

**EXPECTATIVAS DE INFLAÇÃO, METAS PERCEBIDAS PELOS AGENTES
E CREDIBILIDADE DAS AUTORIDADES MONETÁRIAS**

Luciano Vereda
Victor Mamede
Daniel Karp
Renato Lerípio

IMPACTOS DE BEM-ESTAR DA PRIVATIZAÇÃO DE INFRAESTRUTURA

Ricardo A. de Castro Pereira
Pedro Cavalcanti Ferreira
Arley Rodrigues Bezerra

É POSSÍVEL A INFLAÇÃO BRASILEIRA SER AFETADA PELA TRIBUTAÇÃO?

José Laurindo de Almeida

**VOU DE TÁXI? UMA ANÁLISE DA OFERTA DE TRABALHO
DE MOTORISTAS DE TÁXI NO BRASIL**

Cristiano Aguiar de Oliveira
Gabriel Costeira Machado

**ELITES POLÍTICAS, IDEOLOGIA E GASTO PÚBLICO
NAS PEQUENAS CIDADES BRASILEIRAS**

Willson Gerigk
Adriano Codato

**PRODUTIVIDADE E MERCADO DE TRABALHO NO SETOR DE SERVIÇOS NO BRASIL:
AVANÇOS E PERSISTÊNCIA DAS DESIGUALDADES NO PERÍODO 2004-201**

João Saboia
Lucia Kubrusly
Fernanda Baeta Neves
João Vitor Pereira
Luiz Hermida

**ESTRUTURA PRODUTIVA E DISTRIBUIÇÃO INTERPESSOAL DE RENDA
NO ESTADO DA BAHIA**

Libania Araújo Silva
Luiz Carlos Santana Ribeiro
Kênia Barreiro de Souza

**pesquisa e planejamento
econômico - ppe**

ipea

Governo Federal

Ministério da Economia

Ministro Paulo Guedes

ipea

Instituto de Pesquisa
Econômica Aplicada

Fundação pública vinculada ao Ministério da Economia, 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

Carlos von Doellinger

Diretor de Desenvolvimento Institucional

Manoel Rodrigues Junior

Diretora de Estudos e Políticas do Estado, das Instituições e da Democracia

Flávia de Holanda Schmidt

Diretor de Estudos e Políticas Macroeconômicas

José Ronaldo de Castro Souza Júnior

Diretor de Estudos e Políticas Regionais, Urbanas e Ambientais

Nilo Luiz Saccaro Júnior

Diretor de Estudos e Políticas Setoriais de Inovação e Infraestrutura

André Tortato Rauen

Diretora de Estudos e Políticas Sociais

Lenita Maria Turchi

Diretor de Estudos e Relações Econômicas e Políticas Internacionais

Ivan Tiago Machado Oliveira

Assessor-chefe de Imprensa e Comunicação

André Reis Diniz

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*, a PPE é publicada em abril, agosto e dezembro.

Corpo Editorial

Editor

Maurício 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 2020

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)

DOI: <http://dx.doi.org/10.38116/ppev50n3>

As publicações do Ipea estão disponíveis para *download* gratuito nos formatos PDF (todas) e EPUB (livros e periódicos).
Acesse: <http://www.ipea.gov.br/portal/publicacoes>

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 do Ministério da Economia.

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

SUMÁRIO

EXPECTATIVAS DE INFLAÇÃO, METAS PERCEBIDAS PELOS AGENTES E CREDIBILIDADE DAS AUTORIDADES MONETÁRIAS 7

Luciano Vereda
Victor Mamede
Daniel Karp
Renato Lerípio

IMPACTOS DE BEM-ESTAR DA PRIVATIZAÇÃO DE INFRAESTRUTURA 39

Ricardo A. de Castro Pereira
Pedro Cavalcanti Ferreira
Arley Rodrigues Bezerra

É POSSÍVEL A INFLAÇÃO BRASILEIRA SER AFETADA PELA TRIBUTAÇÃO? 67

José Laurindo de Almeida

VOU DE TÁXI? UMA ANÁLISE DA OFERTA DE TRABALHO DE MOTORISTAS DE TÁXI NO BRASIL 103

Cristiano Aguiar de Oliveira
Gabriel Costeira Machado

ELITES POLÍTICAS, IDEOLOGIA E GASTO PÚBLICO NAS PEQUENAS CIDADES BRASILEIRAS 125

Willson Gerigk
Adriano Codato

PRODUTIVIDADE E MERCADO DE TRABALHO NO SETOR DE SERVIÇOS NO BRASIL: AVANÇOS E PERSISTÊNCIA DAS DESIGUALDADES NO PERÍODO 2004-201 159

João Saboia
Lucia Kubrusly
Fernanda Baeta Neves
João Vitor Pereira
Luiz Hermida

ESTRUTURA PRODUTIVA E DISTRIBUIÇÃO INTERPESSOAL DE RENDA NO ESTADO DA BAHIA 199

Libania Araújo Silva
Luiz Carlos Santana Ribeiro
Kênia Barreiro de Souza

CONTENTS

INFLATION EXPECTATIONS, IMPLICIT TARGETS AND THE CREDIBILITY OF MONETARY AUTHORITIES 7

Luciano Vereda
Victor Mamede
Daniel Karp
Renato Lerípio

WELFARE EFFECTS OF INFRASTRUCTURE PRIVATIZATION 39

Ricardo A. de Castro Pereira
Pedro Cavalcanti Ferreira
Arley Rodrigues Bezerra

IS IT POSSIBLE THAT BRAZILIAN INFLATION IS AFFECTED BY TAXATION? 67

José Laurindo de Almeida

SHOULD I GO BY TAXI? AN ANALYSIS OF THE TAXI DRIVERS' LABOR SUPPLY IN BRAZIL 103

Cristiano Aguiar de Oliveira
Gabriel Costeira Machado

POLITICAL ELITES, IDEOLOGY AND PUBLIC SPENDING IN SMALL BRAZILIAN CITIES 125

Willson Gerigk
Adriano Codato

PRODUCTIVITY AND LABOR MARKET IN THE SERVICES SECTOR IN BRAZIL: ADVANCES AND PERSISTENCE OF INEQUALITIES IN THE 2004-2015 PERIOD 159

João Saboia
Lucia Kubrusly
Fernanda Baeta Neves
João Vitor Pereira
Luiz Hermida

PRODUCTIVE STRUCTURE AND INTERPERSONAL INCOME DISTRIBUTION IN THE BRAZILIAN STATE OF BAHIA 199

Libania Araújo Silva
Luiz Carlos Santana Ribeiro
Kênia Barreiro de Souza

EXPECTATIVAS DE INFLAÇÃO, METAS PERCEBIDAS PELOS AGENTES E CREDIBILIDADE DAS AUTORIDADES MONETÁRIAS¹

Luciano Vereda²

Victor Mamede³

Daniel Karp⁴

Renato Lerípio⁵

Neste trabalho, utilizamos a dinâmica observada da taxa de inflação e da estrutura a termo das expectativas de inflação futura (relativas aos horizontes prospectivos de 12, 24, 36 e 48 meses) para estimar a trajetória da tendência de longo prazo da inflação. Essa tendência é tratada como uma variável latente em um modelo em espaço de estado, sendo estimada utilizando o filtro de Kalman. Comparando os seus valores com a meta de inflação perseguida pelo Banco Central do Brasil (BCB), consegue-se avaliar a ancoragem das expectativas e a credibilidade das autoridades monetárias. Observamos movimentos acentuados da credibilidade entre novembro de 2001 e setembro de 2019, com uma deterioração contínua iniciada em meados de 2007 e interrompida em 2016.

Palavras-chave: credibilidade; política monetária; expectativas de inflação; metas implícitas.

INFLATION EXPECTATIONS, IMPLICIT TARGETS AND THE CREDIBILITY OF MONETARY AUTHORITIES

This paper explores the dynamics of the inflation rate and the term structure of expected inflation (which refers to the 12, 24, 36 and 48 months-ahead inflation expectations) to estimate the path of the long-term inflation trend. This trend is treated as a latent variable in a state space model, which is then estimated using the Kalman filter. The trend is compared with the inflation target pursued by the Central Bank of Brazil (CBB), which allows assessing the anchoring of inflation expectations and monetary policy credibility. Overall, we show that there were sizeable changes in CBB's credibility between November 2001 and September 2019, with a continuous deterioration since mid-2007 and a recovery starting in 2016.

Keywords: credibility; monetary policy; inflation expectations; perceived targets.

JEL: C22; E31; E32; E52.

1. DOI: <http://dx.doi.org/10.38116/ppe50n3art1>

2. Professor associado da Faculdade de Economia da Universidade Federal Fluminense (UFF). *E-mail:* <lvereda@gmail.com>.

3. Economista da Gerência Executiva de Performance e Orçamento (Gepor) da Petrobras Transporte S.A. (Transpetro). *E-mail:* <victorhfmamede@gmail.com>.

4. Economista sênior do Departamento de Pesquisa Macroeconômica do Banco Santander Brasil. *E-mail:* <danielkarp@id.uff.br>.

5. Analista sênior do departamento de pesquisa quantitativa da Itaú Asset Management. *E-mail:* <leripioreonato@gmail.com>.

1 INTRODUÇÃO

A credibilidade das autoridades monetárias é fundamental para o bem-estar social e a estabilidade econômica.⁶ Devido à sua importância, vários autores trataram de defini-la e de propor maneiras de medi-la empiricamente. Há várias definições elucidativas,⁷ sendo algumas adequadas a testes empíricos. Um bom exemplo é a definição de Bordo e Siklos (2015, p. 2), segundo quem “(...) *credibility is best thought of as a flow like variable that changes as observed inflation is seen to deviate from a time-varying inflation objective, which need not be explicit or publicly announced*”.

Com relação à sua medição, os artigos mais recentes focam na construção de *proxies* passíveis de serem calculadas em tempo real. Como a credibilidade é uma variável que não pode ser observada diretamente, vários artigos da literatura internacional propõem utilizar modelos em espaço de estado estimados por máxima verossimilhança em conjunto com as recursões de Kalman. Neste trabalho, optamos por aplicar o modelo proposto por Kozicki e Tinsley (2012), que é um dos mais relevantes. De acordo com ele, tanto a inflação quanto as suas expectativas para diversos horizontes refletem valores defasados da taxa de inflação e uma componente que captura a sua tendência de longo prazo. Após escrever o modelo na forma de espaço de estado e estimá-lo, os autores obtêm a trajetória temporal da inflação de longo prazo percebida pelos agentes – que Kozicki e Tinsley (2012) denominam *shifting inflation endpoint*. Comparando os seus valores com as metas de inflação perseguidas pelas autoridades monetárias, mede-se a credibilidade no espírito proposto por Bordo e Siklos (2015), ou seja, com base na distância entre as duas séries.

Consideramos a aplicação dessa metodologia ao caso brasileiro relevante por alguns motivos. Além de ser pioneira, ela corrige dois aspectos da literatura brasileira sobre o tema. O primeiro é que a maior parte dos trabalhos utiliza as expectativas para a inflação acumulada nos próximos doze meses a fim de avaliar a credibilidade das autoridades monetárias.⁸ No entanto, a tendência internacional (De Pooter *et al.*, 2014; Demertzis, Marcellino e Viegi, 2012) é utilizar expectativas para prazos

6. Vários trabalhos embasam essa visão, como as contribuições seminais de Kydland e Prescott (1977) e Barro e Gordon (1983). O primeiro trabalho mostra que autoridades monetárias atuando discricionariamente não maximizam o bem-estar social, enquanto que o segundo demonstra que banqueiros centrais preocupados com a sua reputação podem fazer a economia operar próxima do equilíbrio com comprometimento, este sim considerado ótimo. Outro trabalho digno de nota é Blinder (2000), que mostra como banqueiros centrais e economistas em geral enxergam a importância da credibilidade e as estratégias disponíveis para construí-la.

7. Por exemplo, Cukierman e Meltzer (1986, p. 1.108) definem credibilidade como “(...) *the absolute value of the difference between the policymaker’s plans and the public’s beliefs about those plans*”, enquanto Blinder (2000, p. 64-65) relaciona credibilidade com a capacidade de as autoridades monetárias convencerem o público de que os seus pronunciamentos são críveis, “(...) *even though you are bound by no rule and may have an incentive to renege*”.

8. Na seção 2 fazemos uma breve análise da literatura brasileira, ressaltando este aspecto e enfatizando também a escassa utilização de modelos em espaço de estado.

mais longos, que propiciam melhores avaliações.⁹ Como a metodologia proposta por Kozicki e Tinsley gera uma medida da tendência de longo prazo da taxa de inflação (que pode ser vista como a percepção que os agentes econômicos têm da meta de inflação que o Banco Central do Brasil – BCB persegue no longo prazo), ela contorna essa limitação.¹⁰

O segundo aspecto é o pressuposto implícito de que as expectativas de inflação informadas em pesquisas refletem com exatidão as crenças dos agentes que as fornecem. Veremos na seção 2 que esse pressuposto é problemático. Logo, modelos que não o adotam têm potencial para retratar melhor o comportamento da credibilidade. Mais uma vez o modelo de Kozicki e Tinsley surge como uma alternativa, pois a tendência de longo prazo da taxa de inflação não é estimada supondo que as expectativas de inflação coletadas em pesquisas sejam indicadores perfeitos das expectativas verdadeiras (ou ideais) dos agentes econômicos.

Por fim, a última contribuição é adaptar o modelo de Kozicki e Tinsley (2012) aos dados disponíveis no Brasil, onde a divulgação das expectativas para prazos mais longos (que são os mais importantes para estimar a tendência de longo prazo da taxa de inflação) só começou em fins de 2001. Isto faz com que a amostra de estimação disponível no Brasil difira daquela utilizada por Kozicki e Tinsley, recomendando mudanças no modelo original sem prejudicar a sua capacidade de estimar a *shifting inflation endpoint*.¹¹

Com relação aos exercícios empíricos, o modelo adaptado foi estimado com dados mensais relativos à inflação observada e à estrutura a termo das expectativas de inflação futura, que contém projeções para os horizontes de 12, 24, 36 e 48 meses. Os seus vértices foram interpolados seguindo Doornik, Fritsche e Slacalek (2012), que sugerem um método simples para obtê-los com base nas projeções de mercado para a inflação acumulada no ano corrente, no ano seguinte e nos três anos imediatamente posteriores. Todos os dados primários foram extraídos do sítio administrado pelo BCB e se referem ao período entre novembro de 2001 e setembro de 2019.

9. Conforme dito em De Pooter *et al.* (2014, p. 338): “*Emerging-market economies (EMEs) tend to be subject to particularly large and frequent disturbances to the economy (...) and these disturbances at times can drive inflation away from the target. Furthermore, monetary policy influences inflation with a considerable lag and there is uncertainty about the transmission process itself. These circumstances will influence inflation expectations over the short and medium term. But if the central bank is viewed as being credibly committed to bringing inflation back to the inflation goal, shocks that affect inflation should be viewed as transitory and should therefore not influence long-term inflation expectations*”.

10. Devemos ressaltar que a estimação da tendência de longo prazo da taxa de inflação não serve apenas para avaliar a credibilidade das autoridades monetárias, nem tampouco interessa somente a acadêmicos e *policymakers*. Com efeito, esta medida é útil para quaisquer agentes que precisam tomar decisões para horizontes longos (como adquirir ativos financeiros/contrair dívidas de longo prazo e implementar projetos de investimento de longa maturação).

11. Em essência, nós optamos por limitar o número de parâmetros da lei de movimento da taxa de inflação mensal e aumentar o número de expectativas tratadas nas equações de medição. Mais detalhes podem ser vistos na seção 3.

Os exercícios mostram que houve uma deterioração contínua da credibilidade das autoridades monetárias brasileiras entre 2007 e 2016, seguida de uma rápida recuperação desencadeada pela troca de comando do BCB realizada em junho desse ano. Os resultados também sugerem que as medidas usuais de credibilidade calculadas com base nas expectativas de inflação para os próximos doze meses tendem a exagerar a sua deterioração, ou seja, fornecem um retrato mais “dramático” do que o baseado na tendência de longo prazo da taxa de inflação.

Além desta introdução, esse artigo possui seis seções. A seção 2 faz um apanhado das diversas maneiras de se medir credibilidade propostas nas literaturas nacional e internacional. A seção 3 apresenta o modelo econométrico proposto por Kozicki e Tinsley (2012) e a variante que levamos a dados brasileiros. A seção 4 descreve os dados utilizados e a metodologia que seguimos para obter a estrutura a termo das expectativas de inflação futura. A seção 5 apresenta os resultados de estimação do modelo em espaço de estado, analisa a trajetória seguida pela tendência de longo prazo da inflação e faz uma avaliação do sucesso do BCB em ancorar as expectativas de longo prazo. A seção 6 apresenta comparações com os resultados oriundos de outras medidas de credibilidade propostas na literatura, focando no impacto de se utilizar expectativas de longo prazo. O trabalho se encerra com a seção 7, que resume os principais resultados e indica caminhos para pesquisas futuras. Há também o apêndice A, complementando o trabalho e verificando a robustez dos resultados de estimação com relação à amostra utilizada.

2 UMA BREVE REVISÃO DA LITERATURA

Na literatura internacional, a avaliação da credibilidade dos bancos centrais foi abordada por vários autores sob os mais diversos ângulos.¹² Esforços recentes desenvolveram medidas de credibilidade reconhecendo que ela não pode ser observada diretamente, ou seja, que ela deve ser estimada com base no impacto provocado sobre variáveis econômicas e/ou financeiras observáveis. Por conta disso, vários artigos da literatura internacional propõem estudar a credibilidade das autoridades monetárias utilizando modelos em espaço de estado. Bons exemplos são os de Hardouvelis e Barnhart (1989), que estudam a resposta dos preços das *commodities* a mudanças não antecipadas no agregado monetário M1 nos Estados Unidos; e de Demertzis, Marcellino e Viegli (2012), que focam na relação entre a inflação observada e as expectativas de inflação para o horizonte prospectivo de dez anos. Sob a hipótese nula de autoridades monetárias totalmente críveis, as expectativas de inflação de longo prazo se isolam da inflação passada e tendem para uma meta de inflação que, no caso americano, não é explícita.

12. A lista é extensa e inclui Perry (1983), Blanchard (1984), Cukierman e Meltzer (1986), Svensson (1993), Bomfim e Rudebusch (2000), Cecchetti e Krause (2002), Laxton e N'Diaye (2002), Johnson (1998; 2002), Clarida e Waldman (2007), Gürkaynak, Levin e Swanson (2010), Mariscal, Wong e Howells (2011), Bordo e Siklos (2015) e Izyziak e Paloviita (2017).

Na literatura brasileira, a referida ferramenta é usada em Teles e Nemoto (2005), que estimam o modelo de Lucas (1973) para mensurar a magnitude do *trade-off* entre inflação e produto no Brasil; Nogueira (2009), que adota a mesma metodologia para dados de inflação e produto de Suécia, Reino Unido, Brasil e México; e Moreira (2016), que propõe uma equação baseada na curva de Phillips para as expectativas da inflação acumulada nos doze meses seguintes e a estimam, levando em conta que: i) o impacto da inflação passada pode mudar ao longo do tempo; e ii) que o coeficiente que mede esse impacto funciona como uma medida de credibilidade das autoridades monetárias.

