferenças regionais que podem estar relacionadas ao consumo de drogas nas escolas.

QUADRO 2
Características das capitais

Variável	Descrição	Fonte
Densidade demográfica	Número de habitantes por km^2.	IBGE
Taxa de crime	Taxa de mortes por agressão por 100 mil habitantes.	Datasus
Gasto com educação	Relação dos recursos gastos com educação pública (R$) por habitante.	STN
Gasto com assistência social	Relação dos recursos gastos com assistência social (R$) por habitante.	STN
Região	Foram definidas quatro binárias para diferenciar as cinco regiões geográficas do país, em que a categoria-base é a região Nordeste.	Pense
Ano	Binária igual a 1 para o ano de 2015 e zero para o ano de 2012.	Pense

Fontes: IBGE, Datasus, STN e Pense.

3 ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS

A amostra é composta por 83.532 alunos no nono ano escolar com idade entre 12 e 17 anos, 2.618 escolas e 26 capitais nos anos de 2012 e 2015. As estatísticas descritivas das variáveis selecionadas para compor o modelo de probabilidade de o aluno consumir drogas estão na tabela 2. A variação em torno da média é chamada de variação *overall* e pode ser decomposta entre a variação dentro do *cluster* (variação *within*) e a variação entre os *clusters* (variação *between*). Foram considerados os *clusters* de alunos nas escolas e os *clusters* de alunos nas capitais nos anos de 2012 e 2015.

Aproximadamente 9% dos alunos declararam já ter experimentado drogas. A média de idade dos alunos que compõem a amostra é 14 anos, que é a idade regular do nono ano; 48% são meninos e a maioria declarou ser da cor parda.

Em média, 11% dos alunos trabalham e mais de 40% declararam morar com apenas um dos pais. Das variáveis que buscam controlar o exemplo dos pais e o envolvimento com as atividades cotidianas dos filhos, podemos observar que mais de 20% dos alunos têm pelo menos um dos pais fumante, 48% dos pais não verificam a lição de casa e mais de 20% não fazem suas refeições diárias com os filhos.

TABELA 2
Estatísticas descritivas das variáveis que compõem o modelo do consumo de drogas nas escolas das capitais brasileiras (2012 e 2015)

Variável	Dimensão	Média 2012	Desvio-padrão 2012		Média 2015	Desvio-padrão 2015	
			Escola	Capital		Escola	Capital
Droga	*Overall*	0,0875	0,2826	0,2826	0,0955	0,2939	0,2939
	Between	-	0,0721	0,0270	-	0,0827	0,0340
	Within	-	0,2750	0,2814	-	0,2842	0,2923
Menino	*Overall*	0,4806	0,4996	0,4996	0,4863	0,4998	0,4998
	Between	-	0,1045	0,0198	-	0,1062	0,0179
	Within	-	0,4911	0,4992	-	0,4914	0,4996
Preta	*Overall*	0,1370	0,3438	0,3438	0,1303	0,3366	0,3366
	Between	-	0,0960	0,0498	-	0,0969	0,0475
	Within	-	0,3316	0,3406	-	0,3245	0,3337
Amarela	*Overall*	0,0471	0,2118	0,2118	0,0487	0,2153	0,2153
	Between	-	0,0431	0,0168	-	0,0469	0,0162
	Within	-	0,2080	0,2112	-	0,2113	0,2147
Parda	*Overall*	0,4319	0,4953	0,4953	0,4446	0,4969	0,4969
	Between	-	0,1759	0,1285	-	0,1728	0,1268
	Within	-	0,4656	0,4803	-	0,4685	0,4834
Indígena	*Overall*	0,0360	0,1862	0,1862	0,0353	0,1845	0,1845
	Between	-	0,0435	0,0134	-	0,0424	0,0119
	Within	-	0,1826	0,1857	-	0,1810	0,1842
Idade	*Overall*	14,2535	0,9757	0,9757	14,2188	0,9191	0,9191
	Between	-	0,4433	0,1696	-	0,4393	0,1913
	Within	-	0,8795	0,9623	-	0,8230	0,9029
Trabalha	*Overall*	0,1163	0,3206	0,3206	0,1078	0,3102	0,3102
	Between	-	0,0820	0,0310	-	0,0791	0,0326
	Within	-	0,3114	0,3190	-	0,3014	0,3085
Indicador de renda	*Overall*	0,0324	1,5600	1,5600	0,0251	1,4675	1,4675
	Between	-	0,9828	0,4396	-	0,9275	0,4180
	Within	-	1,2254	1,4986	-	1,1496	1,4071
EF	*Overall*	0,1748	0,3798	0,3798	0,1566	0,3634	0,3634
	Between	-	0,0952	0,0213	-	0,1022	0,0176
	Within	-	0,3686	0,3792	-	0,3508	0,3630
EM	*Overall*	0,3483	0,4764	0,4764	0,3369	0,4727	0,4727
	Between	-	0,1388	0,0320	-	0,1378	0,0368
	Within	-	0,4586	0,4754	-	0,4541	0,4713
ES	*Overall*	0,1823	0,3861	0,3861	0,2782	0,4481	0,4481
	Between	-	0,2059	0,0407	-	0,2346	0,0502
	Within	-	0,3204	0,3842	-	0,3712	0,4455

(Continua)

(Continuação)

Variável	Dimensão	Média 2012	Desvio-padrão 2012		Média 2015	Desvio-padrão 2015	
			Escola	Capital		Escola	Capital
Lar uniparental	*Overall*	0,4402	0,4964	0,4964	0,4540	0,4979	0,4979
	Between	-	0,1275	0,0357	-	0,1343	0,0403
	Within	-	0,4820	0,4952	-	0,4814	0,4964
Pais fumam	*Overall*	0,2491	0,4325	0,4325	0,2255	0,4179	0,4179
	Between	-	0,1154	0,0484	-	0,1150	0,0486
	Within	-	0,4194	0,4301	-	0,4053	0,4156
Não verificam o dever	*Overall*	0,4821	0,4997	0,4997	0,4767	0,4995	0,4995
	Between	-	0,1134	0,0367	-	0,1254	0,0399
	Within	-	0,4880	0,4983	-	0,4853	0,4979
Não almoça com os pais	*Overall*	0,2590	0,4381	0,4381	0,2204	0,4145	0,4145
	Between	-	0,1068	0,0458	-	0,0965	0,0330
	Within	-	0,4269	0,4359	-	0,4052	0,4133
Pública	*Overall*	0,7249	0,4466	0,4466	0,7084	0,4545	0,4545
	Between	-	0,4507	0,1031	-	0,4570	0,1091
	Within	-	0,0000	0,4354	-	0,0000	0,4420
Atividade física	*Overall*	0,5829	0,4931	0,4931	0,5261	0,4993	0,4993
	Between	-	0,4900	0,1420	-	0,4975	0,1334
	Within	-	0,0000	0,4755	-	0,0000	0,4829
Proibido tabaco	*Overall*	0,9135	0,2811	0,2811	0,9158	0,2776	0,2776
	Between	-	0,2922	0,0501	-	0,2852	0,0531
	Within	-	0,0000	0,2769	-	0,0000	0,2729
Área de risco	*Overall*	0,5577	0,4967	0,4967	0,6327	0,4821	0,4821
	Between	-	0,4979	0,1353	-	0,4844	0,1068
	Within	-	0,0000	0,4788	-	0,0000	0,4709
Densidade demográfica	*Overall*	2894,1120	2654,9880	2654,9880	2955,9530	2739,3980	2739,3980
	Between	-	2603,0990	2652,3940	-	2673,0160	2751,9260
	Within	-	0,0000	0,0000	-	0,0000	0,0000
Taxa de crime	*Overall*	38,0301	23,8994	23,8994	38,2012	23,3025	23,3025
	Between	-	23,4151	23,8040	-	23,1382	23,8145
	Within	-	0,0000	0,0000	-	0,0000	0,0000
Gasto com educação	*Overall*	784,1451	274,5016	274,5016	556,6667	180,0420	180,0420
	Between	-	283,2361	286,0485	-	184,0975	187,3792
	Within	-	0,0000	0,0000	-	0,0000	0,0000
Gasto com assistência social	*Overall*	94,4950	51,2350	51,235	63,2130	34,211	34,211
	Between	-	53,2310	52,3750	-	35,633	35,574
	Within	-	0,0000	0,00000	-	0,0000	0,0000
Norte	*Overall*	0,2398	0,4269	0,4269	0,2552	0,4360	0,4360
	Between	-	0,4170	0,4523	-	0,4240	0,4523
	Within	-	0,0000	0,0000	-	0,0000	0,0000

(Continua)

(Continuação)

Variável	Dimensão	Média 2012	Desvio-padrão 2012		Média 2015	Desvio-padrão 2015	
			Escola	Capital		Escola	Capital
Sudeste	*Overall*	0,1680	0,3739	0,3739	0,1786	0,3830	0,3830
	Between	-	0,3728	0,3679	-	0,3748	0,3679
	Within	-	0,0000	0,0000	-	0,0000	0,0000
Sul	*Overall*	0,1062	0,3081	0,3081	0,0910	0,2876	0,2876
	Between	-	0,3184	0,3258	-	0,3101	0,3258
	Within	-	0,0000	0,0000	-	0,0000	0,0000
Centro-Oeste	*Overall*	0,1124	0,3159	0,3159	0,1189	0,3236	0,3236
	Between	-	0,3292	0,3258	-	0,3215	0,3258
	Within	-	0,0000	0,0000	-	0,0000	0,0000

Elaboração da autora.
Obs.: Média e desvio-padrão das variáveis selecionadas. Foram considerados os *clusters* de alunos nas escolas e os *clusters* de alunos nas capitais nos anos de 2012 e 2015.

A maioria das escolas que compõem a amostra (mais de 70%) são públicas. Mais de 50% utilizam o pátio da escola para prática regular de atividade física com instrutor e a grande maioria (91%) tem alguma política sobre proibição do uso do tabaco nas suas dependências. Em 2012, 56% das escolas da amostra foram consideradas como localizadas em área de risco em termos de violência; em 2015, essa proporção foi de 63%. A taxa de mortes por agressão para cada 100 mil habitantes nas capitais brasileiras foi 38 nos dois anos analisados, e tanto os gastos com educação quanto os gastos com assistência social apresentaram uma queda real de 2012 para 2015.

4 RESULTADOS

A tabela 3 apresenta os resultados das equações de probabilidade de os alunos nas escolas das capitais brasileiras declararem já ter consumido drogas, estimadas por meio de diferentes métodos com base nas informações da Pense e das capitais brasileiras nos anos de 2012 e 2015, que totalizaram uma amostra de 83.532 alunos do nono ano escolar com idade entre 12 e 17 anos, 2.618 escolas e 26 capitais.

As estimativas da equação (1) estão representadas nas colunas (a), que considera os erros em *clusters* por escola, e (c), que considera os erros em *clusters* nas capitais. As estimativas da equação (2) estão representadas nas colunas (b), que inclui efeitos fixos para as escolas, e (d), que inclui efeitos fixos para as capitais. Ambas as estimativas consideram erros-padrão robustos agrupados por *clusters*, e a presença dos efeitos fixos pôde ser confirmada por meio do teste Chow.

A coluna (e) apresenta os resultados da equação (3) do modelo hierárquico de três níveis, no qual as observações dos alunos compreendem o primeiro nível, e é possível especificar efeitos aleatórios para escolas e capitais, que representam,

respectivamente, os níveis dois e três. A presença de tais efeitos aleatórios pode ser analisada por meio do cálculo de ρ_2 e ρ_3, com base nas variâncias obtidas na estimação do modelo nulo, sem os regressores, representado na tabela 4.

A variação total σ^2 foi decomposta em três componentes: σ_v^2, σ_u^2 e σ_ε^2. Dessa forma, é possível calcular a correlação das declarações dos alunos entre as escolas na mesma capital (ρ_2) e entre as capitais (ρ_3):

$$\rho_2 = \frac{\sigma_u^2}{\sigma^2} = \frac{0{,}0020666}{0{,}0020666 + 0{,}0007239 + 0{,}080194} = 0{,}025$$

e

$$\rho_3 = \frac{\sigma_v^2}{\sigma^2} = \frac{0{,}0007239}{0{,}0020666 + 0{,}0007239 + 0{,}080194} = 0{,}009.$$

TABELA 3
Parâmetros e decomposição da variância para o modelo condicional do consumo de drogas nas escolas das capitais brasileiras

	Escolas		Capitais		Modelo misto
	Erros em *cluster*	Efeito fixo	Erro em *cluster*	Efeito fixo	
	(a)	(b)	(c)	(d)	(e)
Menino	0,007***	0,007***	0,007**	0,007**	0,007**
	(0,002)	(0,002)	(0,003)	(0,003)	(0,003)
Cor (branca)					
Preta	0,008**	0,009**	0,008**	0,012***	0,011***
	(0,003)	(0,003)	(0,004)	(0,004)	(0,004)
Amarela	0,008	0,008*	0,008*	0,008*	0,008*
	(0,005)	(0,005)	(0,005)	(0,004)	(0,005)
Parda	0,005*	0,004*	0,005*	0,005**	0,005*
	(0,002)	(0,001)	(0,003)	(0,002)	(0,002)
Indígena	0,020***	0,021***	0,020***	0,022***	0,020***
	(0,006)	(0,006)	(0,006)	(0,006)	(0,006)
Idade	0,044***	0,043***	0,044***	0,045***	0,044***
	(0,001)	(0,001)	(0,003)	(0,003)	(0,003)
Trabalha	0,068***	0,066***	0,068***	0,067***	0,067***
	(0,004)	(0,004)	(0,006)	(0,006)	(0,006)
Indicador de renda	0,003***	0,003***	0,003***	0,003***	0,003***
	(0,001)	(0,001)	(0,001)	(0,001)	(0,001)

(Continua)

(Continuação)

	Escolas		Capitais		Modelo misto
	Erros em *cluster*	Efeito fixo	Erro em *cluster*	Efeito fixo	
	(a)	(b)	(c)	(d)	(e)
Escolaridade da mãe					
EF	0,005	0,004	0,005	0,006*	0,005
	(0,003)	(0,003)	(0,003)	(0,003)	(0,003)
EM	0,014***	0,014***	0,014***	0,015***	0,015***
	(0,003)	(0,003)	(0,003)	(0,003)	(0,003)
ES	0,008**	0,013***	0,008**	0,009**	0,011***
	(0,004)	(0,004)	(0,004)	(0,004)	(0,004)
Lar uniparental	0,022***	0,019***	0,022***	0,022***	0,021***
	(0,002)	(0,002)	(0,003)	(0,003)	(0,003)
Pais fumam	0,039***	0,037***	0,039***	0,039***	0,038***
	(0,003)	(0,003)	(0,004)	(0,004)	(0,003)
Não verificam o dever	0,033***	0,033***	0,033***	0,033***	0,033***
	(0,002)	(0,002)	(0,002)	(0,002)	(0,002)
Não almoça com os pais	0,032***	0,031***	0,032***	0,032***	0,032***
	(0,003)	(0,003)	(0,003)	(0,003)	(0,003)
Escola pública	0,008**	0,019***	0,008**	0,008**	0,009***
	(0,003)	(0,006)	(0,003)	(0,003)	(0,003)
Atividade física	-0,004*	-0,005*	-0,004	-0,002	-0,002*
	(0,001)	(0,002)	(0,003)	(0,002)	(0,001)
Proibido tabaco	-0,001	-0,002	-0,001	-0,001	0,000
	(0,005)	(0,010)	(0,005)	(0,004)	(0,004)
Área de risco	0,003	-0,001	0,003	0,002	0,001
	(0,003)	(0,006)	(0,003)	(0,003)	(0,003)
Ln (densidade demográfica)	0,000	0,009**	0,000	0,093	-0,000
	(0,001)	(0,004)	(0,003)	(0,155)	(0,003)
Ln (taxa de crime)	0,001	0,001	0,001	0,001	0,001
	(0,001)	(0,001)	(0,001)	(0,001)	(0,001)
Ln (gasto com educação)	0,036***	0,059***	0,036**	0,060**	0,031*
	(0,006)	(0,015)	(0,015)	(0,029)	(0,016)
Ln (gasto com assistência social)	-0,004*	-0,012*	-0,004	-0,001	0,002
	(0,001)	(0,006)	(0,007)	(0,015)	(0,004)

(Continua)

(Continuação)

	Escolas		Capitais		Modelo misto
	Erros em *cluster*	Efeito fixo	Erro em *cluster*	Efeito fixo	
	(a)	(b)	(c)	(d)	(e)
Região (Nordeste)					
Norte	0,001	-0,023	0,001	-	-0,000
	(0,005)	(0,015)	(0,012)		(0,013)
Sudeste	0,010	0,020	0,010	-	0,010
	(0,007)	(0,019)	(0,015)		(0,013)
Sul	0,069***	0,095***	0,069***	-	0,062***
	(0,006)	(0,028)	(0,011)		(0,011)
Centro-Oeste	0,010**	0,073**	0,010	-	0,007
	(0,005)	(0,036)	(0,009)		(0,011)
Ano	0,025***	0,044***	0,025***	0,029***	0,022
	(0,003)	(0,007)	(0,007)	(0,011)	(0,015)
Constante	-0,842***	-1,026***	-0,842***	-4,78***	-0,838***
	(0,051)	(0,115)	(0,141)	(0,645)	(0,130)
Teste Chow	-	218,01	-	134,95	-
Componentes da variância					
σ_v^2	-	-	-	-	0,0002***
					(0,0001)
σ_u^2	-	-	-	-	0,0014***
					(0,0002)
σ_ε^2	-	-	-	-	0,0779***
					(0,0004)

Elaboração da autora.

Obs.: 1. A coluna (a) considera os erros em *clusters* por escola, a (b) inclui efeitos fixos para as escolas, a (c) considera os erros em *clusters* nas capitais, a (d) inclui efeitos fixos para as capitais e a (e) apresenta os resultados do modelo hierárquico de três níveis: alunos, escolas e capitais.

2. Erro-padrão robusto entre parênteses.

3. ***, ** e * = Significância ao nível de 1%, 5% e 10%, respectivamente.

TABELA 4
Parâmetro e decomposição da variância para o modelo nulo

	Coeficiente	Erro-padrão	*t*
	Efeito fixo		
Intercepto	0,0930***	0,0054	17,1100
	Efeito aleatório: componentes da variância		
Capital (σ_v^2)	0,0007***	0,0002	3,4000
Escolas (σ_u^2)	0,0021***	0,0001	17,0800
Alunos (σ_ε^2)	0,0802***	0,0003	226,5400

Fonte: Pense 2012 e 2015.

Obs.: 1. Coeficiente, erro-padrão robusto e estatística *t* da estimativa do modelo hierárquico de três níveis, sem incluir as variáveis de controle.

2. *** = Significativo a 1%.

Essas correlações indicam, *ceteris paribus*, que 2,5% da variação nas declarações dos alunos quanto ao consumo de drogas ocorre devido às diferenças nas características das escolas, 0,9% devido às diferenças nas características das capitais, e o restante, 96,6%, devido às diferenças nas características dos alunos. Esses resultados estão relacionados ao fato de os componentes da variância crescerem quando se diminui o nível, o que é um indicativo de que as características dos alunos e das suas famílias (nível 1) são determinantes importantes do consumo de drogas dos jovens. A estimativa do intercepto indicou que, na média de escolas e capitais, a proporção de alunos que já consumiram drogas é 9%.

Ao serem introduzidos os regressores, estimou-se o modelo condicional hierárquico do consumo de drogas dos jovens nas escolas das capitais brasileiras, representado na coluna (e) da tabela 3.

Comparando os resultados da tabela 4 (modelo nulo) com os resultados das últimas linhas da coluna (e) da tabela 3 (modelo condicional), observa-se que a estimação do componente σ_{ε}^{2} da variância declinou de 0,0802 para 0,0779. Este fato indica, de acordo com Uyar e Brown (2007), que as variáveis de nível incluídas no modelo representam aproximadamente 2,9% das diferenças remanescentes nas respostas dos alunos quanto ao consumo de drogas.

A variância estimada do componente σ_{u}^{2} declinou de 0,0021 para 0,0014, o que indica que, após levar em consideração as diferenças nas características dos alunos, as variáveis relacionadas às escolas representam aproximadamente 33,3% da variação remanescente nas respostas dos alunos quanto ao consumo de drogas, entre as escolas da mesma capital.

Por fim, a variância estimada do componente σ_{v}^{2} declinou de 0,0007 para 0,0002, o que indica que, após levar em consideração as diferenças nas características dos alunos e das escolas, as variáveis relacionadas às capitais representam aproximadamente 71,4% da variação remanescente nas respostas dos alunos quanto ao consumo de drogas entre as capitais.

De uma maneira geral, os resultados dos coeficientes das variáveis, estimados por meio de diferentes métodos e especificações, são semelhantes, conforme representado nas colunas da tabela 3. Consideramos como modelo de melhor ajuste aquele que inclui os efeitos fixos para as escolas, uma vez que os resultados de ρ_2 e ρ_3, do modelo hierárquico com efeitos aleatórios para os *clusters,* não foram muito expressivos, especialmente para o caso das capitais. Dessa forma, os resultados da coluna (b) serão utilizados para interpretar os coeficientes das variáveis do modelo de probabilidade de consumo de drogas dos alunos nas escolas das capitais brasileiras.

As variáveis relacionadas às características pessoais dos alunos indicaram que os meninos são mais suscetíveis ao consumo de drogas em 0,7 ponto percentual (p.p.),

e que a chance de o aluno declarar já ter consumido drogas aumenta 4,3 p.p. para cada ano de idade. Alunos não brancos têm maiores chances de já ter experimentado drogas em relação aos alunos brancos (0,9 p.p. no caso dos alunos da cor preta, 0,8 p.p. da cor amarela, 0,4 p.p. da cor parda e 2,1 p.p. no caso dos alunos indígenas). Os alunos que trabalham têm 6,6 p.p. mais chance de ter consumido drogas, o que pode estar relacionado à autonomia das decisões de consumo proporcionada pela independência financeira do trabalho remunerado, conforme Becker (2017), mas também pode indicar uma maior vulnerabilidade familiar se consideramos que, como se tratam de jovens com idade entre 12 e 17 anos, seria necessária uma supervisão dos pais no que se refere à utilização do dinheiro em atividades ilícitas.

O parâmetro do indicador do nível de vida das crianças na escola, que é calculado com base na presença de bens no domicílio, é positivamente relacionado ao fato de o aluno declarar já ter usado drogas em 0,3 p.p. O parâmetro estimado das variáveis binárias que identificam os alunos cujas mães têm ensino médio e ensino superior, em relação aos alunos cujas mães não estudaram ou não completaram o ensino básico, também apresentaram sinal positivo e magnitude de 1,4 p.p. e 1,3 p.p., respectivamente. Gaviria e Raphael (2001), utilizando informações de jovens norte-americanos, também observaram uma relação positiva entre o *status* socioeconômico da família, composto pelo nível educacional, pela ocupação e pela renda dos pais, e o consumo de drogas. Conforme Becker (2017), esses resultados podem ser uma evidência de que as decisões de consumo ilícito dos jovens estão mais relacionadas com o exemplo e o envolvimento dos pais nas atividades e no cotidiano das crianças do que com o nível de educação formal dos pais e a renda da família.

Corroborando essa ideia, o coeficiente estimado da variável lar uniparental, normalmente utilizada como medida de estabilidade familiar, indicou que os alunos que residem com apenas um dos pais têm 1,9 p.p. mais chance de experimentar drogas. Além disso, as variáveis que buscam observar o envolvimento dos pais com o cotidiano e com a educação dos filhos foram significativas. O coeficiente estimado da variável que identifica o aluno em que um dos pais fuma, utilizada como medida do exemplo de conduta dos pais para o consumo de substâncias prejudiciais à saúde, indicou que o fato de o pai fumar aumenta a chance de o aluno usar drogas em 3,7 p.p. Já o fato de os pais não verificarem o dever de casa e não fazerem refeições com o filho aumentam, respectivamente, 3,3 e 3,1 p.p. as chances de consumo de drogas.

Na categoria de características da escola, os resultados indicaram que os alunos que frequentam escolas da rede pública apresentam 1,9 p.p. mais chances de declarar já ter experimentado drogas. A variável que identifica as escolas que utilizam o pátio para realizar atividades físicas orientadas por um instrutor apresentou um

sinal negativo e significativo nos modelos representados nas colunas (a), (b) e (d), indicando, com base em (b), que essa medida diminui a chance de o aluno declarar já ter consumido drogas em 0,5 p.p. Embora o valor do coeficiente estimado seja pequeno, a relação significativa pode ser uma evidência a favor da hipótese debatida em alguns estudos de que promover atividades físicas pode contribuir para a socialização dos alunos e a redução da agressividade, e, dessa forma, pode ser também uma medida de gestão escolar para reduzir o consumo de drogas (Abramovay e Rua, 2002; Becker e Kassouf, 2016).

Com relação às características das capitais, o coeficiente da variável *densidade demográfica* foi positivo e significativo apenas no modelo especificado na coluna (b), que inclui efeitos fixos para as escolas e considerado como a especificação de melhor ajuste, indicando que o aumento de 1% na densidade demográfica da capital aumenta 0,9 p.p. a chance de o aluno ter consumido drogas.

A variável *gastos com educação* foi significativa, com sinal positivo em todas as especificações, indicando, no caso da coluna (b), que o aumento de 1% nos gastos com educação por habitante das capitais aumenta a possibilidade de o aluno declarar já ter experimentado drogas em 5,9 p.p. Esse resultado é um contrassenso, uma vez que se espera que o acesso à escola e à educação de qualidade possa contribuir para reduzir o número de jovens propensos ao consumo de substâncias ilícitas.

Uma possível explicação para este resultado pode estar relacionada ao fato de que a variável disponível refere-se ao total dos gastos com educação por habitante, não trazendo informações específicas da sua alocação. Desse modo, se uma grande parcela do total de gastos estiver alocada para garantir a universalização do ensino e a frequência escolar, proporcionando o acesso à escola de crianças de grupos sociais vulneráveis, é possível que, no curto prazo, a proporção de alunos na escola que já tiveram contato com as drogas aumente. Além disso, para que se tenha os resultados sociais esperados, uma parcela dos gastos com educação deve estar direcionada para garantir uma educação de qualidade e um ambiente de convivência saudável para os alunos, uma vez que muitos estudos indicam que frequentar uma escola em que prevalecem ações ilícitas e de violência pode influenciar o comportamento do aluno.

Jacob e Lefgren (2003) argumentam que a escola pode atuar sobre o comportamento do jovem por meio de dois canais. O primeiro, denominado de "efeito capacitação", ocorre quando a escola, por intermédio da educação, do monitoramento e dos bons exemplos de conduta, pode diminuir o engajamento dos jovens em atividades disruptivas. Já o segundo, denominada de "efeito concentração", ocorre quando a concentração geográfica dos alunos em um ambiente escolar no qual prevalecem ações violentas aumenta a probabilidade de engajamento dos jovens em ações ilícitas, devido às interações sociais que estabelecem neste ambiente. Neste sentido, Becker e Kassouf (2016) analisaram

alguns fatores do ambiente escolar que podem levar à ocorrência de um ato agressivo cometido por um aluno nas escolas observadas na Prova Brasil, nos anos de 2007 e 2009, e os resultados indicaram que a possibilidade de o diretor da escola registrar pelo menos um ato agressivo de um aluno é maior em ambientes escolares com traços da violência, em que ocorreram crimes contra o patrimônio, contra a pessoa, tráfico de drogas ou atuação de gangues.

Já Gaviria e Raphael (2001) e Becker (2017) analisaram efeito dos pares sobre a probabilidade de o jovem consumir drogas. O primeiro estudo examinou informações de jovens norte-americanos nos anos de 1990, 1992 e 1994, e os resultados indicaram que transferir um aluno de uma escola em que nenhum colega consome drogas para uma escola em que metade faz uso desta substância aumenta 30 p.p. a probabilidade de este aluno também consumir drogas. Já o segundo estudo verificou as informações de jovens brasileiros no ano de 2012, e o aumento estimado foi de 21,6 p.p. Dessa forma, para obter os resultados sociais esperados da educação, além de proporcionar o acesso à escola, é necessário também investir em qualidade de ensino e garantir um ambiente escolar isento de ações ilícitas e de violência.

Já o coeficiente estimado da variável *gastos com assistência social* por habitante das capitais apresentou um sinal negativo e significativo nos modelos representados nas colunas (a) e (b), indicando, com base em (b), que o aumento de 1% nesses gastos diminuiu em 1,2 p.p. a possibilidade de o aluno ter consumido drogas. Os gastos com assistência social são destinados ao atendimento das necessidades básicas dos indivíduos e das famílias em situação carente e de vulnerabilidade social. Assim, o resultado dessa variável é um indicativo de que as políticas sociais nessa área também podem contribuir para reduzir o consumo de drogas dos jovens. Essa evidência soma-se aos resultados das variáveis relacionadas aos fatores de risco das famílias dos jovens, que indicaram que crianças em lares uniparentais, que um dos pais fuma e que os pais não verificam a lição de casa ou que não almoçam com os pais têm mais chance de declarar já ter experimentado drogas.

No agregado, estes resultados são uma evidência de que a família tem um papel fundamental na prevenção do consumo de drogas dos jovens. Para atuar nesse sentido, o governo pode utilizar-se de políticas públicas de assistência social que visem reduzir o número de famílias em situação de risco e vulnerabilidade.

5 CONCLUSÃO

Este estudo buscou evidências da influência das características da família e de algumas medidas de gestão escolar e municipal sobre a probabilidade de os alunos nas escolas das capitais brasileiras declararem já ter experimentado drogas, a fim de contribuir para a maior efetividade das ações de prevenção e controle do

uso de substâncias ilícitas entre os jovens. Para isso, foram estimadas diferentes especificações de um modelo de decisão individual de consumo de drogas, com base nos dados da Pense e em informações socioeconômicas das capitais brasileiras nos anos de 2012 e 2015.

Os resultados indicaram que as características das famílias dos alunos, mensuradas por meio de variáveis que identificam os alunos que residem em lares uniparentais, que um dos pais fuma, que não faz as refeições com os pais e que os pais não verificam o dever de casa, são determinantes importantes na decisão do jovem de experimentar drogas.

Estes resultados são evidências de que a família tem um papel fundamental na prevenção do consumo de substâncias ilícitas e que o envolvimento e o monitoramento ineficientes dos pais nas atividades dos filhos podem ser considerados um fator de risco. Para atuar nesse sentido, o governo pode utilizar-se de políticas públicas de assistência social que visem reduzir o número de famílias em situação de risco e vulnerabilidade, uma vez que o aumento de 1% nos gastos com assistência social diminui em 1,2 p.p. a chance de o aluno declarar já ter consumido drogas.

No caso dos gastos com educação, o coeficiente estimado apresentou um resultado diferente do esperado, indicando que o aumento de 1% aumenta a chance de o aluno declarar já ter experimentado drogas em 5,9 p.p. Uma possível explicação para este resultado é que a variável disponível refere-se ao total dos gastos com educação por habitante e, se uma grande parcela for destinada à universalização do ensino, é possível que, no curto prazo, a proporção de alunos na escola que já tiveram contato com as drogas aumente, uma vez que crianças de grupos sociais vulneráveis passam a ter acesso à escola. Além disso, estudos indicam que frequentar uma escola em que muitos colegas consomem drogas pode gerar um efeito multiplicador deste comportamento sobre os demais alunos.

Dessa forma, para que se tenha os resultados sociais esperados, é necessário garantir uma educação de qualidade e um ambiente de convivência saudável para os alunos. Nesse sentido, as escolas podem oferecer atividades físicas orientadas por um instrutor para os alunos, uma vez que esta ação diminui 0,5 p.p. a chance de o aluno consumir drogas.

REFERÊNCIAS

ABRAMOVAY, M.; RUA, M. G. **Violência nas escolas**. Brasília: Unesco, 2002.

ALVES, V. S. Modelos de atenção à saúde de usuários de álcool e outras drogas: discursos políticos, saberes e práticas. **Cadernos de Saúde Pública**, v. 25, n. 11, p. 2309-2319, 2009.

BECKER, K. L. O efeito da interação social entre os jovens nas decisões de consumo de álcool, cigarros e outras drogas ilícitas. **Estudos Econômicos**, v. 47, n. 1, p. 65-92, 2017.

BECKER, K. L.; KASSOUF, A. L. Violência nas escolas públicas brasileiras: uma análise da relação entre o comportamento agressivo dos alunos e o ambiente escolar. **Nova Economia**, v. 26, p. 653-677, 2016.

_____; _____. Uma análise do efeito dos gastos públicos em educação sobre a criminalidade no Brasil. **Economia e Sociedade**, Campinas, v. 26, n. 1, p. 215-242, abr. 2017.

BROOK, J. S. *et al.* Predictors of drug use among South African adolescents. **Journal of Adolescent Health**, v. 38, p. 26-34, 2006.

CAMERON, A. C.; MILLER, D. L. A practitioner's guide to cluster-robust inference. **The Journal of Human Resources**, v. 50, n. 2, p. 317-372, 2015.

CARLINI, E. A. (Org.). **VI Levantamento Nacional sobre o Consumo de Drogas Psicotrópicas entre Estudantes do Ensino Fundamental e Médio das Redes Pública e Privada de Ensino nas 27 Capitais Brasileiras – 2010**. São Paulo: Senad; Cebrid/Unifesp, 2010.

CASE, A.; KATZ, L. **The company you keep**: the effects of family and neighborhood on disadvantaged youths. Cambridge: NBER, 1991. (NBER Working Paper, n. 3705).

GAVIRIA, A.; RAPHAEL, S. School-based peer effects and juvenile behavior. **The Review of Economics and Statistics**, v. 83, n. 2, p. 257-268, 2001.

IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Pesquisa Nacional de Saúde do Escolar 2012**. Rio de Janeiro: IBGE, 2012.

_____. **Pesquisa Nacional de Saúde do Escolar 2012**. Rio de Janeiro: IBGE, 2015.

JACOB, B. A.; LEFGREN, L. Are idle hands the devil's workshop? Incapacitation, concentration, and juvenile crime. **American Economic Review**, Pittsburgh, v. 93, n. 5, p. 1560-1577, 2003.

LARANJEIRA, R. (Org.). **II LENAD – Levantamento Nacional de Álcool e Drogas**: relatório 2012. São Paulo: Inpad/Unifesp, 2014.

LUNDBORG, P. Having the wrong friends? Peer effects in adolescent substance use. **Journal of Health Economics**, v. 25, p. 214-233, 2006.

MARQUES, A. C. P. R.; CRUZ, M. S. O adolescente e o uso de drogas. **Revista Brasileira de Psiquiatria**, v. 22, n. 2, p. 32-36, 2000.

SANCHEZ, Z. V. D. M.; NAPPO, S. A.; OLIVEIRA, L. G. Fatores protetores de adolescentes contra o uso de drogas com ênfase na religiosidade. **Ciência e Saúde Coletiva**, v. 9, n. 1, p. 43-55, 2004.

SCHENKER, M.; MINAYO, M. C. S. A importância da família no tratamento do uso abusivo de drogas: uma revisão da literatura. **Cadernos de Saúde Pública**, v. 20, n. 3, p. 649-659, 2004.

UYAR, B.; BROWN, K. H. Neighborhood affluence, school-achievement scores, and housing prices: cross-classified hierarchies and HLM. **Journal of Housing Research**, v. 16, n. 2, p. 97-116, 2007.

A DESONERAÇÃO DA FOLHA DE PAGAMENTOS: UMA APLICAÇÃO DO MODELO DE GERAÇÕES SOBREPOSTAS PARA O BRASIL

Carlos Eduardo de Freitas[1]
Nelson Leitão Paes[2]

Com o intuito de avaliar o impacto de longo prazo da desoneração da folha de pagamentos sobre a economia, construiu-se um modelo de gerações sobrepostas (*overlapping generations models*) com vida finita, probabilidade de morte e Previdência Social. O objetivo é não somente mensurar os efeitos macroeconômicos, mas também avaliar como a desoneração afeta as famílias de acordo com a idade. Os resultados apontaram que a desoneração da folha de pagamentos provocou tímidos aumentos no produto, no capital e no consumo de longo prazo, sem grandes sacrifícios para a economia no curto prazo. Do lado das famílias, no curto prazo, há perdas para os idosos e ganhos para a população ativa, principalmente para os mais jovens. No longo prazo, os ganhos de bem-estar são pouco representativos.

Palavras-chave: desoneração da folha de pagamentos; modelo dinâmico de equilíbrio geral; gerações sobrepostas.

THE EXEMPTION OF PAYROLL: AN APPLICATION OF THE OVERLAPPING GENERATIONS MODEL TO BRAZIL

In order to assess the long-term impact of release of the payroll on the economy, we built a model of overlapping generations (overlapping generations models) with finite life, risk of death and social security. The goal is not only to measure the macroeconomic effects, but also assess how the exemption affects families according to age. The results showed that the exemption from payroll shy caused increases in product, capital and long-term consumption without major sacrifices for the economy in the short term. On the side of families in the short term, there are losses for the elderly and gains for the working population, especially for the younger ones. In the long run welfare gains are unrepresentative.

Keywords: payroll tax relief; dynamic model of general equilibrium; overlapping generations.

JEL: E62; C68; H20.

1 INTRODUÇÃO

Uma das preocupações que sempre estiveram em pauta nas discussões nacionais e internacionais de política econômica diz respeito à tributação. A oneração ou a desoneração de determinada atividade ou rendimento pessoal reflete diretamente nas decisões dos agentes e, assim, no curso da economia nacional. Por outro lado, o sistema tributário de um país é a principal fonte de arrecadação do governo, logrando, com isso, a manutenção dos serviços básicos para a sociedade.

1. Professor adjunto da Faculdade de Ciências Aplicadas e Políticas (Facap) da Universidade Federal de Mato Grosso (UFMT). *E-mail*: <cefreitas@ufmt.br>.

2. Professor do Programa de Pós-Graduação em Economia da Faculdade de Economia da UFMT e do Programa de Pós-Graduação em Economia Aplicada (Pimes) da Universidade Federal de Pernambuco (UFPE). Pesquisador do Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq). *E-mail*: <nlpaes@gmail.com>.

No caso brasileiro, uma das mudanças recentes que foram promovidas foi a desoneração da folha de pagamentos. Em agosto de 2011 inaugura-se, na legislação tributária, a matéria de desoneração da folha de pagamentos, com a Medida Provisória (MP) nº 540, convertida na Lei nº 12.546, de 2011. Essa foi uma tentativa inicial de desonerar a folha de pagamentos, começando com as empresas de tecnologia de informação e comunicação, indústrias de móveis, de confecção e de artefatos de couro, entre outras. A partir dessa lei, novas MPs foram propostas, ampliando-se o rol de setores favorecidos com o corte na contribuição patronal para 56.[3]

A desoneração da folha de pagamentos representa a criação de um novo tributo, a Contribuição Previdenciária sobre a Receita Bruta (CPRB), em substituição à contribuição patronal previdenciária de 20% sobre a folha de pagamentos. Esse novo tributo consiste na aplicação de uma alíquota *ad valorem* de 1% ou 2% sobre a receita bruta mensal, dependendo do setor econômico classificado na Classificação Nacional de Atividades Econômicas (CNAE) e do produto fabricado arrolado na Nomenclatura Comum do Mercosul (NCM).[4]

Ocorre desoneração, já que a mudança embute uma renúncia sobre a arrecadação tributária do montante pago pelas empresas. O montante dessa renúncia fiscal em 2012, 2013, 2014 e 2015 (até abril) foi estimado em R$ 3.615,69, R$ 12.284,29, R$ 22.107,30 e R$ 8.078,87 milhões, respectivamente (Brasil, 2015).

É preciso destacar que a desoneração da folha de pagamentos não é um instrumento de política tributária recente, já que alguns países realizaram cortes de tributos advindos da seguridade social e compensaram essa queda sobre outros impostos.[5] A forma clássica combina uma redução da alíquota sobre a seguridade social com um aumento da alíquota do imposto do tipo Imposto sobre Valor Agregado (IVA), de forma que preserve as receitas do governo, e é conhecida como desvalorização fiscal (Mooij e Keen, 2012).

O objetivo principal deste trabalho é simular os impactos econômicos da desoneração da folha de pagamentos, bem como verificar seus efeitos entre as gerações. Para tanto, será construído um modelo dinâmico de equilíbrio geral com gerações sobrepostas (*overlapping generations models* – OLG) com vida finita,

3. MPs nºs 563/2012, 582/2012, 601/2012 e 612/2013.

4. Um por cento para as empresas que produzem determinados produtos industriais (identificados pelo código da tabela de incidência do imposto sobre produtos industrializados – Tipi); e 2% para as empresas do setor de serviços, como aquelas do ramo hoteleiro, de *call center* e *design houses*, e que prestam os serviços de tecnologia de informação e tecnologia de informação e comunicação.

5. Um exemplo dessa política foi implementada na Dinamarca, que progressivamente eliminou as contribuições para o desemprego e o seguro-invalidez sobre os salários pagos pelo empregador em 1987, e substituiu por um IVA. Outro exemplo foi a Alemanha, que aumentou a taxa normal do IVA de 16% para 19% em 2007, compensada com a redução da contribuição previdenciária dos empregadores em 1,8%. A Hungria promoveu, em 2009, uma simultânea redução de 5 pontos percentuais (p.p.) da contribuição previdenciária do empregador e aumentou em 5 p.p. o IVA (Koske, 2013).

probabilidade de morte e Previdência Social. Esse modelo permite avaliar os efeitos intergeracionais das mudanças tributárias, além de proporcionar mais rigor na produção e na análise dos resultados.

Os resultados esperados da desoneração da folha de pagamentos deverão ter efeitos positivos para a economia, com elevações do produto, do consumo e do trabalho, porém pouco relevantes. Em relação às gerações, essa política poderá trazer perda de bem-estar para os atuais aposentados e para os ativos que estão mais próximos de se aposentar, e ganhos para os mais jovens, com menos tempo de mercado de trabalho.

Após esta introdução, este artigo apresenta, na seção 2, uma breve revisão de literatura. O modelo teórico é construído na seção 3, com a calibragem e as simulações apresentadas nas seções 4 e 5, respectivamente. Na seção 6 são discutidos os resultados e, por fim, na seção 7 são mostrados os comentários finais e as principais conclusões.

2 REVISÃO DE LITERATURA

Nos trabalhos seminais de Samuelson (1958) e Diamond (1965), o modelo OLG foi desenvolvido para analisar as finanças públicas, a acumulação de capital, as dimensões de bem-estar entre gerações, a dívida pública e as medidas de segurança para a velhice. A grande extensão do modelo OLG de Diamond (1965) foi o modelo OLG dinâmico com muitas gerações, de Auerbach e Kotlikoff (1987). Esse modelo tem sido aplicado com sucesso para analisar as questões que vão desde sistemas de pensões até tributação. Ele é utilizado para mostrar os efeitos dos sistemas de pensões e os impactos de reformas tributárias. Como apontam Rasmussen e Rutherford (2001) e Kotlikoff, Smetters e Walliser (2002), os modelos OLG tornaram-se uma ferramenta-padrão para a análise da política aplicada desde a contribuição seminal de Auerbach e Kotlikoff (1987).[6]

Na literatura nacional, vários estudos sobre o impacto econômicos de mudanças tributárias já foram realizados. Uma parte da literatura tem trabalhado com modelos neoclássicos. É o caso de Araújo e Ferreira (1999), que realizaram uma pesquisa sobre os efeitos alocativos e os impactos que as reformas tributárias poderiam ocasionar sobre o bem-estar na economia brasileira. Foram analisadas duas propostas de reforma: a Proposta de Emenda à Constituição (PEC) da Comissão Executiva da Reforma Fiscal (Cerf) e a PEC nº 046-A/95. Os resultados apontavam para ganhos de longo prazo.

6. Como, por exemplo, Lang (2012), Fanti e Gori (2012), Bruce e Turnovsky (2013), Shi e Suen (2011) e Song *et al*. (2015).

Ainda com modelos neoclássicos, Paes (2004) e Paes e Bugarin (2006a) estudaram os impactos distributivos e macroeconômicos de curto e longo prazos de duas reformas tributárias – Emenda Constitucional (EC) nº 42/2003: Paes (2004); e propostas executiva e técnica: Paes e Bugarin (2006a) – e encontraram que essas propostas aumentaram a produção, o consumo, as horas de trabalho, o estoque de capital e os ganhos no bem-estar agregado.

Outro segmento da literatura aborda a questão da reforma tributária com modelos OLG. Fochezatto e Salami (2009) analisaram os efeitos econômicos de longo prazo de diferentes opções tributárias utilizando um modelo de equilíbrio geral intertemporal com gerações sobrepostas. Cavalcanti e Silva (2009) e Cavalcanti (2010) apresentaram um modelo dinâmico de equilíbrio geral, baseado em Auerbach e Kotlikoff (1987), propondo simulações de desoneração tributária do setor produtivo. Os trabalhos contribuíram para a literatura ao inserir incerteza quanto ao tempo de vida e ao custo de ajustamento do capital. Cavalcanti e Silva (2009) concentraram-se em desonerar apenas o fator trabalho. Já Cavalcanti (2010) avançou em relação à pesquisa anterior, ao comparar as medidas de desoneração do fator trabalho com o fator capital, ambas compensadas com aumentos sobre o consumo. Os resultados dos dois estudos sugerem aumentos de capital e do produto, porém com mais intensidade sobre a desoneração do capital frente à desoneração do trabalho. Ambas as políticas geraram perdas de bem-estar para as gerações mais velhas existentes no momento da reforma tributária e ganhos de bem-estar para as gerações futuras.

Silva (2013) trataram de analisar a desoneração da folha de pagamentos com um modelo neoclássico. Encontram efeitos positivos apenas se a mudança envolver renúncia fiscal. Com alteração tributária neutra, não foram verificados impactos positivos da mudança da base da contribuição previdenciária – da folha para o faturamento das empresas.

Sendo assim, este artigo inova na literatura, ao tratar a desoneração da folha de pagamentos com um modelo OLG. Este modelo permite não apenas que se faça uma análise do impacto econômico da desoneração, como em Silva (2013), como também sugere quais seriam os impactos sobre as diversas gerações. Por ser uma medida de caráter previdenciário, a análise da desoneração da folha sob o aspecto intergeracional é importante para uma visão mais ampla dos efeitos da medida.

3 O MODELO TEÓRICO

O modelo teórico é composto por três setores: *i)* setor famílias; *ii)* setor de produção; e *iii)* setor do governo. Cabe lembrar que nesse modelo não há heranças deixadas para as famílias e trata-se de uma economia fechada. O uso de modelos com economia fechada é usual neste tipo de literatura, mas implica limitações nos resultados, já que não se consegue captar o impacto das importações e das exportações. No caso da desoneração da folha, as exportações não são tributadas e as importações

são tributadas pela nova contribuição sobre o faturamento. Diante do modelo de referência posto por Auerbach e Kotlikoff (1987), incorporamos modificações nas equações dos setores da economia, de forma a tornar o modelo mais adaptado à economia brasileira. Uma delas foi inserir a incerteza quanto ao tempo de vida de cada família (Jokisch e Kotlikoff, 2007). Outra modificação foi sobre a Previdência Social, que apresenta o fator previdenciário e os desequilíbrios entre receita e despesa, além de ser tratada de forma separada do agente governo. Essas modificações são baseadas nos trabalhos de Fochezatto e Salami (2009) e Auerbach e Kotlikoff (1987).

3.1 Setor famílias

O setor denominado famílias compreende 55 sobreposições de gerações de adultos. Todos os anos, uma geração morre e outra toma o seu lugar. O pressuposto é que os indivíduos comecem a trabalhar aos 21 anos de idade (quando $j = 1$, onde j é a geração), aposentem-se com 65 anos ($j = 45$) e morrem aos 75 anos de idade ($j = 55$). Tal como acontece com outros aspectos da incerteza encontrada no mundo real, a incerteza de vida foi considerada neste modelo ao introduzir a taxa de mortalidade de cada família. Essa taxa é a probabilidade condicional de cada geração viver mais um ano.[7] Para cada família, assumimos preferências representadas por uma função de utilidade com os valores atuais e futuros de consumo e lazer. Podemos representar a função de utilidade intertemporal da seguinte forma:

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

sendo que:

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

Da equação (1) temos que γ é a elasticidade substituição intertemporal, β é a taxa de desconto e p_j é a probabilidade de sobrevivência do indivíduo da família j. Da equação (2), $c_{j,t}$ e $l_{j,t}$ representam o consumo e o lazer com a idade j no tempo t. O parâmetro ρ representa a elasticidade substituição intratemporal entre consumo e lazer e α determina a intensidade das preferências das famílias por lazer em relação ao consumo. Diante disso, temos que as famílias maximizam a sua utilidade intertemporal com base nas suas expectativas de renda ao longo do ciclo de vida, como segue:

7. Segundo o Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE, 2013), a evolução da expectativa de vida desde 1980 foi: 1980, 62,5 anos; 1991, 66,9 anos; 2000, 70,4 anos; 2010, 73,8 anos; 2011, 74,1 anos. Miles (1999), em seu trabalho acerca do impacto da demografia sobre a economia, afirmou que, ao longo das próximas décadas, não haverá mudanças significativas na estrutura demográfica de quase todos os países desenvolvidos.

$$\underset{\{c_{j,t},\, l_{j,t}\}}{MAX} \qquad U_t = \frac{1}{1-\frac{1}{\gamma}} \sum_{j=1}^{55} (1+\beta)^{-(t-1)} p_j u_{j,t}{}^{\left(1-\frac{1}{\gamma}\right)},$$

sujeito a:

$$\begin{cases} \sum_{j=1}^{45} \prod_{m=1}^{t} \left(\frac{W_t e_j (1-l_{j,t})(1-\tau_{lt}-\tau_{st})}{[1+r_m(1-\tau_{kt})]} \right) + \sum_{j=46}^{55} \prod_{m=46}^{t} \left(\frac{b_t}{[1+r_m(1-\tau_{kt})]} \right) + Tr_t \\ l_{j,t} < 1, \forall\, j = 1, \ldots, 45, \\ l_{j,t} = 1, \forall\, j = 46, \ldots, 55. \end{cases} \tag{3}$$

onde W_t é o salário no ano t; (1 - $l_{j,t}$) são as horas trabalhadas; e e_j é um fator exógeno de ajuste para permitir o fato de que as famílias podem ganhar mais ou menos por hora devido às diferenças nos níveis de habilidade entre famílias de diferentes idades. Pode-se pensar no vetor e_j como uma *proxy* para o "capital humano". As alíquotas dos tributos são: τ_{lt} – alíquota do imposto sobre a renda do trabalho; τ_{kt} – alíquota sobre a renda do capital; τ_{ct} – alíquota do imposto sobre o consumo; τ_{st} – alíquota das contribuições para a Previdência Social; e Tr_t são as transferências do governo.

De acordo com a Lei nº 9.876, de 1999, os aposentados por tempo de contribuição e por idade terão seus salários de benefício (*bt*) como uma média aritmética simples dos maiores salários de contribuição correspondentes a 80% (0,8) de todo o período contributivo, corrigidos mensalmente e multiplicados pelo fator previdenciário. De posse dessas informações, o fator previdenciário pode ser escrito como:

$$f = \frac{Tc\ x\ a}{Es}\, x\ \left[1 + \frac{(Id + Tc\ x\ a)}{100}\right], \tag{4}$$

onde: f = fator previdenciário; Es = expectativa de sobrevida no momento da aposentadoria; Tc = tempo de contribuição até o momento da aposentadoria; Id = idade no momento da aposentadoria; e a = fator de ajuste sobre a alíquota de contribuição.

$$b_t = 0{,}8 \sum_{j=1}^{45} \left(\frac{W_{t-j} e_j (1-l_{j,t-j})}{45} \right) f. \tag{5}$$

A partir do momento em que surge a aposentadoria (j = 46, ..., 55), não existem mais as horas trabalhadas e ficamos apenas com l_j = 1. Por fim, resolvendo para j = 1, ..., 45 a maximização da função utilidade sujeita a restrição

orçamentária, obtemos as trajetórias intertemporais e a relação intratemporal do consumo e do lazer – equações (6) a (8), respectivamente:

$$c_{j,t} = c_{j-1,t-1}\left(\frac{(1+\beta)^{t-2}}{(1+\beta)^{t-1}}\right)^{\gamma}([1+r_t(1 - \tau_{kt})])^{\gamma}\left(\frac{p_j}{p_{j-1}}\right)^{\gamma}\left(\frac{1+\tau_{ct-1}}{1+\tau_{ct}}\right)^{\gamma}\left(\frac{1+\alpha^{\rho}(w^*_{j-1,t-1})^{(1-\rho)}}{1+\alpha^{\rho}(w^*_{j,t})^{(1-\rho)}}\right)^{\frac{\rho-\gamma}{\rho-1}}, \quad (6)$$

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

$$l_{j,t} = c_{j,t}\alpha^{\rho}w^{*(-\rho)}_{j,t}, \quad (8)$$

onde:

$$w^*_{j,t} = \frac{W_t e_j(1-\tau_{lt}-\tau_{st}) + \mu_{j,t}}{(1+\tau_{ct})}.$$

O parâmetro $\mu_{j,t}$ é o salário sombra da família *j* no ano *t*, que é igual a zero se o indivíduo oferta um montante de trabalho e diferente de zero se ele decide não trabalhar no ano *t*. $\frac{p_{j-1,t-1}}{p_{j,t}}$ é a probabilidade condicional de uma família da geração *j* viver mais uma unidade de tempo.

Para os aposentados que correspondem às idades *j* = 46, ..., 55, a trajetória do lazer é unitária; então, do processo de maximização da função utilidade sujeito a restrição orçamentária, temos a seguinte equação de consumo:

$$\left(\frac{c_{j,t}}{c_{j-1,t-1}}\right)^{-\left(\frac{1}{\rho}\right)}\left(\frac{c_{j,t}^{\left(1-\frac{1}{\rho}\right)} + \alpha l_{j,t}^{\left(1-\frac{1}{\rho}\right)}}{c_{j-1,t-1}^{\left(1-\frac{1}{\rho}\right)} + \alpha l_{j-1,t-1}^{\left(1-\frac{1}{\rho}\right)}}\right)^{\frac{\frac{1}{\rho}-\frac{1}{\gamma}}{1-\frac{1}{\rho}}} = \left(\frac{(1+\beta)^{-(t-2)}}{[1+r_t(1-\tau_{kt})](1+\beta)^{-(t-1)}}\right)\left(\frac{p_{j-1,t-1}}{p_{j,t}}\right)\left(\frac{1+\tau_{ct}}{1+\tau_{ct-1}}\right). \quad (9)$$

3.2 Setor produção

A economia é formada por firmas que se comportam competitivamente. A função de produção tem como *input* capital e trabalho e uma tecnologia Cobb-Douglas. O trabalho difere de acordo com o seu nível de eficiência (e_j), ou seja, todas as formas de trabalho são substitutos perfeitos, mas as pessoas de diferentes idades fornecem quantidades diferentes de mão de obra por unidade de lazer. Já o capital é homogêneo; assim, a função de produção seria:

$$Y_t = F(K_{t,}L_t) = A_t(K_t^{\theta} L_t^{1-\theta}), \tag{10}$$

onde Y_t é o produto agregado; K_t e L_t representam o capital e o trabalho agregado, respectivamente; o termo θ é a participação do capital na função de produção; e, por fim, A_t é um fator de escala que representa a produtividade total dos fatores.

Além disso, as firmas maximizam os lucros restritas aos custos de produção, de forma que:

$$\Pi_t = Y_t - W_t L_t - (r_t + \delta)K_t, \tag{11}$$

onde δ representa a taxa de depreciação do capital. Sendo assim, resolvendo o problema de maximização das firmas, temos:

$$W_t = (1-\theta)A_t\left(\frac{K_t}{L_t}\right)^{\theta}, \tag{12}$$

$$r_t = \theta A_t\left(\frac{K_t}{L_t}\right)^{\theta-1} - \delta, \tag{13}$$

onde W_t e r_t representam os salários e a taxa de juros no tempo t. Na equação (12) temos a igualdade entre o salário e a produtividade marginal do trabalho, e na equação (13) temos que a taxa de juros é igual à produtividade marginal do capital.

3.3 Setor governo

Na equação que descreve o comportamento do governo está incluído o sistema da Previdência Social, que é independente do governo. Esse setor arrecada impostos sobre a folha de salários e realiza os pagamentos dos benefícios. Sendo assim, o consumo do governo com a Previdência Social e as transferências pode ser escrito como em (14):

$$G_t = T_t - S_t^B - Tr_t, \tag{14}$$

onde G_t é o consumo do governo com bens e serviços; S_t^B são os benefícios da Previdência Social; e Tr_t são as transferências do governo. Para a arrecadação líquida tributária T_t, temos:

$$T_t = \sum_{j=1}^{45} N_j \, \tau_{lt} W_t e_j \left(1 - l_{j,t}\right) + \sum_{j=1}^{55} N_j c_{j,t} \, \tau_{ct} + \tau_{kt}(r_t + \delta)K_t + S_t^A, \qquad (15)$$

onde C_t é o consumo agregado; S_t^A é a arrecadação da Previdência Social; e N_j é a população de idade j referente ao ano de 2009.

3.4 Previdência Social

No Brasil a Previdência Social utiliza o sistema de repartição simples (PAYG), em que os benefícios recebidos a partir de 65 anos de idade (no modelo, j = 45) vão até 75 anos de idade (no modelo, j = 55) e são medidos pela média do tempo de contribuição do indivíduo representado pela equação (5), já descrita.

Diante disso, a despesa total anual com a Previdência Social pode ser representada pela equação (16):

$$S_t^B = \sum_{j=46}^{55} N_j b_t \, . \qquad (16)$$

Já a receita anual da Previdência Social é advinda da parte da remuneração dos empregados ponderada pelas horas trabalhadas e pela *proxy* de capital humano (e_j), como segue na equação (17):

$$S_t^A = \sum_{j=1}^{45} N_j W_t e_j \left(1 - l_j, t\right) \tau_{st} \, . \qquad (17)$$

3.5 Bem-estar

Para calcular a variação no bem-estar das famílias, de acordo com mudanças na política tributária, será utilizada a metodologia tradicional na literatura, seguindo, entre vários trabalhos, os de Auerbach e Kotlikoff (1987), Pereira e Ferreira (2010; 2011) e Ileri e Derin-Gure (2014). O cálculo da variação do bem-estar inicia-se por meio da mensuração da variação da utilidade dos indivíduos sob a nova política tributária, que proporciona o mesmo nível de satisfação que desfrutavam antes da reforma tributária. Essa variação da parcela de ganho ou perda surge da solução em d da seguinte equação (adaptada para o modelo proposto neste trabalho):

$$(1+d_j)^{\frac{1}{1-\frac{1}{\gamma}}} U_{j,0} = \frac{1}{1-\frac{1}{\gamma}} \sum_{j=1}^{55} (1 + \beta)^{-(t-1)} p_j \left(\left(c_{j,t}(1+d_j)^{\left(1-\frac{1}{\rho}\right)} + \alpha l_{j,t}(1+d_j)^{\left(1-\frac{1}{\rho}\right)} \right)^{\frac{1}{1-\frac{1}{\rho}}} \right)^{\left(1-\frac{1}{\gamma}\right)}, \tag{18}$$

onde $U_{j,0}$ são os níveis de utilidade de estado estacionário; e $c_{j,t}$ e $l_{j,t}$ são os consumo e o lazer da família j no tempo t sob a nova política. De posse da utilidade ($u_{j,t}$) após a política tributária, a variação equivalente, como medida de bem-estar, pode ser mensurada como:

$$d_j = \left(\frac{u_{j,t}}{u_j}\right)^{\frac{1}{1-\frac{1}{\gamma}}} - 1. \tag{19}$$

3.6 Equilíbrio de mercado

Depois de tratado o comportamento de cada setor, temos as condições de equilíbrio, que devem ser satisfeitas para cada um dos mercados, a saber: mercado de bens e serviços, mercado de trabalho, consumo e capital. Isso se faz necessário para obter a solução numérica do modelo. Para o consumo, temos:

$$C_t = \sum_{j=1}^{55} c_{j,t} N_j. \tag{20}$$

Para o mercado de trabalho, a condição de oferta (lado direito) e demanda de mão de obra (lado esquerdo) se satisfaz por meio da equação (21):

$$L_t = \sum_{j=1}^{45} N_j e_j (1 - l_{t,j}). \tag{21}$$

O equilíbrio no mercado de capitais é dado por:

$$K_{t+1} = Y_t + (1-\delta)K_t - G_t - C_t. \tag{22}$$

A condição de oferta e demanda agregada é representada pela equação (23):

$$Y_t = C_t + I_t + G_t, \tag{23}$$

onde:

$$I_t = K_{t+1} - (1-\delta)K_t\,. \tag{24}$$

Para a solução da trajetória de equilíbrio da economia será utilizado o algoritmo de Broyden (1965), visando resolver numericamente o conjunto de equações não lineares dinâmicas que compõem o modelo – equações (1) a (24). A solução desse sistema resultará no caminho de transição após a política tributária. A calibração do modelo, as simulações tributárias propostas e os resultados serão apresentados nas seções seguintes.[8]

4 CALIBRAGEM

A calibração do modelo envolve encontrar valores para os parâmetros e as variáveis condizentes com os dados da economia real. Neste trabalho foram utilizados os dados das Contas Nacionais, divulgados pelo IBGE (2011), do Anuário Estatístico da Previdência Social (Brasil, 2009a), e também a pesquisa de Paes e Bugarin (2006b). Diante disso, considera-se, no modelo, o ano de 2009 como equilíbrio de estado estacionário. Tomamos para esse ano o produto de equilíbrio como um numerário.

A tabela 1 apresenta os valores dos parâmetros do modelo. A elasticidade substituição intertemporal (γ) e a preferência pelo lazer na função utilidade (α) foram obtidas a partir dos trabalhos de Cavalcanti (2010) e Ferreira (2004). Os demais parâmetros foram calculados endogenamente, a partir das equações de equilíbrio de estado estacionário. Para a solução foi utilizado o algoritmo de Broyden (1965).

TABELA 1
Parâmetros do modelo

Descrição	Parâmetros	Valor
Elasticidade substituição intertemporal	γ	0,700[1]
Elasticidade substituição intratemporal	ρ	1,134
Preferência pelo lazer na função utilidade	α	0,250[2]
Preferência pelo presente	β	0,025
Produtividade total dos fatores	a	1,058
Participação da renda do capital no produto	θ	0,391
Taxa de depreciação do capital	δ	0,048
$e^{(a+bj+cj^2)}$	e_j	a = -0,9441 b = 0,0366 c = -0,0006

Elaboração dos autores.
Notas: [1] Cavalcanti (2010).
[2] Ferreira (2004).

8. Neste trabalho utilizamos a linguagem de programação Python 2.7 e 3.4. Desenvolvemos o algoritmo para a solução numérica do modelo proposto utilizando a plataforma científica PythonXY 2.7.9.

O valor da participação da renda do capital no produto (θ) é calculado pela divisão do excedente operacional bruto em relação à soma do próprio excedente operacional bruto com os salários dos empregados e autônomos.[9] Para o capital de estado estacionário, utilizamos a relação entre a formação bruta de capital fixo em proporção do produto interno bruto (PIB) (I/Y = 0,179), a taxa de juros real e o valor do θ.

O parâmetro δ foi encontrado pela proporção dos investimentos (em % do PIB) e o capital de estado estacionário.

De acordo com as Contas Nacionais (IBGE, 2011), o consumo em proporção ao PIB atingiu 60,87% em 2009. Já o consumo do governo e os investimentos alcançaram 21,12% e 17,99%, respectivamente, em relação ao PIB. Para os investimentos, foi considerada a formação bruta de capital fixo.

Os salários são compostos por remuneração dos autônomos e dos empregados alcançando 60,86% em relação ao produto nacional. A taxa de juros Selic como média anual atingiu 10,02%; dessa taxa de juros foi descontada a inflação do período com base no Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA), atingindo uma taxa de juros real de 5,71% ao ano (a.a.).