A literatura brasileira sobre medidas de credibilidade não obtidas por meio de modelos em espaço de estados é numerosa. Podemos destacar os trabalhos de Nahon e Meurer (2005; 2009), Mendonça (2004), Mendonça e Souza (2007; 2009), Lowenkron e Garcia (2007), Garcia e Guillén (2014) e Silva e Issler (2018).¹³ As quatro primeiras obras se baseiam em Cecchetti e Krause (2002) e propõem medidas que são, em essência, funções das expectativas de inflação para os próximos doze meses, de sua distância com relação à meta de inflação fixada para os próximos doze meses (que é obtida interpolando as metas divulgadas para os anos corrente e seguinte) e da sua relação com os limites superior e inferior da banda de tolerância seguida pelo BCB (que também são interpolados).

Lowenkron e Garcia (2007) investigam duas relações: i) a que existe entre os desvios da meta de inflação estabelecida para os próximos doze meses e a inflação esperada pelos agentes para os próximos doze meses, por um lado, e as surpresas inflacionárias, por outro; e ii) a que existe entre o prêmio de risco inflacionário vigente em operações de doze meses e essas surpresas inflacionárias. Os autores realizam testes econométricos com dados de janeiro de 2002 a março de 2006 a fim de avaliar a credibilidade das autoridades monetárias brasileiras.

Garcia e Guillén (2014), por sua vez, utilizam as expectativas de inflação a nível individual para calcular um índice de credibilidade que depende das probabilidades de um/a agente ser otimista ou pessimista (de acordo com critérios que os autores estabelecem), dado que ele/a foi pessimista no mês anterior. De acordo com os autores, se um banco central (BC) possui credibilidade total, então a probabilidade de um/a agente ser pessimista, dado que ele/a foi pessimista no mês anterior, é a mesma de se tornar otimista.

13. Devemos destacar também três trabalhos estrangeiros, porém focados em economias emergentes e/ou latino-americanas: Mariscal, Powell e Tavella (2014), Sousa e Yetman (2016) e De Pooter *et al.* (2014). Em comum aos três está a inclusão do Brasil na amostra de países estudados, a tentativa de trabalhar com horizontes prospectivos longos (seja em projeções oriundas de *surveys*, seja em expectativas implícitas nas chamadas *break-even inflation rates*) e a execução de testes de ancoragem, ou seja, que medem a sensibilidade das expectativas de médio e longo prazo com relação aos dados mais recentes de inflação (via de regra o último dado disponível no momento em que a projeção é calculada) ou aos anúncios macroeconômicos – à *la* Gürkaynak, Levin e Swanson (2010).

Finalmente, Silva e Issler (2018) utilizam as expectativas de inflação para os próximos doze meses coletadas pelo BCB em um modelo de dados em painel.¹⁴ Sua estimação permite calcular *proxies* das verdadeiras expectativas de inflação dos agentes pesquisados (que são uma função afim da expectativa condicional da inflação), assim como uma banda de confiança de 95% em torno delas. Por fim, os autores avaliam a credibilidade das autoridades monetárias brasileiras verificando se a meta de inflação perseguida pelo BCB está ou não dentro dessa banda.

Os parágrafos anteriores mostram que a maior parte dos trabalhos voltados ao Brasil utiliza as expectativas de inflação para os próximos doze meses como insumo para calcular medidas de credibilidade. Conforme mencionado na seção 1, essa escolha é problemática porque nem sempre as elevações na inflação corrente e nas suas expectativas de curto prazo indicam uma piora na credibilidade – com efeito, esta não se deteriora quando as expectativas de longo prazo permanecem ancoradas. A utilização da metodologia de Kozicki e Tinsley (2012) para estimar a tendência de longo prazo da taxa de inflação e aplicá-la ao cálculo de medidas concretas de credibilidade é, portanto, uma contribuição importante no contexto da literatura nacional.

Outro ponto relevante é que a maior parte dos trabalhos voltados para o Brasil assume implicitamente que as expectativas de inflação informadas em pesquisas são “limpas”, ou seja, que elas espelham com exatidão às crenças dos agentes que as fornecem.¹⁵ A literatura, porém, reúne evidências que sugerem o contrário. De acordo com Forsells e Kenny (2002, p. 10), é possível que “(...) *individuals do not reveal their true expectations when responding to surveys (...)* [Indeed, they] *have little incentive to reveal their true forecasts, since they lose nothing if such forecasts are erroneous*”. Silva e Issler (2018) levantam outros problemas, como a presença de vies e a rigidez informacional que afeta o processo de formação das expectativas. Assim, o reconhecimento de que há diferenças entre as expectativas de inflação “ideais” e aquelas que os agentes informam em pesquisas pode ser importante na avaliação da credibilidade. Mais uma vez, o modelo proposto por Kozicki e Tinsley surge como uma alternativa interessante, pois a tendência de longo prazo da taxa de inflação é estimada supondo que as expectativas de inflação coletadas em pesquisas dependem das suas contrapartes “limpas” (que emanam do modelo assumido para o processo gerador de dados inflacionários) e de ruídos que as afastam dessa referência ideal.

14. Ao contrário da maior parte dos trabalhos aplicados ao Brasil, Silva e Issler (2018) trabalham com as expectativas de cada indivíduo e não com o consenso de mercado, representado pelo valor médio das expectativas reportadas por cada indivíduo.

15. Assim, elas podem ser aplicadas diretamente ao cálculo das diversas medidas de credibilidade propostas na literatura. Os trabalhos de Nahon e Meurer (2005; 2009), Mendonça (2004) e Mendonça e Souza (2007; 2009) são bons exemplos dessa abordagem.

3 O MODELO DE KOZICKI E TINSLEY: VERSÕES ORIGINAL E ADAPTADA

Nesta seção, descrevemos o modelo proposto por Kozicki e Tinsley (2012), assim como a versão que aplicamos a dados brasileiros. As duas versões permitem estimar as expectativas dos agentes acerca do comportamento de longo prazo da taxa de inflação. Ambas exploram a informação contida nas trajetórias observadas da taxa de inflação e das expectativas de inflação para diversos prazos, que são colhidas em pesquisas de opinião.¹⁶ Conforme dito na seção 1, a estimativa da tendência de longo prazo da taxa de inflação ajuda a avaliar a credibilidade das autoridades monetárias, pois não incorpora os efeitos transitórios dos choques e foca naturalmente na questão da ancoragem das expectativas de longo prazo.

Para entender as diferenças entre as duas implementações, é necessário caracterizar os dados utilizados no artigo de Kozicki e Tinsley (2012) e aqueles utilizados neste artigo. Kozicki e Tinsley trabalham com dados mensais da inflação ao consumidor – *consumer price index* (CPI) sem ajustamento sazonal – observados desde 1955. Com relação às expectativas, os autores utilizam a *Livingston Survey* para construir três séries relativas aos horizontes prospectivos de seis meses, doze meses e dez anos. Estas séries, porém, têm uma história limitada: todas contêm duas observações para cada ano, sendo que a série relativa ao horizonte prospectivo de dez anos começa apenas em 1991. Consequentemente, a amostra utilizada por Kozicki e Tinsley é rica em dados de inflação mensal (possuindo algo em torno de seiscentos observações), mas limitada nas expectativas – com efeito, os autores têm em mãos aproximadamente cem observações para os horizontes de seis e doze meses e menos de trinta observações para o horizonte de dez anos. A fim de representar bem o comportamento sazonal da inflação mensal (cujos dados predominam na amostra), os autores utilizam uma estrutura autorregressiva com treze defasagens. Desta maneira, o modelo original tem dezesseis hiperparâmetros e quatro equações de medição, a primeira relativa à inflação mensal e as outras três para as séries de expectativas.

Esta situação contrasta com o caso brasileiro. Em primeiro lugar, é preciso reconhecer que o processo gerador de dados de inflação mensal mudou em 1999, com a adoção dos regimes de metas de inflação e câmbio flutuante. Deste modo, a amostra brasileira contém algo em torno de 240 observações de inflação mensal, o que é menos da metade do número de observações utilizadas por Kozicki e Tinsley. Em se tratando das expectativas, o BCB disponibiliza as projeções de mercado para a inflação acumulada no ano corrente, no ano seguinte e nos três anos posteriores desde novembro de 2001 – ou seja, há mais de duzentas observações mensais de expectativas relativas a horizontes curtos, médios e longos.

16. De acordo com Kozicki e Tinsley (2012), a utilização das expectativas permite capturar mudanças estruturais que ainda não se manifestaram nos dados históricos.

As diferenças entre as duas situações recomendam adaptar o modelo original em duas dimensões. Na primeira, ampliamos o número de equações de medição porque é possível explorar o conteúdo informacional de mais séries de expectativas, todas elas medidas na frequência mensal e contendo mais observações. Na segunda, o menor número de observações da inflação mensal recomenda limitar o número de parâmetros na sua lei de formação. A maneira mais prática de fazer isso é eliminar a preocupação com a sazonalidade, poupando a utilização das treze defasagens. Para isso, estimamos a versão modificada com dados mensais da inflação medida pelo índice de preços no consumidor (IPCA), com ajustamento sazonal e com dados de inflação esperada para horizontes prospectivos múltiplos de doze meses.¹⁷ Após estes ajustes, o modelo passa a contar com quatro hiperparâmetros e cinco equações de medição.

Passemos agora à descrição das duas versões. De acordo com o modelo original, o processo gerador de dados da inflação mensal segue:

$$\pi_t = c_t + \alpha_1\pi_{t-1} + \alpha_2\pi_{t-2} + \alpha_3\pi_{t-3} + \dots + \alpha_{p-1}\pi_{t-p+1} + \alpha_p\pi_{t-p} + \varepsilon_t, \quad (1)$$

em que $c_t = (1 - \alpha_1 - \alpha_2 - \alpha_3 - \dots - \alpha_{p-1} - \alpha_p)\mu_t$. A variável π_t é a taxa de inflação e μ_t a *shifting inflation endpoint*. O número de defasagens p é ajustado em treze para capturar o comportamento sazonal de π_t . O choque ε_t é um ruído branco com distribuição incondicional normal de média zero e desvio padrão σ_ε^2 . A lei de movimento assumida para a *shifting inflation endpoint* é:

$$\mu_t = \mu_{t-1} + \eta_t. \quad (2)$$

Ou seja, a variável μ_t evolui como um passeio aleatório.¹⁸ O choque η_t também é um ruído branco com distribuição incondicional normal de média zero e desvio padrão σ_η^2 . Assume-se que ε_t é ortogonal a η_t .

Definindo $\alpha(L) \triangleq \alpha_1 + \alpha_2L + \dots + \alpha_pL^{p-1}$ e supondo que todas as raízes desse polinômio no operador *lag* estão fora do círculo unitário, é possível demonstrar que $\lim_{k \rightarrow \infty} E_t \pi_{t+k} = \mu_t$. Colocando em palavras, a variável μ_t representa o nível para o qual as expectativas de inflação convergem à medida que o horizonte prospectivo se alonga ou, conforme colocado por Kozicki e Tinsley (2012, p. 153), “(...) *intuitively, because the inflation endpoint is the conditional long-horizon forecast of inflation generated by the model, in a model of private sector expectations it can be thought of as the private sector perception of the inflation target*”.

17. Conforme adiantado na seção 1, extraímos da estrutura a termo das expectativas de inflação futura (que contém expectativas para os horizontes prospectivos de 12, 24, 36 e 48 meses) as séries de expectativas utilizadas para estimar o modelo modificado.

18. Para justificar essa hipótese os autores afirmam que “(...) *the endpoint represents the level at which inflation forecasts are expected to eventually converge... If survey participants could forecast future changes to their perceptions of the level at which inflation would stabilize, then such changes would be immediately incorporated. Consequently, changes in the endpoint should not be forecastable*”.

Definindo o vetor z_t de dimensões $p \times 1$ como $z_t \triangleq [\pi_t \ \pi_{t-1} \ \dots \ \pi_{t-p+1}]^{tr}$ ¹⁹ e os vetores auxiliares l_1 e l (ambos de dimensões $p \times 1$) como $l_1 \triangleq [1 \ 0 \ \dots \ 0]^{tr}$ e $l \triangleq [1 \ 1 \ \dots \ 1]^{tr}$, reescrevemos a equação (1) da seguinte maneira:

$$z_t = (I - C)\mu_t + Cz_{t-1} + l_1 \varepsilon_t, \quad (3)$$

em que I é a matriz identidade de dimensões $p \times p$ e C é a matriz $p \times p$ definida como:

$$C \triangleq \begin{bmatrix} \alpha_1 & \alpha_2 & \alpha_3 & \dots & \alpha_{p-1} & \alpha_p \\ 1 & 0 & 0 & \dots & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & \dots & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & \dots & 0 & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots & \vdots \end{bmatrix}_{p \times p}. \quad (4)$$

Logo, a variável de interesse π_t obedece:

$$\pi_t = l_1^{tr} z_t = l_1^{tr} (I - C)\mu_t + l_1^{tr} Cz_{t-1} + l_1^{tr} l_1 \varepsilon_t. \quad (5)$$

O resultado da equação (3) serve para escrever uma expressão geral para as expectativas k meses à frente da variável z_t :

$$E_t z_{t+k} = (I - C^k)\mu_t + C^k z_t. \quad (6)$$

O resultado da equação (6) é utilizado para calcular a soma dessas expectativas para os próximos K meses, denotada por $S_{t,t+K}^e$:

$$S_{t,t+K}^e = \sum_{k=1}^K E_t z_{t+k} = \sum_{k=1}^K ((I - C^k)\mu_t + C^k z_t) = \left(KI - \sum_{k=1}^K C^k \right) \mu_t + \left(\sum_{k=1}^K C^k \right) z_t. \quad (7)$$

A média mensal da inflação esperada para o intervalo compreendido entre o mês corrente e K meses depois é $\frac{l_1^{tr} S_{t,t+K}^e}{K}$. O modelo proposto por Kozicki e Tinsley é formado pelas equações (2), (5) e (7) sendo dado por:

$$\begin{bmatrix} \pi_{t+1} \\ \frac{1}{K_1} \sum_{k=1}^{K_1} E_t z_{t+k} \\ \vdots \\ \frac{1}{K_n} \sum_{k=1}^{K_n} E_t z_{t+k} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} l_1^{tr} (I - C)l & 0 \\ 0 & \left(I - \frac{1}{K_1} \sum_{k=1}^{K_1} C^k \right) l \\ \vdots & \vdots \\ 0 & \left(I - \frac{1}{K_n} \sum_{k=1}^{K_n} C^k \right) l \end{bmatrix} \begin{bmatrix} s_t \\ \mu_t \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} l_1^{tr} C \\ \frac{1}{K_1} \sum_{k=1}^{K_1} C^k \\ \vdots \\ \frac{1}{K_n} \sum_{k=1}^{K_n} C^k \end{bmatrix} z_t + \begin{bmatrix} \varepsilon_{t+1} \\ \eta_{K_1,t} \\ \vdots \\ \eta_{K_n,t} \end{bmatrix}; \quad (8)$$

$$s_t = s_{t-1} + \eta_{t+1}; \quad (9)$$

19. Adotamos a notação x^{tr} para a transposta da matriz (ou do vetor) x .

$$\mu_t = s_{t-1}. \quad (10)$$

Repare na presença de um estado auxiliar s_t (cuja primeira defasagem é o *shifting inflation endpoint* μ_t), que serve para finalizar a montagem da versão em espaço de estado.

Os erros $\eta_{K_1,t}, \dots, \eta_{K_n,t}$ representam os desvios entre as expectativas reportadas pelos agentes e aquelas que seriam observadas caso a inflação fosse gerada pela equação (1) e os agentes utilizassem esta especificação para calcular as suas expectativas.²⁰ Kozicki e Tinsley assumem que: i) esses erros não apresentam autocorrelação serial;²¹ ii) a matriz de variância e covariância de $[\varepsilon_{t+1} \quad \eta_{K_1,t} \quad \dots \quad \eta_{K_n,t}]^r$ é diagonal; e iii) $Var(\eta_{K_1,t}) = \dots = Var(\eta_{K_n,t}) = \sigma^2$. Estas hipóteses também serão assumidas na versão modificada do modelo, que descreveremos a seguir.

A nossa adaptação do modelo estabelece que o processo gerador de dados da inflação segue:

$$\pi_t = c_t + \phi\pi_{t-1} + \varepsilon_t, \quad (11)$$

em que $c_t = (1-\phi)\mu_t$. A inflação mensal medida pelo IPCA é dessazonalizada, a priori, a fim de eliminar os *lags* 2,3...,13 da lei de movimento da equação (1).²² A retirada desses *lags* dispensa a estimação dos $p-1$ hiperparâmetros $\alpha_2, \dots, \alpha_p$. A troca da equação (1) pela equação (11) gera as seguintes mudanças no arcabouço original, conforme a seguir descrito.

- 1) O vetor z_t passa a ter dois componentes, sendo definido como $z_t \triangleq [\pi_t \quad \pi_{t-1}]^r$. Os vetores auxiliares t_1 e t (ambos de dimensões 2×1) são definidos como $t_1 \triangleq [1 \quad 0]^r$ e $t \triangleq [1 \quad 1]^r$.
- 2) A representação da equação (3) continua válida, mas I passa a ser a matriz identidade de dimensões 2×2 e C passa a ser:

$$C = \begin{bmatrix} \phi & 0 \\ 1 & 0 \end{bmatrix}. \quad (12)$$

- 3) O resultado da equação (7) se torna:

20. O afastamento entre as expectativas *model-based* e aquelas coletadas em pesquisas ocorre por pelo menos dois motivos: i) os agentes podem usar outros modelos para descrever e prever a dinâmica da inflação; e ii) as expectativas reportadas em *surveys* estão sujeitas a ruídos que as afastam das verdadeiras expectativas dos agentes.

21. Segundo Kozicki e Tinsley (2012, p. 158), "(...) as both the survey data and the AR-based average inflation forecast are conditioned on information in t , the approximation error does not reflect differences between actual inflation and predictions".

22. Utilizamos o método das *dummies* determinísticas para extrair a componente sazonal da série mensal de inflação observada. Os resultados de estimação da tendência de longo prazo não mudam caso a extração seja feita usando *moving average methods*.

$$\sum_{k=1}^K E_t \pi_{t+k} = \left(K - \phi(1 + \phi + \dots + \phi^{K-1}) \right) \mu_t + \phi(1 + \phi + \dots + \phi^{K-1}) \pi_t. \quad (13)$$

4) A versão em espaço de estados passa a ter as equações (9), (10) e...

$$\begin{bmatrix} \pi_{t+1} \\ \frac{1}{K_1} \sum_{k=1}^{K_1} E_t \pi_{t+k} \\ \vdots \\ \frac{1}{K_n} \sum_{k=1}^{K_n} E_t \pi_{t+k} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1-\phi & 0 \\ 0 & 1 - \frac{\phi}{K_1} \frac{1-\phi^{K_1}}{1-\phi} \\ \vdots & \vdots \\ 0 & 1 - \frac{\phi}{K_n} \frac{1-\phi^{K_n}}{1-\phi} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} s_t \\ \mu_t \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \phi \\ \frac{\phi}{K_1} \frac{1-\phi^{K_1}}{1-\phi} \\ \vdots \\ \frac{\phi}{K_n} \frac{1-\phi^{K_n}}{1-\phi} \end{bmatrix} \pi_t + \begin{bmatrix} \varepsilon_{t+1} \\ \eta_{K_1,t} \\ \vdots \\ \eta_{K_n,t} \end{bmatrix}. \quad (14)$$

5) Os erros $\eta_{K_1,t}, \dots, \eta_{K_n,t}$ controlam não só os problemas citados anteriormente, mas também os desvios entre as expectativas reportadas pelos agentes em pesquisas (que se referem à inflação sem ajuste sazonal) e as expectativas que seriam observadas caso a inflação fosse gerada pela equação (11), que desconsidera o componente sazonal.²³

4 DESCRIÇÃO DOS DADOS UTILIZADOS NA ESTIMAÇÃO

Para estimar o modelo descrito na seção 3 utilizamos a taxa de inflação medida pelo IPCA, que corresponde à série mensal disponibilizada pelo BCB, e as expectativas de inflação para os quatro horizontes prospectivos de 12, 24, 36 e 48 meses, que são obtidas com base na coleta realizada pelo BCB.²⁴

Neste trabalho, optamos por converter as projeções para anos fechados (também chamadas de evento fixo) em projeções de horizonte fixo, ou seja, projeções para horizontes prospectivos que não variam no tempo. Esse procedimento (que se baseia na interpolação proposta por Doornik, Fritsche e Slacalek, 2012) resulta em quatro séries temporais expressas na frequência mensal que informam a inflação esperada para os próximos 12, 24, 36 e 48 meses. Fazemos assim para nos poupar da preocupação com elementos sazonais e para obter as séries temporais necessárias para estimar o modelo composto pelas equações (9), (10) e (14).