A arrecadação e a despesa da Previdência Social chegaram a 7,06% e 6,075% do PIB, respectivamente. Já a arrecadação total do governo de todas as esferas foi de 32,47% do PIB (IBGE, 2011). A tabela 2 ilustra os valores apresentados para os agregados econômicos de 2009 e os compara com o modelo proposto.

TABELA 2
Agregados econômicos (2009)

	Brasil 2009 (% PIB)	Modelo
Consumo	60,87	60,87
Consumo do governo	21,12	21,12
Capital	370,11	370,11
Investimento	17,99	17,99
Taxa de juros Selic	10,02[1]	-
Taxa de juros real	5,71[2]	5,71
Salários	60,86	60,86
Arrecadação do governo	32,47	32,47
Arrecadação da Previdência Social	7,06	7,06
Despesa com a Previdência Social	6,075	6,074

Fonte: Contas Nacionais (IBGE, 2011).
Elaboração dos autores.
Notas: [1] Taxa de juros Selic média anual de 2009.
[2] Esse resultado é a diferença entre o IPCA de 2009 (4,31) e a média anual da taxa Selic de 2009.

9. Onde Θ = EOB / (EOB + remuneração dos autônomos + remuneração dos empregados) = (1.075.844) / (1.075.844 + 1.412.999 + 260.424), ou Θ = 1 – WL/Y = 0,3913 (Paes e Bugarin, 2006b).

Para calcular as horas trabalhadas (L), utilizamos as horas de trabalho disponíveis para a atividade de mercado, ou seja, excluem-se do cálculo as horas de sono. Assim, das cento e sessenta e oito horas semanais, retiram-se cinquenta e seis horas de sono (oito horas por dia), de modo a se ter cento e doze horas disponíveis por semana. Considerando-se uma jornada de quarenta e quatro horas semanais, L é calculado pela divisão de 44/112.

Para computar as alíquotas tributárias do modelo, utilizamos o estudo feito anualmente pela Receita Federal do Brasil (RFB), que se consolida na carga tributária no Brasil (Brasil, 2009b). Nesse trabalho temos o montante arrecadado de impostos por esfera de governo. De posse desses dados e dos dados das Contas Nacionais, é possível calcular as alíquotas do imposto sobre a renda do capital (τ_k), do imposto sobre a renda do trabalho (τ_l), do imposto sobre a Previdência Social (τ_s) e do imposto sobre o consumo (τ_c).

Para o cálculo da alíquota do imposto sobre a renda do capital (τ_k), utilizamos a arrecadação dos impostos em porcentagem do PIB para o ano de 2009: Imposto sobre a Renda da Pessoa Jurídica (IRPJ) (2,49% do PIB), Contribuição Social sobre o Lucro Líquido (CSLL) (1,39%), Imposto Predial e Territorial Urbano (IPTU) (0,39%), Imposto de Transmissão de Bens Imóveis (ITBI) (0,12%), Imposto sobre a Propriedade de Veículos Automotores (IPVA) (0,56%) e Imposto sobre Operações Financeiras (IOF) (0,61%). Logo:

$$\tau_k = \frac{(IRPJ + CSLL + IPTU + ITR + ITBI + IPVA + IOF)}{\theta}. \tag{25}$$

Para a alíquota do imposto sobre a renda do trabalho (τ_l), utilizamos os valores da seguinte arrecadação tributária em porcentagem do PIB: Imposto sobre a Renda da Pessoa Física (IRPF) (0,45%), Imposto de Renda Retido na Fonte (IRRF) (3,18%), Fundo de Garantia do Tempo de Serviço (FGTS) (1,74%), Sistema S (0,27%) e salário-educação (0,31%). A alíquota da Previdência Social (τ_s) é a relação entre a arrecadação previdenciária geral (6,47%), dos servidores públicos (0,59%) e a remuneração do trabalho (1 - θ). Portanto,

$$\tau_l = \frac{IRPF + IRRF + FGTS + Sistema\ S + Sal.Educação}{(1-\theta)}, \tag{26}$$

$$\tau_s = \frac{PREV + CPSS}{(1-\theta)}. \tag{27}$$

Por fim, a última alíquota utilizada no modelo é a alíquota do imposto sobre o consumo (τ_c). Essa é encontrada de acordo com a relação da arrecadação dos tributos sobre o consumo em porcentagem do PIB dividido pelo consumo: Imposto sobre

Produtos Industrializados (IPI) (0,88%), Imposto sobre Circulação de Mercadorias e Serviços (ICMS) (7,13%), Imposto sobre Serviços de Qualquer Natureza (ISS) (0,71%), Imposto sobre o Comércio Exterior (0,51%), Contribuição para o Financiamento da Seguridade Social (Cofins) (3,69%), Programa de Integração Social (PIS) (0,82%) e Programa de Formação do Patrimônio do Servidor Público (Pasep) (0,16%), e a proporção do consumo das famílias em relação ao produto nacional (C/Y = 60,87%).

$$\tau_c = \frac{IPI + ICMS + ISS + II + COFINS + PIS + PASEP}{(C/Y)}. \tag{28}$$

A tabela 3 resume os valores encontrados das alíquotas tributárias.

TABELA 3
Alíquotas tributárias

	Descrição	Valor (%)
τ_k	Alíquota do imposto sobre a renda do capital	14,20
τ_l	Alíquota do imposto sobre a renda do trabalho	9,77
τ_s	Alíquota do imposto sobre a Previdência Social	11,59
τ_c	Alíquota do imposto sobre o consumo	22,83

Elaboração dos autores.

5 SIMULAÇÕES

Serão realizadas três simulações – duas consideradas principais e uma secundária. Na primeira simulação (simul-1) iremos eliminar a alíquota de 20% sobre a contribuição patronal (semelhante à proposta de desoneração da folha de pagamentos), substituindo, em parte, por um tributo sobre o consumo. De acordo com a RFB (Brasil, 2015), a eliminação da contribuição patronal como proposto na desoneração da folha resultou em perda de receita tributária da ordem de 0,73% do PIB para a arrecadação previdenciária em 2014. Assim, nessa simulação, iremos reduzir o equivalente a 0,73% do PIB sobre a alíquota previdenciária no intuito de simular o corte da contribuição patronal. Os dados da RFB (*ibidem*) mostram que a CPRB arrecadou 0,35% do PIB em 2014. Desta forma, a simulação proposta aumentará a arrecadação sobre o consumo em 0,35% do produto interno, resultando em perda líquida de arrecadação de 0,38% do PIB.

Na segunda simulação (simul-2) vamos supor que a desoneração da folha seja neutra do ponto de vista do percentual total dos impostos em relação ao PIB. Assim, reduz-se a alíquota da contribuição previdenciária de forma a cortar o montante da arrecadação em 0,73% do PIB e, simultaneamente, modificar a alíquota da tributação do consumo para aumentar a arrecadação desse tributo na mesma proporção (0,73% do PIB). A tabela 4 resume os resultados das mudanças nas alíquotas tributárias.

TABELA 4
Desoneração da folha de pagamentos
(Em %)

	τ_s	τ_c
Antes da desoneração da folha de pagamentos	0,1159	0,2283
Simul-1	0,1039	0,2340
Simul-2	0,1039	0,2403

Elaboração dos autores.

Uma terceira simulação, considerada secundária, foi elaborada para comparar a eficácia do modelo quanto aos resultados. Assim, utilizamos a mesma política para o Brasil que os países da zona do euro utilizaram entre 2008 a 2012. Diante disso, a simul-3 tem como objetivo reduzir a arrecadação da Previdência Social em 1 ponto percentual (p.p.) do PIB e aumentar em 1 p.p. do produto interno a arrecadação sobre o consumo (política utilizada pelos países europeus denominada desvalorização fiscal).

6 RESULTADOS

Os resultados para o novo estado estacionário após a política de desoneração da folha de pagamentos podem ser observados na tabela 5. A simul-1 teve uma variação de 0,2497% entre o consumo inicial e o novo consumo de estado estacionário, contra 0,1307% da simul-2. Esse resultado é em parte explicado pelo aumento de salários (simul-1: 0,1478%; simul-2: 0,0821%).

TABELA 5
Efeitos macroeconômicos de longo prazo

	Estado estacionário	Desoneração da folha de pagamentos (simul-1)	Desoneração da folha de pagamentos – neutra (simul-2)
	Impostos (% PIB)		
Imposto sobre o consumo	22,83	23,40	24,03
Imposto sobre a Previdência Social	11,59	10,39	10,39
Imposto sobre o trabalho	9,77	9,77	9,77
Imposto sobre o capital	14,20	14,20	14,20
Total	**58,41**	**57,79**	**58,41**
	Variáveis macroeconômicas (% PIB)		
Consumo	60,87	0,25 - 61,02[1]	0,13 - 60,95[1]
Consumo do governo	21,12	0,00 - 21,12[1]	0,00 - 21,12[1]
Investimentos	17,99	(-0,04) - 17,99[1]	(-0,03) - 17,99[1]
Capital	370,11	(-0,04) - 369,95[1]	(-0,03) - 370,01[1]
Trabalho (unidades de tempo)	0,3928	0,3939	0,3933
Produto (variação sobre o estado estacionário)	1,0000	1,0014	1,0007
Taxa de juros (%)	5,71	5,73	5,72
Salários	60,86	0,02 - 60,95[1]	0,01 - 60,91[1]
Despesa previdenciária	6,07	0,14 - 6,08[1]	0,07 - 6,079[1]
Arrecadação previdenciária	7,06	(-10,20) - 6,33[1]	(-10,27) - 6,33[1]
Transferências	5,26	(-6,20) - 4,94[1]	0,54 - 5,29[1]
Arrecadação	32,47	(-0,98) - 32,15[1]	0,10 - 32,50[1]

Elaboração dos autores.
Nota: [1] Variação percentual em relação ao estado estacionário - variação percentual em relação ao PIB.

Com a política de desoneração da folha, espera-se que o trabalho aumente no longo prazo, e isso foi observado nas duas simulações. Para a desoneração da folha de pagamentos, ele aumentou em 0,2800%, e, para a desoneração neutra, 0,1272%. No longo prazo, a economia acumulou menos capital: -0,04469% e -0,02663% para simul-1 e simul-2, respectivamente. A explicação dessa pequena queda do capital pode ser observada por meio da equação (22), que descreve seu comportamento. Como há uma dependência direta do consumo agregado, este aumentando reduz o estoque de capital para o próximo período; por outro lado, o produto nacional crescendo desencadeia aumentos no estoque de capital do período seguinte. O produto teve aumentos de 0,14% (simul-1) e 0,07% (simul-2). A combinação desses efeitos, mantendo o consumo do governo praticamente inalterado, somado à depreciação do estoque de capital do período anterior, traduziu-se nessa pequena queda do capital para o estado estacionário.

Em relação à despesa previdenciária, esta obteve aumentos na casa de 0,1370% e 7,07% para simul-1 e simul-2, respectivamente. Isso se deve ao fato dos aumentos dos salários dos trabalhadores nos últimos 45 anos, uma vez que os benefícios do período atual dependem da média ponderada dos salários recebidos durante o período em que os aposentados estavam trabalhando. Por outro lado, com a desoneração da folha (simul-1), a arrecadação da Previdência caiu em torno de 10,20%. Para o estado estacionário inicial, o resultado líquido da Previdência foi de 0,9843% em relação ao PIB, porém, após as políticas propostas, esse resultado diminuiu para 0,2552% (simul-1) e 0,2547% (simul-2).

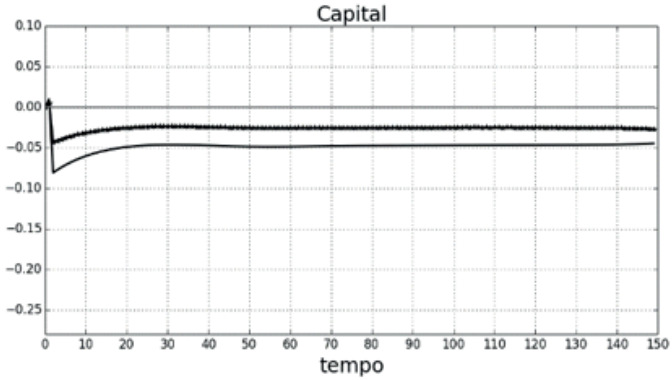
As reformas tributárias resultaram no aumento do consumo, na oferta de trabalho e na produção, porém com uma pequena redução no estoque de capital físico durante a transição entre os estados estacionários. O gráfico 1 resume os impactos dessas reformas ao longo do caminho de transição. Esse gráfico apresenta a evolução dessas variáveis nos 150 períodos que separam o equilíbrio inicial e o estado de equilíbrio final. A evolução em cada variável é mensurada a partir da variação percentual em relação ao estado estacionário inicial. Como observado, a maior parte do impacto da reforma foi concentrada nos primeiros anos da transição.

O consumo agregado inicia sua transição com um aumento no primeiro período após a reforma, de 0,2209% (simul-1) e 0,1137% (simul-2), crescendo mais rapidamente a partir do terceiro período, que se estende até as primeiras 43 unidades de tempo em que atinge seu máximo (simul-1: 0,2510%; e simul-2: 0,1307%). Após esse período, ocorre uma queda, para finalmente chegar ao novo nível de estado estacionário a partir do período oitenta, que, em média, atingiu aproximadamente 0,25% (simul-1) e 0,13% (simul-2).

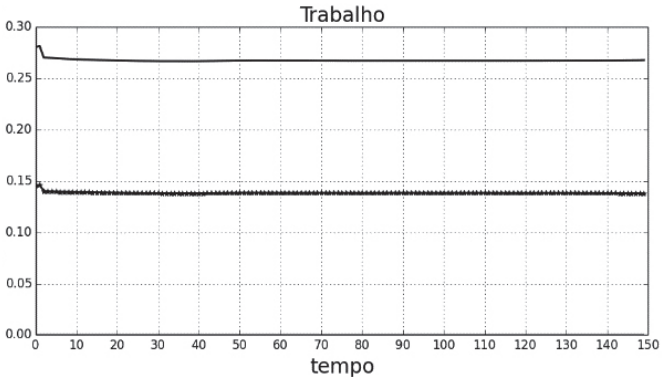
Após um aumento de 0,0097% (simul-1) e 0,0052% (simul-2) no primeiro ano, o estoque de capital cai para aproximadamente -0,0806% (simul-1)

e -0,0425% (simul-2), e inicia sua recuperação progressivamente, até atingir seu pico no período trinta (simul-1: -0,0464%; e simul-2: -0,0234%). Em seguida se obtém uma leve queda, que persiste até o período sessenta. A partir desse momento a economia ajusta-se e prossegue na trajetória do seu novo estado estacionário, inferior ao estado estacionário inicial, na ordem média de aproximadamente -0,05% (simul-1) e -0,025% (simul-2). O caminho de transição do capital foi seguido por um aumento dos salários. Apesar da queda dos rendimentos dos trabalhadores no segundo período, reflexo, em parte, do aumento da dotação de trabalho agregado, e da diminuição nas taxas de juros, os salários continuaram seu caminho de crescimento sustentável. A fim de compreender melhor estes resultados, faz-se necessário olhar os impactos entre as gerações.

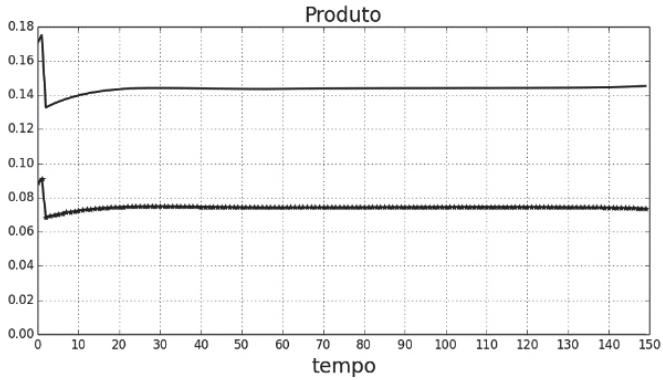
GRÁFICO 1
Trajetória de transição para variáveis selecionadas
(Variação em relação ao estado estacionário, em %)
A – Capital



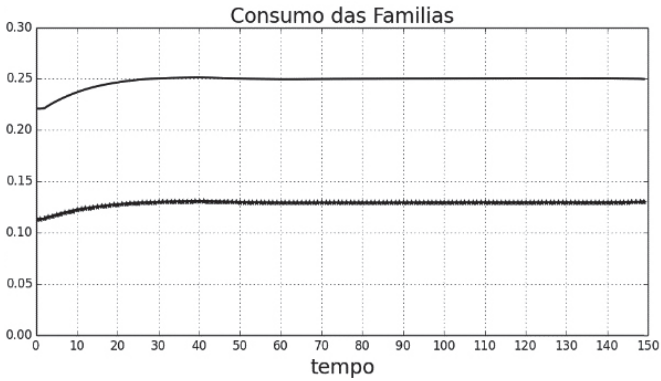
1B – Trabalho



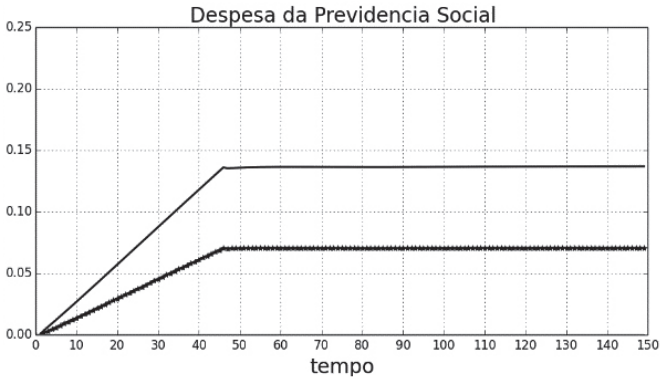
1C – Produto



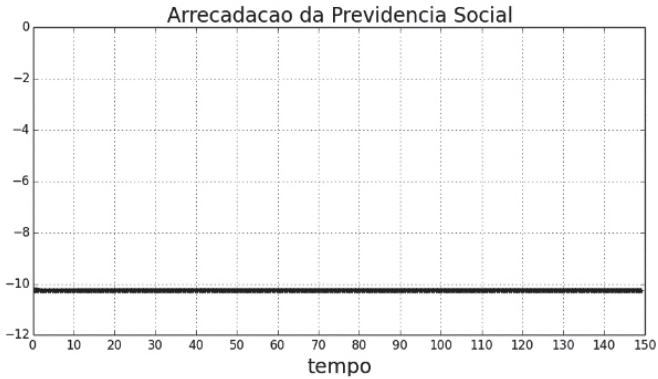
1D – Consumo das famílias



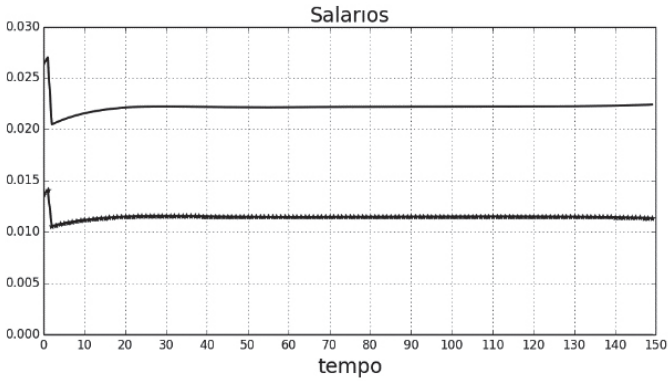
1E – Despesa da Previdência Social



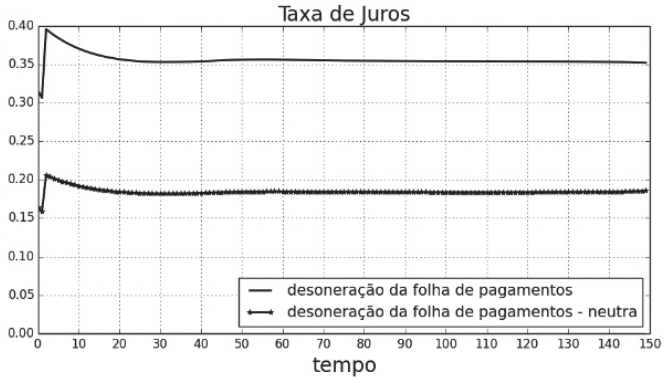
1F – Arrecadação da Previdência Social



1G – Salários



1H – Taxa de juros



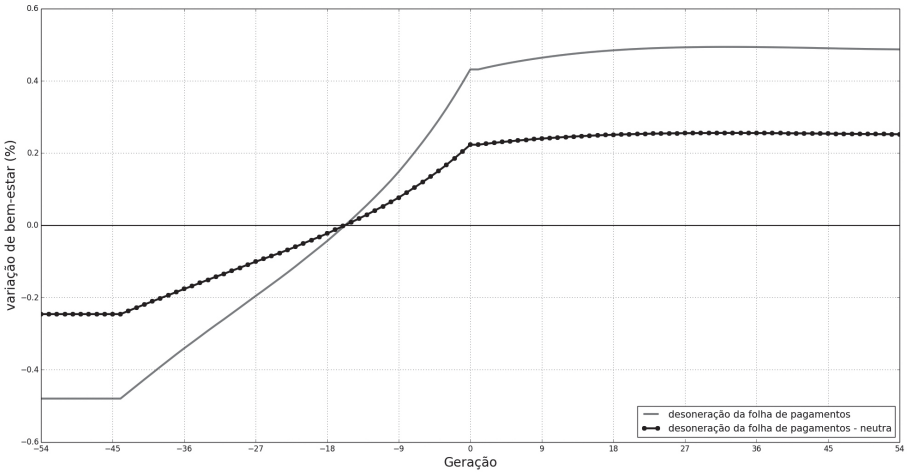
Elaboração dos autores.

Obs.: Gráficos cujos leiaute e textos não puderam ser padronizados e revisados em virtude das condições técnicas dos originais (nota do Editorial).

Os aposentados não escapam do aumento do imposto sobre o consumo, e, por outro lado, não se beneficiam pela redução do imposto sobre o trabalho. Com base neste argumento, quanto mais velha é a geração, menos ela se apropriará dos ganhos da redução do imposto sobre o trabalho. As gerações mais novas, por outro lado, podem aproveitar que a redução do imposto sobre o trabalho não foi compensada pelo aumento na tributação do consumo, no caso da desoneração da folha.

Os impactos diferenciados sobre as gerações afetam o bem-estar. Este resultado pode ser observado a partir do gráfico 2. No eixo horizontal são apresentadas as gerações – por exemplo, do -54 ao -45 são os indivíduos que estão aposentados no momento da reforma tributária; entre -1 e -44 são as famílias que estão no mercado de trabalho após a mudança fiscal; já a geração 0 em diante são as gerações nascidas após a mudança tributária.

GRÁFICO 2
Efeitos sobre o bem-estar entre gerações
(Variação em relação à EV, em %)



Elaboração dos autores.
Obs.: 1. EV = variação equivalente.
2. Gráfico cujos leiaute e textos não puderam ser padronizados e revisados em virtude das condições técnicas dos originais (nota do Editorial).

Os resultados apontam que, para ambas as políticas fiscais, os aposentados perdem bem-estar. A explicação central dessa perda de bem-estar ocorre devido a eles não se beneficiarem com a redução da alíquota do imposto sobre a Previdência Social e pagarem uma parte do custo dado pelo aumento da tributação sobre o consumo. Assim, para os aposentados a mudança é negativa. Eles perdem, em média, 0,48% para a simul-1 e 0,25% para a simul-2. Porém, os que estão trabalhando são beneficiados pela reforma tributária, uma vez que a alíquota sobre a Previdência Social é menor em ambas as políticas. O resultado foi aumentar o rendimento

efetivo líquido deste grupo. Esse benefício será maior quanto mais distante estiver o trabalhador da aposentadoria; assim, o indivíduo teria mais anos para aproveitar o benefício. Essa queda vai diminuindo quanto mais próxima a geração está do momento da reforma. Por exemplo, para os trabalhadores nascidos 36 anos antes da reforma, a perda seria de 0,32% (simul-1) e 0,17% (simul-2); já os nascidos dez anos antes da reforma teriam aumento de 0,12% e 0,06% (simul-1 e simul-2, respectivamente).

Portanto, a mudança tributária proporcionou ganhos de bem-estar para as gerações nascidas depois da reforma tributária, com mais intensidade sobre a desoneração da folha de pagamentos do que a desoneração neutra. Como se pode constatar no gráfico 2, a variação de bem-estar entre os entrantes no mercado de trabalho (21 anos) chegou a ser de 0,43% e 0,22% para a simul-1 e a simul-2, respectivamente.

Por fim, a tabela 6 compara o resultado da simul-3 (reduzir em 1% do PIB a arrecadação da Previdência Social e aumentar em 1% do PIB a arrecadação sobre o consumo) com outros trabalhos que utilizam modelos dinâmicos de equilíbrio geral com propostas de reformas tributárias.

TABELA 6
Visão geral de estudos quantitativos sobre os efeitos da desvalorização fiscal: corte sobre a seguridade social e aumento do IVA de 1% sobre o PIB
(Em %)

Pesquisa	Efeitos de curto prazo		Efeitos de longo prazo[1]	
	PIB	Emprego	PIB	Emprego
Modelo proposto – DGE	-	-	*0,1*	*0,16*
Besson (2007) – DGTPE, com passagem completa	-	0,2	-	~0,0
Gauthier (2008) – corte uniforme da ESSC	-	-	0,1	0,3
Gauthier (2008) – corte-alvo do ESSC	-	-	0,7	1,5
Fève *et al.* (2009) – modelo sem fricções	0,7	-	0,9	0,8
Klein e Simon (2010)	-0,1	0,2	0,1	0,3
Banco de Portugal (Portugal, 2011)	0,2	0,4[2]	0,6	0,6[1]
Langot, Patureau e Sopraseuth (2012)	-	-	0,1	0,0
EC (2011) – baixa elasticidade da oferta de trabalho	0,0	0,2	0,4	0,4
EC (2011) – alta elasticidade da oferta de trabalho	0,1	0,2	0,7	0,8
Heyer *et al*. (2012) – modelo básico	0,1	0,2	0,3	0,3

Fonte: Koske (2013).
Elaboração dos autores.
Notas: [1] Efeito depois de cinco anos para Heyer *et al.* (2007) e Klein e Simon (2010); depois de dez anos para Gauthier (2008) e Banco de Portugal (Portugal, 2011); depois de trinta anos para EC (2011); depois de quarenta anos para Fève *et al.* (2009); e depois de cem anos para Langot, Patureau e Sopraseuth (2012). Efeito para 150 períodos para o modelo proposto – DGE.
[2] Impacto sobre horas trabalhadas desde efeitos sobre o emprego não está disponível.

Como observado na tabela 6, o modelo proposto – DGE – obteve variação idêntica do PIB aos resultados encontrados por Gauthier (2008), Langot, Patureau e Sopraseuth (2012) e Klein e Simon (2010). Quanto ao emprego, o modelo proposto encontrou impactos reduzidos e similares aos obtidos pela maioria dos estudos citados na tabela 6.

Assim, podemos afirmar que os resultados das propostas de desoneração da folha de pagamentos analisadas apontaram para pequenos ganhos econômicos, com impactos relevantes sobre o bem-estar entre as gerações.

7 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este trabalho procurou avaliar os impactos econômicos e entre gerações da política de desoneração da folha de pagamentos promovida pelo governo federal a partir de 2011. Para isso, desenvolveu-se um modelo dinâmico de equilíbrio geral, com gerações sobrepostas, incerteza quanto ao tempo de vida do indivíduo e desequilíbrio previdenciário.

Os resultados das reformas tributárias tiveram pequenos efeitos de longo prazo para os agregados econômicos, porém positivos para a economia. Sobre a simul-1, o consumo aumentou 0,24%, contra 0,13% na simul-2. O mesmo ocorreu com o produto e o trabalho. Ambos cresceram modestamente: o produto na ordem de 0,14% (simul-1) e 0,07% (simul-2), e o trabalho em 0,28% (simul-1) e 0,12% (simul-2).

Os resultados sugerem que a desoneração da folha de pagamentos parece não ter tido um impacto relevante sobre as principais variáveis macroeconômicas, embora tenha algum efeito distributivo, favorecendo as gerações mais jovens em detrimento das gerações mais velhas. Novos estudos que contemplem algumas limitações do modelo apresentado neste artigo podem ajudar em uma avaliação mais bem fundamentada da desoneração da folha.

Como sugestão de trabalhos futuros, a inserção das relações com outros países (economia aberta) e a possibilidade de mudança demográfica entre as famílias podem tornar o modelo mais realista para um diagnóstico mais apurado da desoneração da folha de pagamentos. Especialmente um modelo de economia aberta será importante para avançar em relação a um dos principais aspectos da desoneração, que é o aumento de competitividade das empresas brasileiras. Em relação a futuras propostas de políticas tributárias, este modelo pode ser útil para análise de reformas previdenciárias mais arrojadas, como, por exemplo, uma proposta que contemple apenas o pagamento de um valor mínimo a título de aposentadoria pública, uma contribuição previdenciária sobre o valor adicionado.

REFERÊNCIAS

ARAÚJO, Carlos Hamilton Vasconcelos; FERREIRA, Pedro Cavalcanti Gomes. Reforma tributária no Brasil: efeitos alocativos e impactos de bem-estar. **Revista Brasileira de Economia**, Rio de Janeiro, v. 53, n. 2, p. 133-166, 1999.

AUERBACH, Alan J.; KOTLIKOFF, Laurence J. **Dynamic fiscal policy**. Cambridge: Cambridge University Press, 1987.

BESSON, Eric. **TVA sociale**. Paris: Secrétariat d'Etat chargé de la Prospective et de l'Evaluation des Politiques Publiques, 2007.

BRASIL. Ministério da Previdência Social. **Anuário Estatístico da Previdência Social (AEPS)**. Brasília: Ministério da Previdência Social, 2009a.

_____. Receita Federal do Brasil. **Carga tributária no Brasil 2009**: análise por tributo e bases de incidência. Brasília: RFB, 2009b. (Estudos Tributários, n. 21).

_____. _____. **Desoneração da folha de pagamentos**: estimativa de renúncia e metodologia de cálculo. Brasília: RFB, 2015. Disponível em: <https://goo.gl/UMbqtF>. Acesso em: 22 set. 2015.

BROYDEN, Charles G. A class of methods for solving nonlinear simultaneous equations. **Mathematics of Computation**, v. 19, n. 2, p. 577-593, 1965.

BRUCE, Neil; TURNOVSKY, Stephen J. Social security, growth, and welfare in overlapping generations economies with or without annuities. **Journal of Public Economics**, v. 101, p. 12-24, 2013.

CAVALCANTI, Marco Antônio Freitas Hollanda. Impactos de políticas de desoneração do setor produtivo: uma avaliação a partir de um modelo de gerações superpostas. **Estudos Econômicos**, São Paulo, v. 40, n. 4, p. 943-966, 2010.

CAVALCANTI, Marco Antônio Freitas Hollanda; SILVA, Napoleão Luiz Costa. **Impactos de políticas de desoneração do setor produtivo**: uma avaliação a partir de um modelo de gerações superpostas. Rio de Janeiro: Ipea, 2009. (Texto para Discussão, n. 1400).

DIAMOND, Peter A. National debt in a neoclassical growth model. **The American Economic Review**, v. 55, n. 1, p. 1126-1150, 1965.

EC – EUROPEAN COMMISSION. **The economic adjustment programme for Portugal**. Brussels: EC, 2011. (European Economy Occasional Papers, n. 83).

FANTI, Luciano; GORI, Luca. Fertility and PAYG pensions in the overlapping generations model. **Journal of Population Economics**, v. 25, n. 3, p. 955-961, 2012.

FERREIRA, Sergio G. Social security reforms under an open economy: the Brazilian case. **Revista Brasileira de Economia**, v. 58, n. 3, p. 343-380, 2004.

FÈVE, Patrick; MATHERON, Julien; SAHUC, Jean-Guillaume. **La TVA sociale**: bonne ou mauvaise idée. Paris: Banque de France, 2009. (Banque de France Working Papers, n. 244).

FOCHEZATTO, Adelar; SALAMI, Carlos Renato. Avaliando os impactos de políticas tributárias sobre a economia brasileira com base em um modelo de equilíbrio geral de gerações sobrepostas. **Revista Brasileira de Economia**, v. 63, n. 3, p. 299-314, 2009.