O procedimento utilizado para obtê-las começa convertendo as projeções de evento fixo em projeções de horizonte fixo. Isso é feito seguindo:

23. O fato de os horizontes prospectivos serem múltiplos de doze contribui para que essas discrepâncias sejam pequenas.

24. A referida coleta alimenta o sistema de expectativas de mercado, que é gerenciado pelo Departamento de Relacionamento com Investidores e Estudos Especiais (Gerin) do BCB. Todo dia útil as projeções repassadas pelos participantes são consolidadas e, usando esses dados, o Gerin obtém as distribuições de expectativas e calcula as estatísticas necessárias para caracterizá-las (médias, medianas, valores mínimos e máximos, desvios-padrão e coeficientes de variação). No que diz respeito às expectativas da inflação medida pelo IPCA, o Gerin coleta vinte e três projeções, sendo dezoito mensais (a partir do mês posterior ao último número divulgado) e cinco anuais (do ano posterior ao último dado anual conhecido até quatro anos depois). As estatísticas relativas às distribuições de expectativas são divulgadas diariamente.

$$E_t\pi^{(12j \rightarrow 12(j+1))} = 100 \left[\left(1 + \frac{E_t\pi^{(a+j)}}{100} \right)^{\frac{12-(m-1)}{12}} \left(1 + \frac{E_t\pi^{(a+j+1)}}{100} \right)^{\frac{m-1}{12}} - 1 \right], \quad j = 0, 1, 2, 3, \dots \quad (15)$$

em que t é o dia no qual as projeções de evento fixo são feitas e m e a são o mês e o ano contendo t , respectivamente. A variável $E_t\pi^{(a+j)}$ representa a média da distribuição das projeções informadas pelos agentes no dia t para a inflação acumulada no ano $a+j$ ($j=0,1,2,3$),²⁵ enquanto que $E_t\pi^{(12j \rightarrow 12(j+1))}$ é a expectativa de inflação interpolada para os doze meses entre $t+12j$ e $t+12(j+1)$.²⁶ Ao final desta etapa, obtemos quatro séries diárias com as expectativas da inflação acumulada em janelas sucessivas de doze meses.

O procedimento continua fazendo a composição das expectativas produzidas no passo anterior. Isso é feito por meio da seguinte fórmula:

$$1 + \frac{E_t\pi^{(12(j+1))}}{100} = \left[\left(1 + \frac{E_t\pi^{(0 \rightarrow 12)}}{100} \right) \left(1 + \frac{E_t\pi^{(12 \rightarrow 24)}}{100} \right) \dots \left(1 + \frac{E_t\pi^{(12j \rightarrow 12(j+1))}}{100} \right) \right]^{\frac{12}{12(j+1)}}. \quad (16)$$

Ao final desta etapa, temos quatro séries diárias formadas pelas expectativas da inflação acumulada em intervalos de 12, 24, 36 e 48 meses (denotadas $E_t\pi^{(12)}$, $E_t\pi^{(24)}$, ...), todas elas expressas em porcentagem ao ano (a.a.). O passo final é calcular as médias mensais de etc., que são as séries utilizadas na estimação do modelo em espaço de estados. Uma fórmula análoga à equação (15) é utilizada para interpolar as metas de inflação fixadas pelo Conselho Monetário Nacional (CMN) para os anos corrente e seguinte, assim como os limites superior e inferior das bandas fixadas em torno delas. O cálculo de médias mensais é adotado por dois motivos: i) suavizar os efeitos dos “saltos” ou “descontinuidades” que afetam as séries diárias;²⁷ e ii) compatibilizar a frequência das séries de expectativas com a frequência da inflação medida pelo IPCA. Como os dados originais de expectativas de mercado começam em 6 de novembro

25. Ou seja, $E_t\pi^{(a)}$ denota a média da distribuição de expectativas para a inflação acumulada ao longo do ano corrente (a), $E_t\pi^{(a+1)}$ denota a média da distribuição de expectativas para a inflação acumulada ao longo do ano seguinte ($a+1$) e assim por diante.

26. Ou seja, $E_t\pi^{(0 \rightarrow 12)}$ denota a inflação acumulada nos doze meses que sucedem o dia t , $E_t\pi^{(12 \rightarrow 24)}$ denota a inflação acumulada na janela de doze meses imediatamente posterior e assim por diante.

27. As expectativas individuais e as estatísticas relativas às suas distribuições estão sujeitas à ocorrência de “saltos”, entendidos como mudanças significativas de valor em datas específicas. As causas desse fenômeno são: i) a tendência dos participantes da pesquisa atualizarem as projeções fornecidas ao BCB na sexta-feira, dado que as informações desse dia são utilizadas para confeccionar o Relatório Focus; ii) a tendência dos participantes da pesquisa atualizarem as projeções fornecidas ao BCB nas chamadas datas de referência, pois as instituições que não têm projeções válidas (ou seja, que foram informadas nos últimos trinta dias) nesses dias específicos são excluídas do *ranking* mensal que o BCB elabora, o chamado *Top 5*; e iii) a possibilidade dos agentes reformularem as expectativas logo após as datas de divulgação dos principais indicadores econômicos e financeiros.

de 2001 e terminam em 30 de setembro de 2019,²⁸ conseguimos obter quatro séries temporais com 215 observações cada uma.

O gráfico 1 mostra as trajetórias das expectativas de inflação medida pelo IPCA para os horizontes fixos de 12, 24, 36 e 48 meses entre janeiro de 2000 e setembro de 2019. As expectativas sobem fortemente no final de 2002, caindo de forma sustentada até meados de 2007. O período desfavorável coincide com as incertezas geradas pela possibilidade do candidato Luís Inácio Lula da Silva vencer as eleições presidenciais de 2002. O período benigno observado em seguida reflete fatores como a preservação dos fundamentos macroeconômicos construídos ao longo dos mandatos presidenciais de Fernando Henrique Cardoso.²⁹ O período favorável é interrompido em meados de 2007, quando as expectativas assumem uma trajetória ascendente.³⁰ Outra mudança ocorre com o *impeachment* da presidenta Dilma Rousseff, sacramentado em 31 de agosto de 2016 pelo Senado Federal. Com efeito, a mudança na condução da política econômica e a escolha de Henrique Meirelles e Ilan Goldfajn para os postos de ministro da Fazenda e presidente do BCB, respectivamente, geram uma mudança favorável nas expectativas de mercado, que rapidamente convergem para números mais próximos da meta de 4,5% válida em 2017.³¹ Nota-se que a série de inflação observada é mais ruidosa que as demais,³² o que dificulta estimar o *shifting inflation endpoint* somente a partir dela. Compreende-se, portanto, a proposta de Kozicki e Tinsley (2012) de incluir expectativas ao conjunto informacional utilizado na estimação.

28. Muito embora a pesquisa de expectativas de mercado tenha começado em maio de 1999, inicialmente os agentes informavam apenas projeções para os anos corrente e seguinte. Somente a partir de novembro de 2001 é que o padrão atual (projeções para o ano corrente, para o ano seguinte e para os três anos subsequentes) passou a ser adotado.

29. Eventos importantes no estabelecimento desses fundamentos foram o Plano Real e a adoção do regime de metas de inflação. Alguns identificam até mesmo um aprofundamento desses fundamentos ao longo do primeiro mandato de Luís Inácio Lula da Silva, conforme exemplificado pela manutenção de *superávits* primários em torno de 3,5% (medição como proporção do produto interno bruto – PIB) até a crise econômico-financeira global de 2008-2009.

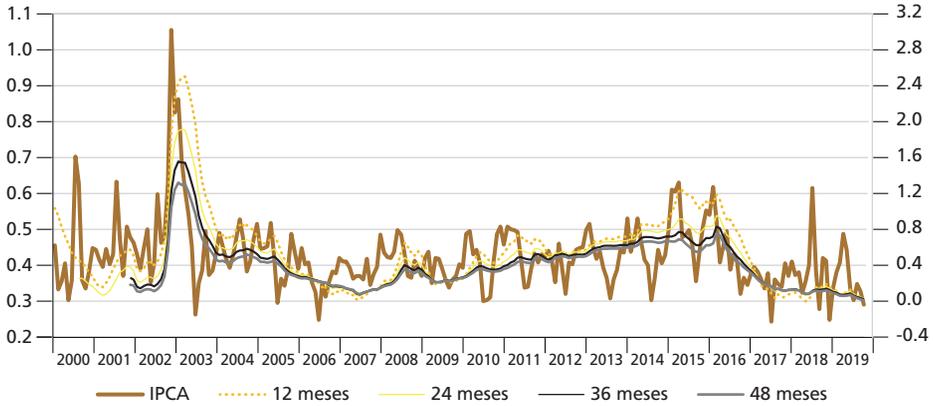
30. Muitos atribuem essa deterioração aos efeitos da crise global de 2008-2009 e à menor aderência aos fundamentos macroeconômicos vigentes até então, com o advento da chamada “Nova Matriz Macroeconômica”.

31. Há de se ressaltar também os efeitos desinflacionários das taxas de crescimento negativas observadas em 2015 e 2016.

32. O mesmo ocorre com a inflação dessazonalizada, que não está representada no gráfico para não prejudicar a visualização.

GRÁFICO 1

Trajetória da inflação e das suas projeções para diversos horizontes (2000-2019)



Fonte: A inflação medida pelo IPCA foi retirada do banco de séries temporais administrado pelo BCB. A informação relativa à estrutura a termo das expectativas de inflação é de elaboração própria e deriva das expectativas de evento fixo divulgadas pelo BCB.

Elaboração dos autores.

Obs.: Trajetórias da inflação medida pelo IPCA (linha dourada; eixo da direita) e das expectativas de inflação para quatro horizontes prospectivos diferentes, quais sejam, 12, 24, 36 e 48 meses (linhas amarelas pontilhada, com traço fino, preta e cinza, respectivamente; eixo da esquerda). A inflação observada e as expectativas são medidas em porcentagem ao mês. A amostra começa em janeiro de 2000 e termina em setembro de 2019.

5 ESTIMAÇÃO DO MODELO E AVALIAÇÃO DA CREDIBILIDADE

A tabela 1 mostra os valores estimados para os hiperparâmetros da versão adaptada do modelo de Kozicki e Tinsley – equações (9), (10) e (14). Temos um total de quatro hiperparâmetros: o coeficiente autoregressivo da lei de formação da inflação mensal (ϕ), o desvio padrão do choque dessa equação (σ_ε), o desvio padrão do choque na lei de movimento da *shifting inflation endpoint* (σ_η) e o desvio padrão dos erros das demais equações de medição, que representam as diferenças entre as expectativas coletadas em pesquisas e aquelas coerentes com o modelo (σ). A estimação foi realizada com dados mensais pertencentes ao intervalo entre novembro de 2001 e setembro de 2019, dados esses expressos na forma logarítmica.³³

33. Ou seja, se x é o dado de inflação expresso em porcentagem ao mês, então utiliza-se a medida $\log\left(1 + \frac{x}{100}\right)$.

A aplicação do operador *log* é conveniente, porque o cálculo da inflação acumulada em vários períodos é feito utilizando somas e não multiplicações.

TABELA 1
Estimação dos hiperparâmetros da versão adaptada do modelo de Kozicki e Tinsley (2012)

ϕ	σ_ε	σ_η	σ
0.57***	0.00262***	0.00020***	0.00028***
{0.008149}	{0.000046}	{0.000008}	{0.000002}

Elaboração dos autores.

Obs.: Valores estimados para os hiperparâmetros do modelo de Kozicki e Tinsley (versão adaptada). A amostra contém dados mensais observados entre novembro de 2001 e setembro de 2019. A taxa de inflação mensal (medida em porcentagem ao mês) e as expectativas para os horizontes prospectivos de 12, 24, 36 e 48 meses são utilizadas como variáveis explicadas nas equações de medição. As expectativas referem-se à inflação média esperada para o período, sendo a média expressa em porcentagem ao mês. Todos os dados de inflação foram expressos na forma logarítmica $\log\left(1 + \frac{x}{100}\right)$. O sobrescrito *** indica que não há rejeição da hipótese nula de que o parâmetro em questão é zero ao nível de significância de 0.01. Os erros padrão dos coeficientes estão entre chaves.

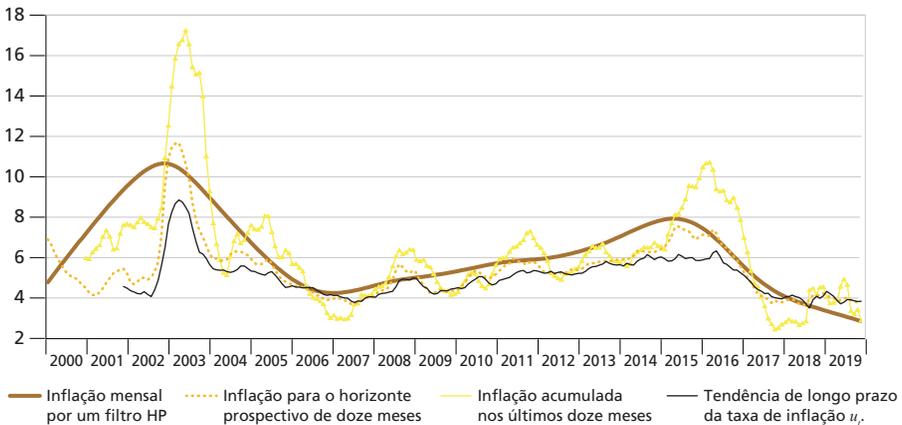
Os resultados indicam que a inflação mensal observada no período t corresponde à soma ponderada da inflação de $t-1$ (cujo peso é $\phi \approx 0.6$) e da *shifting inflation endpoint* (cujo peso é $1-\phi \approx 0.4$). Os pesos de μ_t na formação das expectativas para os prazos de 12, 24, 36 e 48 meses são 0.89, 0.94, 0.96 e 0.97, respectivamente. Os pesos de π_{t-1} igualam os simétricos desses pesos somados à unidade. Verifica-se que os pesos atribuídos a μ_t crescem com o horizonte prospectivo e que as expectativas são fortemente afetadas pela *shifting inflation endpoint*. O valor estimado para σ_ε (0.0026) corresponde a 9% do valor máximo da inflação mensal dessazonalizada observada entre janeiro de 2000 e agosto de 2017 (0.0289, valor que ocorre em novembro de 2002) e 20% do valor máximo observado depois de janeiro de 2005 (0.0128, valor que ocorre em março de 2015). Por sua vez, o valor estimado para σ_η (0.00020) equivale a 3% do valor máximo estimado para a *shifting inflation endpoint* μ_t entre novembro de 2001 e julho de 2017 (0.0071, valor que ocorre em março de 2003) e a 4% do valor máximo observado depois de janeiro de 2005 (0.0051, valor que ocorre em março de 2016). Os dois últimos resultados sugerem que a tendência de longo prazo da taxa de inflação muda lentamente, característica que também deveria se manifestar nas medidas de credibilidade.

O peso de μ_t na lei de formação das expectativas de inflação para os próximos 48 meses (qual seja, 0.97) sugere que esta é uma boa *proxy* da tendência de longo prazo da taxa de inflação. Isso ocorre a despeito dos ruídos existentes em expectativas retiradas de pesquisas. Trata-se, porém, de um resultado *ex post*: somente estimando ϕ é possível dizer que estas expectativas estão próximas de μ_t . Adicionalmente, é necessário estimar continuamente a versão adaptada do modelo de Kozicki e Tinsley (2012) para assegurar que a qualidade dessa *proxy* se mantém.

O gráfico 2 mostra a trajetória da *shifting inflation endpoint* μ_t (linha preta)³⁴ e a compara com duas medidas simples de tendência da taxa de inflação: a inflação acumulada nos últimos doze meses (linha amarela pontuada por pequenos triângulos) e o resultado da passagem da série mensal de inflação dessazonalizada por um filtro Hodrick–Prescott – HP (linha dourada). O gráfico 2 também mostra a trajetória da expectativa de inflação para o prazo de doze meses (linha pontilhada), que costuma ser utilizada no cálculo de medidas de credibilidade aplicadas ao Brasil. Todas as taxas são convertidas para porcentagem a.a. Tanto a série de inflação acumulada nos últimos doze meses quanto a série extraída pelo filtro HP superestimam a tendência de longo prazo da taxa de inflação. A série de inflação acumulada nos últimos doze meses exibe variabilidade excessiva, incompatível com a evolução gradual que esperamos para as percepções de mercado acerca da tendência de longo prazo da taxa de inflação.³⁵ Estes resultados mostram que há desvios consideráveis entre as tendências estimadas com métodos simples e a *shifting inflation endpoint*.

GRÁFICO 2

Comparação entre diferentes medidas de tendência da taxa de inflação (2000-2019)



Elaboração dos autores.

Obs.: Trajetórias da tendência de longo prazo da taxa de inflação μ_t (linha preta), da inflação acumulada nos últimos doze meses (linha amarela pontuada por pequenos triângulos), do resultado da passagem da série dessazonalizada de inflação mensal por um filtro HP (linha dourada) e das expectativas de inflação para o horizonte prospectivo de doze meses (linha pontilhada). Todas as séries são medidas em porcentagem a.a. A amostra utilizada para estimar a trajetória de μ_t começa em novembro de 2001 e termina em setembro de 2019.

34. Trata-se da trajetória suavizada da variável de estado μ . O apêndice A mostra que os resultados se mantêm quando trabalhamos com subamostras menores, relativas aos períodos no qual o BCB foi comandado por Henrique Meirelles (janeiro de 2003 a dezembro de 2010), Alexandre Tombini (de janeiro de 2011 a maio de 2016) e Ilan Goldfajn (de junho de 2016 a fevereiro de 2019).

35. Muito embora reconheçamos que choques intensos e eventos traumáticos que abalem a economia possam alterar a dinâmica da tendência de forma abrupta. Essa, porém, não é a situação mais provável.

A série correspondente às expectativas de inflação para os próximos doze meses está razoavelmente alinhada com μ_t , porém há maior variabilidade e descolamentos em 2008, 2011, 2015 e 2017. O descolamento de 2008 reflete as perturbações introduzidas pela crise econômica e financeira internacional, enquanto que o movimento observado em 2011 reflete as pressões de preços administrados ocorridas no primeiro trimestre, a escalada dos preços das *commodities* nos mercados internacionais (concentrada no segundo semestre de 2010 e primeiro trimestre de 2011) e pressões de demanda oriundas da expansão do crédito. O afastamento de 2015, por sua vez, se deve aos reajustes significativos de preços administrados promovidos pelo governo ao longo do período (especialmente nas tarifas de energia elétrica) e às pressões persistentes do mercado de câmbio, que se intensificaram a partir do final de 2014. Por fim, o leve descolamento observado entre fins de 2017 e início de 2018 reflete a forte queda do produto ocorrida em 2015 e 2016, a elevação contínua da taxa Sistema Especial de Liquidação de Custódia (Selic) e os efeitos positivos da troca de comando no BCB.³⁶ Em todos os casos, as expectativas de curto prazo foram mais afetadas (o que demonstra que elas são mais sensíveis aos choques) e apontam para uma deterioração da credibilidade maior do que a sugerida pela tendência de longo prazo da taxa de inflação.

Esta impressão é confirmada no gráfico 3, que mostra a trajetória da *shifting inflation endpoint* μ_t (linha cinza) e a compara com a trajetória da expectativa de inflação relativa ao prazo de doze meses (linha dourada), da meta de inflação interpolada com base nas metas válidas para os anos corrente e seguinte (linha preta) e dos limites inferior e superior dessas metas, também interpolados (linhas pontilhadas). Lembramos que a meta e seus limites foram obtidos seguindo procedimento descrito na seção 4.³⁷ Todas as taxas são convertidas para porcentagem a.a.

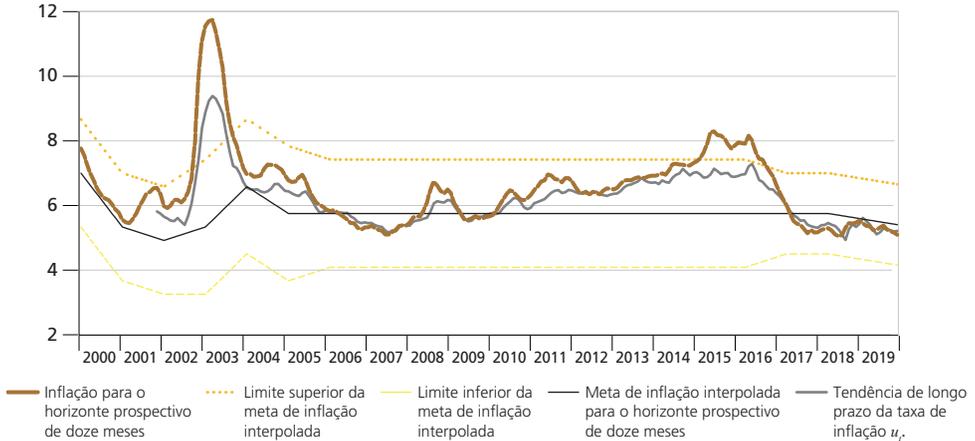
Notamos a presença de quatro movimentos fundamentais: i) a forte deterioração ocorrida ao longo de 2002, que afastou as expectativas da meta e colocou em risco a sua ancoragem; ii) a queda ocorrida a partir do primeiro trimestre de 2003 até meados de 2007 (à princípio acelerada e depois mais paulatina), que reconduziu as expectativas para a meta e ajudou a recuperar a credibilidade do BCB; iii) a formação de uma tendência prolongada de aumento das expectativas de inflação, com as projeções para os próximos doze meses rompendo o limite superior da banda de tolerância no início de 2015; e iv) o novo retorno das expectativas para a meta, com as projeções para os próximos doze meses voltando aos limites definidos pela banda de tolerância em agosto de 2016 e a *shifting inflation endpoint* μ_t ficando abaixo da meta de inflação para os próximos doze meses depois de março de 2017. O gráfico 3 mostra que, apesar das dinâmicas da *shifting inflation endpoint* μ_t e da expectativa de inflação relativa ao prazo de doze meses serem semelhantes, a avaliação sugerida

36. Com efeito, a taxa de crescimento do PIB brasileiro foi de -3,55% em 2015 e de -3,47% em 2016. Por sua vez, a Selic sobe de 7,25% a.a. no início de 2013 para 14,25% a.a. em agosto de 2015.

37. Tomamos como referência para as metas a série no 13521 elaborada pelo BCB, que foi coletada no banco de dados mantido pela referida instituição (disponível em: <<https://bit.ly/31LIDN>>).

por esta última com relação à ancoragem das expectativas e à credibilidade do BCB foi menos favorável.

GRÁFICO 3
Meta de inflação e seus limites versus tendência de longo prazo da taxa de inflação (2000-2019)



Elaboração dos autores.

Obs.: Trajetórias da tendência de longo prazo da taxa de inflação μ_t (linha cinza), das expectativas de inflação para o horizonte prospectivo de doze meses (linha dourada), da meta de inflação interpolada com base nas metas válidas para os anos corrente e seguinte (linha preta) e dos limites inferior e superior dessas metas, também interpolados (linhas pontilhadas). Todas as séries são medidas em porcentagem a.a. A amostra utilizada para estimar μ_t começa em novembro de 2001 e termina em setembro de 2019.

6 COMPARAÇÃO COM OUTRAS METODOLOGIAS

O objetivo desta seção é fazer comparações entre os resultados de medidas concretas de credibilidade calculados com base na tendência de longo prazo da taxa de inflação e em expectativas de curto prazo. Apesar das dinâmicas de μ_t e das expectativas da inflação para os próximos doze meses serem semelhantes, o retrato sugerido pelas últimas é eventualmente mais pessimista do que aquele apontado pela tendência de longo prazo. O “teste de estresse”, ocorrido em fins de 2014/princípios de 2015, é informativo a esse respeito: as expectativas de inflação para os próximos doze meses rompem a barreira superior da banda no início de 2015, sugerindo uma situação bastante desfavorável para a credibilidade do BCB, enquanto que a tendência μ_t se movimenta de forma ascendente, porém não supera esse teto (ver gráfico 3).

As comparações são feitas elegendo alguns índices de credibilidade propostos pela literatura e verificando como eles se comportam quando as expectativas da inflação acumulada nos próximos doze meses são substituídas pela tendência de longo prazo da taxa de inflação. Os “eleitos” são os índices de credibilidade

propostos em Bomfim e Rudebusch (2000), Mendonça e Souza (2007) e Demertzis, Marcellino e Viegi (2012). O primeiro foi escolhido por sua relevância na literatura internacional, o segundo por sua importância na literatura nacional e o terceiro por adotar a mesma ferramenta econométrica, a saber, modelos em espaço de estado.

A medida de credibilidade *forward looking* proposta por Bomfim e Rudebusch (2000) é definida da seguinte forma:

$$\lambda_t = 1 - \alpha \left| \pi_t^e - \pi_t^{**} \right|, \quad (17)$$

em que λ_t é a medida da credibilidade do BC no instante t , π_t^e é a expectativa dos agentes para a inflação futura e π_t^{**} é a meta informada pelo BC à sociedade. Os autores trabalham com $\alpha = 0.67$ nas simulações por eles executadas, valor esse que também adotamos.³⁸ A medida λ_t assume valor máximo de um quando $\pi_t^e = \pi_t^{**}$ e cai à medida que π_t^e se afasta de π_t^{**} . A medida λ_t assume valor zero quando $|\pi_t^e - \pi_t^{**}| = 1.5$ e torna-se negativa quando o valor absoluto da diferença $\pi_t^e - \pi_t^{**}$ supera esse limiar.

O gráfico 4 mostra os resultados no cenário onde é aplicada a medida proposta por Bomfim e Rudebusch (2000) à série de expectativas de inflação para os próximos doze meses (ou seja, esta série é colocada no lugar de π_t^e ; o resultado é representado por uma linha amarela) e à tendência de longo prazo da taxa de inflação (ou seja, $\pi_t^e = \mu_t$; o resultado é representado por uma linha pontilhada). Em ambos os casos π_t^{**} iguala a meta de inflação calculada para os próximos doze meses, que é obtida de acordo com procedimento descrito na seção 3. A linha horizontal na cor preta passando por $\lambda_t = 1$ mostra o nível máximo de credibilidade que o BCB tangencia algumas vezes entre 2004 e 2010 e após 2017.

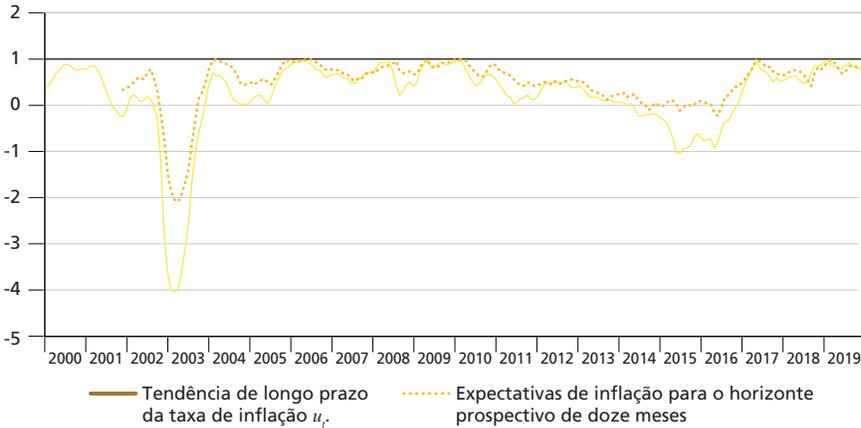
Os resultados mostram que as duas séries refletem os quatro movimentos básicos identificados na seção 5, a saber, forte deterioração em 2002, recuperação da credibilidade de 2003 a 2007, deterioração paulatina da credibilidade de 2008 em diante e nova recuperação a partir de 2016. Os principais eventos econômicos e políticos que geraram essa dinâmica foram discutidos nas seções 4 e 5 (ver a análise dos resultados dos gráficos 1 e 2). Se a impressão geral deixada pelas duas séries é a mesma, o mesmo não vale para outros aspectos da sua dinâmica. É possível verificar que a linha amarela está quase sempre abaixo da linha pontilhada, sendo o afastamento bastante pronunciado no início de 2003 e entre 2015 e 2016.³⁹ Este resultado aponta

38. Acerca dessa escolha, Bomfim e Rudebusch (2000, p. 719) comentam: "In our simulations, we set $\alpha = 0.67$, which translates into a three percentage point range of credibility around the target".

39. Uma forma de demonstrar quantitativamente que as duas séries são diferentes é estimar a regressão $\lambda_{BR,t} = a + b\lambda_{KT,t} + \varepsilon_t$, por *fully modified ordinary least squares* (FMOLS), em que $\lambda_{BR,t}$ é a medida de credibilidade proposta por Bomfim e Rudebusch calculada com base nas expectativas de inflação para os próximos doze meses, e $\lambda_{KT,t}$ é a mesma medida calculada com base em μ_t . Os valores estimados para a e b são -0.60 e 1.62, respectivamente, com estatísticas t iguais a -15.18 e 29.57. O R^2 ajustado da regressão é igual a 0.93. Os valores estimados para a e b sugerem que $\lambda_{BR,t}$ está abaixo de $\lambda_{KT,t}$ e é mais volátil. Essas conclusões se mantêm mesmo que a regressão seja estimada por *ordinary least squares*.

para a ocorrência de choques que afetam bastante as expectativas de inflação para os próximos doze meses, contribuindo para pintar um retrato mais desfavorável da ancoragem das expectativas (e da credibilidade das autoridades monetárias) do que aquele que emana ao utilizarmos a tendência de longo prazo da taxa de inflação.

GRÁFICO 4
Avaliação da credibilidade de acordo com Bomfim e Rudebusch (2000) (2000-2019)



Elaboração dos autores.

Obs.: Trajetórias da medida de credibilidade *forward looking* proposta por Bomfim e Rudebusch (2000). A linha amarela aplica a medida de Bomfim e Rudebusch (2000) às expectativas de inflação para o horizonte prospectivo de doze meses, enquanto que a linha pontilhada resulta do cálculo com base na tendência de longo prazo da taxa de inflação μ_t . Define-se a medida *forward looking* λ_t como $\lambda_t = 1 - \alpha |\pi_t^e - \pi_t^{**}|$ em que π_t^e é o termo de expectativas e π_t^{**} é a meta perseguida pelo BC, que no caso é a nossa meta interpolada com base nas metas válidas para os anos corrente e seguinte. Assume-se que $\alpha = 0.67$, valor utilizado por Bomfim e Rudebusch (2000). A linha horizontal preta marca o valor máximo que a credibilidade pode assumir, qual seja, 1.

Assim como a medida de Bomfim e Rudebusch (2000), a medida proposta por Mendonça e Souza (2007) é calculada com base na diferença $\pi_t^e - \pi_t^{**}$. A fórmula exata é:

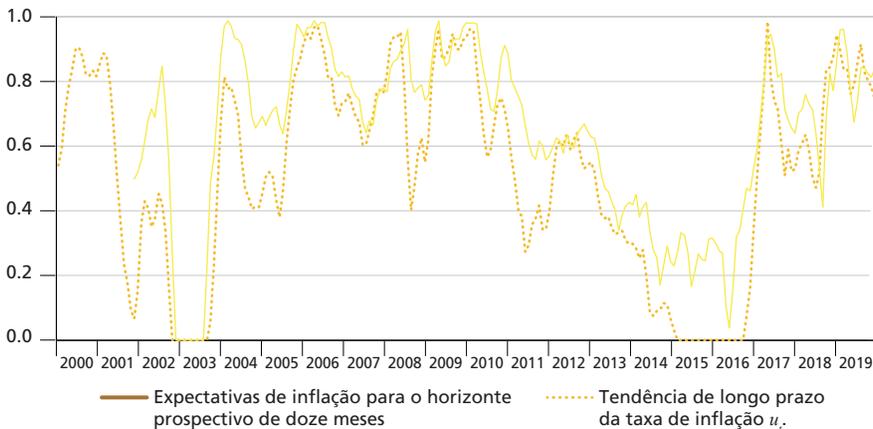
$$\lambda_t = \begin{cases} 1 & \text{se } \pi_t^e = \pi_t^{**} \\ 1 - \frac{1}{\pi_t^{\text{sup}} - \pi_t^{**}} \times (\pi_t^e - \pi_t^{**}) & \text{se } \pi_t^{**} < \pi_t^e < \pi_t^{\text{sup}} \\ 1 - \frac{1}{\pi_t^{**} - \pi_t^{\text{inf}}} \times (\pi_t^{**} - \pi_t^e) & \text{se } \pi_t^{\text{inf}} < \pi_t^e < \pi_t^{**} \\ 0 & \text{se } \pi_t^e \geq \pi_t^{\text{sup}} \text{ ou } \pi_t^e \leq \pi_t^{\text{inf}} \end{cases} \quad (18)$$

De acordo com a equação (18), quando $\pi_t^e - \pi_t^{**}$ o resultado é máximo e igual a um. O resultado é zero quando π_t^e está abaixo (acima) do limite inferior π_t^{inf} (superior π_t^{sup})

da meta e gravita entre zero e um se a expectativa oscila dentro da banda de tolerância (aproximando-se de zero quando a expectativa testa esses limites).

O gráfico 5 mostra os resultados de se avaliar a credibilidade das autoridades monetárias com base na medida proposta por Mendonça e Souza (2007). A primeira avaliação usa as expectativas de inflação para os próximos doze meses, colocando-a no lugar de π_t^e (o resultado é representado pela linha pontilhada). Por sua vez, aplicamos na segunda avaliação a tendência de longo prazo da taxa de inflação, ou seja, fazemos $\pi_t^e = \mu_t$ (o resultado representado por uma linha amarela). De novo as duas séries refletem os quatro movimentos básicos discutidos na seção 5, além de confirmarem a impressão de que as expectativas de inflação de doze meses geram resultados mais pessimistas.⁴⁰

GRÁFICO 5
Avaliação da credibilidade de acordo com Mendonça e Souza (2007) (2000-2019)



Elaboração dos autores.

Obs.: Trajetórias da medida de credibilidade proposta por Mendonça e Souza (2007). A linha pontilhada resulta da aplicação da medida às expectativas de inflação para o horizonte prospectivo de doze meses, conforme proposta original. A linha amarela resulta do cálculo com base na tendência de longo prazo da taxa de inflação μ_t .

Agora, serão comparados os resultados alcançados pelo modelo de Kozicki e Tinsley (2012) com aqueles oriundos de Demertzis, Marcellino e Viegi (2012), que propõem aplicar um *time-varying parameter vector autoregressive model* (TVP-VAR) a dados de inflação e suas expectativas para prazos mais longos. Nesse caso, são comparadas duas maneiras distintas de se estimar a percepção dos agentes para a meta de inflação

40. Uma forma de demonstrar quantitativamente que as duas séries são diferentes é estimar a regressão $\lambda_{MS,t} = a + b\lambda_{KT,t} + \varepsilon_t$, por FMOLS, em que $\lambda_{MS,t}$ é a medida de credibilidade proposta por Mendonça e Souza (2007) calculada com base nas expectativas de inflação para os próximos doze meses e $\lambda_{KT,t}$ é a mesma medida calculada com base em μ_t . Os valores estimados para a e b são -0.21 e 1.11, respectivamente, com estatísticas t iguais a -4.73 e 17.63. O R^2 ajustado da regressão é igual a 0.82. Os valores estimados para a e b sugerem que $\lambda_{MS,t}$ está abaixo de $\lambda_{KT,t}$ e é mais volátil. Essas conclusões se mantêm mesmo que a regressão seja estimada por *ordinary least squares*.

perseguida pelo BC. A metodologia de Demertzis, Marcellino e Viegli (2012) também gera uma medida da credibilidade do BC, desta vez ligada à percepção do quanto as metas influenciam o processo de formação das expectativas de longo prazo. As duas metodologias – Kozicki e Tinsley (2012), por um lado, e Demertzis, Marcellino e Viegli (2012), por outro – fazem uso de modelos em espaço de estado estimados por meio do filtro de Kalman.

Demertzis, Marcellino e Viegli (2012) propõem o seguinte modelo para caracterizar a dinâmica conjunta da inflação mensal e das suas expectativas de longo prazo:

$$\begin{bmatrix} \pi_t \\ \pi_t^e \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_{1t} \\ a_{2t} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} b_{11t} & b_{12t} \\ b_{21t} & b_{22t} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \pi_{t-1} \\ \pi_{t-1}^e \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} e_{1t} \\ e_{2t} \end{bmatrix}. \quad (19)$$

Em que π_t é a inflação medida pelo IPCA e π_t^e é a expectativa dos agentes para a inflação média observada nos 48 meses seguintes. Ambas as variáveis são medidas em porcentagem ao mês. Os coeficientes do VAR (a_{1t} , a_{2t} , b_{11t} , b_{12t} , b_{21t} e b_{22t}) variam no tempo e seguem passeios aleatórios, cujos choques são descorrelatados entre si e com os choques e_{1t} e e_{2t} . Todos os choques são homocedásticos e desprovidos de autocorrelação serial. A estimativa para a meta de inflação implícita é função dos coeficientes do TVP-VAR e da medida de credibilidade λ_t :

$$\pi_t^{**} = \frac{a_{2t}}{(1-b_{22t})\lambda_t}. \quad (20)$$

A medida de credibilidade λ_t , por sua vez, também depende dos coeficientes do TVP-VAR:

$$\lambda_t = 1 - \frac{b_{21t}}{1-b_{22t}}. \quad (21)$$

Os resultados das equações (20) e (21) emanam da equação (19) (comportamento de equilíbrio) e da seguinte equação de formação de expectativas:

$$\pi_t^e = \lambda_t \pi_t^{**} + (1-\lambda_t) \pi_{t-1}, \quad (22)$$

em que π_t^{**} é a meta de inflação que os agentes acham que o BC persegue. A harmonização dos resultados de equilíbrio com a equação acima fornece as equações (20) e (21). Como a credibilidade do BC depende da capacidade da meta π_t^{**} atrair as expectativas de longo prazo da taxa de inflação, segue que esta aumenta com λ_t .