GAUTHIER, Stéphane. **Un exercice de TVA sociale**. Paris: Crest, 2008. (Document de Travail du Crest, n. 2008-01).

HEYER, Eric; PLANE, Mathieu; TIMBEAU, Xavier. Impact économique de la «quasi TVA sociale». **Revue de l'OFCE**, n. 3, p. 373-397, 2012.

IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Sistema de Contas Nacionais 2005-2009**. Rio de Janeiro: IBGE, 2011. v. 34.

_____. Diretoria de Pesquisas. Coordenação de População e Indicadores Sociais. **Indicadores.** Rio de Janeiro: IBGE, 2013. Disponível em: <https://goo.gl/Qehsqm>. Acesso em: 14 nov. 2018.

ILERI, Adem; DERIN-GURE, Pinar. Simulating the Turkish tax system. **Topics in Middle Eastern and African Economies**, v. 16, n. 2, p. 41-84, 2014.

JOKISCH, Sabini; KOTLIKOFF, Laurence J. Simulating the dynamic macroeconomic effects of the fairtax. **The National Tax Journal**, v. 60, n. 2, p. 225-252, 2007.

KLEIN, Caroline; SIMON, Olivier. **Le modèle Mesange réestimé en base 2000**. Paris: Insee, 2010. (Document de Travail Insee). tome 1.

KOSKE, Isabell. **Fiscal devaluation**: can it help to boost competitiveness? Paris: OECD, 2013.

KOTLIKOFF, Laurence J.; SMETTERS, Kent; WALLISER, Jan. Distributional effects in a general equilibrium analysis of social security. *In:* LIEBMAN, Jeffrey; FELDSTEIN, Martin. (Eds.). **The distributional aspects of social security and social security reform**. Chicago: University of Chicago Press, 2002.

LANG, Günther. **On overlapping generations models with productive capital**. New York: Springer, 2012. (Lecture Notes in Economics and Mathematical Systems, n. 443).

LANGOT, François; PATUREAU, Lise; SOPRASEUTH, Thepthida. **Optimal fiscal devaluation**. Bonn: IZA, 2012. (IZA Discussion Papers, n. 6624).

MILES, David. Modelling the impact of demographic change upon the economy. **The Economic Journal**, v. 109, n. 452, p. 1-36, 1999.

MOOIJ, Ruud de; KEEN, Michael. **Fiscal devaluation and fiscal consolidation**: the VAT in troubled times. Massachusetts: NBER, 2012.

PAES, Nelson Leitão. **Reforma tributária**: aspectos distributivos e de bem-estar. 2004. Tese (Doutorado) – Universidade de Brasília, Brasília, 2004.

PAES, Nelson Leitão; BUGARIN, Mirta Noemi Sataka. Reforma tributária: impactos distributivos sobre o bem-estar e a progressividade. **Revista Brasileira de Economia**, Rio de Janeiro, v. 60, n. 1, p. 33-56, 2006a.

_____; _____. Parâmetros tributários da economia brasileira. **Estudos Econômicos**, São Paulo, v. 36, n. 4, p. 699-720, 2006b.

PEREIRA, Ricardo A.; FERREIRA, Pedro Cavalcanti. Avaliação dos impactos macroeconômicos e de bem-estar da reforma tributária no Brasil. **Revista Brasileira de Economia**, Rio de Janeiro, v. 64, n. 2, p. 191-208, 2010.

_____; _____. Impactos macroeconômicos da cobrança pelo uso da infraestrutura publica no Brasil. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 41, n. 2, p. 183-211, 2011.

PORTUGAL. Banco de Portugal. **Desvalorização fiscal – relatório**. Lisboa: Banco de Portugal, 2011.

RASMUSSEN, Tobias N.; RUTHERFORD, Thomas F. Modeling overlapping generations in a complementarity format. **Journal of Economic Dynamics and Control**, v. 28, n. 7, p. 1383-1409, 2001.

SAMUELSON, Paul A. An exact consumption-loan model of interest with or without the social contrivance of money. **The Journal of Political Economy**, v. 66, n. 6, p. 467-482, 1958.

SHI, Lisi; SUEN, Richard MH. Asset bubbles in an overlapping generations model with endogenous labor supply. **Economics Letters**, v. 123, n. 2, p. 164-167, 2011.

SILVA, Wilton Bernardino. **A substituição da contribuição patronal pela contribuição previdenciária sobre o faturamento**: uma análise de impactos econômicos e distributivos. 2013. Tese (Doutorado) – Universidade Federal de Pernambuco, Recife, 2013.

SONG, Zheng *et al.* Sharing high growth across generations: pensions and demographic transition in China. **American Economic Journal: Macroeconomics**, v. 7, n. 2, p. 1-39, 2015.

BIBLIOGRAFIA COMPLEMENTAR

IPEA – INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA. Agregados macroeconômicos. **Ipeadata**, 2015. Disponível em: <https://goo.gl/FTyfoD>. Acesso em: 22 set. 2015.

LLEDO, Victor Duarte. **Tax systems under fiscal adjustment**: a dynamic CGE analysis of the Brazilian tax reform. Washington: IMF, 2005. (IMF Working Paper, n. 05/142).

NOVAS PERSPECTIVAS DECORRENTES DA DECOMPOSIÇÃO DA DESIGUALDADE DE RENDA BRASILEIRA: DESCOBRINDO UMA MAIOR RELEVÂNCIA PARA A FORMALIZAÇÃO

Janaína Rodrigues Feijó[1]
João Mário Santos de França[2]
Valdemar Rodrigues de Pinho Neto[3]

Este trabalho analisa os determinantes da desigualdade de rendimentos por meio da aplicação de uma técnica inovadora para o caso brasileiro. Esse método, desenvolvido por Cowell e Fiorio (2011), reconcilia as decomposições por fatores e por subgrupos com as recentes decomposições baseadas em modelos de regressão. No presente artigo, decompõe-se a desigualdade total por setores da economia (agrícola, indústria e serviços), bem como a parcela da desigualdade de cada setor explicada por cada componente da regressão de salários. Com base na Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (Pnad) de 2013, analisou-se, além do Brasil, as regiões Nordeste e Sudeste. Diferentemente do que a literatura nacional tem apontado, os resultados indicam que a formalização mostrou-se, em alguns setores e regiões, mais relevante do que a educação para explicar as disparidades de rendimentos no mercado de trabalho. No Brasil, 11,37% da desigualdade do setor agrícola veio da formalização, enquanto a educação contribuiu com 9,82%.

Palavras-chave: desigualdade; mercado de trabalho; atividades econômicas; regiões.

NEW PERSPECTIVES FROM THE DECOMPOSITION OF BRAZILIAN INCOME INEQUALITY: FINDING A GREATER IMPORTANCE OF FORMALIZATION

This paper analyzes the determinants of income inequality by applying a new method of decomposition for the Brazilian context. This method, developed by Cowell and Fiorio (2011), link the source-decomposition and the subgroup decomposition with recent decomposition techniques based on regression analysis. In this paper, income inequality was decomposed by economic sectors (agriculture, industry, and service), and the inequality in each sector was decomposed according to the impact of each explanatory variable. Using the National Household Sample Survey (Pnad) of 2013, this study focuses on the Brazilian case as well as on the Northeast and Southeast of the country. In contrast to what the national literature has shown, the results in this paper indicate that formalization is, in some sectors and regions, more relevant than education to explain income disparities in the labor market. For instance, 11.37% of the inequality in the agricultural sector comes from formalization, while 9.82% is due to education.

Keywords: income inequality; labor market; economic activities; regions.

JEL: R11; D63; D31.

---

1. Doutoranda em economia no Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal do Ceará (Caen/UFC). *E-mail:* <janaina.feijo@hotmail.com>.

2. Professor do curso de Pós-Graduação em Economia (Caen/UFC) e do Instituto de Pesquisa e Estratégia Econômica do Ceará/Secretaria do Planejamento e Gestão do Ceará (Ipece/Seplag CE). *E-mail*: <joao.franca@ufc.br>.

3. Doutor em economia pela Escola Brasileira de Economia e Finanças da Fundação Getulio Vargas (EPGE/ FGV). *E-mail*: <valdemar.pinhoneto@gmail.com>.

1 INTRODUÇÃO

Mesmo com a grande quantidade de estudos já realizados, a desigualdade de renda continua sendo um tema que desperta interesse de muitos pesquisadores. Isso se verifica principalmente no Brasil, que, apesar de vir apresentando queda significativa na concentração de renda, ainda possui uma das maiores disparidades de renda do mundo.

Os trabalhos que estudaram o caso brasileiro evidenciam que grande parte das variações observadas na desigualdade de renda está relacionada às mudanças na distribuição dos rendimentos do trabalho, visto que esse componente representa a principal fonte de renda das pessoas (Barros *et al.*, 2006b; 2006c; 2010; Ferreira *et al.*, 2006; Pinho Neto, Barreto e Feijó, 2011; Silva, França e Pinho Neto, 2016).

As pesquisas nacionais mais focadas em estudar a desigualdade salarial têm revelado que a educação desempenha um papel fundamental na explicação dos diferenciais de rendimentos entre indivíduos no mercado de trabalho formal. No entanto, geralmente se negligencia o fato de que a formalização[4] do emprego é bastante heterogênea entre os setores e entre as regiões do país. Essa pesquisa visa, ao explorar essa heterogeneidade, trazer novas evidências sobre os padrões (setoriais e regionais) observados na desigualdade salarial brasileira.

Do ponto de vista metodológico, as técnicas de decomposição têm sido amplamente utilizadas para averiguar os determinantes da desigualdade de rendimentos, tal como em Oaxaca (1973), Blinder (1973), Bourguignon (1979) Shorrocks (1982; 1983; 1984), Juhn, Murphy e Pierce (1993) e Fields (2003). Contudo, os níveis de agregação utilizados por essas técnicas não levam em consideração os potenciais efeitos heterogêneos que cada fator explicativo pode ter na desigualdade global. Com o objetivo de preencher uma lacuna deixada pelas pesquisas anteriores, Cowell e Fiorio (2011) reconciliam duas metodologias clássicas na literatura de decomposições, por fontes e por subgrupos, com a decomposição baseada em modelos de regressão. Essa abordagem, que ainda não foi aplicada ao caso brasileiro, será utilizada neste artigo com o objetivo de explorar os potenciais efeitos heterogêneos dos determinantes da desigualdade de rendimentos, considerando-se grupos de setores (agrícola, indústria e serviços) para o Brasil, o Nordeste e o Sudeste.

Com base nos microdados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (Pnad) de 2013, este estudo traz novas evidências sobre a desigualdade de rendimentos do Brasil e das regiões Nordeste e Sudeste. Verificou-se que o vínculo formal foi mais relevante para explicar os níveis de desigualdade salarial no setor agrícola

4. A formalização pode ser considerada um tipo de segmentação no mercado de trabalho e ocorre quando trabalhadores com características observáveis idênticas (cor, raça, idade, gênero etc.), mas que estão trabalhando em mercados com características distintas (setores, regiões, formal/informal etc.), auferem rendimentos diferentes (Barros e Mendonça, 1996).

do que na educação, tanto para o Brasil (11,37% contra 9,82%) quanto para o Nordeste (13,46% contra 2,90%). No Sudeste, a contribuição do vínculo formal (9,67%) também foi relativamente alta, comparada ao fator educação (10,66%). Além disso, foi constatado que, na região Nordeste, a formalização foi a variável que mais explicou a desigualdade do setor industrial, contribuindo com 14%. Esses resultados evidenciam uma maior importância para a formalização do mercado de trabalho como fonte de desigualdade salarial.

Este trabalho está estruturado em mais quatro seções, além desta introdução. Na seção 2 encontra-se a literatura. Na seção 3 descrevem-se a metodologia e a base de dados utilizadas. Na seção 4 são apresentados os resultados. Por fim, na seção 5 tem-se as considerações finais.

2 LITERATURA

Langoni (1973) foi um dos primeiros autores a analisar as desigualdades intersetoriais e inter-regionais de mão de obra no Brasil. De acordo com esse estudo, a elevada desigualdade de renda existente no país era oriunda das grandes disparidades educacionais entre os trabalhadores. O autor também argumenta que o deslocamento da mão de obra dos setores econômicos e das regiões de mais baixa produtividade para aquelas mais produtivas contribuiu para o crescimento de 14% no índice de Gini entre os anos de 1960 e 1970. Por outro lado, Malan e Welss (1973) enfatizaram a contribuição crescente da desigualdade intrarregional e intrassetorial para a trajetória da desigualdade global.

Embora os primeiros estudos sobre desigualdade no Brasil tenham apresentado pontos de vistas distintos sobre o tema, houve certo consenso sobre o fato de que a modernização da economia ocorrida no período desencadeou mudanças substanciais no mercado de trabalho.

Centrando-se na desigualdade de renda brasileira, Kageyama e Hoffmann (2000) dividiram os determinantes das disparidades de rendimento em dois grupos. No primeiro grupo estão os determinantes relacionados aos fatores conjunturais, como inflação, evolução do salário mínimo e política econômica. Já o segundo grupo é composto por fatores estruturais, como distribuição de renda, nível de escolaridade entre pessoas, contrastes entre regiões e desigualdades intersetoriais.

Dessa forma, no que tange aos fatores estruturais, percebe-se que a maior parte dos estudos sobre determinantes da desigualdade de renda tem focado o componente proveniente do mercado de trabalho, de onde vem a maior parte da renda dos indivíduos. Segundo Soares *et al.* (2006), a participação da renda do trabalho na renda domiciliar *per capita* era de 76,5% em 2004. Além disso, a queda na desigualdade de rendimentos do trabalho explicou metade da queda na desigualdade de renda familiar observada de 2001 a 2004 (Barros *et al.*, 2006a).

Em uma análise detalhada sobre as fontes que geram e reproduzem desigualdades no mercado de trabalho, Barros e Mendonça (1993; 1996) ressaltam que há basicamente duas razões que explicam as diferenças de remuneração da mão de obra, que são: diferenças de produtividade (ou heterogeneidade do capital humano)[5] e imperfeições no mercado de trabalho, tais como discriminação e segmentação. Segundo os autores, as imperfeições do mercado de trabalho seriam capazes de gerar desigualdade de rendimentos, enquanto as diferenças de produtividade agiriam apenas as revelando.

Fundamentados nesse arcabouço, Pinho Neto, Barreto e Feijó (2011), em uma aplicação da decomposição de Fields (2003), constataram que a educação foi responsável por explicar mais de 40% da desigualdade de rendimento registrada em 2001 e 2008, sugerindo que o mercado de trabalho reproduziu desigualdades nesse período. Em um trabalho mais recente, Silva, França e Pinho Neto (2016), por meio da utilização do método de decomposição de Yun (2006), evidenciaram que a queda recente da desigualdade salarial brasileira no período 2001-2012 foi devida principalmente às variáveis de capital humano (diferenças de produtividade), enquanto as imperfeições no mercado de trabalho (segmentação e discriminação) desempenharam um papel secundário nesse processo.

Barros, Franco e Mendonça (2007) detiveram-se apenas nos fatores relacionados às imperfeições do mercado de trabalho. Os autores estudaram, com base nas Pnads de 1995 a 2005, os graus de discriminação e de segmentação, avaliando a contribuição de duas formas de discriminação (por gênero e cor) e três tipos de segmentação (espacial, setorial e entre os segmentos formal e informal) para a redução da desigualdade salarial. Em conjunto, as reduções nos graus de discriminação e de segmentação foram responsáveis por 35% da queda na desigualdade em remuneração do trabalho, dos quais cerca de 10% seria explicado pela redução na discriminação e 25% pela redução na segmentação. No entanto, os autores destacam que a segmentação entre os setores formal e informal do mercado de trabalho foi o único componente que não declinou ao longo da década estudada.

Uma questão ainda pouco explorada na literatura diz respeito a como os fatores que explicam a desigualdade interagem entre si, e, além disso, como separar os seus efeitos, dado que as análises agregadas geralmente desconsideram potenciais efeitos heterogêneos. Um dos motivos para a existência dessa lacuna na literatura reside na ausência de uma metodologia que seja capaz de considerar, de forma unificada

5. Devido à grande quantidade de estudos que verificaram a relevância da educação para explicar a desigualdade salarial, alguns autores têm buscado formas de estimar corretamente esse impacto. Nesse sentido, Tsai e Xie (2008), Hout (2012) e Brand e Xie (2010) analisaram os retornos da educação superior sobre salários dos indivíduos. Tsai e Xie (2008) constataram a presença de um forte mecanismo de seleção negativa: quando os trabalhadores com baixa propensão latente de receber educação universitária vão para a faculdade, eles se beneficiam mais. Brand e Xie (2010) e Hout (2012) também encontraram resultados semelhantes.

e integrada, os fatores determinantes da desigualdade de rendimentos (capital humano, segmentação e discriminação), e que seja, ao mesmo tempo, capaz de decompor a importância desses fatores entre e intragrupos. Dada as inter-relações entre tais fatores, o desafio metodológico seria a capacidade de separar seus efeitos e capturar possíveis heterogeneidades.

Possibilitando essa análise, Cowell e Fiorio (2011) unem duas metodologias clássicas na literatura de decomposições, que são: a decomposição por fonte e por subgrupos; e a decomposição baseada em análise de regressão. Os autores aplicaram pela primeira vez para estudar a desigualdade na Finlândia e nos Estados Unidos, considerando subgrupos de sexo e educação. Por se tratar de uma aplicação genérica, torna-se possível aplicar o método desenvolvido em Cowell e Fiorio (*ibidem*) para o contexto deste artigo, considerando uma desagregação setorial (agrícola, indústria e serviços). Essa aplicação expande a literatura que estuda a temática da desigualdade de rendimentos brasileira e visa preencher uma das lacunas deixadas por pesquisas anteriores.

3 METODOLOGIA E BASE DE DADOS

3.1 Metodologia

Nesta seção procura-se explicar o método de Cowell e Fiorio (2011), que será utilizado na seção de resultados para analisar a desigualdade no Brasil, no Nordeste e no Sudeste por subgrupos de atividade econômica.

3.1.1 Modelo

Por simplicidade, suponha que o processo gerador de dados assume uma forma linear e que o número de características observáveis é K. A função de regressão populacional é dada por:

$$Y_i = \beta_0 + \sum_{k=1}^{K} \beta_k X_{ik} + U_i \,, \tag{1}$$

onde $(Y_i, X_i) = (Y_i, X_{1i}, \ldots, X_{Ki})$ e $i = 1, \ldots, n$. A partir da equação (1), podemos escrever a função de regressão amostral, e, ao estimá-la, temos:

$$y_i = b_0 + \sum_{k=1}^{K} b_k x_{ik} + u_i \,, \tag{2}$$

onde b_k é a estimativa de mínimos quadrados ordinários (MQO) de β_k, para $k = 0, \ldots, K$.

3.1.2 Decomposição por fator

Uma das formas de se analisar a estrutura de desigualdade de y da equação (1) é por meio da decomposição por fonte-fator. Tem-se que: $\mu(Y)$ é a média de Y; e $I(Y)$ é uma função de desigualdade de Y, onde $\mu(y) = \mu(y_1,...,y_n)$ e $I(y) = I(y_1,...,y_n)$.

A equação (1) pode ser interpretada com base na desigualdade por fonte-fator expressa por $I(Y)$, em termos dos componentes de rendimentos $C_1,...,C_{K+1}$, onde:

$$C_k = \beta_k X_k, \text{ com } k = 1,...,K,^{6} \tag{3}$$

$$C_{K+1} = U. \tag{4}$$

Supondo que Y seja a renda total e que $I(Y)$ seja a desigualdade da renda total, é possível escrever essa medida de desigualdade usando uma regra de decomposição aditiva:

$$I(Y) = \sum_{k=1}^{K+1} \Theta_k \,, \tag{5}$$

onde Θ_k depende de C_k e pode ser entendida como a contribuição do fator k para a desigualdade de renda total. A contribuição proporcional do fator k para a desigualdade é dada por:

$$\theta_k = \frac{\Theta_k}{I(Y)}. \tag{6}$$

Usando as equações (5) e (6), obtém-se os mesmos resultados que em Shorrocks (1982):

$$\theta_k = \frac{\sigma(C_k, Y)}{\sigma^2(Y)} = \frac{\sigma^2(C_k)}{\sigma^2(Y)} + \sum_{j \neq k}^{K+1} \rho(C_k, C_j) \frac{\sigma(C_k)\sigma(C_j)}{\sigma^2(Y)}, k = 1,..., K+1, \tag{7}$$

onde $\sigma(X) = \sqrt{\text{var}(X)}$, $\sigma(X,Y) = cov(X,Y)$, $\rho\ (C_i, C_j) = corr(C_i, C_j)$ e $\sigma(\beta_k X_k, Y) = \beta_k \sigma(X_k, Y)$. Então, substituindo (5) e (6) em (7), obtemos:

$$\theta_k = \beta_k^2 \frac{\sigma^2(X_k)}{\sigma^2(Y)} + \sum_{j \neq k}^{K} \beta_k \beta_j \rho(X_k, X_j) \frac{\sigma(X_j)\sigma(X_k)}{\sigma^2(Y)} + \beta_k \rho(X_k, U) \frac{\sigma(X_k)\sigma(U)}{\sigma^2(Y)}, k = 1,...K. \tag{8}$$

6. O termo β_0 não contribui para $I(Y)$, ou seja, ao se adicionar ou subtrair uma constante arbitrária, isso não deve ter nenhum efeito sobre a desigualdade total.

$$\theta_{K+1} = \frac{\sigma^2(U)}{\sigma^2(Y)} + \sum_{k=1}^{K} \beta_k \rho(X_k, U) \frac{\sigma(X_k)\sigma(U)}{\sigma^2(Y)}. \tag{9}$$

Ao substituir β_k pela estimativa gerada por MQO (b_k) e as variâncias, as covariâncias e o coeficiente de correlação por seus valores amostrais, podemos obter a estimativa de θ_k, que é denominado por z_k. As equações (8) e (9) fornecem uma interpretação simples e intuitiva, que permite compreender a contribuição da característica $k(C_k)$ para a desigualdade $I(y)$. Portanto:

$$z_k = \begin{cases} b_k^2 \dfrac{\sigma^2(x_k)}{\sigma^2(y)} + \displaystyle\sum_{j \neq k}^{K} b_k b_j \rho(x_k, x_j) \dfrac{\sigma(x_j)\sigma(x_k)}{\sigma^2(y)}, k = 1,\ldots,K \\ \dfrac{\sigma^2(u)}{\sigma^2(y)}, k = K+1 \end{cases}. \tag{10}$$

Logo, a equação (5) pode ser escrita como:

$$\begin{aligned} I(y) &= \sum_{k=1}^{K+1} Z_k = \sum_{k=1}^{K+1} I(y) z_k \\ I(y) &= \sum_{k=1}^{K} \left\{ I(y) \left[b_k^2 \frac{\sigma^2(x_k)}{\sigma^2(y)} + \sum_{j \neq k}^{K} b_k b_j \rho(x_k, x_j) \frac{\sigma(x_j)\sigma(x_k)}{\sigma^2(y)} \right] \right\} + I(y) \frac{\sigma^2(u)}{\sigma^2(y)}. \end{aligned} \tag{11}$$

O lado direito da equação (11) pode ser interpretado como a soma dos efeitos das K características e do termo de erro dividido pelo índice de desigualdade de renda.

3.1.3 Decomposição por subgrupos

Supondo que X_1 seja uma variável aleatória discreta que pode assumir um número finito de valores $\{X_{1,j}: j=1,\ldots,t_1\}$, e permitindo a possibilidade de que $corr(X_{1,j}, X_{k,j}) \neq 0$, podemos reescrever a equação (1) como sendo representada para cada subgrupo j:[7]

$$Y_j = \beta_{0,j} + \beta_{1,j} X_{1,j} + \sum_{k=2}^{K} \beta_{k,j} X_{k,j} + U_j. \tag{12}$$

Seja P_j a proporção da população em que $X_1 = X_{1,j}$, podemos definir a desigualdade intragrupos como:

$$I_I(Y) = \sum_{j=1}^{t_1} W_j I(Y_j), \tag{13}$$

7. Para simplificar a notação, omitiremos o subscrito *i* nesta seção.

onde t_1 é o número de grupos considerados e W_j é um peso, que está em função de P_j e de Y_j. A decomposição da população por subgrupos é definida da seguinte forma:

$$I(Y) = I_E(Y) + I_I(Y), \tag{14}$$

onde $I_E(Y)$ é a desigualdade entre os subgrupos. Temos que:

$$I_E(Y) = I(Y) - \sum_{j=1}^{t_1} W_j I(Y_j). \tag{15}$$

Utilizando a medida de entropia generaliza, para qualquer $\alpha \in (-\infty,\infty)$, tem-se:

$$W_j = P_j \left[\frac{\mu(Y_j)}{\mu(Y)} \right]^{\alpha} = R_j^{\alpha} P_j^{1-\alpha}, \tag{16}$$

onde $R_j = P_j \dfrac{\mu(Y_j)}{\mu(Y)}$ é a parcela da renda do grupo j; $\mu(Y_j)$é a média da renda do subgrupo; e $\mu(Y)$ é a média da renda para toda a população.

3.1.4 Unificação

É possível adaptar as decomposições por fator e por subgrupos da população utilizando um processo gerador de dados estimado. Pode-se estimar a equação (12) por regressões separadas para cada grupo, obtendo-se:

$$y_j = b_{0,j} + \sum_{k=2}^{K} b_{k,j} x_{k,j} + u_j, \tag{17}$$

onde $b_{0,j}$ é a estimativa por MQO de $\beta_{0,j} + \beta_{1,j}\mu(x_{1,j})$ da subamostra j; e u_j é a estimativa por MQO dos resíduos de cada grupo.

A estimativa da desigualdade entre os grupos (I_E) pode ser escrita, ao substituir a equação (17) em (15), como:

$$I_E(Y) = \frac{1}{\alpha^2 - \alpha} \left[\sum_{j=1}^{t_1} p_j \left[\frac{b_{0,j} + \sum_{k=2}^{K} b_{k,j}\mu(x_{k,j})}{b_0 + \sum_{k=1}^{K} b_k \mu(x_k)} \right]^{\alpha} - 1 \right], \tag{18}$$

onde $p_j = n_j/n$ é a parcela da população; e n_j é o tamanho do grupo populacional j. Já a estimação da desigualdade intragrupo (I_I), a partir da equação (13), pode ser escrita como:

$$I_I(y) = \sum_{j=1}^{I_1} w_j I(y_j) \left(\sum_{k=2}^{K} \left[b_{k,j}^2 \frac{\sigma^2(x_{k,j})}{\sigma^2(y_j)} + \sum_{r \neq k} b_{k,j} b_{r,j} \rho(x_{r,k}, x_{k,j}) \frac{\sigma(x_{r,j})\sigma(x_{k,j})}{\sigma^2(y_j)} \right] + \frac{\sigma^2(u_j)}{\sigma^2(y_j)} \right), \quad (19)$$

onde $w_j = (q_j)^{\alpha} (p_j)^{1-\alpha}$ e $q_j = p_j \dfrac{\mu(y_j)}{\mu(y)}$ é a fração de renda do grupo *j*.

3.2 Base de dados

Para o desenvolvimento deste trabalho foram utilizados os microdados da Pnad de 2013. As estimações são realizadas separadamente para o Brasil, o Nordeste e o Sudeste. O foco nessas duas regiões brasileiras tem o intuito de verificar o quanto os resultados diferem entre lugares que historicamente apresentam padrões de disparidades de renda distintos.

Para estimar a equação de rendimentos e realizar a decomposição da desigualdade por fonte e por subgrupos, foram escolhidas variáveis que representam as três fontes de desigualdade no mercado de trabalho, citadas por Barros, Franco e Mendonça (2007) e Ramos e Vieira (2001): heterogeneidade, segmentação e discriminação. Dessa forma, o quadro 1 mostra a relação das variáveis que serão usadas no modelo. Ele está dividido em duas partes: a primeira apresenta as variáveis que serão utilizadas para a realização da decomposição por fator; e a segunda mostra qual variável será usada na decomposição por subgrupos. A variável dependente é o logaritmo natural da remuneração do trabalho principal.

QUADRO 1
Descrição das variáveis explicativas e categorias

Decomposição por fator (variáveis explicativas)	Heterogeneidade	
	Educação	Os valores variam de zero a quinze, onde o valor nulo significa que o indivíduo não completou o primeiro ano de escolaridade, enquanto os valores de um a quinze representam a quantidade de anos de estudos.
	Idade	Assume valores de 25 a 65,[1] com base nos anos completos de idade do indivíduo. Também foi utilizada na forma quadrática.
	Discriminação	
	Gênero	Variável binária com valor um para o gênero masculino e zero para o gênero feminino.
	Raça/cor	Variável binária que assume um para os indivíduos que se autodeclararam brancos e zero para os demais.
	Segmentação	
	Formal	Variável binária que assume valor unitário para trabalhadores que possuíam carteira assinada ou eram empregadores e valor nulo caso contrário.
	Sindicato	Variável binária com valor um para trabalhador sindicalizado e valor zero para trabalhador não sindicalizado.
Decomposição por subgrupos (categorias)	Atividade econômica	Os subgrupos foram criados a partir das três categorias usuais, a seguir descritas. 1) Agrícola: setor agrícola. 2) Indústria: indústria de transformação, construção e outras atividades industriais. 3) Serviços: comércio e reparação, alojamento e reparação, serviços domésticos, administração pública, educação, saúde, serviços sociais, transporte, armazenagem, comunicação e outros serviços. Assim, a variável assume um para indivíduos que possuem sua atividade principal relacionada ao setor de serviços, dois para setor agrícola e três para o setor de indústria.

Elaboração dos autores.

Nota: [1] Em relação à faixa etária escolhida, muito artigos focam o corte de 18-65 anos de idade. Porém, o método de decomposição utilizado neste artigo não comporta nenhuma forma de correção do viés de seleção, que é comum em estimações de regressões de salários. Com o objetivo de minimizar possíveis vieses associados ao problema de seleção, optou-se por excluir os indivíduos com idade inferior a 25 anos de idade, dado que, nesse grupo, o *trade-off* entre estudo e trabalho é mais acentuado.

A fim de tornar a amostra mais homogênea, para que refletisse melhor a dinâmica salarial no mercado de trabalho, foram aplicados alguns filtros, em que foram excluídos os indivíduos que: a) não possuíam rendimento no trabalho principal; b) não tinham informações para todas as variáveis empregadas; c) eram servidores públicos; e d) eram militares.[8]

Optou-se por excluir os indivíduos com rendimentos na atividade principal igual a zero pelo fato de o índice utilizado (medida de entropia generalizada) não ser definido para valores iguais a zero. A escolha de se trabalhar apenas com os rendimentos da atividade principal deve-se ao fato de que era preciso identificar unicamente o setor de atividade correspondente ao trabalho dos indivíduos.

A tabela 1 apresenta a análise descritiva das variáveis explicativas citadas no quadro 1. Nota-se que a média de anos de estudo no Nordeste em 2013 atingiu 7,41 anos, valor inferior à média nacional (8,57) e do Sudeste (9,16). Em relação à média de idade, as três esferas não apresentaram diferenças significativas.

TABELA 1
Brasil, Nordeste e Sudeste: análise descritiva das variáveis explicativas (2013)

Variáveis	Brasil		Nordeste		Sudeste	
	Média	Desvio-padrão	Média	Desvio-padrão	Média	Desvio-padrão
Educação	8,57	4,50	7,41	4,60	9,16	4,14
Idade	40,79	10,45	40,18	10,36	41,10	10,51
Idade²	1.773,14	899,03	1.721,34	886,77	1.799,88	906,49
Formal	0,54	0,50	0,40	0,49	0,62	0,49
Sindicato	0,15	0,36	0,17	0,37	0,15	0,35
Raça	0,48	0,50	0,27	0,44	0,54	0,50
Gênero	0,60	0,49	0,61	0,49	0,58	0,49
Nº observações amostra	112.443		28.720		35.669	
Nº observações população representada	63.049.984		14.619.979		28.753.652	

Fonte: Microdados da Pnad de 2013.
Elaboração dos autores.