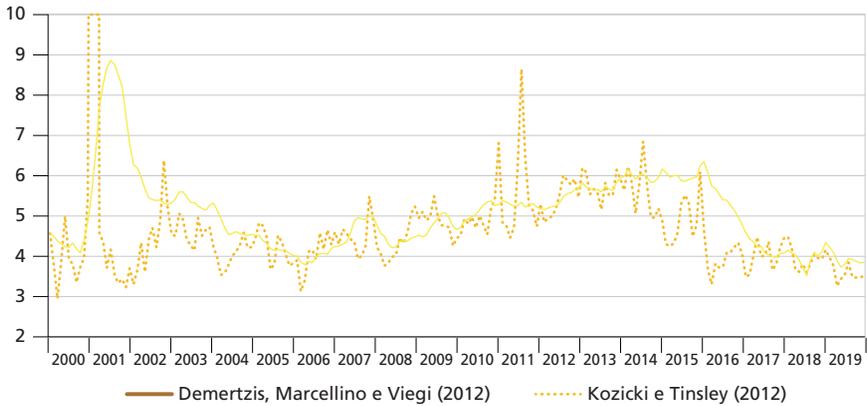
A aplicação de Demertzis, Marcellino e Viegi (2012) para dados brasileiros não é pioneira. O trabalho de Fernandes (2013) já havia tentado essa implementação, porém a autora utilizou expectativas para o prazo de doze meses (o que é problemático) e a *break-even inflation rate* de sessenta meses como *proxy* para as expectativas de inflação para o mesmo prazo. Contudo, essa *proxy* é inadequada, pois resulta da soma das expectativas com o prêmio de risco inflacionário, que funciona como um erro de medida. Na hipótese de o prêmio ser crescente com as expectativas (o que é provável), quebra-se a condição de exogeneidade do regressor π_{t-1}^e , que é essencial na estimação do modelo em espaço de estados. Assim, consideramos que a utilização das expectativas de inflação de 48 meses no arcabouço de Demertzis, Marcellino e Viegi (2012) é um avanço em aplicações para o Brasil.

O gráfico 6 mostra o resultado da extração da trajetória de π_t^{**} aplicando-se a metodologia de Demertzis, Marcellino e Viegi (2012) (linha pontilhada), e a compara com o *shifting inflation endpoint* estimado com base em Kozicki e Tinsley (2012) (linha amarela). A escala da esquerda foi truncada em 10% a.a. para preservar a qualidade da comparação visual, prejudicada pela presença de *outliers* em 2002. Com efeito, a percepção da meta de inflação estimada com base na metodologia de Demertzis, Marcellino e Viegi (2012) supera 30% a.a. em outubro de 2002. É possível constatar que as duas séries têm dinâmica semelhante, apesar de geradas por técnicas distintas. Deve-se, porém, reconhecer o caráter mais ruidoso da série obtida com base no TVP-VAR.

Finalmente, o gráfico 7 mostra o resultado da medida de credibilidade λ_t obtida com base na metodologia de Demertzis, Marcellino e Viegi (2012) (linha pontilhada), assim como uma versão suavizada obtida por meio do filtro HP (linha amarela). A série correspondente à tendência atinge o seu valor mínimo em novembro de 2002 e recupera-se até meados de 2006. Ela volta a cair, atinge um mínimo local em fins de 2008 e a partir daí se recupera paulatinamente, atingindo um máximo global no final da amostra considerada.

GRÁFICO 6

Comparando as medidas de percepção da meta de inflação oriundas das metodologias de Demertzis, Marcellino e Viegi (2012) e de Kozicki e Tinsley (2012) (2000-2019)



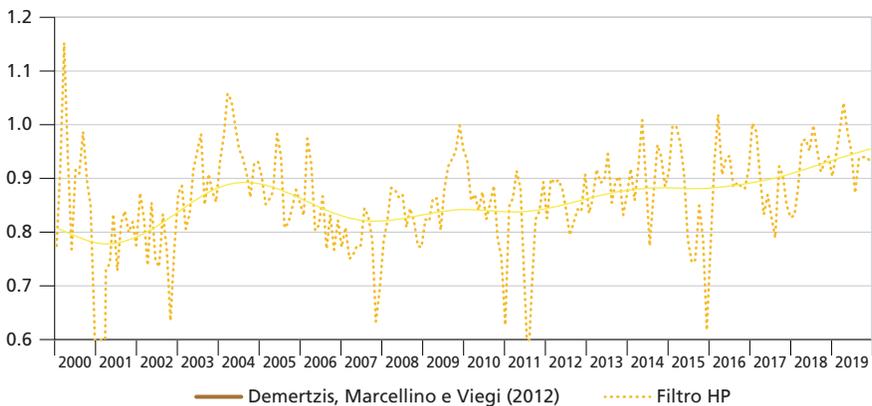
Elaboração dos autores.

Obs.: Trajetórias das percepções das metas de inflação estimadas com base em Demertzis, Marcellino e Viegi (2012) (linha pontilhada) e Kozicki e Tinsley (2012) (linha amarela). Há *outliers* importantes no final de 2002 (pois a linha pontilhada alcança valores maiores do que 30%), o que nos levou a truncar a escala da esquerda em 10% a.a. para preservar a qualidade da comparação visual. As duas séries foram obtidas com base em uma amostra que começa em novembro de 2001 e termina em setembro de 2019. As taxas são expressas em porcentagem a.a.

Nota-se que a trajetória suavizada de λ_t é compatível com resultados anteriores, a saber, que a credibilidade das autoridades monetárias brasileiras foi afetada pela crise de confiança de 2002 e pela crise econômica e financeira mundial de 2008. No entanto, não há como compará-la diretamente com as medidas de credibilidade propostas por Bomfim e Rudebusch (2000) e Mendonça e Souza (2007). Com efeito, a metodologia proposta por Demertzis, Marcellino e Viegi (2012) acompanha o comportamento da credibilidade em duas dimensões: i) a diferença entre as percepções do mercado acerca da meta perseguida pelo BC e a meta que foi divulgada para a sociedade; e ii) a capacidade da meta percebida pelos agentes servir de referência na formação das expectativas de longo prazo. A metodologia de Kozicki e Tinsley (2012) foca na estimação das percepções do mercado para a meta perseguida pelo BC, que é então comparada com a meta divulgada. As medidas de credibilidade propostas por Bomfim e Rudebusch (2000) e Mendonça e Souza (2007), por sua vez, são obtidas com base na distância entre as expectativas para o prazo de doze meses e a meta tornada pública. Todos esses autores abordam a primeira dimensão do fenômeno, mas não trabalham o segundo.

Cabe ressaltar que há um terceiro aspecto da credibilidade que é pouco explorado na literatura, qual seja, a incerteza com relação à capacidade do BC atingir a meta estabelecida. Com efeito, um BC que cumpre a meta à risca a todo período não pode ser avaliado da mesma forma que um outro que só é capaz de cumprir a meta na média, porém admitindo desvios consideráveis de tempos em tempos. Até onde vai o nosso conhecimento a literatura não fornece uma metodologia que leve em conta esses três aspectos da credibilidade simultaneamente.

GRÁFICO 7
Índice de credibilidade proposto por Demertzis, Marcellino e Viegi (2012) (2000-2019)



Elaboração dos autores.

Obs.: Trajetória da medida de credibilidade proposta por Demertzis, Marcellino e Viegi (2012) (linha pontilhada) e da sua tendência calculada por meio de um filtro HP (linha amarela). A escala da esquerda foi truncada para permitir uma melhor apreciação visual, prejudicada pela presença de *outliers* em 2002. A amostra utilizada na estimação do TVP-VAR começa em novembro de 2001 e termina em julho de 2017. Os resultados foram obtidos com base nas expectativas de inflação para os próximos 48 meses.

Em suma, as medidas de credibilidade calculadas com base na tendência de longo prazo da taxa de inflação, bem como aquelas obtidas a partir das expectativas para o prazo de doze meses à frente, mostram um retrato compatível com os quatro movimentos básicos identificados na seção 5, a saber, forte deterioração em 2002, recuperação da credibilidade de 2003 a 2007, deterioração paulatina da credibilidade de 2008 em diante e nova recuperação a partir de 2016. Os principais eventos econômicos e políticos que geraram essa dinâmica foram discutidos nas seções 4 e 5, com destaque para a crise de confiança ocorrida em 2002, o respeito aos fundamentos macroeconômicos (que perdurou até a crise global de 2008-2009), os distúrbios provocados pela crise do *Subprime*, a mudança de comando no BCB (ocorrida em 2016) e a crise econômica que atingiu a economia brasileira em 2015 e 2016. No entanto, a avaliação da ancoragem das expectativas e da credibilidade das autoridades monetárias tende a ser mais desfavorável quando utilizamos expectativas curtas, dado que elas também refletem a reação natural aos choques e às medidas de compensação adotadas.

7 CONCLUSÕES

Neste trabalho, utilizamos a dinâmica observada da taxa de inflação e da estrutura a termo das expectativas de inflação futura (que contêm expectativas para os horizontes prospectivos de 12, 24, 36 e 48 meses, todas derivadas das projeções de evento fixo coletadas pelo BCB) para estimar a trajetória da tendência de longo prazo da taxa de inflação. Esta tendência reflete a percepção do mercado acerca da meta efetivamente perseguida pelo BCB, sendo estimada seguindo metodologia proposta em Kozicki e Tinsley (2012). Segundo esta técnica, a tendência é tratada como uma variável latente em um modelo em espaço de estado e estimada usando o filtro de Kalman. Comparando os valores assumidos pela *shifting inflation endpoint* com a meta de inflação perseguida pelo BCB é possível analisar a ancoragem das expectativas de longo prazo e avaliar a credibilidade das autoridades monetárias brasileiras.

Este artigo preenche lacunas importantes da literatura brasileira sobre o tema. Com efeito, a maior parte dos trabalhos aplicados ao Brasil utiliza as expectativas de inflação para o horizonte prospectivo de doze meses a fim de avaliar a credibilidade do BCB. No entanto, a tendência internacional é utilizar expectativas de longo prazo, pois as projeções de curto prazo podem se afastar das metas (por força dos choques e das medidas de compensação porventura adotadas) sem que isso gere piora da ancoragem das expectativas ou perda de credibilidade. Outro ponto importante é a utilização direta das expectativas de inflação para os próximos doze meses no cálculo de medidas específicas de credibilidade. Isto não é recomendável, porque as projeções informadas em pesquisas não coincidem necessariamente com as crenças verdadeiras dos agentes. As duas dificuldades são enfrentadas estimando uma versão adaptada do modelo de Kozicki e Tinsley (2012) e utilizando a trajetória da tendência de longo prazo da taxa de inflação na análise da ancoragem das expectativas e da credibilidade do BCB.

A tendência de longo prazo da taxa de inflação é utilizada para calcular as medidas específicas de credibilidade propostas por Bomfim e Rudebusch (2000) e Mendonça e Souza (2007), sendo os resultados comparados com aqueles provenientes da utilização das expectativas de inflação para os próximos doze meses. Ambos os exercícios apontam para movimentos acentuados da credibilidade entre novembro de 2001 e setembro de 2019, com uma deterioração contínua observada desde meados de 2007 e uma recuperação iniciada em 2016. No entanto, os resultados mostram que a utilização de expectativas curtas tende a superestimar o grau de desancoragem das expectativas e as alterações da credibilidade. Por fim, a *shifting inflation endpoint* estimada à la Kozicki e Tinsley (2012) e a percepção da meta de inflação obtida com base na metodologia de Demertzis, Marcellino e Viegi (2012) seguem trajetórias semelhantes, sendo a segunda mais volátil.

As implicações de política econômica oriundas dos nossos resultados podem ser divididas em “operacionais” e “normativas”. Em termos operacionais, fortalece-se a percepção de que é arriscado utilizar as projeções de inflação para os próximos doze meses ao analisar a ancoragem das expectativas e o comportamento da credibilidade. Com efeito, o BCB fornece dados diários de expectativas de inflação para horizontes prospectivos curtos, médios e longos, de modo que a utilização de expectativas longas é perfeitamente viável. Conforme visto na seção 5, uma opção “barata” é derivar a estrutura a termo das expectativas de inflação futura (com base na metodologia de Dovern, Fritsche e Slacalek, 2012) e utilizar a expectativa de inflação para o horizonte de 48 meses como *proxy* da percepção dos agentes acerca da meta de inflação efetivamente perseguida pelo BCB.

No campo da economia normativa, os resultados são compatíveis com a noção de que desprezar as boas práticas de gestão macroeconômica (ou a mera suspeita de que isso possa ocorrer) afeta negativamente o desempenho da economia, em particular o processo de formação das expectativas de inflação. Com efeito, a violação recorrente das metas pode desancorar as expectativas, visto que os agentes deixam de usá-las como referência para definir as suas projeções de inflação. Por fim, a troca de comando no BCB, ocorrida em 2016 (e o seu impacto na estrutura a termo das expectativas de inflação), pode ser interpretada à luz do trabalho de Rogoff (1985), que defende a nomeação de um banqueiro central conservador (ou seja, cujo peso atribuído à estabilização do produto na função de bem-estar social é menor do que aquele atribuído pela sociedade em geral) para sinalizar o comprometimento das autoridades monetárias com o objetivo de inflação baixa e estável.

Sugerimos para pesquisa futura o estudo de outras maneiras de medir credibilidade, que incorporem simultaneamente os três aspectos do fenômeno: i) alinhamento entre expectativas de longo prazo e metas divulgadas; ii) poder de atração das metas percebidas pelos agentes; e iii) incerteza nos resultados atingidos pelo BC em termos de respeito às metas estabelecidas.

REFERÊNCIAS

- BARRO, R. J.; GORDON, D. B. **Rules, discretion and reputation in a model of monetary policy.** *Journal of Monetary Economics*, v. 12, p. 101-121, 1983.
- BLANCHARD, O. J. The Lucas critique and the volcker deflation. **American Economic Review**, v. 74, n. 2, p. 211-15, 1984.
- BLINDER, A. S. Central Bank credibility: why do we care? How do we build it? **American Economic Review**, v. 90, n. 5, p. 1.421-1.431, 2000.

BOMFIM, A.; RUDEBUSCH, G. Opportunistic and deliberate disinflation under imperfect credibility. **Journal of Money Credit and Banking**, v. 32, p. 707-721, 2000.

BORDO, M. D.; SIKLOS, P. L. **Central Bank credibility: an historical and quantitative exploration**. Cambridge, US: NBER, 2015. (NBER Working Paper Series, n. 20824).

CECCHETTI, S. G.; KRAUSE, S. Central Bank structure, policy efficiency and macroeconomic performance: exploring empirical relationships. **Federal Reserve Bank of St. Louis Review**, v. 82, p. 47-59, 2002.

CLARIDA, R.; WALDMAN, D. **Is bad news about inflation good news for the exchange rate?** Cambridge, US: NBER, 2007. (NBER Working Paper Series, n. 13010).

CUKIERMAN, A.; MELTZER, A. H. A theory of ambiguity, credibility, and inflation under discretion and asymmetric information. **Econometrica**, v. 54, n. 5, p. 1.099-1.128, 1986.

DEMERTZIS, M.; MARCELLINO, M.; VIEGI, N. A credibility proxy: tracking US monetary developments. **The B.E. Journal of Macroeconomics Topics**, v. 12, n. 1, 2012.

DE POOTER, M. *et al.* Are long-term inflation expectations well anchored in Brazil, Chile, and Mexico? **International Journal of Central Banking**, v. 10, n. 2, p. 337-400, 2014.

DOVERN, J.; FRITSCHKE U.; SLACALEK, J. Disagreement among forecasters in G7 countries. **The Review of Economics and Statistics**, v. 94, n. 4, p. 1.081-1.096, 2012.

FERNANDES, C. M. **The credibility of monetary policy in Brazil: an econometric time series analysis approach**. Amsterdam: Msc in Economics, Monetary Policy & Banking, 2013.

GUILLÉN, D.; GARCIA, M. G. P. Expectativas desagregadas, credibilidade do Banco Central e Cadeias de Markov. **Revista Brasileira de Economia**, Rio de Janeiro, v. 68, n. 2, p. 197-223, 2014.

GÜRKAYNAK, R. S.; LEVIN, A. T.; SWANSON, E. T. Does inflation targeting anchor long-run inflation expectations? Evidence from long-term bond yields in the U.S., U.K., and Sweden. **Journal of the European Economic Association**, v. 8, n. 6, p. 1.208-1.242, 2010.

HARDOUVELIS, A.; BARNHART, W. The evolution of federal reserve credibility: 1978-1984. **The Review of Economics and Statistics**, v. 71, n. 3, p. 385-393, 1989.

JOHNSON, D. R. The credibility of monetary policy: international evidence based on surveys of expected inflation price stability. *In*: MACKLEM, T. (Ed.). **Price stability, inflation targets and monetary policy**. Montreal: Bank of Canada, 1998. p. 361-395.

_____. The effect of inflation targeting on the behavior of expected inflation: evidence from an 11 Country Panel. **Journal of Monetary Economics**, v. 49, p. 1.521-1.138, 2002.

KOZICKI, S.; TINSLEY, P. A. **Survey-based estimates of the term structure of expected U.S. inflation**. Montreal: Bank of Canada, 2006. (Working Paper, n. 2006-46).

_____. Effective use of survey information in estimating the evolution of expected inflation. **Journal of Money, Credit and Banking, Blackwell Publishing**, v. 44, n. 1, p. 145-169, 2012.

KYDLAND, F.; PRESCOTT, E. Rules rather than discretion: the inconsistency of optimal plans. **Journal of Political Economy**, University of Chicago Press, v. 85, n. 3, p. 473-91, 1977.

LAXTON, D.; N'DIAYE, P. **Monetary policy credibility and the unemployment inflation trade-off: some evidence from 17 industrialized economies**. Washington: IMF, 2002. (IMF Working Paper).

LOWENKRON, A.; GARCIA, M. G. P. **Monetary policy credibility and inflation risk premium: a model with application to Brazilian data**. Rio de Janeiro: Department of Economics/PUC-Rio, 2007. (Texto para Discussão, n. 543).

LUCAS, R. Some international evidence on output-inflation trade-offs. **The American Economic Review**, v. 63, n. 3, p. 26-334, 1973.

ŁYZIAK, T.; PALOVIITA, M. Anchoring of inflation expectations in the Euro Area: recent evidence based on survey data. **European Journal of Political Economy**, Elsevier, v. 46, p. 52-73, 2017.