Em relação à formalidade, verificou-se que o Sudeste possuía uma maior proporção de indivíduos que trabalhavam com carteira assinada do que o Brasil e o Nordeste. Já no que diz respeito à sindicalização, o Nordeste apresentou o maior

8. Em relação aos dois últimos filtros, eles são comumente usados em artigos que trabalham com desigualdade salarial, já que essas duas classes possuem dinâmicas distintas quando comparadas com os salários do setor privado.

percentual de trabalhadores filiados a algum sindicato e a menor proporção de trabalhadores que se autodeclararam de cor/raça branca.

4 RESULTADOS

Para a realização da decomposição, é necessário estimar uma regressão de salários. Utilizou-se como variável dependente o logaritmo natural[9] do rendimento da atividade principal. Todas as variáveis explicativas são binárias, exceto a educação e a idade. As equações de rendimentos foram estimadas pelo método MQO, utilizando os pesos amostrais.

Os resultados das estimações para o Brasil, o Nordeste e o Sudeste, geral e estratificado pelos três subgrupos de atividade econômica (agrícola, indústria e serviços) para o ano de 2013, podem ser visualizados na tabela 2. Também foram realizadas análises descritivas, estimações e decomposições para o ano de 2004, com o objetivo de verificar se os resultados alteravam-se significativamente quando comparados com o ano de 2013 (apêndices A e B).[10]

Todos os coeficientes foram estatisticamente diferentes do valor nulo ao nível de significância de 1% e apresentaram os sinais esperados. Em 2013, no que diz respeito aos anos de estudo, os indivíduos com maior nível educacional auferiram uma remuneração maior. O setor de serviços apresentou os maiores retornos da educação para um ano adicional de estudo; por outro lado, os menores retornos foram observados no setor agrícola, principalmente no Nordeste. As variáveis idade e idade ao quadrado, *proxy* para experiência, mostraram que, quanto maior a idade do indivíduo, maior tende a ser sua remuneração; contudo, depois de determinado limite, uma idade mais alta passa a estar relacionada com uma remuneração mais baixa. Os trabalhadores que tinham carteira assinada recebiam salários maiores. O impacto da formalização do indivíduo no seu rendimento foi bastante expressivo na atividade agrícola do Brasil e da região Nordeste.

Em relação à sindicalização, pode-se dizer que os resultados não foram consensuais, pois em serviços, tanto no Sudeste quanto no Nordeste, os indivíduos sindicalizados possuíam maiores remunerações, mas no setor agrícola e na indústria do Nordeste, a sindicalização não apresentou efeitos positivos sobre rendimentos. Os resultados também mostraram que existe discriminação tanto racial quanto por gênero em todos os setores e regiões.

9. Convencionalmente, os trabalhos acadêmicos que estimam regressões de salários fazem uso da função logarítmica devido à assimetria da distribuição de renda.

10. Não foram observados resultados substancialmente distintos.

TABELA 2
Brasil, Sudeste e Nordeste: resultados das regressões de rendimentos – variável dependente: logaritmo natural do rendimento do trabalho principal (2013)

Variáveis explicativas	**Total**	Subgrupos		
		Agrícola	Indústria	Serviços
		Brasil		
Educação	**0,0915**	0,0771	0,0647	0,0721
	(0,0000)	(0,0001)	(0,0000)	(0,0000)
Idade	**0,0513**	0,0376	0,0623	0,0589
	(0,0001)	(0,0003)	(0,0001)	(0,0001)
Idade²	**-0,0005**	-0,0003	-0,0006	-0,0006
	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)
Formal	**0,3697**	0,7522	0,5672	0,3651
	(0,0002)	(0,0008)	(0,0004)	(0,0002)
Sindicato	**0,0439**	-0,0415	-0,0288	0,0805
	(0,0003)	(0,0008)	(0,0005)	(0,0003)
Raça	**0,2446**	0,3711	0,1063	0,2110
	(0,0002)	(0,0008)	(0,0003)	(0,0002)
Gênero	**0,4834**	0,4846	0,7155	0,5840
	(0,0002)	(0,0011)	(0,0004)	(0,0002)
Intercepto	**4,3129**	4,3111	3,8901	4,3358
	(0,0015)	(0,0060)	(0,0026)	(0,0018)
R^2 ajustado	**0,3659**	0,2813	0,3413	0,3729
Nº observação população representada	**63.049.984**	6.225.870	16.509.577	40.314.537
Nº observação amostra	**112.443**	10.842	28.665	72.936
		Sudeste		
Educação	**0,0869**	0,0637	0,0717	0,0907
	(0,0000)	(0,0001)	(0,0001)	(0,0000)
Idade	**0,0480**	0,0198	0,0554	0,0457
	(0,0001)	(0,0004)	(0,0002)	(0,0001)
Idade²	**-0,0004**	-0,0001	-0,0005	-0,0004
	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)
Formal	**0,2097**	0,4802	0,2283	0,1659
	(0,0003)	(0,0011)	(0,0005)	(0,0003)
Sindicato	**0,1676**	0,0068	0,1676	0,2178
	(0,0003)	(0,0012)	(0,0006)	(0,0004)
Raça	**0,1772**	0,1618	0,1497	0,1930
	(0,0002)	(0,0011)	(0,0004)	(0,0003)
Gênero	**0,4695**	0,3460	0,5079	0,4684
	(0,0002)	(0,0015)	(0,0005)	(0,0003)
Intercepto	**4,6663**	5,2612	4,6785	4,6783
	(0,0020)	(0,0092)	(0,0035)	(0,0025)
R^2 ajustado	**0,3481**	0,2435	0,3182	0,3634
Nº observação população representada	**28.753.652**	1.734.767	7.808.063	19.210.822
Nº observação amostra	**35.669**	2.163	9.540	23.966

(Continua)

(Continuação)

Variáveis explicativas	**Total**	Subgrupos		
		Agrícola	Indústria	Serviços
		Nordeste		
Educação	**0,0909**	0,0469	0,0647	0,0893
	(0,0000)	(0,0002)	(0,0001)	(0,0001)
Idade	**0,0481**	0,0186	0,0623	0,0377
	(0,0002)	(0,0005)	(0,0003)	(0,0002)
Idade²	**-0,0004**	-0,0002	-0,0006	-0,0003
	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)
Formal	**0,5856**	1,0332	0,5672	0,4339
	(0,0004)	(0,0018)	(0,0008)	(0,0005)
Sindicato	**-0,1341**	-0,1519	-0,0288	0,0094
	(0,0005)	(0,0013)	(0,0011)	(0,0007)
Raça	**0,1403**	0,0635	0,1063	0,1680
	(0,0005)	(0,0015)	(0,0009)	(0,0005)
Gênero	**0,4798**	0,6161	0,7155	0,5006
	(0,0004)	(0,0018)	(0,0010)	(0,0005)
Intercepto	**4,1007**	4,4710	3,8901	4,3655
	(0,0033)	(0,0100)	(0,0064)	(0,0039)
R^2 ajustado	**0,3662**	0,2117	0,3537	0,3693
Nº observação população representada	**14.619.979**	2.164.183	3.338.821	9.116.975
Nº observação amostra	**28.720**	3.390	6.614	18.716

Fonte: Microdados da Pnad de 2013.
Elaboração dos autores.

A tabela 3 mostra os resultados das decomposições da desigualdade de rendimentos, com base na metodologia de Cowell e Fiorio (2011), para o Brasil, Nordeste e o Sudeste no ano de 2013. A partir desse método a desigualdade do logaritmo natural do rendimento do trabalho principal foi decomposta em duas parcelas: desigualdade entre e intrassetores, conforme exposto na equação (14) da seção metodológica. Na primeira linha está a desigualdade total da região analisada e na segunda está a desigualdade entre os setores, calculada com base na equação (18). Na terceira linha é mostrado o resultado da decomposição intrassetorial, oriunda da equação (19) e dos parâmetros estimados da regressão de rendimentos da tabela 2. Vale ressaltar que o valor da decomposição intrassetorial corresponde à soma de todas as contribuições de todos os fatores dos três setores ponderados pelo fator W_j, que é distinto para cada segmento de cada região. Os valores de W_j podem ser vistas no apêndice C.

Os valores presentes nas colunas dois a quatro são as contribuições absolutas de cada um dos componentes da equação de rendimentos, ponderadas por W_j para explicar a desigualdade de cada subgrupo para a medida de entropia generalizada, com $\alpha = 0$. A contribuição relativa dos fatores para a desigualdade intrassetorial está localizada nas colunas cinco e sete. Essas contribuições somam 100%, indicando

que são separadamente aditivas. Esta parte do método de Cowell e Fiorio (2011) possui a propriedade de ser invariante à medida de desigualdade escolhida, ou seja, independentemente da entropia generalizada escolhida, a contribuição relativa será igual. Já nas colunas oito a dez estão as participações considerando apenas as variáveis explicativas, ou seja, desconsiderando a parte residual.

De acordo com a tabela 3, verifica-se que o nível de desigualdade no Nordeste (0,0124) foi superior aos níveis do Brasil (0,0086) e do Sudeste (0,060). Grande parte dessa desigualdade está relacionada à desigualdade existente dentro dos setores, que corresponde a 95%, 89% e 98% da desigualdade total do Brasil, do Nordeste e do Sudeste, respectivamente. Apesar de o Nordeste possuir a maior desigualdade entre as localidades analisadas, essa região foi a que obteve a menor parcela advinda da desigualdade intrassetores. Ou seja, as diferenças entre os níveis de desigualdade dos setores do Nordeste explicaram uma parcela maior da desigualdade de rendimentos do que nas outras duas esferas analisadas.

Decompondo a desigualdade intrassetores para o Brasil, nota-se que 61% vêm do setor de serviços, 21% da indústria e 18% do setor agrícola. Para o Nordeste esses percentuais foram de 24%, 21% e 55%. No Sudeste, o setor de serviços foi responsável por 71% da desigualdade intrassetores, enquanto os setores agrícola e da indústria contribuíram com 7% e 22%, respectivamente. Assim, percebe-se que, no Brasil e nas duas regiões analisadas, o setor de serviços obteve a maior parcela da desigualdade intrassetores.

Analisando como os fatores (variáveis explicativas) contribuem para explicar a desigualdade de cada setor, constatou-se que a formalização foi o principal determinante da desigualdade do setor agrícola brasileiro (11,37%), enquanto o peso da educação foi de 9,82%. Considerando apenas a contribuição relativa entre os fatores, a formalização representou 40,42% da desigualdade do setor agrícola. Por outro lado, na indústria e nos serviços, a educação teve o maior peso para explicar a desigualdade em cada setor, contribuindo com 15,02% e 19,97%, respectivamente. Na indústria, a contribuição da formalização foi quase metade da educação (7,69%). Já no setor de serviços esse percentual foi de 4,28%. Tal evidência mostra um resultado ainda pouco explorado na literatura de decomposição: a relevância da formalização para compreender os níveis de desigualdade em alguns contextos.

A região Nordeste apresentou um quadro um pouco diferente do Brasil, com a formalização desempenhando um papel de maior destaque. Além de ela ter contribuído mais intensamente para desigualdade do setor agrícola, com 13,46%, também foi a mais relevante para explicar as disparidades de rendimentos na indústria (14%).

Vale ressaltar que a educação explicou muito pouco da desigualdade existente no setor agrícola nordestino (2,90%). Na indústria, a contribuição da educação foi de 10,14%. O setor de serviços exibiu um padrão diferente dos demais, pois a

educação foi o fator que mais contribuiu para explicar a desigualdade nesse segmento, com um peso de 18,87%; já a parcela da desigualdade advinda da formalização chegou a 8,80%. Outro fator que apresentou contribuições relevantes nos setores industrial e de serviços nordestinos foi a variável gênero, explicando 10,87% e 7,47% da desigualdade desses setores, respectivamente.

TABELA 3
Brasil, Nordeste e Sudeste: decomposição da desigualdade de rendimentos (2013)

Desigualdade	BR	NE	SE	Decomposição da desigualdade por fator intrassetores (%)					
Total	**0,0086**	**0,0124**	**0,0060**	Contribuição relativa			Contribuição relativa da parcela explicada pelos fatores		
Entre os setores	0,0004	0,0013	0,0001						
Intrassetores	0,0082	0,0111	0,0059	BR	NE	SE	BR	NE	SE
Agrícola	0,001459	0,002636	0,000406	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00
Educação	0,000143	0,000077	0,000043	9,82	2,90	10,66	34,91	13,70	43,78
Idade	0,000006	-0,000033	0,000001	0,43	-1,23	0,18	1,53	-5,81	0,74
Idade²	-0,000003	0,000027	-0,000001	-0,24	1,01	-0,13	-0,85	4,77	-0,53
Formal	0,000166	0,000355	0,000039	11,37	13,46	9,67	40,42	63,58	39,71
Sindicato	0,000001	0,000016	0,000000	0,04	0,60	0,00	0,14	2,83	0,00
Raça	0,000064	0,000003	0,000007	4,41	0,12	1,81	15,68	0,57	7,43
Gênero	0,000034	0,000114	0,000009	2,30	4,31	2,16	8,18	20,36	8,87
Resíduo	0,001049	0,002078	0,000307	71,87	78,83	75,65	-	-	-
Indústria	0,001747	0,002316	0,001314	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00
Educação	0,000262	0,000235	0,000217	15,02	10,14	16,51	44,01	28,67	51,90
Idade	-0,000023	-0,000081	-0,000018	-1,34	-3,52	-1,41	-3,93	-9,95	-4,43
Idade²	0,000033	0,000083	0,000027	1,86	3,58	2,05	5,45	10,12	6,44
Formal	0,000134	0,000324	0,000056	7,69	14,00	4,25	22,53	39,58	13,36
Sindicato	0,000010	-0,000003	0,000024	0,60	-0,12	1,85	1,76	-0,34	5,82
Raça	0,000049	0,000010	0,000024	2,79	0,42	1,82	8,17	1,19	5,72
Gênero	0,000131	0,000252	0,000089	7,51	10,87	6,74	22,01	30,73	21,19
Resíduo	0,001150	0,001497	0,000896	65,87	64,63	68,18	-	-	-
Serviços	0,004987	0,006149	0,004209	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00
Educação	0,000996	0,001161	0,000866	19,97	18,87	20,58	53,54	51,10	56,62
Idade	0,000105	0,000066	0,000065	2,1	1,07	1,54	5,63	2,90	4,24
Idade²	-0,000066	-0,000038	-0,000039	-1,32	-0,62	-0,92	-3,54	-1,68	-2,53
Formal	0,000214	0,000541	0,000072	4,28	8,80	1,71	11,47	23,83	4,70
Sindicato	0,000041	0,000002	0,000079	0,83	0,04	1,87	2,23	0,11	5,14
Raça	0,000179	0,000080	0,000115	3,59	1,30	2,73	9,62	3,52	7,51
Gênero	0,000391	0,000459	0,000372	7,85	7,47	8,84	21,05	20,23	24,32
Resíduo	0,003127	0,003878	0,002680	62,71	63,07	63,66	-	-	-

Fonte: Microdados da Pnad de 2013.
Elaboração dos autores.
Obs.: 1. Os rendimentos foram considerados na forma logarítmica e a medida de desigualdade utilizada foi a EG(0).
2. BR = Brasil, NE = Nordeste e SE = Sudeste.

A contribuição dos fatores para explicar as desigualdades de cada setor do Sudeste foi distinta da região Nordeste. O fator que contribuiu com a maior parcela da desigualdade nos setores agrícola, indústria e serviços foi a educação, com 10,66%, 16,51% e 20,58%, respectivamente. Contudo, nota-se que o peso do vínculo formal (9,67%) na desigualdade de rendimentos do setor agrícola foi muito próximo ao da educação (10,66%), mostrando que, independentemente das localidades analisadas, a formalidade apresentou um papel de destaque para explicar os níveis de desigualdade do setor agrícola. Vale ressaltar que a discriminação por gênero exibiu a segunda maior contribuição na indústria (6,74%) e nos serviços (8,84%).

Tais resultados trazem novas evidências sobre a contribuição dos fatores que explicam a desigualdade de rendimentos do Brasil, do Nordeste e do Sudeste. A partir de uma metodologia ainda não explorada na literatura nacional, verificou-se que, quando se desagrega a desigualdade por setores da economia, o vínculo formal pode ser mais relevante para explicar os níveis de desigualdade do que a educação.

Na prática, o diferencial gerado pela formalização impacta de forma mais intensa o setor agrícola, dada a alta incidência de trabalhadores sem vínculo formal nesse setor. Por outro lado, no setor de serviços, o alto número de trabalhadores com vínculo formal contribui para homogeneizar os rendimentos dos indivíduos, reduzindo sua relevância para explicar a desigualdade desse setor.

Vale ressaltar que os resíduos, ou seja, os fatores não observados, explicaram uma grande parte da desigualdade de rendimentos, tanto para o Brasil quanto para as regiões Nordeste e Sudeste. Quando se analisa por setor, a magnitude da participação dos resíduos aumenta para a atividade agrícola. Portanto, deve-se reforçar que os rendimentos dos indivíduos são afetados por uma gama de variáveis que, na maioria das vezes, é de difícil mensuração e/ou não está disponibilizada na Pnad.[11]

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Ao longo dos últimos anos diversos trabalhos têm procurado averiguar os determinantes da desigualdade de renda no Brasil, principalmente no mercado de trabalho. Grande parte desses estudos, por meio de técnicas de decomposição, encontraram fortes evidências de que a educação seria o principal fator para explicar os níveis de desigualdade salarial. Contudo, o nível de agregação dos dados, bem como as metodologias utilizadas em outros trabalhos, não possibilitavam capturar potenciais efeitos heterogêneos dos fatores que explicam a desigualdade. A fim de preencher essa lacuna, o presente artigo expande a literatura sobre os

11. Uma forma de tentar reduzir a contribuição dos fatores não observados seria por meio da inclusão de variáveis explicativas, como escolaridade dos pais e ocupação, pois as características familiares explicam parte da renda do indivíduo. O único ano em que a Pnad/IBGE disponibilizou essas informações foi 1996.

determinantes dos rendimentos, aplicando a técnica de decomposição desenvolvida por Cowell e Fiorio (2011) para o contexto brasileiro.

O presente artigo decompôs a desigualdade salarial do Brasil, do Nordeste e do Sudeste, considerando três setores (agrícola, indústria e serviços), e a desigualdade dentro de cada setor em sete fatores (educação, formalidade, idade, experiência, raça, gênero e sindicalização). Verificou-se que, em 2013, as contribuições dos fatores para a desigualdade salarial não se comportaram de maneira homogênea entre os setores e entre as regiões. A formalização apresentou a maior contribuição para explicar as disparidades de rendimentos entre os trabalhadores do setor agrícola do Brasil e do Nordeste. Apesar de não ter sido o principal fator explicativo da desigualdade na região Sudeste, a contribuição da formalização para a desigualdade do setor agrícola foi alta (9,67%).

Os resultados mostram que a segmentação, que tem recebido relativamente pouco destaque como determinante da desigualdade de renda brasileira, pode ser, em alguns contextos, o fator mais relevante para explicar a desigualdade de rendimentos. Mais precisamente, a formalização, que é um tipo de segmentação, foi extremamente importante para explicar a desigualdade em quase todos os setores da região Nordeste. Além disso, também foi relevante para explicar a desigualdade no setor agrícola do Brasil e na região Sudeste.

REFERÊNCIAS

BARROS, R. P. *et al.* Consequências e causas imediatas da queda recente na desigualdade de renda brasileira. **Parcerias Estratégicas**, Brasília, n. 22, edição especial, p. 89-119, 2006a.

_____. A queda recente da desigualdade de renda no Brasil. *In:* BARROS, R. P.; FOGUEL, M. N.; ULYSSEA, G. (Orgs.). **Desigualdade de renda no Brasil**: uma análise da queda recente. Brasília: Ipea, 2006b.

_____. A importância da queda recente da desigualdade sobre a pobreza. *In:* BARROS, R. P.; FOGUEL, M. N.; ULYSSEA, G. (Orgs.). **Desigualdade de renda no Brasil**: uma análise da queda recente. Brasília: Ipea, 2006c.

_____. **Determinantes da queda na desigualdade de renda no Brasil**. Rio de Janeiro: Ipea, 2010. (Texto para Discussão, n. 1460).

BARROS, R. P.; FRANCO, S.; MENDONÇA R. **Impacto da discriminação e segmentação do mercado de trabalho e desigualdade de renda no Brasil**. Rio de Janeiro: UFF, 2007. (Texto para Discussão, n. 219).

BARROS, R. P.; MENDONÇA, R. Geração e reprodução da desigualdade de renda no Brasil. *In:* IPEA – INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA (Org.). **Perspectivas da economia brasileira – 1994**. Rio de Janeiro: Ipea, 1993. p. 471-490.

_____; _____. Os determinantes da desigualdade no Brasil. **A Economia Brasileira em Perspectiva**, Rio de Janeiro, v. 2, p. 421-474, 1996.

BLINDER, A. Wage discrimination: reduced form and structural estimates. **Journal of Human Resources**, v. 8, p. 436-455, 1973.

BOURGUIGNON, F. Decomposable income inequality measures. **Econometrica**, v. 47, n. 4, p. 901-920, 1979.

BRAND, J. E.; XIE, Y. Who benefits most from college? Evidence for negative selection in heterogeneous economic returns to higher education. **American Sociological Review**, v. 75, n. 2, p. 273-302, 2010.

COWELL, F. A.; FIORIO, C. V. Inequality decompositions: a reconciliation. **The Journal of Economic Inequality**, v. 9, n. 4, p. 509-528, 2011.

FERREIRA, F. H. *et al.* Ascensão e queda da desigualdade de renda no Brasil. **Econômica**, v. 8, n. 1, p. 147-169, 2006.

FIELDS, G. S. Accouting for income inequality and its changes: a new method with application to the distribution of earnings in the United States. **Research in Labour Economics**, v. 22, p. 1-38, 2003.

HOUT, M. Social and economic returns to college education in the United States. **Annual Review of Sociology**, v. 38, p. 379-400, 2012.

JUHN, C.; MURPHY, K.; PIERCE, B. Wage inequality and the rise in returns to skill. **Journal of Political Economy**, v. 101, n. 3, p. 410-42, 1993.

KAGEYAMA, A.; HOFFMANN, R. Determinantes da renda e condições de vida das famílias agrícolas no Brasil. **Economia**, v. 2, n. 1, p. 147-183, 2000.

LANGONI, C. G. **Distribuição de renda e desenvolvimento econômico do Brasil**: uma reafirmação. Rio de Janeiro: EPGE/FGV, 1973. (Ensaios Econômicos EPGE, n. 8)

MALAN, P.; WELSS, J. Distribuição de renda e desenvolvimento econômico do Brasil. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 3, n. 4, p. 1103-1124, 1973.

OAXACA, R. Male-female wage diferentials in urban labor markets. **International Economic Review**, v. 14, n. 3, p. 693-709, 1973.

PINHO NETO, V. R.; BARRETO, F. A. F.; FEIJÓ, J. F. A importância da educação para a recente queda da desigualdade de renda salarial no Brasil: uma análise de decomposição para as regiões Nordeste e Sudeste. *In*: IPEA – INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA. **Anais do I Circuito de Debates Acadêmicos (Code)**. Brasília: Ipea, 2011.

RAMOS, L.; VIEIRA, M. L. **Determinantes da desigualdade de rendimentos no Brasil nos anos noventa**: discriminação, segmentação e heterogeneidade dos trabalhadores. Rio de Janeiro: Ipea, 2001. (Texto para Discussão, n. 8003).

SHORROCKS, A. F. Inequality decomposition by factor components. **Econometrica**, v. 50, n. 1, p. 193-211, 1982.

_____. The impact of income components on the distribution of family income. **Quarterly Journal of Economics**, v. 98, p. 311-326, 1983.

_____. Inequality decomposition by population subgroups. **Econometrica**, v. 52, n. 6, p. 1369-1385, 1984.

SILVA, V. H. M. C., FRANÇA, J. M. S.; PINHO NETO, V. R. Capital humano e desigualdade salarial no Brasil: uma análise de decomposição para o período 1995-2014. **Estudos Econômicos**, São Paulo, v. 46, n. 3, p. 579-608, 2016.

SOARES, F. V. *et al.* **Programas de transferência de renda no Brasil**: impactos sobre a desigualdade. Brasília: Ipea, 2006. (Texto para Discussão, n. 1228).

TSAI, S. L.; XIE, Y. Changes in earnings returns to higher education in Taiwan since the 1990s. **Population Review**, v. 47, n. 1, p. 1-20, 2008.

YUN, M. Earnings inequality in USA, 1969-99: comparing inequality using earnings equations. **Review of Income and Wealth**, v. 52, n. 1, p. 127-144, 2006.

APÊNDICE A

TABELA A.1
Brasil, Nordeste e Sudeste: análise descritiva das variáveis explicativas (2004)

Variáveis	Brasil		Nordeste		Sudeste	
	Média	Desvio-padrão	Média	Desvio-padrão	Média	Desvio-padrão
Educação	7,05	4,46	5,51	4,59	7,84	4,29
Idade	39,76	10,14	39,61	10,41	39,85	10,00
Idade²	1.683,71	860,96	1.677,42	888,15	1.688,34	846,16
Formal	0,46	0,50	0,31	0,46	0,54	0,50
Sindicato	0,19	0,39	0,19	0,39	0,18	0,39
Raça	0,54	0,50	0,30	0,46	0,62	0,49
Gênero	0,62	0,49	0,64	0,48	0,59	0,49

Elaboração dos autores.

TABELA A.2
Brasil: resultados das regressões de rendimentos – variável dependente: logaritmo natural do rendimento do trabalho principal (2004)

Variáveis explicativas	**Total**	Subgrupos		
		Agrícola	Indústria	Serviços
Educação	**0,1094**	0,1011	0,0913	0,1066
	(0,0000)	(0,0001)	(0,0001)	(0,0000)
Idade	**0,0689**	0,0557	0,0730	0,0629
	(0,0001)	(0,0002)	(0,0002)	(0,0001)
Idade²	**-0,0007**	-0,0005	-0,0007	-0,0006
	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)
Formal	**0,4508**	0,6467	0,5119	0,3504
	(0,0002)	(0,0008)	(0,0004)	(0,0003)
Sindicato	**0,0607**	-0,0450	0,0708	0,1726
	(0,0003)	(0,0007)	(0,0005)	(0,0004)
Raça	**0,2612**	0,2725	0,2414	0,2681
	(0,0002)	(0,0006)	(0,0004)	(0,0003)
Gênero	**0,5567**	0,6132	0,6670	0,5577
	(0,0002)	(0,0009)	(0,0004)	(0,0003)
Intercepto	**2,9978**	3,1022	2,9633	3,1702
	(0,0017)	(0,0049)	(0,0031)	(0,0021)
R^2 ajustado	**0,4497**	0,3003	0,4489	0,4531
Estatística *F*	**0,0000**	0,0000	0,0000	0,0000
Nº de observações	**50.806.191**	7288490	12.803.362	30.714.339

Elaboração dos autores.

TABELA A.3

Nordeste: resultados das regressões de rendimentos – variável dependente: logaritmo natural do rendimento do trabalho principal (2004)

Variáveis explicativas	**Total**	Subgrupos		
		Agrícola	Indústria	Serviços
Educação	**0,1049**	0,0599	0,0848	0,1002
	(0,0001)	(0,0002)	(0,0001)	(0,0001)
Idade	**0,0634**	0,0443	0,0707	0,0534
	(0,0002)	(0,0003)	(0,0004)	(0,0002)
Idade²	**-0,0006**	-0,0004	-0,0007	-0,0005
	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)
Formal	**0,6140**	0,8033	0,6833	0,4663
	(0,0005)	(0,0014)	(0,0011)	(0,0007)
Sindicato	**-0,0765**	-0,1453	-0,0415	0,1283
	(0,0006)	(0,0011)	(0,0014)	(0,0009)
Raça	**0,1437**	0,0460	0,1666	0,1784
	(0,0005)	(0,0011)	(0,0011)	(0,0006)
Gênero	**0,5893**	0,6801	0,8971	0,5749
	(0,0005)	(0,0014)	(0,0011)	(0,0006)
Intercepto	**2,8792**	3,2093	2,5677	3,1527
	(0,0036)	(0,0074)	(0,0081)	(0,0047)
R^2 ajustado	**0,4066**	0,2054	0,4464	0,4185
Estatística *F*	**0,0000**	0,0000	0,0000	0,0000
Nº de observações	**12.016.608**	3044061	2.328.021	6.644.526

Elaboração dos autores.

TABELA A.4

Sudeste: resultados das regressões de rendimentos – variável dependente: logaritmo natural do rendimento do trabalho principal (2004)

Variáveis explicativas	**Total**	Subgrupos		
		Agrícola	Indústria	Serviços
Educação	**0,1066**	0,0850	0,0930	0,1072
	(0,0000)	(0,0002)	(0,0001)	(0,0000)
Idade	**0,0657**	0,0317	0,0744	0,0632
	(0,0001)	(0,0004)	(0,0002)	(0,0001)
Idade²	**-0,0006**	-0,0003	-0,0007	-0,0006
	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)
Formal	**0,3409**	0,4931	0,4418	0,2764
	(0,0003)	(0,0011)	(0,0006)	(0,0004)
Sindicato	**0,1569**	-0,0328	0,1439	0,1973
	(0,0004)	(0,0013)	(0,0007)	(0,0005)
Raça	**0,2087**	0,1917	0,1951	0,2206
	(0,0003)	(0,0011)	(0,0005)	(0,0004)
Gênero	**0,5315**	0,3976	0,5876	0,5392
	(0,0003)	(0,0015)	(0,0006)	(0,0004)
Intercepto	**3,2590**	4,0013	3,1189	3,3244
	(0,0023)	(0,0084)	(0,0042)	(0,0029)
R^2 ajustado	**0,4464**	0,2840	0,4471	0,4500
Estatística *F*	**0,0000**	0,0000	0,0000	0,0000
Nº de observações	**23.095.467**	1.716.042	6.450.666	14.928.759

Elaboração dos autores.

APÊNDICE B

TABELA B.1
Brasil, Nordeste e Sudeste: decomposição da desigualdade de rendimentos (2004)

Desigualdade	BR	NE	SE	Decomposição da desigualdade por fator intrassetores (%)					
Total	**0,0141**	**0,0188**	**0,0107**	Contribuição relativa			Contribuição relativa da parcela explicada pelos fatores		
Entre os setores	0,0008	0,0016	0,0003						
Intrassetores	0,0133	0,0172	0,0104	BR	NE	SE	BR	NE	SE
Agrícola	0,002465	0,003942	0,000725	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00
Educação	0,000308	0,000137	0,000092	12,52	3,47	12,74	41,68	16,90	44,84
Idade	0,000010	-0,000033	0,000001	0,43	-0,84	0,16	1,43	-4,09	0,56
Idade²	0,000002	0,000038	0,000000	0,09	0,95	0,06	0,30	4,63	0,21
Formal	0,000229	0,000374	0,000071	9,29	9,49	9,80	30,93	46,23	34,49
Sindicato	0,000000	0,000016	0,000000	0,01	0,41	-0,03	0,03	2,00	-0,11
Raça	0,000085	0,000005	0,000019	3,43	0,13	2,55	11,42	0,63	8,98
Gênero	0,000105	0,000273	0,000023	4,27	6,92	3,13	14,21	33,71	11,02
Resíduo	0,001725	0,003132	0,000519	69,97	79,46	71,60	-	-	-
Indústria	0,002976	0,003444	0,002611	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00
Educação	0,000561	0,000473	0,000546	18,85	13,72	20,92	42,00	30,73	46,79
Idade	0,000023	0,000000	0,000026	0,77	0,01	0,98	1,72	0,02	2,19
Idade²	0,000007	0,000020	0,000005	0,23	0,59	0,20	0,51	1,32	0,45
Formal	0,000360	0,000522	0,000274	12,10	15,16	10,50	26,96	33,95	23,48
Sindicato	0,000020	-0,000007	0,000048	0,68	-0,21	1,83	1,52	-0,47	4,09
Raça	0,000096	0,000028	0,000062	3,21	0,81	2,36	7,15	1,81	5,28
Gênero	0,000269	0,000502	0,000207	9,04	14,57	7,92	20,14	32,63	17,71
Resíduo	0,001640	0,001907	0,001444	55,11	55,36	55,29	-	-	-
Serviços	0,007877	0,008769	0,007026	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00
Educação	0,001919	0,001913	0,001810	24,36	21,82	25,76	53,77	52,14	57,26
Idade	0,000286	0,000224	0,000228	3,63	2,55	3,24	8,01	6,09	7,20
Idade²	-0,000184	-0,000138	-0,000144	-2,34	-1,57	-2,05	-5,17	-3,75	-4,56
Formal	0,000449	0,000738	0,000270	5,7	8,42	3,84	12,58	20,12	8,54
Sindicato	0,000122	0,000080	0,000140	1,54	0,91	1,99	3,4	2,17	4,42
Raça	0,000292	0,000123	0,000199	3,71	1,41	2,84	8,19	3,37	6,31
Gênero	0,000685	0,000729	0,000658	8,7	8,31	9,37	19,21	19,86	20,83
Resíduo	0,004308	0,005099	0,003865	54,69	58,15	55,00	-	-	-

Elaboração dos autores.
Obs.: 1. Os rendimentos foram considerados na forma logarítmica e a medida de desigualdade utilizada foi a EG(0).
2. BR = Brasil, NE = Nordeste e SE = Sudeste.