MARISCAL, I. B.; WONG, W.; HOWELLS, P. **Measuring the policymaker's credibility: the Bank of England in 'nice' and 'not-so-nice' times**. Bristol: University of the West of England, 2011. (Working Papers).

MARISCAL, R.; POWELL, A.; TAVELLA, P. **On the credibility of inflation targeting regimes in Latin America**. Washington: Inter-American Development Bank, 2014. (IDB Working Paper Series, n. IDB-WP-504).

MENDONÇA, H. F. Mensurando a credibilidade do regime de metas inflacionárias no Brasil. **Revista de Economia Política**, v. 24, n. 3, p. 344-350, 2004.

MENDONÇA, H.; SOUZA, G. J. G. Credibilidade do regime de metas para inflação no Brasil. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 37, n. 2, p. 247-282, 2007.

_____. Inflation targeting credibility and reputation: the consequences for the interest rate. **Economic Modelling**, v. 26, n. 6, p. 1.228-1.238, 2009.

MOREIRA, R. R. Measuring the structural credibility of monetary policy by expected inflation determinants: a Kalman Filter approach for Brazil. **Brazilian Review of Econometrics**, v. 36, n. 2, p. 287-309, 2016.

NAHON, B.; MEURER, R. A relação entre a credibilidade do Banco Central e a inflação no Brasil do regime de metas inflacionárias. *In: ENCONTRO DE ECONOMIA DA REGIÃO SUL*, 34., 2005, Porto Alegre, Rio Grande do Sul. Anais... Porto Alegre: Anpec, 2005. Disponível em: <<https://bit.ly/39MRGhK>>.

_____. Measuring Brazilian Central Bank credibility under inflation targeting. **International Research Journal of Finance and Economics**, v. 27, p. 72-81, 2009.

NOGUEIRA, R. P. Testing credibility with time-varying coefficients. **Applied Economics Letters**, v. 16, n. 18, p. 1.813-1.817, 2009.

OLIVEIRA, A. F.; ISSLER, J. V. **Central bank credibility and inflation expectations: a microfounded forecasting approach**. Brasília: Banco Central do Brasil, 2018. Mimeografado. (Prêmio Banco Central de Economia e Finanças – 3º lugar).

PERRY, G. What have we learned from disinflation? **Brookings Papers on Economic Activity**, v. 2, p. 587-602, 1983.

ROGOFF, K. The optimal degree of commitment to a monetary target. **Quarterly Journal of Economics**, v. 100, p. 1.169-1.190, 1985.

SOUSA, R.; YETMAN, J. **Inflation expectations and monetary policy**. Basileia: Bank of International Settlements, 2016. (Working Papers, n. 89).

SVENSSON, L. E. O. **The simplest test of inflation target credibility**. Washington: NBER, 1993. (Working Paper Series, n. 4604).

TELES, V. K.; NEMOTO, J. O regime de metas de inflação do Brasil é crível? **Revista Brasileira de Economia**, v. 59, n. 3, p. 483-505, 2005.

APÊNDICE A

TESTE DE ROBUSTEZ

O gráfico A.1 mostra a trajetória suavizada de μ_t obtida após estimar o modelo com a amostra completa (novembro de 2001 a setembro de 2019; resultado representado por uma linha dourada) e com três subamostras: a primeira corresponde a Henrique Meirelles na presidência do BCB (janeiro de 2003 a dezembro de 2010; resultado representado por uma linha amarela), a segunda corresponde à administração Alexandre Tombini (janeiro de 2011 a maio de 2016; resultado representado por uma linha preta) e a terceira correspondente ao período Ilan Goldfajn (junho de 2016 a fevereiro de 2019; resultado representado por uma linha preta). O fato de as quatro linhas estarem muito próximas entre si comprova que os resultados são robustos à utilização de subamostras.

GRÁFICO A.1
Comparação em subamostras (2000-2019)



Elaboração dos autores.

Obs.: O gráfico compara as tendências de inflação de longo prazo estimadas com a amostra completa e em subamostras. A linha dourada representa a tendência estimada com a amostra completa. A linha amarela é a tendência de inflação calculada para o período Meirelles (janeiro de 2003 a dezembro de 2010). A linha preta é a tendência de inflação calculada para o período Tombini (janeiro de 2011 a maio de 2016). A linha amarela pontilhada por pequenos círculos representa a tendência de inflação calculada para o período Goldfajn (junho de 2016 a fevereiro de 2019). Em todos os casos as taxas são medidas em porcentagem a.a.

Originais submetidos em: set. 2017.

Última versão recebida em: dez. 2019.

Aprovada em: dez. 2019.

IMPACTOS DE BEM-ESTAR DA PRIVATIZAÇÃO DE INFRAESTRUTURA^{1,2}

Ricardo A. de Castro Pereira³

Pedro Cavalcanti Ferreira⁴

Arley Rodrigues Bezerra⁵

Este artigo investiga os impactos sobre alocações de longo prazo e custos de bem-estar proporcionados por uma política de privatização da infraestrutura pública. Os resultados são obtidos a partir de simulações com uma variante do modelo neoclássico de crescimento, adaptado e calibrado para os fins da análise. Em particular, supõe-se ofertas públicas e privadas de infraestrutura capazes de proporcionar efeitos externos positivos, porém em diferentes níveis de qualidade. Supõe-se, ainda, uma economia inicialmente em trajetória estacionária, com governo benevolente comprometido em maximizar o nível de bem-estar social. As simulações indicam que os custos ou benefícios de uma política de privatização dependem de duas características da oferta de infraestrutura privada, anteriores à privatização: qualidade e quantidade. Além disso, percebe-se que a possibilidade de metas de qualidade para o estoque privado de infraestrutura, após a privatização, pode fazer com que o benefício social da privatização seja bastante significativo.

Palavras-chave: infraestrutura; bens públicos; privatização; bem-estar.

WELFARE EFFECTS OF INFRASTRUCTURE PRIVATIZATION

This paper deals with the welfare and long run allocation impacts of privatization. The results are obtained from simulations with a variant of the neoclassical growth model adapted and calibrated for the purposes of the analysis. In particular, it is assumed that public or private infrastructure provides positive external effects, but at different levels of quality. It is also assumed an economy initially on a steady trajectory with a benevolent government committed to maximizing the level of social welfare. The simulations indicate that the welfare net gains of privatization depend on the quality and quantity of the private infrastructure supply. Furthermore, those net gains are strongly related to the quality control of the new private infrastructure supply that emerges after the privatization policy.

Keywords: infrastructure; public goods; privatization; welfare.

JEL: E62; H21; H54; E3.

1. DOI: <http://dx.doi.org/10.38116/ppe50n3art2>

2. Este trabalho foi realizado com apoio da Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior (Capes) do Brasil – Código de Financiamento 001. Os autores agradecem as sugestões e as críticas dos pareceristas anônimos. Agradecem, ainda, o financiamento da Capes e do Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq) e o apoio da Pró-Reitoria de Pesquisa e Pós-Graduação da Universidade Federal do Ceará (PRPPG/UFC). Ricardo A. de Castro Pereira, adicionalmente, agradece o financiamento do Programa de Educação Tutorial (PET) da Secretaria de Educação Superior do Ministério da Educação (Sesu/MEC) e o financiamento dos Institutos Nacionais de Ciência e Tecnologia (INCTs/CNPq). Pedro C. G. Ferreira agradece, especificamente, o suporte financeiro do CNPq/INCT e da FAPERJ.

3. Professor do Programa de Pós-Graduação em Economia (CAEN) da Universidade Federal do Ceará (UFC). *E-mail:* <rpereira@caen.ufc.br>.

4. Professor da Escola Brasileira de Economia e Finanças da Fundação Getúlio Vargas (EPGE/FGV). *E-mail:* <pedro.ferreira@fgv.br>.

5. Professor da Unidade Acadêmica de Serra Talhada (UAST) da Universidade Federal Rural de Pernambuco (UFRPE). *E-mail:* <arleyrb@hotmail.com>.

1 INTRODUÇÃO

Meggison e Netter (2001) apresentam uma vasta lista de evidências empíricas indicando aumentos de produtividade em empresas públicas após terem sido privatizadas. No caso brasileiro, alguns estudos – tais como Pinheiro (1996b), Anuatti-Neto (2005) e Cardoso *et al.* (2013) – sustentam a visão de que a privatização melhorou o desempenho das empresas que passaram pela alienação. Por meio de diferentes metodologias, esses estudos concluíram que houve um crescimento da lucratividade e uma melhora na eficiência operacional e nos indicadores financeiros da empresa após a privatização.

Porém, apesar dessas evidências microeconômicas e de algumas sugestivas indicações de efeitos positivos da privatização sobre o crescimento econômico (Gylfason, 2007; Shukurov *et al.*, 2016; Rahbar *et al.*, 2012; Obura, 2014), bem como sobre a produtividade total da economia (Schmitz, 2001; Schmitz e Teixeira, 2008; Boardman, Vining e Weimer, 2016), Cook e Uchida (2003) e Filipovic (2006), por meio de análises de regressão *cross-country* e com dados de países em desenvolvimento, encontraram uma correlação frágil e, às vezes, negativa entre privatização e crescimento econômico. Isso corroboraria a ideia, tal como Beddari (2012), de que a privatização, por si só, não seria suficiente para garantir uma maior eficiência no nível macroeconômico, indicando a necessidade de maiores investigações do impacto dessa política em termos macroeconômicos.

O principal objetivo deste artigo é fazer uma investigação quantitativa de uma política de privatização do estoque público de infraestrutura sobre o nível de bem-estar social. Nesse sentido, propõe-se um modelo de equilíbrio geral competitivo, basicamente uma variante do chamado modelo neoclássico de crescimento, para investigar, por meio de simulações numéricas, os impactos macroeconômicos dessa política.

O modelo proposto neste artigo compõe-se de dois tipos de capital: um inerentemente privado, denominado capital; e um outro com características de bens públicos, que se denomina infraestrutura, o qual gera externalidade positiva sobre o total da economia. Supõe-se, ainda, que a oferta de infraestrutura seja suprida tanto pelo governo como pelo setor privado e, adicionalmente, admite-se que esses estoques possam apresentar diferentes níveis de qualidade, o que se expressa no modelo pela intensidade relativa da contribuição da infraestrutura privada frente a pública na promoção de efeitos externos positivos. Essa hipótese é uma variação do argumento de Hulten (1996), o qual reconhece que a qualidade da oferta de infraestrutura, ou a forma como esta é usada, pode ser tão determinante para o desempenho da economia quanto a sua quantidade ofertada.⁶

6. O modelo poderia ser interpretado como um modelo de provisão pública e privada de educação. Nesse caso, o segundo tipo de capital poderia ser denominado capital humano, em vez de infraestrutura, e o exercício neste artigo poderia ser uma avaliação, por exemplo, dos custos de bem-estar da privatização das universidades públicas.

No ambiente descrito pelo modelo, descarta-se o financiamento público por meio de tributação do tipo *lump sum* e admite-se um governo benevolente, porém restrito a utilizar taxas que distorcem as decisões dos agentes econômicos. Presume-se, ainda, que a economia esteja, inicialmente, em trajetória estacionária, de modo que seja ótimo que o governo imponha uma tributação positiva para financiar parte da oferta total de infraestrutura da economia, internalizando, assim, seus efeitos externos positivos. Entretanto, o setor privado também oferta infraestrutura e, considerando que sua qualidade e quantidade determinam o tamanho ótimo da oferta pública de infraestrutura, estas duas dimensões da oferta privada afetam fortemente as alocações de longo prazo e, conseqüentemente, o impacto de uma política de privatização.

O modelo determina que a privatização da infraestrutura pública implica dois efeitos contrários. Uma vez que essa política equivale, no agregado da economia, a uma transferência do governo às famílias – por meio da adição do estoque de capital público ao privado –, a política provoca um efeito positivo de bem-estar, denominado efeito de curto prazo. Porém, admitindo-se que o governo, após a privatização, elimine seus investimentos em infraestrutura, o nível de consumo de longo prazo (estacionário), em geral, não poderá ser maior que o nível estacionário anterior à privatização. Isso porque, por hipótese, o nível de bem-estar no equilíbrio estacionário em que a economia se encontrava, antes da privatização, já estava sendo maximizado pelo governo mediante oferta de infraestrutura e alíquotas de impostos positivas.

Portanto, supondo um comportamento ótimo por parte do governo, comparar apenas trajetórias estacionárias de consumo e lazer (trajetórias de longo prazo) acarreta determinar que a política de privatização não é capaz de elevar o nível de bem-estar social. Esse é o efeito negativo da privatização, denominado efeito de longo prazo.⁷

O efeito líquido da privatização da infraestrutura pública é o resultado dos efeitos contrários de curto e longo prazo. É indispensável, portanto, a análise das trajetórias inteiras de consumo e lazer, após a privatização, para a determinação do resultado líquido da política sobre o nível de bem-estar social. Além disso, uma vez que o efeito de curto prazo é regulado pelo tamanho da oferta pública de infraestrutura – função das combinações de quantidade e qualidade da oferta de infraestrutura privada, anteriores à privatização –, fica claro que essas duas dimensões são determinantes na avaliação da política de privatização quando se supõe um governo benevolente.

7. O efeito de longo prazo será sempre negativo, admitindo-se que não haja elevação na qualidade da infraestrutura privada após a privatização. Caso contrário, é possível um efeito de longo prazo positivo, possibilidade que será investigada no artigo.

O artigo está organizado da seguinte maneira. Na seção 2, apresenta-se o modelo supondo haver ofertas positivas de infraestrutura pública e privada, além da descrição de como os parâmetros do modelo são calibrados. Na seção 3, apresentam-se as modificações no modelo, admitindo-se a privatização da infraestrutura pública e o método de avaliação dos custos de bem-estar dessa política. Na seção 4, são discutidos os principais resultados. E, finalmente, na seção 5, destacam-se as principais conclusões.

2 O MODELO

2.1 Descrição do ambiente

Supõe-se um único bem final produzido pelas firmas a partir de trabalho, dois diferentes tipos de capital privado e um estoque de infraestrutura pública. Os estoques privados de capital são diferenciados e agrupados de acordo com suas capacidades em promover efeitos externos sobre o global da economia. O estoque de capital cujo retorno é plenamente apropriado pelo setor privado é denominado “capital”. O restante de capital privado capaz de gerar externalidades positivas denomina-se “infraestrutura privada”, cujo retorno social é superior ao retorno privado. Supõe-se, ainda, por simplicidade, que o estoque de infraestrutura pública afete o produto somente por meio da promoção de efeitos externos positivos.

A função de produção agregada *per capita* dessa economia é expressa por:

$$Y_t = F K_t^\theta G_t^\phi H_t^{1-\theta-\phi} \bar{G}_t^\gamma, \quad (1)$$

em que, em todo período t , F é um parâmetro de escala; θ , ϕ e γ são parâmetros não negativos, tais que $\theta + \phi + \gamma < 1$; as variáveis agregadas *per capita* Y , H , K e G são, respectivamente, o produto ou renda total, o número de horas trabalhadas, o estoque de capital e a infraestrutura privada.

Por fim, \bar{G} representa o efeito externo positivo (regulado pelo parâmetro γ) sobre a produtividade total dos fatores promovido pelos estoques *per capita* de infraestrutura privada, G , e pública, G_g , na forma:

$$\bar{G}_t = G_g + \alpha G_t, \quad (2)$$

em que $\alpha > 0$ é um parâmetro refletindo a importância relativa da oferta de infraestrutura privada frente a pública na promoção de efeitos externos sobre a economia. Esse parâmetro busca refletir o nível de “qualidade” do estoque privado de infraestrutura em proporcionar efeitos diferenciados sobre a produtividade total dos fatores da economia comparados àqueles proporcionados pelo setor público.

A função de produção (1) pode ser vista como uma variante da função de produção proposta por Hulten (1996), a qual reconhece que a qualidade da oferta de infraestrutura (parâmetro α) afeta a produtividade total da economia. A diferença básica é que, na formulação deste artigo, o setor privado também oferta infraestrutura e, portanto, admite-se a possibilidade de o estoque privado possuir qualidade distinta do estoque público, normaliza-se a qualidade da infraestrutura pública em 1 e presume-se que α possa assumir qualquer valor positivo.

O problema da firma representativa é, para cada período t , escolher os níveis de trabalho, capital e infraestrutura privada que maximizem seu lucro, tomando como dados os preços e a oferta de infraestrutura \bar{G} :

$$\max_{K_t, G_t, H_t} F K_t^\theta G_t^\phi H_t^{1-\theta-\phi} \bar{G}_t^\gamma - w_t H_t - r_t K_t - \rho_t G_t. \quad (3)$$

A partir da solução desse problema, encontram-se as expressões para salários, w , e as taxas de aluguel do capital, r , e da infraestrutura privada, ρ :

$$w_t = (1 - \theta - \phi) F K_t^\theta G_t^\phi H_t^{-\theta-\phi} \bar{G}_t^\gamma. \quad (4)$$

$$r_t = \theta F K_t^{\theta-1} G_t^\phi H_t^{1-\theta-\phi} \bar{G}_t^\gamma. \quad (5)$$

$$\rho_t = \phi F K_t^\theta G_t^{\phi-1} H_t^{1-\theta-\phi} \bar{G}_t^\gamma. \quad (6)$$

Supõe-se um consumidor representativo dotado de uma unidade de tempo, a qual é alocada entre trabalho (h_t) e lazer ($1-h_t$), que vive infinitos períodos, desconta o futuro a um fator $\beta \in (0,1)$ e atribui utilidade, em cada período t , às suas seqüências de consumo (c_t) e de lazer de acordo com a seguinte função utilidade:⁸

$$U[c_0, c_1, \dots, h_0, h_1, \dots] = \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t [\ln c_t + A \ln(1 - h_t)],$$

em que A é uma constante expressando a imporância do lazer ante o consumo.

Supõe-se, ainda, que este agente seja o dono dos estoques de capital (k_t) e infraestrutura (g_t) e que sua renda total seja composta de renda do trabalho ofertado às firmas ($w_t h_t$) e de rendas de contratos de aluguel às firmas do capital ($r_t k_t$) e infraestrutura ($\rho_t g_t$). Todas essas fontes de renda são tributadas a uma mesma alíquota τ_t pelo governo, e a renda disponível é gasta em consumo e investimentos em bens de capital, i_t , e infraestrutura privada, j_t . Assim, a restrição orçamentária do consumidor representativo em t é:

$$c_t + i_t + j_t \leq (1 - \tau_t) w_t h_t + (1 - \tau_t) r_t k_t + (1 - \tau_t) \rho_t g_t. \quad (7)$$

8. Convencionou-se usar letras maiúsculas para variáveis agregadas, tomadas como dadas pelo consumidor representativo, e letras minúsculas para variáveis sobre as quais ele possui controle (a exceção são os preços, que são supostos tomados como dados, apesar de estarem sendo apresentados em letras minúsculas).

Admite-se que o consumidor conhece as leis de movimento dos estoques privados de capital e infraestrutura, tal como do estoque de infraestrutura pública, supostas, respectivamente, como:

$$k_{t+1} = (1 - \delta)k_t + i_t, \quad (8)$$

$$g_{t+1} = (1 - \delta g)g_t + j_t, \quad (9)$$

$$Gg_{t+1} = (1 - \delta g)Gg_t + Jg_t, \quad (10)$$

em que δ e δg são, respectivamente, as taxas de depreciação dos estoques de capital e de infraestrutura, e Jg_t é o investimento público em infraestrutura.