APÊNDICE C

TABELA C.1
Brasil, Nordeste e Sudeste: participação de cada setor na desigualdade intrassetores para *EG* = 0 (2004 e 2013)
(Em %)

Setor	Brasil		Nordeste		Sudeste	
	2004	2013	2004	2013	2004	2013
Agrícola	18,51	17,81	27,17	23,75	7,00	6,85
Indústria	22,35	21,32	21,68	20,86	25,20	22,17
Serviços	59,15	60,87	51,15	55,39	67,80	70,99
Total	**100,00**	**100,00**	**100,00**	**100,00**	**100,00**	**100,00**

Elaboração dos autores.

TABELA C.2
***Wj* para o Brasil, o Nordeste e o Sudeste para *EG* = 0 (2004 e 2013)**

Setor	Brasil		Nordeste		Sudeste	
	2004	2013	2004	2013	2004	2013
Agrícola	0,143	0,099	0,148	0,253	0,074	0,060
Indústria	0,252	0,262	0,228	0,194	0,279	0,272
Serviços	0,605	0,639	0,624	0,553	0,646	0,668
Total	**1,000**	**1,000**	**1,000**	**1,000**	**1,000**	**1,000**

Elaboração dos autores.

VARIABILIDADE DO EFEITO *FLYPAPER* E FORÇA POLÍTICA: UMA ANÁLISE PARA OS MUNICÍPIOS BRASILEIROS

Glauber Marques Nojosa[1]
Fabrício Carneiro Linhares[2]

Neste artigo busca-se analisar a presença do efeito *flypaper* e sua variabilidade utilizando um modelo com efeito limiar (*threshold*), proposto por Hansen (2000). Para isso, utilizam-se dados para os municípios brasileiros referentes ao ano de 2010 e a variável força política assume o papel de *threshold*, ao se inferir acerca da variabilidade do efeito *flypaper* nas finanças públicas dos municípios brasileiros. Entre os principais resultados encontrados, ratifica-se a presença do efeito *flypaper* nas finanças dos municípios brasileiros e comprova-se empiricamente a relação entre decisões políticas e orçamentárias, ocorrendo efeito *flypaper* mais intenso em municípios cuja base aliada do prefeito é proporcionalmente maior que a oposição nas Câmaras de Vereadores. Ainda se verifica que, em municípios com prefeito politicamente forte, a heterogeneidade da base aliada no legislativo local eleva as despesas orçamentárias municipais, suscitando indícios do favorecimento de práticas clientelistas e dispendiosas para os municípios.

Palavras-chave: finanças públicas municipais; efeito *flypaper*; modelo com efeito *threshold*; força política.

THE SIZE OF THE FLYPAPER EFFECT AND POLITICAL STRENGH: AN ANALISYS FOR BRAZILIAN MUNICIPALITIES

This paper aims at analyzing the presence of flypaper effect and its variability by using a threshold model proposed by Hansen (2000). We used data of Brazilian municipalities from 2010 and the variable political strength takes the role of threshold by inferring about the variability of the flypaper effect in public finance of the Brazilian municipalities. Our results indicates the presence of the flypaper effect in public finance of the Brazilian municipalities and prove empirically the relationship between political and budget decisions, occurring more intense flypaper effect in municipalities whose mayor's political allies are proportionally outnumber opponents in the City Councils. Moreover, in municipalities with politically strong mayor the heterogeneity of the allies in the City Council raises the expenditure budget, evoking evidence of favoring clientelistic and costly practices for the municipalities.

Keywords: municipal public finance; flypaper effect; threshold model; political strength.

JEL: H77; E62; C13.

1 INTRODUÇÃO

Desde a década de 1970, uma vasta literatura teórica e empírica tem buscado explicar as decisões de despesas dos governos subnacionais considerando a arrecadação tributária e o recebimento de transferências incondicionais. De acordo

1. Professor adjunto do Departamento de Economia Aplicada (DEA) da Universidade Federal do Ceará (UFC). *E-mail*: <glaubernojosa@caen.ufc.br>.
2. Professor-associado do Programa de Pós-Graduação em Economia (Caen) da UFC. *E-mail*: <flinhares@caen.ufc.br>.

com a teoria do eleitor mediano (Bowen, 1943; Black, 1948; Downs, 1957), as despesas públicas adicionais geradas por um aumento na renda disponível dos contribuintes ou pelo recebimento de transferências incondicionais *lump sum* de mesma magnitude seriam idênticas. Isso é enigmático, pois as evidências empíricas de sistemas com federalismo fiscal mostram que as transferências incondicionais aumentam as despesas dos governos locais mais do que um aumento equivalente na renda pessoal privada via transferências diretas ou corte de impostos (Hines e Thaler, 1995).

Essa regularidade empírica recebeu o nome de efeito *flypaper* e reflete a proposta de que "*money sticks where it hits*", expressão cunhada por Okun para retratar esse processo de captura de transferências incondicionais pelos governos receptores. Dessa forma, as evidências sugerem a violação da racionalidade inerente à teoria do eleitor mediano, na medida em que as transferências recebidas pelo setor público tendem a permanecer no orçamento do setor público, que aumentam suas despesas, ao invés de repassá-las aos contribuintes diretamente, na forma de transferências, ou indiretamente, pela redução de tributos (Fisher, 1982).

Vários trabalhos empíricos indicam a presença do efeito *flypaper* nas finanças públicas dos governos locais (ou municípios) de vários países, como Estados Unidos (Gramlich e Galper, 1973), Alemanha (Kalb, 2010), Suécia (Dahlberg e Johansson, 1998), Turquia (Saruc e Sagbas, 2008), China (Lee e Vuletin, 2012) e Brasil (Cossio e Carvalho, 2001; Mattos, Rocha e Arvate, 2011; Linhares, Simonassi e Nojosa, 2012; Sakurai, 2013).

Embora haja uma quantidade significativa de artigos que buscam explicar teórica e empiricamente o efeito *flypaper*, a literatura ainda se ressente de uma explicação compreensiva e definitiva acerca das raízes deste efeito nas finanças públicas dos governos subnacionais. Segundo Bailey e Connolly (1998), várias linhas de pesquisa têm sido sugeridas, contudo os resultados encontrados são superficiais, de modo que a dúvida permanece sobre o tamanho ou até mesmo a existência de tal efeito.

Mais recentemente, os pesquisadores têm buscado verificar não apenas a presença do efeito *flypaper*, mas também estudar suas fontes de variabilidade nas finanças públicas dos governos locais. As principais análises que tratam dessa variação apontam como suas causas a heterogeneidade do grau de informação do eleitor sobre transferências intergovernamentais (Strumpf, 1998), a força política (Tovmo e Falch, 2002), a especificação econométrica das transferências (Rios e Costa, 2005), a eficiência na arrecadação tributária (Aragon, 2013) e as diferentes categorias de despesas (Almeida, 2015).

A literatura empírica sobre a variabilidade do efeito *flypaper* ainda é incipiente e a maioria dos autores se atém a discutir somente a presença deste efeito nas finanças públicas de governos locais por meio de modelos lineares ou *log* lineares.

Este artigo amplia a discussão sobre o tema, ao analisar a presença do efeito *flypaper* e sua variabilidade conforme a força política do administrador principal dos governos subnacionais. Para tal, utiliza-se um modelo de regressão com efeito limiar (*threshold*), proposto por Hansen (2000), a dados dos municípios brasileiros. Neste caso, a força política dos prefeitos assume o papel de variável limiar, que determina mudanças na dimensão do efeito *flypaper* presente nas finanças públicas dos municípios brasileiros. Teoricamente, espera-se que diferenças no grau de força política dos municípios reflitam em diferenças no nível de flexibilidade em que os prefeitos tomam suas decisões sobre arrecadação e despesas, ocasionando provavelmente variabilidade no efeito *flypaper* entre municípios.

Diante da necessidade de gestões fiscais responsáveis, exigidas pela Lei de Responsabilidade Fiscal (LRF), combinada à conscientização e à cobrança popular pela utilização transparente e eficiente dos recursos públicos, um estudo dessa natureza é de suma importância para o Brasil, pois a ocorrência do efeito *flypaper* provoca efeitos perversos nas administrações dos municípios brasileiros, como a expansão de gastos públicos além do nível desejado pela sociedade, a dependência de recursos intergovernamentais, o incentivo à ineficiência da arrecadação tributária e o endividamento dos municípios.

Entre os principais resultados encontrados, considerando a representatividade da amostra utilizada, ratifica-se a presença do efeito *flypaper* nas finanças públicas dos municípios brasileiros e comprova-se empiricamente a relação entre decisões políticas e orçamentárias, sendo o efeito *flypaper* mais acentuado em municípios cuja base aliada do prefeito é relativamente maior que a oposição nas Câmaras de Vereadores.

Além desta introdução, este artigo é organizado como segue. Na seção 2 apresenta-se a revisão de literatura acerca do efeito *flypaper* e as diferentes abordagens utilizadas para se evidenciar este fenômeno. Na seção 3 expõe-se o modelo teórico. Na seção 4 discorre-se sobre a base de dados e a metodologia utilizada no trabalho. Já na seção 5 discutem-se os resultados obtidos na estimação. Por fim, na seção 6 comentam-se as conclusões e propõem-se políticas.

2 REFERENCIAL TEÓRICO

A capacidade fiscal dos municípios pode variar entre as unidades de uma mesma Federação, de acordo com sua base tributária. Com isso, municípios mais ricos teriam maior capacidade de arrecadação tributária e acesso a bens públicos de melhor qualidade. No entanto, é consensual na literatura de federalismo fiscal a existência de uma unidade nacional e que contribuintes da mesma Federação consumam bens públicos de mesma qualidade, independentemente da região em que habitem (Oates, 1972).

As bases teóricas da literatura de federalismo fiscal lançadas por Tiebout (1956), Musgrave (1959) e Oates (1972) estabelecem referenciais teóricos favoráveis à descentralização fiscal para melhoria do bem-estar nos governos subnacionais. Uma maior proximidade entre governantes e contribuintes torna as provisões de bens e serviços públicos mais eficientes, de acordo com as preferências e as demandas locais. Teoricamente, em um ambiente de perfeita informação e competição política, uma transferência *lump sum* para um município teria os mesmos efeitos alocativos e distributivos se os fundos fossem repassados diretamente aos residentes da localidade (Bradfort e Oates, 1971).

Contudo, esse comportamento isonômico dos governos subnacionais diante de receitas advindas de transferências incondicionais ou tributos tem sido amplamente refutado na literatura empírica de federalismo fiscal (Hines e Thaler, 1995; Gamkhar e Shah, 2007). Na realidade, as evidências têm consistentemente mostrado que as transferências intergovernamentais proporcionam um impacto maior nas despesas dos governos locais do que aumentos na receita tributária de mesma magnitude. Na literatura de finanças públicas esse fenômeno recebe o nome de efeito *flypaper* (Oates, 1999).

Entre as principais abordagens para explicar a presença do efeito *flypaper* nas finanças dos governos subnacionais destacam-se a ilusão fiscal (Oates, 1972; Courant, Gramlich e Rubinfeld, 1979), as falhas da estrutura institucional e as falhas por aprendizagem ou hábitos (Bradfort e Oates, 1971), a ganância dos políticos (McGuire, 1975), a desarmonia de interesses entre eleitores e políticos (burocratas) (Gramlich, 1977; Romer e Rosenthal, 1980), a omissão de determinantes da demanda por bens públicos (Hamilton, 1983), o peso morto da taxação (Hamilton, 1986), a capitalização tributária (Turnbull e Niho, 1986), os custos de transação (Quigley e Smolensky, 1992) e a incorreta especificação do modelo econométrico (Becker, 1996).

Uma das vertentes metodológicas mais utilizadas para se detectar a presença de efeito *flypaper* nas finanças públicas de governos subnacionais é a de painel dinâmico, desenvolvida por Holtz-Eakin, Newey e Rosen (1988). Nestes casos, estima-se um vetor autorregressivo (VAR) dinâmico, e a ocorrência do efeito *flypaper* surge pela causalidade das transferências intergovernamentais nas equações de despesas (Holtz-Eakin, Newey e Rosen, 1989; Dahlberg e Johansson, 1998; Linhares, Simonassi e Nojosa, 2012).

Outra metodologia muito utilizada é a aplicação de mínimos quadrados ordinários (MQO) em modelos lineares (McGuire, 1979; Inman, 1971) ou *log*-lineares (Inman, 1979; Bae e Feiock, 2004). Neste caso, a ocorrência do efeito *flypaper* é ratificada caso a elasticidade das despesas com relação às transferências seja maior que a elasticidade da despesa com respeito à renda. Becker (1996) compara

os resultados de vários estudos empíricos utilizando essas metodologias e conclui que as estimativas do efeito *flypaper* tendem a ser consistentemente maiores em modelos lineares do que *log*-lineares. Para as mesmas bases de dados coletadas e variáveis explicativas propostas, a autora mostra empiricamente que a utilização de um modelo linear fornece um efeito *flypaper* inflacionado, enquanto na equação *log*-linear não se fornecem evidências de tal efeito.

A literatura teórico-empírica de finanças públicas ainda é incipiente na mensuração da variabilidade do efeito *flypaper*, sobretudo considerando fatores políticos. Em termos teóricos, destacam-se Fossett (1990) e Roemer e Silvestre (2002). O primeiro propõe um modelo em que o efeito *flypaper* surge diante da incerteza e da instabilidade inerentes às receitas de transferências, bem como do comportamento avesso ao risco dos burocratas locais. Já para Roemer e Silvestre (2002), a presença do efeito *flypaper* não seria uma anomalia, mas uma regra em modelos de equilíbrio político-econômico. Para discutir essa hipótese, os autores utilizam um modelo do eleitor mediano e aplicam o conceito de equilíbrio de Nash com unanimidade partidária, desenvolvido por Roemer (2001). Segundo os autores, a não equivalência do aumento nas transferências e na renda da comunidade seria uma regularidade em modelos de decisão coletiva, como uma competição eleitoral com vários partidos políticos.

Já em termos empíricos, entre as principais metodologias empregadas estão a utilização de modelos lineares ou *log*-lineares com variáveis *dummies* (Tovmo e Falch, 2002; Rios e Costa, 2005), mínimos quadrados de dois estágios (2SLS) (Aragon, 2013) e painel dinâmico (Linhares, Simonassi e Nojosa, 2012). Nesse contexto, sugere-se uma nova metodologia para investigar a variabilidade do efeito *flypaper*. Para isso, utiliza-se um modelo com efeito limiar (*threshold*), proposto por Hansen (2000), em que a força política do prefeito local assume o papel de variável limiar. Na seção seguinte apresenta-se o modelo teórico com base no problema do eleitor mediano e conjectura-se sobre a ocorrência de efeito *flypaper*.

3 MODELO TEÓRICO

As principais contribuições acerca da relação entre as transferências intergovernamentais e a prestação de serviços públicos são destacadas na literatura por meio do modelo do eleitor mediano. Em modelos de decisão democrática acerca da provisão de bens públicos, o nível de bens públicos fornecidos pelo governo deve satisfazer às preferências do eleitor relevante. No caso de eleições majoritárias, o eleitor mediano. Neste modelo, as transferências intergovernamentais afetam as despesas dos governos receptores, ao alterar a renda efetiva do eleitor mediano, aumentando os gastos com bens públicos. Com isso, esperar-se-ia que elevações nas transferências tivessem impactos semelhantes na despesa com bens públicos e na renda do eleitor mediano.

Em termos formais, pode-se considerar o problema do eleitor mediano pela maximização da sua utilidade (U^{em}), que depende do consumo de bens públicos (G) e privados (X), sujeito à sua restrição orçamentária. Sob tal restrição, a renda privada do eleitor mediano (Y^{em}), somada à sua parcela recebida via transferências incondicionais ($t.A$), deve ser condizente com seus gastos com bens públicos e privados. Considere A o volume de transferências incondicionais e t a participação dos tributos na renda do contribuinte (ou *tax share*). Seguindo Cossio e Carvalho (2001), o problema do eleitor mediano corresponde a:

$$MaxU^{em} = U^{em}(G, X), \tag{1}$$

sujeito a

$$Y^{em} + t.A = X + t.p_G.G, \tag{2}$$

onde P_G é o preço (ou custo) unitário dos bens públicos e G é a quantidade de bens públicos consumida pelo eleitor mediano. Tomando as condições de primeira ordem do referido problema, obtém-se:

$$\frac{\partial U^{em}}{\partial G} = t.p_G.\frac{\partial U^{em}}{\partial X}. \tag{3}$$

Diferenciando totalmente a equação (3) e usando a restrição orçamentária (2), pode-se mostrar que:

$$\frac{\partial(p_G.G)}{\partial A} = \frac{\partial E}{\partial A} = t.\left(\frac{\partial E}{\partial Y^{em}}\right). \tag{4}$$

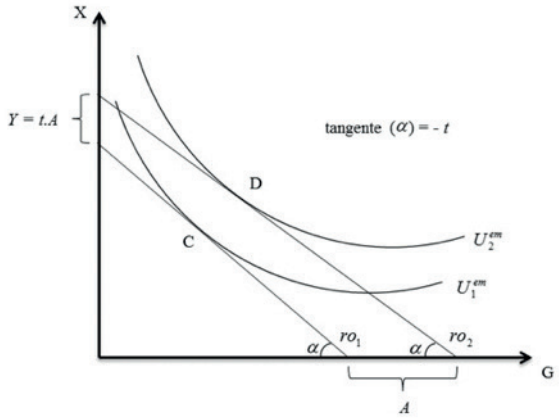
Reescrevendo a equação (4) em termos de elasticidades, pode-se encontrar a equivalência entre a elasticidade da demanda por bens públicos via renda privada do eleitor mediano ($\varepsilon_{E,Y^{em}}$) e via transferências incondicionais ($\varepsilon_{E,A}$):

$$\varepsilon_{E,A} = \left(\frac{A.t}{Y^{em}}\right).\varepsilon_{E,Y^{em}}. \tag{5}$$

A figura 1 mostra graficamente a equivalência teórica entre as transferências incondicionais *lump sum* e a renda própria do eleitor mediano. Dada a restrição orçamentária inicial do eleitor mediano (ro_1), a escolha ótima das quantidades de bens públicos e privados dá-se na interseção de ro_1 com a função utilidade inicial do eleitor mediano (U_1^{em}), ou seja, no ponto C. Considerando-se uma transferência incondicional (A), a restrição orçamentária do contribuinte desloca-se de forma idêntica a um aumento de magnitude $t.A$ em sua renda privada. Dado que em ambos os casos a participação nos tributos (t) do eleitor mediano não se altera,

o deslocamento da restrição orçamentária é paralelo, e o novo ponto de tangência D, entre a nova restrição orçamentária (ro_2) e a curva de utilidade do eleitor mediano (U_2^{em}), pode ser atingido por uma transferência intergovernamental (A) ou por um aumento na renda do eleitor mediano de magnitude $t.A$. Dessa forma, uma elevação na renda do eleitor mediano deve aumentar os gastos com bens públicos na mesma proporção de uma elevação via transferências do tipo *lump sum* (Wyckoff, 1988; Cossio e Carvalho, 2001).

FIGURA 1
Modelo do eleitor mediano: equivalência entre transferências incondicionais de montante *A* e aumento na renda privada do eleitor mediano no valor de *t.A*



Fonte: Adaptado de Cossio e Carvalho (2001).
Elaboração dos autores.
Obs.: Figura cujos leiaute e textos não puderam ser padronizados e revisados em virtude das condições técnicas dos originais (nota do Editorial).

No entanto, Bailey e Connolly (1998) e Cossio e Carvalho (2001) destacam que as literaturas teórico-empíricas têm amplamente rejeitado tal equivalência presumida na teoria do eleitor mediano. Em termos teóricos, as principais críticas concentram-se nos pressupostos do modelo, e tais hipóteses estão claramente abertas à discussão, pois os eleitores podem ser estrangeiros, os governos tomam múltiplas decisões, as preferências dos eleitores podem ser variadas, pode haver informação imperfeita e ilusão fiscal, nem todos os eleitores pagam o custo marginal dos serviços públicos, nem todos os benefícios gerados são bens públicos puros, os eleitores nem sempre declaram suas preferências honestamente etc.

Empiricamente, verifica-se que a equivalência entre os aumentos de renda e as transferências raramente ocorre (Gramlich, 1977; Strumpf, 1988; Cossio e Carvalho, 2001). Ao contrário, regularmente o efeito *flypaper* está presente nas finanças públicas dos estados e municípios, ou seja, as estimativas da elasticidade-despesa das transferências superam as da renda:

$$\widehat{\varepsilon}_{E,A} > \left(\frac{A.t}{Y^{em}}\right).\widehat{\varepsilon}_{E,Y^{em}} \ , \tag{6}$$

onde $\widehat{\varepsilon}$ representa as elasticidades estimadas.

Visto que a razão $\left(\frac{A.t}{Y^{em}}\right)$ é menor que a unidade, por construção, a verificação de $\widehat{\varepsilon}_{E,A} > \varepsilon_{E,A}$ constitui-se uma evidência direta da presença de efeito *flypaper*, cuja extensão (*EF*) pode ser dada pela diferença entre o efeito estimado das transferências e o previsto pela teoria do eleito mediano, ou seja, $EF = \widehat{\varepsilon}_{E,A} - \varepsilon_{E,A}$. Dadas as dificuldades de se obter $\varepsilon_{E,A}$, pode-se estimar a extensão do efeito *flypaper* pela expressão:[3]

$$EF = \widehat{\varepsilon}_{E,A} - \left(\frac{A.t}{Y^{em}}\right).\widehat{\varepsilon}_{E,Y^{em}} \ . \tag{7}$$

Considerando o ambiente político inerente ao federalismo fiscal brasileiro, a formação de coalizões e os processos de barganha nas Câmaras de Vereadores podem desempenhar um papel crucial sobre o efeito *flypaper* nos municípios. De acordo com Roubini e Sachs (1989), a inexistência de uma base aliada sustentável ou majoritária pode comprometer o poder de barganha do Executivo na interação com outros grupos de interesse presentes no Legislativo, conduzindo a uma política orçamentária intertemporalmente ineficiente.

Inman e Fitts (1990) afirmam que, na inexistência de uma base aliada majoritária, cada político (ou coalizão) adota individualmente sua melhor estratégia política, desconsiderando estas implicações nas finanças públicas do município. Conjuntamente, tais ações podem comprometer a governabilidade do Executivo, pois o nível de despesas pode ser insustentável para o orçamento municipal, e o processo de negociação para o corte de gastos pode tornar-se complexo. Para Oates (1999), esta é uma situação em que os custos políticos são elevados para o município, e, como resultado, ocorreriam déficits, endividamento e uma propensão maior à sobreutilização de transferências intergovernamentais para o financiamento das despesas, favorecendo a ocorrência do efeito *flypaper* nas finanças do município.

Segundo Tovmo e Falch (2002), uma grande quantidade de partidos políticos representando diferentes grupos de pressão também pode gerar efeito *flypaper*. Os usuários de serviços públicos têm forte interesse em pressionar por uma maior produção de bens e serviços públicos devido a estarem diretamente livres desse encargo. Isso pode ser interpretado como uma externalidade fiscal negativa sobre os contribuintes, e a capacidade de internalização destas externalidades depende da força política do governo. Como os grupos de interesse apelam pelos contribuintes,

3. Expressão semelhante pode ser obtida em termos da receita com bens públicos (*G*).

o governo local pode utilizar transferências intergovernamentais para financiar diretamente o tamanho do déficit e o nível de despesas, evitando tal financiamento via elevação de impostos. Neste caso, os eleitores e os membros do grupo de interesse sofrem de ilusão fiscal. No caso dos déficits, ignora-se o fato de que estes conduzirão a maiores impostos ou menores gastos no futuro (Baber e Sen, 1986). No caso das transferências, Filimon, Romer e Rosenthal (1982) argumentam a existência de informação imperfeita sobre o nível de transferências. Segundo os autores, o financiamento de despesas excessivas via transferências é uma saída fácil para um governo politicamente enfraquecido. Os custos políticos de uma elevação de impostos seriam considerados maiores que os custos de elevações no nível de despesas e do déficit, uma vez que a majoração de tributos seria visível a todos os contribuintes, enquanto mudanças no montante das despesas e dos déficits são menos perceptíveis.

4 METODOLOGIA

Nesta seção discutem-se a base de dados e as variáveis utilizadas, bem como suas fontes e sinais esperados. Além disso, apresenta-se o modelo básico (*benchmark*) utilizado na literatura de efeito *flypaper* e o modelo econométrico proposto, para se analisar a presença e a variabilidade deste efeito nas finanças públicas dos municípios brasileiros.

4.1 Base de dados

Para analisar a presença e a variabilidade do efeito *flypaper* nas finanças públicas dos municípios brasileiros utilizam-se dados *cross section* para 5.588 municípios referentes ao ano de 2010. O procedimento empírico utiliza o modelo com efeito limiar (*threshold*), proposto por Hansen (2000), em dados municipais financeiros, demográficos e políticos.

Para garantir a fidelidade dos dados à teoria, eliminam-se da amostra municípios com informações ausentes (*missing values*) e dados inconsistentes. Com isso, excluem-se 801 municípios que não apresentaram dados para as variáveis selecionadas e 41 que declararam despesas maiores que suas receitas orçamentárias.[4] Dessa forma, a amostra final corresponde a 4.746 municípios.[5] O quadro 1 apresenta as variáveis utilizadas, bem como suas descrições, fontes e seus respectivos sinais esperados. As variáveis foram transformadas em termos *per capita* e logaritmizadas. Com isso, os coeficientes estimados podem ser interpretados como elasticidades.

4. Vale ressaltar que possíveis problemas de endogeneidade entre despesas e receitas são controlados pelo padrão típico das contas brasileiras, via leis orçamentárias. Se, durante o exercício financeiro, houver a necessidade de realizar despesas acima dos limites estabelecidos pela Lei Orçamentária Anual (LOA), o Poder Executivo deve submeter ao Legislativo um pedido de crédito adicional, devendo este ser compatível com a Lei de Diretrizes Orçamentárias (LDO) e o Plano Plurianual (PPA); indicar a fonte de custeio, admitindo apenas a anulação de despesas (exceto despesa com pessoal); corrigir erros ou omissões. Com isso, despesas não planejadas (ou extraordinárias) possuem impacto ínfimo na receita orçamentária prevista para determinado ano.

5. Uma análise do perfil dos municípios excluídos revelou que 75% dos municípios eliminados da amostra pertencem às regiões Norte e Nordeste, podendo eventualmente ocorrer algum problema de viés de seleção amostral.

QUADRO 1
Resumo das variáveis utilizadas

Variáveis	Descrição	Unidade de medida	Fonte	Sinal esperado
Despesa (*dorc*)	Despesa orçamentária *per capita* (*dorc*)	R$ milhões	Finbra (2010)	Variável dependente
Preço do bem público (*tax price*) (*t*)	Receita tributária *per capita* / receita orçamentária	-	Finbra (2010)	-
Renda total do eleitor mediano (*Z*)	Renda mediana• + transferências incondicionais *per capita*•• (*A*)	R$	Censo (2010)• e Finbra (2010)••	+
Participação das transferências na renda *per capita* do eleitor mediano (*pa*)	Participação das transferências incondicionais na renda total do eleitor mediano, onde $pa = t*A / Z$	-	Censo (2010) e Finbra (2010)	$0 < pa < 1$
Índice de Desenvolvimento Humano do município (*idh*)	Índice de Desenvolvimento Humano do município	-	Atlas do Desenvolvimento Humano no Brasil (2013)	+
Densidade demográfica (*dens*)	População / área	Hab./km²	Censo (2010)	+
Grau de urbanização (*urb*)	População urbana / população total	%	Censo (2010)	+
Proporção da população com até 14 anos de idade (*age14*)	Proporção da população residente com até 14 anos de idade	%	Censo (2010)	+
Proporção da população com 65 anos ou mais de idade (*age65*)	Proporção da população residente com 65 anos ou mais de idade	%	Censo (2010)	+
Analfabetos (*analf15*)	Proporção da população residente analfabeta com até 15 anos de idade	%	Censo (2010)	+
Negros (*black*)	Proporção da população residente de cor negra	%	Censo (2010)	+
Dummies regionais (*NE, CO, SE, S*)	Município da referida região assume o valor 1, e 0 caso contrário	-	IBGE (2010)	+/-
Alinhamento partidário com governo estadual (*gov*)	Se prefeito e governador pertencem ao mesmo partido assume o valor 1, e 0 caso contrário	-	TSE (2008 e 2010)	+
Alinhamento partidário com governo federal (*pres*)	Se prefeito e presidente pertencem ao mesmo partido assume o valor 1, e 0 caso contrário	-	TSE (2006 e 2008)	+
Importância da indústria (*ind*)	Razão entre o PIB industrial e o municipal	%	IBGE (2010)	+
PIB municipal (*pib*)	PIB nominal do município	R$ milhões	Finbra (2010)	+
Área	Área geográfica do município	Km²	Mapeamento geográfico (2010)	-
Índice de fragmentação partidária (*frag*)	Inverso do índice de Hirschman-Herfindahl (HH). Representa o número de partidos igualmente equivalentes na Câmara de Vereadores	-	TSE (2008)	+
Força política (*fpol*)	*Proxy* para base aliada. Representa a razão entre o número de vereadores eleitos da coligação do prefeito eleito e o total de vereadores do município	-	TSE (2008)	Variável limiar

Elaboração dos autores.
Obs.: • e •• representam as respectivas fontes das rubricas apresentadas na descrição.

O procedimento empírico envolve a estimação de uma função demanda por bens públicos cuja variável dependente é a despesa orçamentária *per capita* (*dorc*), e as variáveis independentes são o preço do bem público (*t*), a renda total do eleitor mediano (*Z*), a participação das transferências incondicionais *per capita* na renda do eleitor mediano (*pa*), o Índice de Desenvolvimento Humano médio do município (*idh*), a densidade demográfica (*dens*), o grau de urbanização do município (*urb*), as proporções da população municipal com até 14 anos de idade (*age14*), com 65 anos ou mais de idade (*age65*), de negros (*black*), *dummies* regionais (*NE, CO, SE* e *S*),[6] alinhamentos partidários do prefeito com os governos estadual e federal (*gov* e *pres*), importância da indústria no município (*ind*), produto interno bruto (PIB) municipal (*pib*), área e índice de fragmentação partidária (*frag*). Já como variável limiar, considera-se a força política (*fpol*).[7] A tabela 1 apresenta as estatísticas descritivas das variáveis utilizadas no modelo.

TABELA 1
Estatística descritiva das variáveis (variáveis em nível)

Variáveis	Média	Mediana	Desvio-padrão	Máximo	Mínimo	Amplitude
dorc (R$ milhões)	40,95	12,89	273,49	13.013,70	1,08	13.012,62
t	6,20E-06	4,17E-06	7,96E-06	1,70E-04	1,60E-08	1,70E-04
Z (R$)	1.709,99	1.493,40	782,77	9.850,09	594,78	9.255,30
pa	4,31E-06	2,61E-06	6,29E-06	1,32E-04	7.09E-09	1,32E-04
transf (R$ milhões)	25,89	9,71	133,69	7.259,29	1,37	7.257,92
Idh	0,67	0,68	0,07	0,86	0,44	0,42
dens (hab./km²)	112,66	25,67	556,69	13.030,48	0,2	13.030,28
urb (%)	65,15	66,53	21,82	100	4,17	95,83
age14 (%)	24,69	24,11	4,59	51,25	7,4	43,85
age65 (%)	8,59	8,55	2,38	19,82	1,61	18,21
analf15 (%)	12,06	9,79	7,33	35,34	0,82	34,52
black (%)	6,07	4,89	4,66	50,64	0,03	50,61
NE	0,29	0,00	0,45	1,00	0,00	1,00
CO	0,09	0,00	0,28	1,00	0,00	1,00
SE	0,33	0,00	0,47	1,00	0,00	1,00
S	0,24	0,00	0,43	1,00	0,00	1,00
gov	0,167	0,00	0,37	1,00	0,00	1,00

(Continua)

6. Estabeleceu-se a região Norte (NO) como categoria base para evitar problemas de multicolinearidade.

7. Não se aplica logaritmo na variável limiar, pois se trata de uma proporção e possui valores nulos. Além disso, a transformação logarítmica é monotônica, não implicando em alterações nas estimativas obtidas.

(Continuação)

Variáveis	Média	Mediana	Desvio-padrão	Máximo	Mínimo	Amplitude
pres	0,09	0,00	0,29	1,00	0,00	1,00
ind (%)	14,66	7,65	15,13	95,70	0,86	94,84
pib (R$ milhões)	673,60	90,79	7149,64	450.491,98	7,21	450.484,77
área (km²)	1.109,10	385,72	3.829,79	159533,26	3,57	3.829,79
frag	4,66	4,76	1,54	17,32	1,00	16,32
fpol	0,45	0,44	0,24	1,00	0,00	1,00

Elaboração dos autores.

Na construção da renda total do eleitor mediano (Z) e da participação das transferências na renda *per capita* do eleitor mediano (*pa*) utilizam-se transferências incondicionais[8] aos municípios, que incluem repasses de verbas federais e estaduais a esses entes. Entre os recursos federais estão o Fundo de Participação dos Municípios (FPM), a cota-parte do Imposto sobre a Propriedade Territorial Rural (50% do ITR), a cota-parte do Imposto sobre Operações Relativas ao Metal Ouro como Ativo Financeiro (70% do IOF Ouro) e a cota-parte do Imposto sobre Produtos Industrializados destinados à Exportação (25% do IPI Exportação repassado aos estados com os mesmos critérios de repasse do Imposto sobre Circulação de Mercadorias e Serviços – ICMS). Já os recursos estaduais compreendem a cota-parte do ICMS (25% do ICMS) e a cota-parte do Imposto sobre a Propriedade de Veículos Automotores (50% do IPVA).

A verificação empírica da existência de efeito *flypaper* nos municípios brasileiros depende do coeficiente associado à participação das transferências incondicionais *per capita* na renda do eleitor mediano (*pa*). Segundo a teoria do eleitor mediano (Bowen, 1943; Black, 1948; Downs, 1957), que pressupõe a inexistência de efeito *flypaper*, essa variável não seria significante, pois aumentos nas transferências ou na receita tributária deveriam ter o mesmo efeito sobre as despesas municipais. Com isso, a composição da renda não influenciaria os gastos locais. Contudo, a constatação da significância da variável *pa* indicaria que as transferências incondicionais e a renda possuem efeitos diferentes sobre as despesas municipais. Seguindo Cossio e Carvalho (2001), a presença do efeito *flypaper* se verificará para um valor positivo e menor que a unidade para o coeficiente estimado da variável *pa*.

8. Adota-se a nomenclatura utilizada por Mendes, Miranda e Cossio (2008), em que tais transferências integram a receita orçamentária dos municípios e são definidas legal ou constitucionalmente, possuindo, assim, caráter puramente exógeno. Ademais, por não haver um objetivo legalmente definido para sua utilização, essas transferências são de natureza *lump sum*, eximindo-as de problemas de autocorrelação entre o erro e o preço dos bens públicos (Moffit, 1984). Logo, não se incluem transferências condicionais (Fundo de Manutenção e Desenvolvimento da Educação Básica e de Valorização dos Profissionais da Educação – Fundeb, Fundo de Manutenção e Desenvolvimento do Ensino Fundamental e de Valorização do Magistério – Fundef, Sistema Único de Saúde – SUS etc.) nem diretas aos contribuintes (Bolsa Família, pensões, aposentadorias etc.).

É assente na literatura de finanças públicas a influência das instituições políticas nas decisões orçamentárias dos governos nacionais e subnacionais (Borge, 2005). Uma grande quantidade de partidos nas Câmaras de Vereadores aumenta as despesas dos municípios com a formação de governos de coalizão. Isto pode implicar a cessão de recursos para projetos específicos em regiões de influência dos políticos, criação de secretarias, cargos comissionados etc. Assim, introduz-se a variável *frag* para captar os efeitos do custo social da costura político-partidária nas Câmaras de Vereadores para a formação da base aliada do prefeito. A variável *frag* representa um índice de fragmentação partidária construído pelo inverso do índice de Hirschman-Herfindahl (HH),[9] que mede a concentração partidária nas Câmaras de Vereadores. Logo, *frag* representa o número de partidos igualmente equivalentes nas Câmaras Municipais. Seguindo Gilligan e Matsusaka (2001), espera-se que as despesas municipais sejam positivamente relacionadas ao número de partidos presentes na Câmara de Vereadores, pois a inexistência de maioria, ou mesmo a heterogeneidade da base aliada, requer a construção de governos de coalizão, representando um ônus para o município.

Já a variável limiar força política (*fpol*) foi construída considerando-se a razão entre o número de vereadores pertencentes à coligação do prefeito eleito e o total de vereadores (ou número total de vagas na Câmara de Vereadores do município).[10] Logo, esta variável reflete o quão grande é a base aliada do prefeito na Câmara de Vereadores local. Dessa forma, espera-se que municípios que apresentem base aliada maior que a oposição tenham mais facilidade de aprovar os orçamentos municipais e, assim, complementar suas despesas com as transferências incondicionais recebidas. Portanto, espera-se que municípios que apresentem maior força política possuam efeito *flypaper* mais contundente em suas finanças.

A tabela 2 mostra participação das transferências incondicionais e da receita tributária na receita orçamentária dos municípios agregadamente por regiões, estados e Brasil. Pode-se observar que municípios pertencentes às regiões Norte, Nordeste e Centro-Oeste apresentam menor capacidade de arrecadação tributária e, consequentemente, maior necessidade de financiamento pelos governos federal e estaduais. Nas regiões mais desenvolvidas, a representatividade média dessas transferências é relativamente menor, correspondendo a 37% e 44%, respectivamente, para as regiões Sudeste e Sul.

---

9. $HH = \sum_{p=1}^{P} SH_p^2$, onde SH_p é a representação do p-ésimo partido no Legislativo local. Tal índice assume o valor máximo de 1 quando há um único partido político com todas as vagas na Câmara de Vereadores, e um valor mínimo de $1/p$ quando as vagas são igualmente divididas entre P partidos.

10. Consideram-se os vereadores eleitos pertencentes à coligação do prefeito eleito como a base aliada do prefeito na Câmara de Vereadores. Caso contrário, oposição.

TABELA 2
Participação das transferências incondicionais e da receita tributária na receita orçamentária dos municípios (2010)
(Em %)

Regiões e estados	Transferências incondicionais	Receita tributária
Norte	44,52	12,18
Acre	50,26	9,45
Amapá	48,58	8,66
Amazonas	50,57	14,92
Pará	37,83	10,89
Rondônia	44,38	14,45
Roraima	49,79	10,20
Tocantins	51,35	11,54
Nordeste	44,34	11,31
Alagoas	43,03	8,66
Bahia	44,78	13,81
Ceará	39,98	9,72
Maranhão	39,07	8,62
Paraíba	50,63	8,35
Pernambuco	46,61	14,12
Piauí	48,75	6,64
Rio Grande do Norte	47,54	12,38
Sergipe	44,93	12,33
Centro-Oeste	44,54	15,55
Goiás	44,91	16,84
Mato Grosso	46,62	12,30
Mato Grosso do Sul	41,72	16,41
Sudeste	36,97	25,23
Espírito Santo	42,61	16,70
Minas Gerais	47,48	14,74
Rio de Janeiro	24,11	27,98
São Paulo	37,22	28,48
Sul	44,09	16,97
Paraná	43,92	18,18
Rio Grande do Sul	44,48	16,18
Santa Catarina	43,68	16,57
Brasil	**40,49**	**19,74**

Fonte: Finbra (Brasil, 2010).
Elaboração dos autores.

Com o aumento das atribuições dos municípios, a partir da Constituição de 1988, amplia-se a dependência dessas unidades político-administrativas por recursos intergovernamentais federais e estaduais. Essa dependência torna-se latente quando se observam as participações das transferências incondicionais e receitas tributárias nas receitas orçamentárias municipais (tabela 2). No Brasil, as transferências incondicionais representam em torno de 40% das receitas totais dos municípios, enquanto a receita tributária corresponde a cerca de 20% das receitas orçamentárias desses entes. Vários trabalhos empíricos, como Gomes e McDowell (2000), têm relatado a necessidade de tais recursos para sobrevivência financeira de alguns municípios, sobretudo nas regiões mais pobres do país. Este é o caso de municípios como Pimenteiras do Oeste (Roraima) e Santo André (Paraíba), cujas transferências incondicionais representam, em média, 99% e 98%, respectivamente, das receitas orçamentárias desses municípios.[11]

4.2 Modelo econométrico

Para investigar a presença e a variabilidade do efeito *flypaper* nas finanças públicas dos municípios brasileiros, estima-se uma função demanda por bens públicos adaptada ao modelo de regressão com efeito limiar (*threshold*), proposto por Hansen (2000). A força política assume o papel de variável limiar. A amostra utilizada contém dados financeiros, demográficos e políticos de 4.745 municípios brasileiros para o ano de 2010.

Seguindo a literatura (Tovmo e Falch, 2002; Rios e Costa, 2005; Saruc e Sagbas, 2008), assume-se a especificação linear como referência (*benchmark*) na comparação dos resultados obtidos. O modelo linear toma a seguinte forma:

$$dorc_i = \beta_0' X_i + \varepsilon_i, \text{ onde } i = 1,2,...,N. \quad (8)$$

Como apresentado no quadro 1, $dorc_i$ é a despesa orçamentária *per capita* do i-ésimo município; $X_i = [1t_i\ z_i\ pa_i\ ...idh_i\ frag_i]$ é o vetor de variáveis explicativas ou de controle; ε_i é o termo de erro independente e identicamente distribuído (*idd*) com média zero e variância finita; já $\beta_0' = [\beta_{00}\ \beta_{10}\ \beta_{20}\ \beta_{30}\ ...\ \beta_{k0}]$ é o vetor de coeficientes. Contudo, Becker (1996) e Worthington e Dollery (1999) apontam falhas no modelo linear e ressaltam que o efeito *flypaper* pode ser inflacionado em tal especificação. Para contornar esse problema, adapta-se a regressão linear ao modelo com efeito limiar de Hansen (2000), com a possibilidade de se detectar a variabilidade do efeito *flypaper* considerando fatores políticos como seus determinantes. Para facilitar a exposição, supõe-se a existência de apenas dois regimes. O modelo com efeito limiar pode ser descrito como:

11. Valores obtidos a partir de dados da Finbra (Brasil, 2010).

$$dorc_i = \beta'_1 X_{i1}.I_1(fpol_i \leq y) + \beta'_2 X_{i2}.I_2(fpol_i > y) + \varepsilon_i, \tag{9}$$

onde $i = 1,2,...,N$; $\beta'_j = [\beta_{0j}\ \beta_{1j}\ \beta_{2j}\ \beta_{3j} \ldots \beta_{kj}]$; e $j = 1,2$.

Utiliza-se $fpol_i$ como variável limiar para analisar a divisão da amostra em dois grupos; y é o parâmetro limiar a ser estimado; I_j é uma função indicadora em que I_1 assume o valor 1 quando $fpol_i \leq y$ e 0 caso contrário; já I_2 assume o valor 1 quando $fpol_i > y$ e 0 caso contrário. Dessa forma, a especificação linear passa a ser um caso particular do modelo com efeito limiar quando $\beta_1 = \beta_2$.

Considerando a equação (2) em notação matricial, tem-se:

$$dorc_i = B'(y)Z_i + \varepsilon_i, \tag{10}$$

onde $B(y) = (\beta'_1 I_1, \beta'_2 I_2)$.

O procedimento de estimação segue a metodologia proposta por Hansen (2000). Define-se o espaço $\Gamma = [\underline{\gamma}, \overline{\gamma}]$, onde $\underline{\gamma} > \min\{fpol_i\}$ e $\overline{\gamma} < \max\{fpol_i\}$. Note que o vetor de parâmetros $B(y)$ pode assumir diferentes valores, de acordo com a força política do município. Assim, estima-se $B(\gamma)$ por MQO para todo $\gamma \in \Gamma$, formando a soma de quadrados dos resíduos $S(\gamma) = \sum \left(dorc_i - \hat{B}'(\gamma)Z_i\right)^2$. As estimativas de B e γ são os valores que minimizam as respectivas somas de quadrados dos resíduos, $S(\gamma)$. Ou seja, $\left\{\hat{B}, \hat{\gamma}\right\} = \underset{\gamma \in \Gamma}{\arg\min}\, S(\gamma)$.

Para testar a linearidade do modelo, realiza-se um teste de hipótese cuja hipótese nula é a linearidade do modelo ($H_0 : \gamma = 0$ ou $\beta_1 = \beta_2$), e a alternativa é a presença do modelo com efeito limiar ($H_1 : \gamma \neq 0$ ou $\beta_1 \neq \beta_2$). Neste caso, Hansen (1996) sugere a utilização de um teste do multiplicador de Lagrange (LM) consistente na presença de heterocedasticidade, com as devidas correções pela matriz de White. Caso se aceite estatisticamente o modelo com efeito limiar, com um limiar e dois regimes, o procedimento seguinte é a estimação do modelo com dois limiares, que possui três regimes, e testá-lo contra o modelo com apenas um limiar. Sequencialmente, repete-se esse procedimento até que o número de regimes do modelo seja determinado. Apresentada a metodologia, na próxima seção discutem-se os resultados obtidos na pesquisa.

5 RESULTADOS

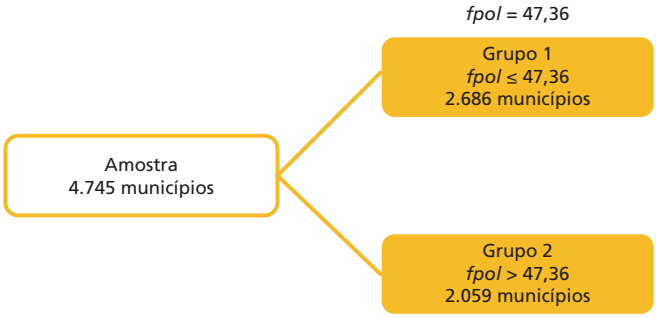
Considerando a base de dados e o procedimento empírico descritos na seção anterior, apresentam-se os principais resultados para a demanda por bens públicos linear e com efeito limiar. O foco principal deste estudo é capturar a presença e a variabilidade do efeito *flypaper* utilizando dados para os municípios brasileiros, segundo a força política nos municípios. A escolha entre os modelos dá-se por um teste do LM,

cuja hipótese nula é a linearidade do modelo e a alternativa é o modelo com efeito limiar. Os valores críticos do teste são obtidos por um procedimento *bootstrap*.

O valor da estatística LM para escolha entre os modelos foi 81,69, e o *p*-valor baseado em mil replicações foi nulo. Considerando um nível de significância a 5%, os resultados sugerem a rejeição da linearidade da demanda por bens públicos e a aceitação estatística do modelo com efeito limiar. O limiar estimado para força política (*fpol*) corresponde a 47,36%, que representa a proporção de vereadores eleitos pertencentes à coligação do prefeito escolhido. Este parâmetro estimado segrega o *pool* de dados dos 4.745 municípios da amostra em dois grupos, 1 e 2. O primeiro é formado por 2.686 municípios cuja força política é menor que 47,36%. Já o segundo grupo compreende os 2.059 municípios restantes, cuja variável *fpol* é maior que o referido patamar.

Complementando a determinação do modelo, a reaplicação iterativa do procedimento de estimação e teste para o limiar não apontou evidências estatísticas de novas subdivisões amostrais. Em suma, a figura 2 apresenta um organograma das divisões amostrais para o modelo com efeito limiar, segundo a força política dos municípios.

FIGURA 2
Divisões amostrais do modelo com efeito limiar, segundo a força política (*fpol*)



Elaboração dos autores.

A tabela 3 apresenta os resultados para a demanda por bens públicos estimada na forma linear e com efeito limiar, de acordo com a força política. O modelo linear contempla dados para todos os municípios brasileiros, enquanto o modelo com efeito limiar dividiu a amostra em dois grupos de municípios que convergem em força política. As variáveis utilizadas nos modelos encontram-se na primeira coluna e suas estimativas nas colunas seguintes.

TABELA 3
Modelos linear e com efeito limiar, segundo a força política (*fpol*)

	Modelo linear (Brasil)	Modelo com efeito limiar	
Grupos	-	Grupo 1	Grupo 2
Limiar*: fpol*	-	*fpol* ≤ 47,36	*fpol* > 47,36
Nº municípios	4.745	2.686	2.059
Constante	1,6060*	1,3393*	1,7506*
	(5,6470)	(3,923)	(3,657)
pa	0,2862*	0,2020*	0,3898*
	(6,4070)	(3,724)	(5,547)
t	-0,2533*	-0,1477*	-0,3815*
	(-5,6540)	(-2,706)	(-5,488)
Z	0,7822*	0,8211*	0,7465*
	(38,0447)	(33,446)	(21,93)
idh	0,1927*	0,1258^{ns}	0,2410*
	(2,5229)	(1,247)	(2,086)
dens	-0,0615*	-0,0450*	-0,0783*
	(2,9051)	(-2,137)	(-2,018)
Urb	-0,0570*	-0,05769*	-0,0511*
	(-6,1608)	(-4,686)	(-3,786)
age14	0,3109*	0,3394*	0,2826*
	(7,7319)	(6,366)	(4,739)
age65	0,0145^{ns}	0,0497**	-0,0284^{ns}
	(0,7296)	(1,875)	(-0,973)
analf15	-0,017^{ns}	-0,0402*	0,0170^{ns}
	(1,5084)	(-2,729)	(1,010)
black	-0,0113*	-0,0136*	-0,0094^{ns}
	(-2,5140)	(-2,438)	(-1,330)
NE	0,0330**	0,0141^{ns}	0,0392^{ns}
	(1,9032)	(0,5853)	(1,532)
CO	-0,04930*	-0,0403**	-0,0554*
	(2,9897)	(-1,711)	(-2,343)
SE	-0,0036^{ns}	-0,02537^{ns}	0,0284^{ns}
	(0,2264)	(-1,197)	(1,160)
S	-0,0818*	-0,1152*	-0,0292^{ns}
	(4,8894)	(-5,052)	(-1,174)
gov	0,03200*	0,0249*	0,0327*
	(3,8996)	(2,032)	(3,023)
pres	-0,0110^{ns}	-0,0038^{ns}	-0,0146^{ns}
	(-1,2520)	(-0,3539)	(-1,014)
ind	-0,0319*	-0,0398*	-0,0238*
	(-6,1971)	(-6,172)	(-2,827)
pib	0,0728*	0,0657*	0,0810*
	(4,9952)	(4,644)	(2,999)
área	-0,0672*	-0,0546*	-0,0786*
	(-3,1121)	(-2,516)	(-2,007)
frag	0,0048^{ns}	0,0056^{ns}	0,0147^{ns}
	(0,4886)	(0,4010)	(1,079)
R^2 ajustado	0,789	0,794	0,790

Elaboração dos autores.
Obs.: 1. * e ** denotam significância a 5% e 10%, respectivamente; ^{ns} indica não significância.
2. Valor das estatísticas *t* entre parênteses.
3. As estimações foram corrigidas para heterocedasticidade pela matriz de White.
4. As variáveis explicativas estão em logaritmos, inclusive no modelo linear.

Em conformidade com Cossio e Carvalho (2001), a verificação empírica do efeito *flypaper* nas finanças públicas dos municípios brasileiros é validada para um valor de 0,29 para o coeficiente estimado da variável *pa*. Dessa forma, pode-se observar que há evidências empíricas da presença do efeito *flypaper* nas finanças dos municípios brasileiros, corroborando os resultados encontrados por vários autores em dados para o Brasil (Cossio e Carvalho, 2001; Sakurai, 2013; Linhares, Simonassi e Nojosa, 2013).

Verificada empiricamente presença do efeito *flypaper*, refuta-se a teoria do eleitor mediano (Bowen, 1943; Black, 1948; Downs, 1957) nas finanças públicas dos municípios brasileiros. Com isso, as despesas orçamentárias aumentam mais que proporcionalmente pelo recebimento de transferências do que o mesmo montante de receita tributária. Em linha com os resultados encontrados por Mattos, Rocha e Arvate (2011), uma consequência direta dessa regularidade empírica é um desincentivo à eficiência tributária e um estímulo ao desequilíbrio fiscal nos municípios brasileiros.

Além disso, confirma-se empiricamente a relação entre a variabilidade do efeito *flypaper* e fatores políticos, corroborando as descobertas de Tovmo e Falch (2002). As estimativas mostram dois grupos de convergência de força política com efeito limiar em 47,36% da base aliada, sendo o efeito *flypaper* mais robusto em municípios politicamente mais fortes (grupo 2), correspondendo a cerca de 0,39 ante 0,20 para os municípios politicamente mais fracos (grupo 1).[12] Portanto, o chefe do Executivo municipal tem mais facilidade na aprovação do orçamento quando possui uma base aliada superior a 47,36% na Câmara de Vereadores, e, assim, complementar o financiamento da demanda local por bens públicos via transferências incondicionais recebidas. Tal preferência de gastos via transferências, ao invés da elevação de tributos, pode estar relacionada ao fato de tal medida ser antieleitoreira e menos dispendiosa politicamente, pois não depende da aprovação do Legislativo local para elevação da alíquota de impostos como o Imposto Predial e Territorial Urbano (IPTU) ou o Imposto sobre Serviços de Qualquer Natureza (ISS).

Pode-se verificar que o preço do bem público (t) e a renda total do eleitor mediano (Z) são significantes e possuem os devidos sinais esperados em ambos os modelos estimados, inclusive nos grupos do modelo com efeito limiar. A elasticidade-preço da demanda estimada é negativa, com módulo menor que a unidade. Logo, infere-se que elevações no esforço fiscal do município reduzem a demanda por serviços públicos, e esta é inelástica com relação ao preço. Já a elasticidade-renda da demanda é positiva e menor que a unidade, ratificando as expectativas baseadas na literatura de os bens públicos serem classificados como bens normais. Estes resultados são condizentes com as evidências encontradas por Mendes e Sousa (2006) e Araújo e

12. Embora as estimativas de ponto apontem para uma segmentação, intervalos de confiança para o grupo 1 (0,0892; 0,3679) e para o grupo 2 (0,1169; 0,5253) mostram relativa interseção entre tais estratos, suscitando a possibilidade da inexistência de diferenciação do efeito *flypaper* entre esses grupos quando o valor do parâmetro *threshold* é fixo.

Siqueira (2016). Com respeito aos estratos, uma elevação de 1% no preço dos bens públicos, *ceteris paribus*, reduziria sua procura em 0,15% e 0,38%, em média, para municípios dos grupos 1 e 2, respectivamente. Já uma elevação na renda do eleitor mediano de mesma magnitude elevaria a demanda por bens públicos em cerca de 0,82% para o grupo 1 e 0,75% para o grupo 2.

Exceto para municípios do primeiro estrato, o Índice de Desenvolvimento Humano do município (*idh*) mostrou-se significante na determinação das despesas municipais. Como tal índice reflete as condições de desenvolvimento do município, o sinal positivo das estimativas ratifica as expectativas de que melhores condições de desenvolvimento estão associadas à prestação de melhores serviços públicos, ampliando as despesas municipais. Nos municípios politicamente mais fortes, uma elevação de 1% no *idh* eleva a despesa orçamentária em média 0,24%.

A densidade demográfica (*dens*) mostrou-se importante na determinação das despesas orçamentárias municipais a 5% de significância para todos os estratos pesquisados, porém com sinal contrário ao esperado. Tal resultado está em linha com Menezes, Saiani e Zoghbi (2011) e Mendes e Sousa (2006), e pode estar associado a economias de escala na produção de bens públicos. Com respeito à urbanização (*urb*), os resultados apontaram uma relação inversa com a demanda por bens públicos. Apesar de este resultado ser condizente aos encontrados por Sakurai (2013), aparentemente é controverso, pois se presume que o processo de urbanização torne as cidades mais complexas, demandando mais bens e serviços públicos (Wagner, 1983).

A proporção de residentes com até 14 anos de idade (*age14*) mostrou-se consistentemente significante em ambos os modelos, corroborando os resultados de Mendes e Sousa (2006). Este indicador reflete os custos associados à provisão de vagas em creches, pré-escolas e ensino fundamental, responsabilidades dos municípios, segundo a Lei de Diretrizes Básicas (LDB). O resultado mais incisivo pertence a municípios mais fracos politicamente. Mantendo as demais variáveis constantes, para o grupo 1, uma elevação de 1% na variável *age14* provoca uma elevação média de 0,34% nas despesas orçamentárias de municípios do grupo 1, e, em média, 0,28% para o grupo 2.

Já a proporção da população residente com 65 anos ou mais de idade (*age65*) é apenas parcialmente capaz de explicar a demanda por bens públicos, sendo significante somente no modelo com efeito limiar para municípios do grupo 1. Tal resultado reforça as expectativas de que as despesas municipais aumentam com o envelhecimento da população, sobretudo com relação a gastos com saúde e previdência. Este resultado, porém, contraria vários resultados empíricos encontrados por Mendes e Sousa (2006), Menezes, Saiani e Zoghbi (2011) e pesquisas recentes do Ipea (2012) de que esse nicho populacional mostra-se relativamente próspero

em pequenos municípios, e que sua crescente participação no mercado de trabalho tem permitido a substituição de serviços públicos, como saúde, por privados.

A proporção de analfabetos com até 15 anos de idade (*analf15*) mostrou-se significante a 5% apenas para o grupo 1 do modelo com efeito limiar. Tal resultado corrobora com as descobertas de Hamilton (1983) e Wyckoff (1988), reforçando o entendimento de que municípios com elevada proporção de analfabetos demandam recursos adicionais para o provimento da educação desses jovens. Já a proporção de negros (*black*) apresenta-se significante, mas com sinal trocado para o grupo de municípios politicamente mais fracos, não sendo significante nas demais categorias.

As *dummies* inseridas para captar características regionais da demanda por bens públicos mostram que municípios das regiões Nordeste e Sudeste não influenciam a demanda por bens públicos dos municípios brasileiros, o que diverge dos resultados obtidos por Mendes e Sousa (2006) de que os governos locais das regiões Nordeste e Sudeste tendem a apresentar maiores níveis de gastos com bens públicos. Pode-se observar, ainda, que os municípios da região Centro-Oeste possuem um gasto *per capita* médio inferior aos da região Norte em 3,94% e 5,39% para os grupos 1 e 2, respectivamente. Já para os municípios da região Sul pertencentes ao estrato politicamente mais fraco, o gasto médio é inferior em cerca de 10,88%. Tal resultado para a região Norte é admissível, visto que os bens e os serviços públicos são regularmente os únicos acessíveis para uma população empobrecida, substituindo bens privados relativamente mais caros e de difícil acesso para uma população de baixa renda.

Com relação ao alinhamento partidário, verifica-se que municípios cujo prefeito e governador do estado pertencem ao mesmo partido (*gov* = 1) tendem a apresentar despesas orçamentárias maiores e efeito *flypaper* mais acentuado quando a força política é superior a 47,36%. Mais especificamente, estes municípios apresentam gasto *per capita* médio maior de 2,52% e 3,32% para os grupos 1 e 2, respectivamente. Tal resultado pode estar associado à maior facilidade em aprovar orçamentos maiores e possivelmente poder contar com o auxílio discricionário do governo estadual para cobrir possíveis desequilíbrios sem pressionar a base tributária por maior arrecadação. Já o alinhamento partidário entre prefeito e presidente (*pres*) não se mostrou significante para amostra considerada, o que contraria as descobertas de Sakurai (2013), que mostram que tal alinhamento tende a elevar as despesas orçamentárias de tais municípios.

Contrários aos resultados encontrados por Almeida (2015), pode-se observar que municípios com maior representatividade da indústria na composição do seu PIB apresentam menores despesas orçamentárias e efeito *flypaper* mais acentuado para o grupo de municípios politicamente mais fracos. Este resultado é aparentemente controverso, pois se espera que municípios com maior preponderância da indústria em suas economias tenham receitas maiores e gastem mais com bens públicos.

Ainda de acordo com os resultados, municípios com maior renda e territorialmente menores tendem a gastar mais com bens públicos e apresentam efeito *flypaper* mais robusto quando são politicamente mais fortes. Tal fato pode estar associado à proliferação de pequenas cidades e ao tamanho subótimo da maioria dos municípios brasileiros, que restringe a exploração de economias de escala na produção de bens e serviços públicos, limitando a redução de seus custos médios e o uso eficiente desses recursos (Mendes e Sousa, 2006). Além disso, o efeito *flypaper* mais pungente quando a força política é maior pode estar associado ao recebimento de maior montante de transferências incondicionais via FPM, e base aliada suficiente para aprovar complementação de despesas preferivelmente por meio de transferências incondicionais.

Por fim, a fragmentação partidária nas Câmaras de Vereadores (*frag*) não se mostrou estatisticamente significante na determinação da demanda por bens públicos para a amostra considerada, contrariando as expectativas de que a heterogeneidade partidária da base aliada nas Câmaras de Vereadores onera o orçamento municipal, ao elevar o custo político-partidário da formação de governos de coalizão que garantam a governabilidade ao chefe do Executivo local. Este resultado contraria as conclusões de vários estudos que analisam a relação entre fragmentação político-partidária e despesas, como Roubini e Sachs (1989), Alt e Lowry (1994), Borge (2005) e Wehner (2010).

6 CONCLUSÕES

Este trabalho tem como objetivo principal analisar a presença do efeito *flypaper* e sua variabilidade utilizando um modelo com efeito limiar (*threshold*), proposto por Hansen (2000). Para isso, utilizam-se dados para os municípios brasileiros para o ano de 2010, e a força política nos Legislativos locais assume o papel de variável limiar.

Os resultados obtidos pela equação linear (ou *log*-linear) indicaram a presença do efeito *flypaper* nas finanças públicas dos municípios brasileiros, ratificando as conclusões de vários trabalhos para o Brasil, como Cossio e Carvalho (2001), Mattos, Rocha e Arvate (2011) e Sakurai (2013). Contestada empiricamente a teoria do eleitor mediano (Bowen, 1943; Black, 1948; Downs, 1957) para a amostra considerada, as políticas tributárias adotadas nos governos locais são ineficientes, pois não refletem os custos dos bens e serviços públicos ofertados, e, com isso, incentiva-se o desequilíbrio orçamentário nesses entes administrativos.

Os resultados da estimação do modelo de regressão com efeito limiar indicam a constatação empírica da variabilidade do efeito *flypaper*, conforme a força política nos Legislativos municipais, comprovando a influência das relações políticas nas decisões fiscais desses entes. A variável limiar força política é representada pela

base aliada do prefeito nas Câmaras de Vereadores dos municípios. Os resultados sugerem uma divisão amostral, com a existência de dois grupos de municípios que convergem em força política de acordo com o tamanho da base aliada. Dentro de cada grupo comprova-se também a existência do efeito *flypaper*.