Supõe-se, por fim, que o consumidor toma as ações do governo – taxas e investimento – como dadas e impõe-se ao governo um orçamento equilibrado a cada período t , desconsiderando a possibilidade de endividamento público, ou seja:

$$Jg_t = \tau_t w_t H_t + \tau_t r_t K_t + \tau_t \rho_t G_t, \forall t. \quad (11)$$

Uma política pública em $t = 0$, portanto, restringe-se a uma trajetória anunciada de alíquotas de impostos sobre a renda, isto é, $\{\tau_t\}_{t=0}^{\infty}$.⁹

Assim, escrevendo o problema do consumidor na forma recursiva, tem-se as seguintes equações de otimalidade:¹⁰

$$v(K, k, G, g, \bar{G}, \tau) = \max_{c, h, i, j} \left[\ln c + A \ln(1 - h) + \beta v(K', k', G', g', \bar{G}', \tau') \right], \quad (12)$$

sujeito a

$$c + i + j = (1 - \tau)w(K, G, \bar{G}, \tau)h + (1 - \tau)r(K, G, \bar{G}, \tau)k + (1 - \tau)\rho(K, G, \bar{G}, \tau)g,$$

$$k' = (1 - \delta)k + i,$$

$$g' = (1 - \delta g)g + j,$$

dados os preços, k e $g > 0$, $c \geq 0$ e $0 \leq h \leq 1$.

Pode-se mostrar que, após algumas manipulações simples, a solução para este problema satisfaz as seguintes condições:

9. Admite-se, da mesma maneira que em Chari, Christiano e Kehoe (1994), a existência de uma tecnologia de comprometimento ou alguma instituição que force o governo a cumprir a política anunciada no período zero. Ou seja, uma vez determinada a política do governo (i.e. $\{\tau_t\}_{t=0}^{\infty}$) no período inicial, os agentes econômicos escolhem suas alocações, de tal forma que os preços e as alocações das famílias podem ser descritos como função desta política.

10. Usa-se x' para indicar a variável no próximo período.

$$\frac{1}{c} = \frac{\beta \left[(1-\tau')\theta F \left(\frac{K'}{H'} \right)^{\theta-1} \left(\frac{G'}{H'} \right)^{\phi} (\bar{G})^{\gamma} + 1 - \delta \right]}{c'}. \quad (13)$$

$$\frac{1}{c} = \frac{\beta \left[(1-\tau')\phi F \left(\frac{K'}{H'} \right)^{\theta} \left(\frac{G'}{H'} \right)^{\phi-1} (\bar{G})^{\gamma} + 1 - \delta g \right]}{c'}. \quad (14)$$

$$\frac{A}{1-h} = \frac{(1-\tau)(1-\theta-\phi) F \left(\frac{K'}{H'} \right)^{\theta} \left(\frac{G'}{H'} \right)^{\phi} (\bar{G})^{\gamma}}{c}. \quad (15)$$

As três equações apresentadas são padrões. As duas primeiras (13 e 14) são equações de Euler que dizem que o custo de renunciar a uma unidade de consumo hoje (c), em equilíbrio, deve ser igual ao retorno líquido, medido em termos do consumo amanhã (c'), descontado do investimento desta unidade, respectivamente, em capital (k) e em infraestrutura (g). A terceira equação (15) equaliza o custo de uma unidade a menos de lazer com o retorno, medido em termos de consumo de uma unidade extra de trabalho.

Um *Equilíbrio Competitivo Recursivo* para essa economia, dados $s = (K, k, G, g, \bar{G}, \tau)$ e $S = (K, G, \bar{G}, \tau)$, é um conjunto de regras de decisão, $c(s)$, $i(s)$, $j(s)$, $h(s)$, um conjunto de regras de decisão agregadas, $C(S)$, $I(S)$, $J(S)$, $H(S)$, funções para os preços dos fatores $w(S)$, $r(S)$, $\rho(S)$, e uma função valor $v(s)$, tais que, dada a trajetória de alíquotas de impostos determinada pelo governo e a consequente função para os investimentos públicos, $Jg(S)$, satisfazem: *i*) o problema do consumidor (equação 12); *ii*) o problema das firmas (equação 3); *iii*) a consistência entre as decisões individuais e agregadas, isto é, $C(S) = c(s)$, $I(S) = i(s)$, $J(S) = j(s)$ e $H(S) = h(s)$ quando $k = K$ e $g = G$; *iv*) o orçamento equilibrado do governo; e *v*) a restrição de recursos da economia, $C(S) + I(S) + J(S) + Jg(S) = Y(S) = F K_t^{\theta} G_t^{\phi} H_t^{1-\theta-\phi} \bar{G}_t^{\gamma}$, $\forall S$.

2.2 Problema do governo

Supondo que a economia descrita pelo modelo, antes da implementação da política de privatização do estoque de infraestrutura pública, encontra-se em trajetória de equilíbrio estacionário, admitir a existência de um governo benevolente, cuja função é maximizar o bem-estar social, pode implicar uma solução para o problema de Ramsey bastante trivial.¹¹

11. O estado estacionário é caracterizado por alíquotas de impostos constantes $\tau_t = \tau$ para todo t , e valores constantes para as demais variáveis do modelo. A solução é obtida aplicando-se essas condições sobre o conjunto de condições de primeira ordem do problema do consumidor (equação 12) e das firmas (equação 3), além da restrição orçamentária do governo (equação 11).

Descartada uma tributação do tipo *lump sum*, pode-se determinar que, em uma trajetória estacionária da economia, a política pública, caracterizada por uma trajetória de alíquotas constantes de impostos sobre todas as fontes de renda, que maximiza a função de utilidade indireta do consumidor é $\{\tau^*\}_{t=0}^{\infty}$, em que:

$$\tau^* = \gamma - \frac{(1-\gamma)\beta\delta g\phi\alpha}{1-\beta(1-\delta g)-\beta\delta g\phi\alpha}. \quad (16)$$

Na hipótese de $\alpha = 0$ (a infraestrutura privada não gerar efeitos externos positivos sobre a produtividade total da economia) ou $\phi = 0$ (a oferta privada de infraestrutura ser nula), tem-se $\tau^* = \gamma$, ou seja, se a alíquota de imposto sobre a renda fosse escolhida de forma ótima, esta corresponderia, exatamente, à contribuição da infraestrutura pública sobre o produto, expressa por γ . Entretanto, admitir α e ϕ positivos significa reconhecer que tanto a qualidade da oferta de infraestrutura privada (expressa por α) como a sua quantidade ou importância relativa na renda (expressa por ϕ) influenciam o valor da alíquota ótima de imposto sobre a renda (τ^*).

Em equilíbrio estacionário, é possível mostrar que, quanto maiores a quantidade e a qualidade da oferta privada de infraestrutura, menor deve ser a alíquota ótima de imposto e, conseqüentemente, menor é o estoque ótimo de infraestrutura pública que um governo benevolente deve oferecer.

2.3 Calibração

Supõe-se, por simplicidade, válido o seguinte conjunto de valores de parâmetros: $\delta = 0,025$, por trimestre, seguindo Kydland e Prescott (1982); $\delta g = 0,025$, obtido em Baxter e King (1993); $H^* = 1/3$ e $\theta + \phi = 0,34$, a parcela da renda do aluguel do capital total no produto $\left(\theta + \phi = \frac{r^*K^* - \rho^*G^*}{Y^*} = 1 - \frac{w^*H^*}{Y^*}\right)$, de acordo com Gollin (2002) e com Cooley e Prescott (1995);¹² e $F = 1$ (por simples normalização). No caso das depreciações, estes valores são padrões, do mesmo modo que a evidência de participação do capital na renda aponta para valores próximos do escolhido. Já $H^* = 1/3$ implica que indivíduos gastam um terço do seu tempo disponível para trabalho, o que parece ser a evidência para os EUA e vários países. A partir desses valores e supondo a economia descrita no modelo, em trajetória estacionária, determinam-se os parâmetros β , A e γ .

12. No presente modelo, a renda total da economia (Y^*) é composta das rendas do trabalho (w^*H^*), do aluguel do capital (r^*K^*) e do aluguel da infraestrutura privada (ρ^*G^*). O que se convencionou chamar de renda do aluguel do capital total são estas duas últimas parcelas da renda, ou, de outra maneira, a renda total da economia menos a renda do trabalho.

Admitindo-se que a economia, inicialmente, se apresenta em uma trajetória estacionária em que o nível de bem-estar social está sendo maximizado por meio da imposição de alíquotas de impostos e de oferta de infraestrutura ótimas, a calibração do modelo utiliza parâmetros e dados da economia americana, na hipótese de esta escolher sua oferta de infraestrutura pública de maneira ótima.¹³

A decisão de não calibrar parâmetros com dados atuais para o Brasil deve-se à evidência de que, nas últimas décadas, os níveis de investimentos em infraestrutura pública estão muito aquém do que se poderia considerar ótimo.

- Parâmetro β : segundo as soluções de equilíbrio estacionário, a razão entre os valores estacionários da soma dos investimentos privados em capital (I^*) e infraestrutura (J^*) e a renda da economia (Y^*) equivale a:

$$\frac{I^* + J^*}{Y^*} = \frac{(1-\tau)\delta\beta\theta}{1-\beta(1-\delta)} + \frac{(1-\tau)\delta g\beta\phi}{1-\beta(1-\delta g)}.$$

Admitindo-se $\frac{I^* + J^*}{Y^*} = 0,2$ – correspondente à média entre 1950 e 2000 para a economia americana obtida de Heston, Summers e Aten (2002)¹⁴ –, encontra-se β como função de τ (além dos demais parâmetros conhecidos δ , δg e $\theta + \phi$).

Porém, a partir da restrição orçamentária do governo (equação 11), a taxa sobre a renda de equilíbrio estacionário (τ) pode ser expressa por: $\tau = \frac{Jg^*}{Y^*}$, em que $\frac{Jg^*}{Y^*}$ é a relação entre os valores estacionários do investimento do governo em infraestrutura pública (Jg^*) e a renda da economia (Y^*). Uma vez que essa relação, conforme Baxter e King (1993),¹⁵ corresponde a 0,05, tem-se $\tau = 0,05$ e, conseqüentemente, $\beta = 0,985$.

- Parâmetro A : a solução de equilíbrio estacionário do modelo determina uma equação para as horas trabalhadas *per capita* (H^*) em função dos parâmetros A , β , δ , δg e $\theta + \phi$. Resolvendo essa equação para A , dados $\beta = 0,985$, $H^* = 1/3$, $\delta = 0,025$, $\delta g = 0,025$ e $\theta + \phi = 0,34$, encontra-se $A = 1,672$.

13. Propostas diferentes podem ser verificadas na literatura em artigos que realizam simulações de políticas e efeitos de bem-estar social sem admitir, *a priori*, comportamento maximizador por parte do governo. Vale citar nesta direção, com dados calibrados a partir das contas nacionais brasileiras para o ano de 2014, Bezerra *et al.* (2018). Adicionalmente, vale destacar Pereira e Ferreira (2018).

14. A partir dos dados disponíveis em Heston, Summers e Aten (2002), essa razão ótima dos investimentos privados na renda da economia, $\frac{I^* + J^*}{Y^*} = 0,2$, foi alcançada na economia brasileira apenas na média do período 1976-2000. Nas últimas duas décadas, eles não ultrapassaram 17% da renda nacional, apresentando, por sua vez, 13% em 2016.

15. Este não seria o caso da economia brasileira, que apresentou nas últimas décadas níveis de investimentos públicos aquém do que seriam suficientes para atender uma oferta ótima de infraestrutura (de acordo com o modelo $\frac{Jg^*}{Y^*} = 0,05$). Segundo o IBGE (2019), dados semelhantes para a economia brasileira só podem ser observados em média no período de 1969-1971. Atualmente, o Brasil está longe disto no que se refere ao investimento em infraestrutura pública como fração do PIB, sendo o último valor disponível cerca de 2% no ano de 2016, apresentando média de apenas 2,5% nos últimos vinte anos, com valor máximo de 3,2% em 2010.

- Parâmetro γ : supondo que a taxa de imposto de renda (τ) implementada pelo governo maximiza a função de utilidade indireta em estado estacionário, ou seja, supondo $\tau = \tau^*$ (equação 16), o valor de γ que satisfaz essa condição é:

$$\gamma = \tau + \frac{\alpha \phi (1 - \tau) \beta \delta g}{1 - \beta (1 - \delta g)}. \quad (17)$$

Percebe-se a relação entre γ e o produto ($\alpha \phi$). Se $\alpha \rightarrow 0$ ou $\phi \rightarrow 0$, tem-se $\gamma \rightarrow \tau$. Se, entretanto, supõem-se combinações de ϕ e α positivos, a hipótese de um governo escolhendo uma alíquota de imposto ótima só é consistente se $\gamma > \tau$.

Dado que, para a economia americana, $\frac{Jg^*}{Y^*} = 0,05$, se os impostos têm a finalidade única de financiar os investimentos do governo em infraestrutura, tem-se $\tau = \frac{Jg^*}{Y^*} = 0,05$. Supondo, ainda, que a alíquota de imposto foi determinada de maneira ótima, $\tau = \tau^*$, por meio da equação (17) e dos demais valores dos parâmetros obtidos, determina-se γ como função de ϕ e α . Admitindo-se, ainda, para o caso da economia americana, $\alpha = 1$, ou seja, admitindo-se a qualidade média da infraestrutura privada semelhante à do setor público, obtêm-se as seguintes possibilidades de combinação para os parâmetros ϕ e γ :

TABELA 1
Calibragem do parâmetro γ , dado $\alpha = 1$

ϕ	0,01	0,02	0,03	0,04	0,05	0,06	0,07	0,08	0,09
γ	0,056	0,062	0,068	0,074	0,079	0,085	0,091	0,097	0,103

Elaboração dos autores.

Uma vez que o limite inferior para γ (0,056) aproxima-se de estimativas consideradas moderadas na literatura, seguindo Ferreira e Nascimento (2005), decidiu-se arbitrar este valor para o parâmetro e assumir a interpretação de que os resultados obtidos correspondem ao limite inferior dos efeitos da privatização.

3 PRIVATIZAÇÃO DA INFRAESTRUTURA PÚBLICA

3.1 Modelo após a privatização

Uma política de privatização da infraestrutura pública ou, simplesmente, privatização caracteriza-se pelos seguintes pressupostos.

- 1) O governo, em um determinado momento T da trajetória de equilíbrio estacionário, transfere ao consumidor representativo, de maneira inesperada,

todo o estoque de infraestrutura pública, passando este a compor o novo estoque de infraestrutura privada.¹⁶

- 2) A partir da data T , o governo fixa em zero a alíquota de imposto sobre a renda, ou seja, $\tau_t = 0$ para todo $t \geq T$. Mantido o equilíbrio orçamentário do governo, isso implica investimentos nulos e, conseqüentemente, um estoque de infraestrutura pública nulo ($G_t = 0$) a partir da data T .

Excetuando-se as mudanças no comportamento do governo, o modelo descrito na seção anterior não sofre alterações após a privatização. O nível de produto *per capita* da economia é, igualmente, determinado por:

$$F(K_t, H_t, G_t) = F K_t^\theta G_t^\phi H_t^{1-\theta-\phi} \bar{G}_t^\gamma, \quad (18)$$

em que todos os parâmetros e variáveis, exceto \bar{G}_t , são definidos como antes (equação 1).

Recordando que, anteriormente, definiu-se $\bar{G}_t = G_t + \alpha G_t$, seria natural supor, agora, que $\bar{G}_t = \alpha G_t$, uma vez que se considera um estoque de infraestrutura pública nulo após a privatização. Essa será a hipótese-padrão utilizada nas simulações do modelo na próxima seção.

Note-se, entretanto, que, dado o pressuposto de privatização como uma adição da infraestrutura pública ao estoque privado, a nova infraestrutura privada, após a privatização, poderia, em princípio, apresentar nível de qualidade distinto daquele que caracterizava o setor privado antes da privatização. Isto porque o novo estoque é composto de ambos os estoques público e privado acumulados até aquele instante.

Para acomodar essa possibilidade, decidiu-se realizar simulações admitindo-se uma segunda hipótese. Após a privatização, define-se $\bar{G}_t = \alpha^* G_t$, em que $\alpha^* = \max\{\alpha, 1\}$, denominando-se este novo ambiente como “privatização com meta de qualidade”. Essa segunda possibilidade supõe que o governo, após a privatização, imponha metas de qualidade para o novo estoque de infraestrutura, impondo ao setor privado que eleve a qualidade de seu estoque de infraestrutura ao nível do estoque público (igual a 1), quando $\alpha < 1$, ou impedindo que a qualidade do novo estoque privado caia, quando $\alpha \geq 1$.¹⁷

16. Por simplificação, todas as firmas tomam decisões idênticas em relação à oferta de infraestrutura privada. Caso essa oferta fosse restrita somente a um pequeno grupo de firmas, o preço de acesso à infraestrutura poderia ser alto. Isso será exemplificado mais a frente nos resultados das simulações realizadas a partir de baixos valores de ϕ , refletindo pouco interesse do setor privado em ofertar infraestrutura.

17. Por simplicidade, supõe-se que “privatização com meta de qualidade” não implique custos para o governo. Isso pode ser interpretado como ações do governo caracterizadas por mudanças ou imposições de regras ou leis que regulam a oferta privada de infraestrutura, cuja implementação gera custos pouco expressivos para o governo.

O problema do consumidor, após a política de privatização, modifica-se apenas porque, agora, nenhuma taxa de imposto lhe é cobrada ($\tau_t = 0$ para $t \geq T$). O consumidor toma o ambiente institucional (privatização com meta de qualidade ou não) como dado e o seu estoque inicial de infraestrutura em T eleva-se pela transferência recebida do governo, correspondente ao estoque público estacionário anterior à privatização, ou seja, $g_T = g^* + G_g^*$. Excetuando-se estas modificações (e lembrando que o estoque inicial de capital é $k_T = k^*$), o problema do consumidor continua sendo caracterizado como antes (problema 12).¹⁸

Após a política de privatização ser implementada, os consumidores escolhem suas novas trajetórias ótimas de consumo, horas de trabalho, investimento em bens de capital e infraestrutura, as quais convergem assintoticamente para um novo equilíbrio estacionário. Exceto para o caso do parâmetro α , que sofre modificações quando a política de privatização supõe meta de qualidade, os demais parâmetros do modelo são invariantes após a privatização. Esse procedimento se deve à hipótese de que a transferência do gerenciamento da infraestrutura pública para o setor privado não é suficiente para afetar a estrutura tecnológica (expressa no modelo pelos parâmetros F , γ , ϕ , θ , δ e δg) ou as preferências (parâmetros β e A).

Como descrito na seção anterior, o atual estudo se utiliza de uma simplificação da presença do governo tributando os fatores de produção com o único propósito de arrecadar recursos para ofertar investimentos em infraestrutura de forma a maximizar o nível de bem-estar social. Em outros ambientes, com a introdução de demais variáveis presentes na economia, tais como transferências de renda e provisões de bens públicos com grande demanda social, poderia se esperar que recursos advindos da privatização poderiam se refletir no aumento de recursos para tais rubricas e, eventualmente, elevar o nível de bem-estar social no longo prazo.