O grupo de municípios mais fracos politicamente (grupo 1) possui base aliada que representa até 47,36% do total de vereadores na Câmara Municipal. Já o grupo de municípios politicamente mais fortes (grupo 2) engloba municípios cuja base aliada é superior a 47,36% do total de vereadores. Dessa forma, infere-se que municípios cujo prefeito possui base aliada relativamente maior no Legislativo local têm mais facilidade de aprovação dos orçamentos propostos e, consequentemente, maior é a possibilidade de custear a demanda excedente por bens públicos com as transferências incondicionais recebidas. O resultado desse processo é um maior efeito *flypaper* nas finanças desses municípios.

Com relação às variáveis explicativas, a participação das transferências na renda *per capita* (*pa*), o preço dos bens públicos (*t*), a renda do eleitor mediano (*Z*), a densidade demográfica (*dens*), a urbanização (*urb*), a proporção populacional com até 14 anos de idade (*age14*), a *dummie* para a região Centro-Oeste (*CO*), o alinhamento partidário do prefeito com o governador (*gov*), a participação da indústria (*ind*), o PIB municipal (*pib*) e a área geográfica dos municípios (*área*) mostraram-se significantes para explicar o comportamento da demanda por bens públicos em ambos os grupos de municípios, independentemente da força política. Já o Índice de Desenvolvimento Humano municipal (*idh*), as proporções de habitantes com 65 anos ou mais de idade (*age65*), de analfabetos com até 15 anos de idade (*analf15*) e de negros (*black*) e a *dummie* para a região Sul (*S*) foram significantes apenas para alguns grupos de municípios. Nesta amostra, as únicas variáveis que não se mostraram importantes na determinação da demanda por bens públicos foram as *dummies* para as regiões Nordeste (*NE*) e Sudeste (*SE*), o alinhamento partidário entre prefeito e presidente (*pres*) e o índice de fragmentação partidária (*frag*).

Uma política tributária responsável, que atenda à demanda por bens públicos e equalize a estrutura de financiamento municipal, necessariamente pela exploração mais eficiente da base tributária disponível e a mitigação do efeito *flypaper*. Uma sugestão para evolução do cenário atual seria o aperfeiçoamento dos mecanismos de fiscalização dos tributos municipais, sobretudo IPTU e ISS, como a informatização dos sistemas de cobrança de tais tributos. Outra medida necessária seria a atualização da planta genérica de valores imobiliários dos municípios, base de incidência do IPTU e do Imposto de Transmissão de Bens Imóveis (ITBI), que, segundo Carvalho Júnior (2009), está desatualizada na maioria dos municípios do Brasil. Consequentemente, os valores arrecadados com esses impostos não têm acompanhado a valorização imobiliária que vem ocorrendo há alguns anos no país.

REFERÊNCIAS

ALMEIDA, R. N. Os efeitos das transferências intergovernamentais nas finanças públicas municipais brasileiras. **Revista do TCE-MG**, v. 33, n. 4, p. 52-72, 2015.

ALT, J.; LOWRY, R. Divided government, fiscal institutions and budget deficits: evidence from the states. **American Political Science Review**, v. 88, p. 811-829, 1994.

ARAGON, F. Local spending, transfers and costly tax collection. **National Tax Journal**, v. 66, p. 343-370, 2013.

ARAÚJO, J. M.; SIQUEIRA, R. B. Demanda por gastos públicos locais: evidências dos efeitos de ilusão fiscal no Brasil. **Estudos Econômicos**, v. 46, n. 1, p. 189-219, 2016.

BABER, W. R.; SEN, P. K. The political process and the use of debt financing by state governments. **Public Choice**, v. 48, p. 201-215, 1986.

BAE, S. S.; FEIOCK, R. The flypaper effect revisited: intergovernmental grants and local governance. **International Journal of Public Administration**, v. 27, n. 8, p. 577-596, 2004.

BAILEY, S.; CONNOLLY, S. The flypaper effect: indentifying areas for further research. **Public Choice**, v. 95, p. 335-361, 1998.

BECKER, E. The illusion of fiscal illusion: unsticking the flypaper effect. **Public Choice**, v. 86, n. 1, p. 85-102, 1996.

BLACK, D. On the rationale of group decision-making. **The Journal of Political Economy**, v. 56, n. 1, p. 23-34, 1948.

BORGE, L. Strong politicians, small deficits: evidence from Norwegian local governments. **European Journal of Political Economy**, v. 21, n. 1, p. 325-344, 2005.

BOWEN, H. The interpretation of voting in the allocation of economic resources. **Quarterly Journal of Economics**, v. 58, n. 1, p. 27-48, 1943.

BRADFORT, D.; OATES, W. Towards a predictive theory of intergovernmental grants. **American Economic Review**, v. 61, p. 440-448, 1971.

BRASIL. Tesouro Nacional. **Finbra – Finanças Municipais do Brasil**. Brasília: Tesouro Nacional, 2010. Disponível em: <https://goo.gl/NZHR5y>. Acesso em: 11 jan. 2013.

CARVALHO JÚNIOR, P. H. B. **Aspectos distributivos do IPTU e do patrimônio imobiliário das famílias brasileiras**. Brasília: Ipea, 2009. (Texto para Discussão, n. 1417).

COSSIO, F. A. B; CARVALHO, L. M. "Flypaper effect" e spillovers espaciais no Brasil: evidências de finanças públicas municipais. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 31, n. 1, p. 75-124, 2001.

COURANT, P.; GRAMLICH, E.; RUBINFELD, D. The stimulative effects of intergovernmental grants: or why money sticks where it hits. *In:* MIESZKOWSKI, P.; OAKLAND, W. (Eds.). **Fiscal federalism and grants-in-aid**. Washington: Urban Institute Press, 1979.

DAHLBERG, M.; JOHANSSON, E. The revenues-expenditures nexus: panel data evidence from Swedish municipalities. **Applied Economics**, v. 30, p. 1379-1386, 1998.

DOWNS, A. **An economic theory of democracy**. New York: Harper, 1957.

FILIMON, R.; ROMER, T.; ROSENTHAL, H. Asymmetric information and agenda control. **Journal of Public Economics**, v. 17, p. 51-70, 1982.

FISHER, R. C. Income and grant effects on local expenditures: the flypaper effect and other difficulties. **Journal of Urban Economics**, v. 12, p. 324-345, 1982.

FOSSETT, J. W. On confusing caution and greed: a political explanation of the flypaper effect. **Urban Affairs Quarterly**, v. 26, p. 95-117, 1990.

GAMKHAR, S.; SHAH. A. The impact of intergovernmental transfers: a synthesis of the conceptual and empirical literature. *In:* BOADWAY, R.; SHAH, A. (Eds.). **Intergovernmental fiscal transfers**: principles and practice. Washington: The World Bank, 2007.

GILLIGAN, T. W.; MATSUSAKA, J. G. Deviation from constituent interests role of legislative structure and political parties in the states. **Economic Inquiry**, v. 33, p. 383-401, 1995.

GOMES, G. M.; MACDOWELL, M. C. **Descentralização política, federalismo fiscal e criação de municípios**: o que é mau para o econômico nem sempre é bom para o social. Rio de Janeiro: Ipea, 2000. (Texto para Discussão, n. 706).

GRAMLICH, E. M. A review of the theory of intergovernmental grants. *In:* OATES, W. E. (Ed.). **The political economy of fiscal federalism**. Lexington: Heath, 1977.

GRAMLICH, E. M.; GALPER, H. State and local fiscal behavior and federal grant policy. **Brookings Papers on Economic Activity**, v. 1, p. 15-58, 1973.

HAMILTON, B. The flypaper effect and other anomalies. **Journal of Public Economics**, v. 22, p. 347-362, 1983.

HAMILTON, J. The flypaper effect and the deadweight loss from taxation. **Journal of Urban Economics**, v. 19, p. 148-155, 1986.

HANSEN, B. E. Inference when a nuisance parameter is not identified under the null hypothesis. **Econometrica**, v. 64, p. 413-430, 1996.

_____. Sample splitting and threshold estimation. **Econometrica**, v. 68, n. 3, p. 575-603, 2000.

HINES, J. R.; THALER, R. H. Anomalies: the flypaper effect. **Journal of Economic Perspectives**, v. 9, n. 4, p. 217-226, 1995.

HOLTZ-EAKIN, D.; NEWEY, W.; ROSEN, H. Estimating vector autoregressions with panel data. **Econometrica**, v. 56, n. 6, p. 1371-1395, 1988.

INMAN, R. P. Toward and econometric model of local budgeting. *In:* ANNUAL CONFERENCE OF TAXATION, 1971, Lexinton. **Annals…** Lexinton: National Tax Association, 1971.

_____. The fiscal performance of local governments: an interpretative review. *In:* MIESZKOWSKI, P.; STASZHEIM, M. (Eds.). **Current issues in urban economics**. Baltimore: Johns Hopkins University Press, 1979.

INMAN, R. P.; FITTS, M. A. Political institutions and fiscal policy: evidence from the U.S. historical record. **Journal of Law, Economics and Organization**, v. 6, p. 79-132, 1990.

IPEA – INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA. **Tendências demográficas mostradas pela Pnad 2011**. Brasília: Ipea, 2012. (Comunicado Ipea, n. 157).

KALB, A. The impact of intergovernmental grants on cost efficiency: theory and evidence from German municipalities. **Economic Analysis and Policy**, v. 40, n. 1, p. 23-48, 2010.

LEE, L.; VULETIN, G. The flypaper and teflon effects: evidence from China. **Modern Economy**, v. 3, p. 811-816, 2012.

LINHARES, F.; SIMONASSI, A.; NOJOSA, G. A dinâmica do equilíbrio financeiro municipal e a Lei de Responsabilidade Fiscal. **Economia**, Brasília, v. 13, n. 3, p. 735-758, 2012.

MATTOS, E.; ROCHA, F.; ARVATE, P. R. Flypaper effect revisited: evidence for tax collection efficiency in Brazilian municipalities. **Estudos Econômicos**, v. 41, n. 2, p. 239- 267, 2011.

MCGUIRE, M. An economic model of federal grants and local fiscal response. *In:* OATES, W. E. (Ed.). **Financing the new federalism**. Baltimore: Johns Hopkins University Press, 1975.

_____. The analysis of federal grants into price and income components. *In:* MIESZKOWSKI, P.; OAKLANDS, W. (Eds.). **Fiscal federalism and grants-in-aid**. Washington: Urban Institute, 1979. p. 31-49.

MENDES, C. C.; SOUSA, M. C. S. Estimando a demanda por serviços públicos nos municípios brasileiros. **Revista Brasileira de Economia**, Rio de Janeiro, v. 60, n. 3, p. 281-296, 2006.

MENDES, M.; MIRANDA, R. B.; COSSIO, F. B. **Transferências intergovernamentais no Brasil**: diagnóstico e proposta de reforma. Brasília: Consultoria Legislativa do Senado Federal, 2008. (Texto para Discussão, n. 40).

MENEZES, R.; SAIANI, C.; ZOGHBI, A. C. Demanda mediana por serviços públicos e desempenho eleitoral: evidências do modelo do eleitor mediano para os municípios brasileiros. **Estudos Econômicos**, v. 41, n. 1, p. 25-57, 2011.

MOFFIT, R. A. The effects of grants-in-aid and local expenditures: the case of AFDC. **Journal of Public Economics**, v. 23, p. 279-305, 1984.

MUSGRAVE, R. A. **The theory of public finance**: a study in public economy. New York: McGraw-Hill, 1959.

OATES, W. E. **Fiscal federalism**. New York: Harcourt Brace Jovanovich, 1972.

_____. An essay on fiscal federalism. **Journal of Economic Literature**, v. 37, p. 1120-1149, 1999.

QUIGLEY, J. M.; SMOLENSKY, E. Conflitcts among levels of government in a federal system. **Public Finance**, v. 47, p. 202-215, 1992.

RIOS, M. E.; COSTA, J. S. O Efeito flypaper nas transferências para os municípios portugueses. **Revista Portuguesa de Estudos Regionais**, n. 8, p. 85-108, 2005.

ROEMER, J. **Political competition**. Cambridge: Harvard University Press, 2001.

ROEMER, J.; SILVESTRE, J. The "flypaper effect" is not an anomaly. Journal of Public Economic Theory, v. 4, n. 1, p. 1-17, 2002.

ROMER, T.; ROSENTHAL, H. An institutional theory of the effect of intergovernmental grants. **National Tax Journal**, v. 33, p. 451-458, 1980.

ROUBINI, N.; SACHS, J. D. Political and economic determinants of dudget deficits in the industrial democracies. **European Economic Review**, v. 33, p. 903-938, 1989.

SAKURAI, S. N. Efeitos assimétricos das transferências governamentais sobre os gastos públicos locais: evidências em painel para os municípios brasileiros. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 43, n. 2, p. 309-332, 2013.

SARUC, N. T.; SAGBAS, I. The surge impact of the flypaper effect, substitution and stimulation effect on local tax effort in Turkey. **International Research Journal of Finance and Economics**, v. 13, p. 42-49, 2008.

STRUMPF, K. S. A predictive index for the flypaper effect. **Journal of Public Economics**, Amsterdam, v. 69, n. 3, p. 389-412, 1998.

TIEBOUT, C. M. A pure theory of local expenditures. **Journal of Political Economy**, n. 64, p. 416-424, 1956.

TOVMO, P.; FALCH, T. The flypaper effect and political strength. **Economics of Governance**, v. 3, p. 153-170, 2002.

TURNBULL, G. K.; NIHO, Y. The optimal property tax with mobile on residential capital. **Journal of Public Economics**, v. 29, p. 223-239, 1986.

WAGNER, A. **Three extracts on public finance**. London: Macmillan, 1983.

WEHNER, J. Cabinet structure and fiscal policy outcomes. **European Journal of Political Research**, v. 49, p. 631-653, 2010.

WORTHINGTON, A. C.; DOLLERY, B. E. Fiscal Illusion and the Australian local government grants process: how sticky is the flypaper effect? **Public Choice**, v. 99, p. 1-13, 1999.

WYCKOFF, P. G. A bureaucratic theory of flypaper effects. **Journal of Urban Economics**, v. 23, p. 115-129, 1988.

BIBLIOGRAFIA COMPLEMENTAR

BRASIL. Ministério da Fazenda. Secretaria do Tesouro Nacional. **O que você precisa saber sobre as transferências constitucionais e legais – Fundo de Participação dos Municípios**. Brasília: MF, 2012. Disponível em: <https://goo.gl/QFiwmj>. Acesso em: 10 ago. 2013.

_____. Tribunal Superior Eleitoral. **Repositório de dados eleitorais**. Brasília: TSE, 2013. Disponível em: <https://goo.gl/gUH8om>. Acesso em: 7 fev. 2013.

HOLTZ-EAKIN, D. The revenues-expenditure nexus: evidence from local government data. **International Economic Review**, v. 30, n. 3, p. 415-429, 1989.

IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Censo 2010**. Rio de Janeiro: IBGE, 2010. Disponível em: <https://goo.gl/baJyyh>. Acesso em: 1º jul. 2013.

MONTE, E. Z. Demanda por serviços públicos nos municípios do Espírito Santo: uma abordagem empírica. **Revista de Economia**, v. 38, n. 1, p. 93-107, 2012.

RESENHA DE *POR QUE O BRASIL CRESCE POUCO? DESIGUALDADE, DEMOCRACIA E BAIXO CRESCIMENTO NO PAÍS DO FUTURO*

Daniel Suliano[1]

A obra de Marcos Mendes (2014), intitulada *Por que o Brasil Cresce Pouco? Desigualdade, Democracia e Baixo Crescimento no País do Futuro*, representa um marco na literatura econômica brasileira, ao abordar o tema crescimento econômico fazendo uso de elementos de natureza institucional e de economia política, raro nos livros nacionais, embora cada vez mais essencial.

Entender os fatores históricos no processo de desenvolvimento econômico e social brasileiro carece ainda de material analítico no campo econômico. Em Senna (1996) foi feita relevante contribuição sob uma perspectiva socioeconômica e cultural, ao se comparar a gênese da formação colonial brasileira com a dos Estados Unidos, bem como suas distintas trajetórias.

Já o tema desigualdade foi objeto de curiosidade dos pesquisadores a partir das primeiras bases de dados públicas em forma de microdados. Langoni (2005) destacou-se como obra de referência ao analisar a evolução e os determinantes da desigualdade de renda, com ênfase na questão educacional em contexto de forte crescimento econômico. Desde então, as pesquisas pautaram-se no binômio desigualdade-educação, em que o segundo seria a principal causa do primeiro.[2]

Mas, como destacam Levitt e Dubner (2014), entender as causas fundamentais dos grandes problemas enfrentados pela sociedade é como pintura dos cabelos: a verdade está na raiz. No livro de Mendes (2014) essa questão torna-se o argumento central, ao conjugar ambiente democrático e alta desigualdade, elementos que acabam gerando baixo crescimento. Nesse contexto, a gênese para entender os intermitentes "voos de galinha" da economia brasileira passa impreterivelmente sobre o modo de organização de nossa sociedade, ponto em que a obra revela valiosa contribuição à literatura econômica nacional.

Destaca-se que o autor é discordante a pontuações elencadas nos estudos de Alston *et. al.* (2012 *apud* Mendes, 2014) e Acemoglu e Robinson (2012 *apud*

---

1. Analista de políticas públicas no Instituto de Pesquisa e Estratégia Econômica do Ceará (Ipece). *E-mail*: <danielsuliano@yahoo.com.br>.

2. A década de 2000 foi caracterizada por queda contínua e robusta no grau de desigualdade em um ambiente de razoável crescimento econômico. Desde o surgimento da coleta sistemática de dados em pesquisas domiciliares esse período notabilizou-se como uma das menores desigualdades nos últimos quarenta anos. Uma coletânea de artigos organizados em dois volumes em Barros, Foguel e Ulyssea (2007a; 2007b) analisou os fatores determinantes, entre eles a educação.

Mendes, 2014), mas coincidente ao de Lisboa e Latif (2013 *apud* Mendes, 2014), que diagnosticam alto grau de *rent-seeking* no Brasil, sendo esta uma causa fundamental para o baixo crescimento. No que compete à dissonância, Mendes (2014) enfatiza a perspectiva benevolente que os dois primeiros estudos realçam com relação à sociedade brasileira, de modo que ela tenha decidido harmoniosa e consensualmente ser menos desigual, ou mesmo que a redemocratização na nova república tenha quebrado o ciclo de dominância da elite econômica estabelecida.

Na verdade, sua tese deixa claro que há um caminho oposto tal que não existe amplo consenso social que leve a sociedade brasileira como um todo a buscar maior igualdade, o que torna conflituosos os diversos e heterogêneos grupos sociais, cada um tentando obter do Estado mais benefícios, proteção regulatória e menor pagamento de tributos. Neste clima de desacordo social, diversas políticas que favorecem alguns grupos, mas prejudicam a coletividade, têm sido postas em prática, travando a eficiência e o crescimento econômico.

Mendes (2014) também destaca que a estabilidade política e social vem sendo mantida pelo setor público, redistribuindo renda em favor de grupos com poder de pressão e colocando "panos quentes" nos conflitos. Assim, o governo passa a funcionar como uma central de distribuição de rendas e de regulação protetora para diversos grupos sociais. Resultado: a despesa pública disparou, tendo o orçamento e a regulação da economia se tornado as principais ferramentas de distribuição de renda e patrimônio em favor dos pobres (políticas sociais), dos ricos (políticas industriais) e de grupos intermediários (emprego público, previdência pública privilegiada etc.). A consequência é um modelo de baixo crescimento, com "redistribuição dissipativa".

No primeiro capítulo, o objetivo é mostrar que a taxa média de crescimento do produto interno bruto (PIB) brasileiro desde meados da década de 1980, período em que se inicia uma nova ordem constitucional e estabilidade democrática na era republicana, tem sido medíocre, apresentando, para tanto, dez fatos estilizados da economia brasileira que constituem as causas imediatas desse baixo desempenho.

1) Fato estilizado 1: a despesa corrente primária cresce de forma persistente.
2) Fato estilizado 2: carga tributária elevada.
3) Fato estilizado 3: a poupança pública do setor público é negativa.
4) Fato estilizado 4: altas taxas de juros.
5) Fato estilizado 5: gargalos de infraestrutura.
6) Fato estilizado 6: forte crescimento real do salário mínimo.
7) Fato estilizado 7: economia fechada ao comércio internacional.

8) Fato estilizado 8: incerteza jurídica e baixa proteção aos direitos de propriedade.

9) Fato estilizado 9: grande número de empresas pequenas, informais e improdutivas.

10) Fato estilizado 10: atraso educacional.

Esses fatos estilizados são apresentados como peças do quebra-cabeça que Mendes (2014) considera como sintomas ou causas imediatas. É um diagnóstico cirúrgico dentro do *mainstream* econômico brasileiro. Tome-se, por exemplo, as altas taxas de juros (fato estilizado 4).

Alguns economistas brasileiros com larga influência e com voz vibrante na imprensa ainda endossam que os juros altos são causas, e não sintomas do baixo desempenho da economia. Na visão do autor da obra, é exatamente o contrário. Sob esse prisma, entender os fatos como sintomas, e não causas, é questão primordial para se ter um diagnóstico preciso do real problema, já que o senso comum não cede com facilidade, como bem destacam Levitt e Dubner (2014), ao descreverem a hercúlea tarefa dos laureados Barry Marshall e Robin Warren em tratar a causa essencial da úlcera em uma época em que todo mundo se limitava a tratar seus sintomas.

Outro fato pertinente e tabu no pensamento nacional é a economia fechada ao comércio internacional (fato estilizado 7). Esse sintoma é um desafio no Brasil por dois motivos em particular. Em primeiro lugar, como destaca Pessôa (2013), a falta de convicção da elite dirigente nas instituições liberais produz ciclos que acabam reduzindo nosso potencial de crescimento. Adicionalmente, Zingales (2015) chama a atenção que, mesmo nos Estados Unidos, país que construiu um sistema capitalista que se aproxima mais do que qualquer outro do ideal de livre mercado, liberdade econômica e concorrência aberta, sua crescente desigualdade tem enfraquecido o credo popular a favor do sistema.

Não obstante a análise descrita no segundo capítulo para discorrer a persistência e a perpetuação da desigualdade brasileira seja uma abordagem que contempla uma análise recente a partir de microdados via pesquisas domiciliares, estudos heurísticos para dados do século XIX mensuram um coeficiente de Gini de 0,55 em 1872, revelando o quão cristalina é a desigualdade no Brasil (Villela, 2013).

No âmbito do terceiro capítulo, o mais extenso do texto, o argumento central é que tipicamente há, em sociedades desiguais, um núcleo central de pessoas muito ricas, com poder econômico e influência política que podem ser usados para contornar as leis e lhes permitir apropriar rendas. Assim, a tendência é de se ter menor concorrência e incentivos insuficientes para aumentar a produtividade, acumular capital físico e humano e explorar recursos naturais de forma eficiente. No longo prazo, isso se traduz em menor crescimento.

O resultado pode ser não apenas uma menor taxa de crescimento, mas também um ciclo vicioso, que reforçam a desigualdade por meio da concentração de investimentos, de capital humano, de acesso ao crédito, de riqueza e de poder. Apenas aqueles capazes de se proteger contra a expropriação podem se manter ou se tornar ricos.

O ponto-chave que é ressaltado, e daí a importância da obra a partir de uma visão da história econômica e da economia política, é que as condições econômicas e sociais existentes no momento da colonização podem definir uma trajetória de desigualdade e baixa qualidade institucional por vários séculos.

Particularmente no Brasil vem sendo consolidada uma literatura que trata da relação entre desigualdade, instituições extrativas e *rent-seeking*, sendo algumas delas amplamente exploradas no capítulo. Naritomi *et al.* (2012 *apud* Mendes, 2014), por exemplo, é um artigo citado que obtém evidências de como as condições iniciais de colonização do Brasil geraram instituições prejudiciais ao crescimento econômico que persistem até o presente.

Como bem destacado na obra, esse processo consolidou-se com o nacional-desenvolvimentismo, ideologia bastante forte até o presente e caracterizada pela ideia de que o desenvolvimento decorre da industrialização. Nesse contexto, os grupos sociais que detêm capital e podem investir em indústrias são protegidos pelo governo, sendo a concorrência dos produtos importados um instrumento de geração de lucros elevados via proteção.

O capítulo 4 analisa que a coexistência de um alto grau de desigualdade com um regime político democrático leva à adoção de políticas públicas voltadas à redistribuição de renda e à redução da pobreza. Como bem lembrado pelo autor, após a redemocratização o lema vigente no regime militar "fazer o bolo crescer para depois redistribuir" foi rapidamente alterado para "tudo pelo social", frase perenemente repetida pelo primeiro presidente da era democrática, José Sarney.

Nesse sentido, políticas públicas redistributivas são feitas por meio de: a) gastos públicos em programas voltados para os mais pobres; e b) regulação econômica (leis acerca do valor do salário mínimo e dos direitos trabalhistas, por exemplo). Não obstante sejam bem-sucedidas em reduzir a desigualdade, essas políticas podem gerar efeitos colaterais nocivos ao crescimento econômico, tendo como resultado o modelo de baixo crescimento com redistribuição dissipativa, tema central da obra.

Na sequência, o capítulo 5 analisa como os segmentos intermediários da distribuição de renda participam do jogo redistributivo, obtendo vantagens e subsídios e aumentando ainda mais a intensidade da disputa por rendas na sociedade, bem como seus efeitos adversos sobre o crescimento econômico.

É sintomático o discurso "universidade pública, gratuita e de qualidade para todos", muito bem empregado na obra e que utiliza do argumento falacioso que a cobrança do ensino universitário seria barreira de acesso dos pobres. Como bem lembram Leal e Werlang (1991) em um estudo clássico desse tema, a gratuidade do ensino superior brasileiro eleva ainda mais a desigualdade, na medida em que favorece aqueles cujas famílias estão em condições de educá-los nas melhores escolas e terem boas classificações nos vestibulares.

A mensagem final do livro chama atenção da literatura econômica, que tem avançado na análise de argumentos *comportamentais* para explicar a persistência da pobreza e justificar o uso de políticas redistributivas que auxiliem os pobres a ter um comportamento favorável à ascensão social e ao crescimento econômico (Banerjee e Duflo, 2011 *apud* Mendes, 2014). Com efeito, o pobre é um sujeito que não consegue planejar seu futuro e tomar decisões visando melhorar de vida nos próximos anos porque sua mente está concentrada na sobrevivência cotidiana, sem "espaço mental" para lidar com o planejamento de médio e longo prazos.

A obra também registra a possibilidade de o país estar preso em uma armadilha, na medida em que a taxa de crescimento que resulta da redistribuição é muito baixa ou negativa (devido ao impacto macroeconômico negativo das políticas redistributivas), e aquilo que o governo redistribui torna-se cada vez menor ano após ano. Como bem descrito no texto: "a desigualdade de renda é tão pronunciada que desencoraja uma nova acumulação de crescimento" (Persson e Tabellini, 1994 *apud* Mendes, 2014).

Nas duas últimas seções do capítulo final é feita uma reflexão de cenários possíveis de longo prazo, bem como medidas (algumas dignas de estadistas) para uma real redução da desigualdade e estímulo ao crescimento sustentado.

Em um primeiro cenário, é retomada a discussão do estudo de Alston *et al.* (2012 *apud* Mendes, 2014) com relação a uma visão positiva do processo redistributivo no Brasil, em que se acredita que a sociedade brasileira já teria atingindo o consenso acerca de dois pontos fundamentais: a) a necessidade de reduzir a desigualdade; e b) a importância do equilíbrio fiscal e da estabilidade de preços. Assim, ainda que de forma lenta, o país caminharia em direção ao ciclo virtuoso, tendendo a passar do estágio de distribuição dissipativa para um quadro de "inclusão eficiente": redução da desigualdade e crescimento econômico acelerado.

Todavia, o próprio autor chama a atenção para o fato de não estar claro que a maioria da sociedade brasileira, ou a classe política, que toma decisões em seu nome, esteja convencida de que a estabilidade fiscal é condição necessária para o equilíbrio macroeconômico e para o crescimento.

Na verdade, Mendes (2014) destaca a alta repulsa (e receio dos políticos em tocar no assunto) a reformas da Previdência Social e à alteração da política de ajustes do salário mínimo acima da produtividade do trabalho, não obstante sejam essas as principais fontes de instabilidade fiscal, no presente e no futuro.

Em um segundo cenário, mais condizente com a realidade atual, as pressões redistributivas e a motivação *rent-seeking* permanecem mais vivas do que nunca e tenderiam a se intensificar caso o país permanecesse em um quadro de baixo crescimento. É emblemática a citação do ditado popular: "farinha pouca, meu pirão primeiro".

São destacados também os protestos de junho de 2013 como um sintoma ou mesmo esgotamento da falta de recursos para manter o atual sistema de privilégios. Com efeito, todos começaram a reclamar porque o cobertor está ficando curto e não é possível manter o sistema de privilégios generalizados e custos dispersos e ocultos. No caso, começa a ficar grande o somatório dos inúmeros pequenos custos gerados pelas políticas, podendo chegar a uma crise política em que a própria democracia passe a correr risco.

Por fim, destaca que é preciso "jogar na defesa", defendendo regras de controle fiscal que impeçam a expansão populista de políticas em favor de grupos específicos. Quanto mais rígida a restrição fiscal imposta ao Estado, mais difícil será para que grupos de interesse aprovem benefícios a seu favor. Respeito à Lei de Responsabilidade Fiscal (LRF), obediência a limites de endividamento, respeito às regras contábeis e de transparência das contas públicas são essenciais. "Jogar na defesa" também significa trabalhar para bloquear "contrarreformas" que tenham por objetivo recuperar privilégios já cortados ou expandir benefícios já existentes.

REFERÊNCIAS

BARROS, R. P.; FOGUEL, M. N.; ULYSSEA, G. (Orgs.). **Desigualdade de renda no Brasil**: uma análise da queda recente. Brasília: Ipea, 2007a. v. 1.

_____; _____; _____. (Orgs.). **Desigualdade de renda no Brasil**: uma análise da queda recente. Brasília: Ipea, 2007b. v. 2.

LANGONI, C. G. **Distribuição de renda e desenvolvimento econômico no Brasil**. Rio de Janeiro: FGV, 2005.

LEAL, C. I. S.; WERLANG, S. R. C. Retornos em educação no Brasil: 1976/89. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Rio de Janeiro, v. 21, n. 3, p. 559-574, 1991.

LEVITT, S.; DUBNER, S. **Pense como um Freak**: como pensar de maneira mais inteligente sobre quase tudo. Rio de Janeiro: Campus, 2014.

MENDES, M. **Por que o Brasil cresce pouco?** Desigualdade, democracia e baixo crescimento no país do futuro. Rio de Janeiro: Campus, 2014.

PESSÔA, S. Por que Dilma é o novo Geisel... **Época**, 20 abr. 2013. Disponível em: <https://glo.bo/2LsSDyE>. Acesso em: 18 dez. 2018.

SENNA, J. J. **Os parceiros do rei**: herança cultural e desenvolvimento econômico no Brasil. Rio de Janeiro: Topbooks, 1996.

VILLELA, A. O desenvolvimento econômico no Brasil pré-1945. *In:* VELOSO, F. *et al.* (Orgs.). **Desenvolvimento econômico**: uma perspectiva brasileira. Rio de Janeiro: Campus, 2013.

ZINGALES, L. **Um capitalismo para o povo**: reencontrando a chave da prosperidade americana. São Paulo: Bei, 2015.

Ipea – Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada

Assessoria de Imprensa e Comunicação

EDITORIAL

Coordenação
Ipea

Revisão e editoração
Editorar Multimídia

Capa
Luís Cláudio Cardoso da Silva

Projeto Gráfico
Renato Rodrigues Bueno

The manuscripts in languages other than Portuguese published herein have not been proofread.

Composto em Adobe Garamond Pro 11 (texto)
Frutiger 67 Bold Condensed (títulos, gráficos e tabelas)
Brasília-DF

Logotipo/slogan de governo removido em observancia ao disposto no art. 40 da Lei n 9.504/1997

Missão do Ipea

Aprimorar as políticas públicas essenciais ao desenvolvimento brasileiro por meio da produção e disseminação de conhecimentos e da assessoria ao Estado nas suas decisões estratégicas.

ISSN 0100-0551

Apoio editorial

CNPq

ipea Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada

MINISTÉRIO DO PLANEJAMENTO, DESENVOLVIMENTO E GESTÃO