3.2 Custos de bem-estar

Define-se a medida de custo de bem-estar da política de privatização da infraestrutura pública como a variação percentual, $(100x)\%$, que deveria ser deduzida da trajetória de consumo estacionário anterior à privatização, de forma a se obter o mesmo nível de utilidade implicado pela nova trajetória ótima de consumo escolhida após a privatização.

Seja U^i o nível de utilidade implicado pela política i , em que $i = P$ (privatização) ou $\tilde{N}P$ (não privatização), e sejam c_t^i e h_t^i , respectivamente, os níveis de consumo e horas de trabalho no período t quando a política i é conduzida, então:

18. Como as diferentes hipóteses sugeridas para $\bar{\sigma}$ não modificam o problema da firma representativa, este continua sendo caracterizado como antes (problema 3). A definição de equilíbrio também é semelhante.

$$U^P = \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left[\ln c_t^P + A \ln(1 - h_t^P) \right]$$

e

$$U^{\tilde{N}P} = \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left[\ln c_t^{\tilde{N}P} + A \ln(1 - h_t^{\tilde{N}P}) \right] = \frac{\ln c^* + A \ln(1 - h^*)}{1 - \beta}.$$

O resultado para $U^{\tilde{N}P}$ deve-se à hipótese de que a economia se encontra em equilíbrio estacionário antes da privatização, ou seja, $c_t^{\tilde{N}P} = c^*$ e $h_t^{\tilde{N}P} = h^*$, $\forall t$ (respectivamente, as trajetórias estacionárias de consumo e de trabalho).

Como, segundo a definição de medida de custo de bem-estar, x deve satisfazer a seguinte equação:

$$\sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left[\ln(c_t^{\tilde{N}P} (1-x)) + A \ln(1 - h_t^{\tilde{N}P}) \right] = \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left[\ln c_t^P + A \ln(1 - h_t^P) \right],$$

isto implica que x , também, deve satisfazer,

$$\frac{\ln(c^* (1-x)) + A \ln(1 - h^*)}{1 - \beta} = \frac{\ln(1-x)}{1 - \beta} + U^{\tilde{N}P} = U^P.$$

Resolvendo para x , tem-se:

$$x = 1 - \exp \left[\left(U^P - U^{\tilde{N}P} \right) (1 - \beta) \right].$$

Valores positivos (negativos) de x significam que a política de privatização geraria um custo (ganho) de bem-estar equivalente a uma redução (elevação) permanente no nível de consumo estacionário, anterior à privatização, c^* , de $(100 x)\%$.

4 RESULTADOS

Pode-se mostrar que, quanto maior a participação da infraestrutura privada na renda, ϕ , maior é o estoque estacionário de infraestrutura privada, G^* , menor é a alíquota ótima de impostos, τ^* , e, conseqüentemente, menor é o estoque estacionário de infraestrutura pública, G_g^* . Isso ocorre porque é mais eficiente para o governo benevolente reduzir impostos ou infraestrutura pública diante de um setor privado interessado em investir neste tipo de capital – expresso no modelo por um maior ϕ .

Pode-se verificar, ainda, qualquer que seja ϕ , resultados semelhantes para um maior nível de qualidade da infraestrutura privada. Diante de uma oferta privada promotora de maiores efeitos externos positivos (maior α), torna-se mais eficiente que o governo reduza impostos (e, portanto, seus investimentos), porém estimulando, mediante uma menor distorção provocada pelos impostos, os investimentos privados.

Portanto, quanto maior o estímulo determinado por ϕ para uma maior oferta privada de infraestrutura, ou, simplesmente, quanto maior a quantidade privada de infraestrutura e quanto maior a sua qualidade, comparada à oferta pública, menor é a necessidade de o governo ofertar infraestrutura. Pode-se demonstrar que existe um limite em que, caso o setor privado seja suficientemente grande ou sua infraestrutura de boa qualidade, a melhor ação por parte de um governo benevolente é uma oferta pública de infraestrutura e uma alíquota de impostos nulas.

Entretanto, eliminando-se esses casos extremos, uma vez determinada uma alíquota ótima de impostos, τ^* , positiva, é óbvio que, em uma outra trajetória estacionária, na qual a oferta de infraestrutura pública fosse nula, o nível de bem-estar não poderia ser superior. Comparar somente trajetórias de equilíbrio estacionárias, portanto, implicaria reconhecer a impossibilidade de a política de privatização elevar o bem-estar. Esse efeito negativo da privatização será denominado efeito de longo prazo.¹⁹

Por outro lado, deve-se reconhecer que, mesmo estando a economia em uma trajetória estacionária, em que a oferta pública de infraestrutura foi determinada de maneira ótima, do ponto de vista do bem-estar social, é possível que a transferência do gerenciamento da oferta de infraestrutura pública ao setor privado eleve o bem-estar, uma vez que essa transferência, apesar de incapaz em promover aumento no nível de consumo de longo prazo, implica sempre aumentos no nível de consumo de curto prazo, o que pode compensar a perda futura de consumo e elevar o nível de bem-estar social. Esse efeito positivo da privatização será denominado efeito de curto prazo.

A política de privatização consiste, portanto, em dois efeitos contrários. Por um lado, reduz o bem-estar ao causar um declínio no nível de consumo de longo prazo; por outro lado, eleva-se o bem-estar ao elevar o consumo de curto prazo, dado que equivale a uma transferência positiva aos consumidores. O efeito líquido da privatização sobre o bem-estar social é, portanto, o resultado dessas duas forças opostas.

19. Mais adiante, quando se considerar a possibilidade de privatização com meta de qualidade para a infraestrutura privada, em alguns casos, será possível se verificar efeitos de longo prazo positivos.

TABELA 2
Privatização da infraestrutura pública, custos de bem-estar (CBE) e relações estacionárias para os estoques de infraestrutura privada e pública (G^* / G_g^*)

ϕ		Simulações para diferentes valores de α		
		0,5	1	2
0,01	CBE (%)	9,49	5,38	3,13
	G^* / G_g^*	0,11	0,12	0,13
0,02	CBE (%)	5,42	1,73	0,03
	G^* / G_g^*	0,24	0,27	0,31
0,03	CBE (%)	3,20	0,05	-1,00
	G^* / G_g^*	0,38	0,47	0,63
0,04	CBE (%)	1,76	-0,77	-1,13
	G^* / G_g^*	0,54	0,75	1,25
0,05	CBE (%)	0,78	-1,10	-0,75
	G^* / G_g^*	0,72	1,17	3,10
0,06	CBE (%)	0,08	-1,12	-0,01
	G^* / G_g^*	0,94	1,87	226,59
0,0602	CBE (%)	0,07	-1,12	0
	G^* / G_g^*	0,94	1,89	-
0,07	CBE (%)	-0,41	-0,91	-
	G^* / G_g^*	1,20	3,26	-
0,09025	CBE (%)	-0,96	0	-
	G^* / G_g^*	1,89	-	-
0,12	CBE (%)	-1,10	-	-
	G^* / G_g^*	3,75	-	-
0,15	CBE (%)	-0,73	-	-
	G^* / G_g^*	9,29	-	-
0,1805	CBE (%)	0	-	-
	G^* / G_g^*	-	-	-

Elaboração dos autores.

Conforme vimos, os efeitos de curto e longo prazo serão diretamente afetados por duas dimensões da oferta privada de infraestrutura: a sua quantidade (expressa por ϕ) e sua qualidade (α). Na tabela 2, são apresentados os custos de bem-estar (CBE) associados à política de privatização da infraestrutura pública para diferentes valores dos parâmetros α e ϕ . Além disso, para se ter uma noção da dimensão relativa do estoque privado de infraestrutura diante do estoque público, anterior à privatização, a relação entre estas variáveis (G^* / G_g^*) também é apresentada na tabela.²⁰

Comparadas à oferta de infraestrutura pública, se a qualidade da infraestrutura privada é ruim ($\alpha = 0,5$) e a sua participação na renda ou quantidade ofertada é baixa (ϕ ou G^* / G_g^* pequenos), uma política de privatização do estoque de infraestrutura pública implica elevados custos de bem-estar. Combinações de qualidade ruim com baixas quantidades ofertadas ($\phi = 0,01; 0,02$) implicam astronômicos custos de bem-estar social para a privatização – equivalentes a quedas permanentes nos níveis de consumo, anteriores à privatização, de, respectivamente, 9,5% e 5,4%.

A razão para isso é que, nesses casos, dado que o setor privado não possui grande interesse em ofertar infraestrutura, a importância da infraestrutura pública é grande e sua privatização levaria a um acentuado efeito negativo de longo prazo. No gráfico A.1 (apêndice A), pode-se verificar a dimensão desse efeito por meio da diferença entre as trajetórias de consumo estacionário antes e após a privatização quando os valores de ϕ são pequenos.

Para o caso de $\alpha = 0,5$, somente quando a oferta privada de infraestrutura é suficientemente grande ($\phi > 0,06$ ou G^* / G_g^* próximo de 1), a privatização torna-se uma política capaz de elevar o nível de bem-estar social (note os valores negativos na tabela). O motivo é que, nesses casos, os efeitos negativos de longo prazo tornam-se menos acentuados e, portanto, acabam dominados pelos efeitos positivos de curto prazo. É interessante verificar (gráfico A.1 do apêndice A) que os efeitos de longo prazo se tornam muito pouco acentuados (muito menos negativos) para valores maiores de ϕ .

Como se poderia esperar, entretanto, essa conclusão apresentada torna-se menos enfática quando a qualidade do estoque privado de infraestrutura elevar-se, igualando-se ($\alpha = 1$) ou tornando-se superior ($\alpha = 1,5$) ao estoque público de infraestrutura. Nesses casos, a política de privatização é capaz de elevar o nível de bem-estar social mesmo quando a oferta privada de infraestrutura é relativamente baixa. Isso pode ser observado na tabela 2 para $\alpha = 1$ ou 1,5, a partir de $\phi = 0,03$ ($G^* / G_g^* = 0,47$) ou $\phi = 0,02$ ($G^* / G_g^* = 0,31$), respectivamente. A razão, obviamente, é que, diante de uma infraestrutura privada de qualidade semelhante ou superior à

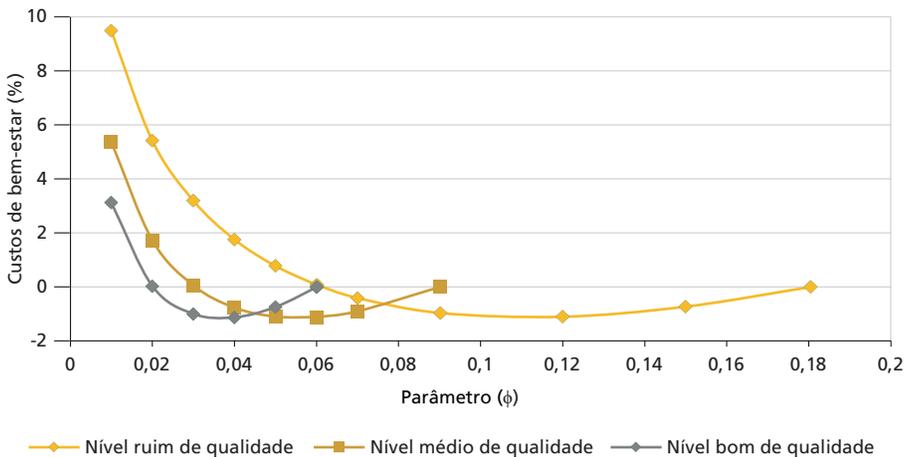
20. A relação entre os estoques estacionários de infraestrutura privada (G^*) e pública (G_g^*), dada a alíquota ótima de impostos, é expressa por: $\frac{G^*}{G_g^*} = \frac{\beta(1-\gamma)\delta g \phi}{\gamma(1-\beta(1-\delta g)) - \beta \delta g \alpha \phi}$, a qual varia positivamente com α e ϕ .

pública, os investimentos do governo tornam-se menos relevantes e, portanto, os efeitos negativos de longo prazo são menos importantes. Esses resultados podem ser melhor observados plotando-se os custos de bem-estar da tabela 2.

No gráfico 1, apresentam-se, para diferentes valores de ϕ , os custos de bem-estar da privatização, supondo que o estoque privado, anterior a esta política, apresente nível de qualidade ruim ($\alpha = 0,5$), médio ($\alpha = 1$) ou bom ($\alpha = 1,5$).

GRÁFICO 1

Custos de bem-estar da privatização para diferentes níveis de qualidade da infraestrutura privada



Elaboração dos autores.

Note a variedade de combinações de qualidade e quantidade da oferta de infraestrutura privada, antes da privatização, na determinação dos custos ou benefícios sociais desta política. Como já enfatizado, qualidade ruim da infraestrutura privada implica vantagens sociais para a privatização somente se o setor privado é, extraordinariamente, propenso a investir em infraestrutura, ou seja, se ϕ é muito elevado. Ao contrário, quando a oferta privada é pouco expressiva, devido ao baixo valor de ϕ , a política de privatização só é preferível do ponto de vista social se o estoque privado é suficientemente de boa qualidade comparado ao estoque público (α elevado). Fica claro, portanto, que nenhum destes atributos de quantidade e qualidade são suficientes para determinar os efeitos de bem-estar da privatização.

Pode-se notar, entretanto, uma questão fundamental. Como sugerido no gráfico 1, mesmo quando se elege a combinação mais apropriada de parâmetros, os benefícios sociais proporcionados pela política de privatização são pouco expressivos, principalmente quando comparados aos custos sociais de outras combinações de

parâmetros. Em outras palavras, o conjunto de parâmetros capaz de gerar benefícios sociais parece bastante limitado. A razão, certamente, deve-se à hipótese de um governo benevolente, que impõe à trajetória estacionária, em que a economia se encontra antes de uma eventual política de privatização, uma alíquota ótima de imposto. Pode-se imaginar que, se o governo não agisse procurando elevar a eficiência da economia ou tentando minimizar os efeitos distorcivos dos impostos, esse resultado seria bastante diferente.

Resultados mais contundentes, contudo, podem ser obtidos, uma vez que se considere a possibilidade de “privatização com meta de qualidade” para a nova infraestrutura privada. Na tabela 3, são apresentados os custos de bem-estar considerando-se essa possibilidade. Os resultados da tabela 3, para o caso $\alpha = 0,5$ são reapresentados para fins de comparação. Os demais resultados para $\alpha \geq 1$ são omitidos por serem idênticos aos anteriores, recordando que essa política determina que, após a privatização, $\bar{G}_i = \alpha^* G_i$, em que $\alpha^* = \max\{\alpha, 1\}$.

TABELA 3
Custos de bem-estar (%) – privatização com meta de qualidade para a nova infraestrutura privada

ϕ	Política com meta	Política anterior
	$\alpha = 0,5$	$\alpha = 0,5$
0,01	4,77	9,49
0,02	0,46	5,42
0,03	-1,90	3,20
0,04	-3,43	1,76
0,05	-4,48	0,78
0,06	-5,22	0,08
0,0602	-5,23	0,07
0,07	-5,75	-0,41
0,09025	-6,35	-0,96
0,12	-6,52	-1,10
0,15	-6,15	-0,73
0,1805	-5,41	0

Elaboração dos autores.

A política com meta de qualidade, comparada à política anterior, promove efeitos de bem-estar muito mais significativos e reduz, expressivamente, os custos sociais da privatização. Sob essa nova política, uma combinação de qualidade ruim ($\alpha = 0,5$) com quantidade ofertada de infraestrutura privada pouco expressiva ($\phi = 0,03$) é capaz de promover benefício social superior (-1,90%) a todos aqueles

obtidos, anteriormente, na tabela 2. Quando a oferta privada é significativa (por exemplo, $\phi \geq 0,05$), são notáveis os benefícios alcançados (acima de 6%) pela política de privatização com meta de qualidade.

É claro que os efeitos observados se devem à intensidade e à forma como a qualidade da infraestrutura privada foi alterada. Contudo, essa simulação procura ressaltar que, uma vez que se possa regular a qualidade do estoque privado de infraestrutura após a privatização, é possível que a economia alcance, no longo prazo, um nível de consumo estacionário (C^{**}) superior ao consumo estacionário anterior à implementação da política (C^*).²¹ No gráfico A.1 (apêndice A), isso fica evidente. Nele, é possível, ainda, se verificar que, aproximadamente, a partir de $\phi = 0,04$, os efeitos de longo prazo tornam-se positivos, sendo esta, portanto, a principal razão dos benefícios sociais serem expressivos nessa nova modalidade de política de privatização.

4.1 Efeitos da ineficiência do investimento público

Talvez o argumento mais popular em favor da privatização seja a suposta ineficiência das companhias públicas comparadas àquelas gerenciadas pelo setor privado. De uma forma ou de outra, a ideia é que as primeiras não são maximizadoras de lucro. Podem ser operadas de acordo com alguma finalidade política (controle de inflação), objetivar maximizar a renda de seus empregados ou trabalhar com elevados níveis de emprego. Em todos esses casos, os custos operacionais estão bem acima de seus níveis minimizadores, fazendo com que a sociedade como um todo possa ganhar com a transferência dessa firma ao setor privado.

Pinheiro (1996a) examinou dados para 46 companhias privatizadas no Brasil entre 1981 e 1994. Seu artigo mostra que, após a privatização, em média, as receitas destas companhias cresceram acima de 27%, suas vendas por trabalhador aumentaram em 83% e seus lucros em 500%. Simultaneamente, o número de empregados caiu 31%. Em certas companhias, tais como a companhia ferroviária nacional ou a companhia de energia elétrica do Rio de Janeiro, a produtividade foi elevada em quase 100% em menos de dois anos.

Hulten (1996, tradução nossa), por sua vez, encontrou que “países que utilizam infraestrutura de forma ineficiente têm uma penalidade no crescimento em razão dos benefícios muito menores de novos investimentos em infraestrutura”.²² O autor estima que um quarto do diferencial entre as taxas de crescimento da África e do Leste Asiático poderia ser atribuído a diferenças no uso efetivo da infraestrutura.

21. Em contraposição, caso a agência reguladora não fosse capaz de exercer o seu papel, os efeitos de longo prazo poderiam ser drasticamente reduzidos, visto as incertezas neste novo ambiente.

22. No original, “those countries that use infrastructure inefficiently pay a growth penalty in the form of a much smaller benefit from new infrastructure investments”.

Uma forma simples de modelar essas ineficiências é supor que os custos do investimento são maiores no setor público. Existe evidência informal que este, de fato, é o caso, e a razão não é necessariamente corrupção, mas a natureza dos negócios do governo e a sua relação com o setor privado. Em países da América Latina, por exemplo, os preços dos bens ofertados ao governo, pelas firmas privadas, costumam incluir um *spread* como forma de seguro contra atrasos em pagamentos ou riscos de calote, prática comum em diversos governos. Em adição, muitas compras feitas pelas companhias públicas têm de ser realizadas por meio de licitações públicas e, em geral, este é um procedimento longo e burocrático. Estas firmas não podem, simplesmente, pesquisar preços por telefone, fax ou internet e escolher o melhor preço. Isto, em geral, é feito por meio de um grande número de procedimentos legais que tomam tempo e dinheiro, o que, inclusive, pode acabar induzindo a coalizão entre ofertantes privados, aumentando ainda mais o custo do investimento.²³

Assim, vamos supor que a restrição orçamentária do governo, em vez da equação 11, seja expressa como:

$$Jg_t = (1 - \lambda)(\tau_t w_t H_t + \tau_t r_t K_t + \tau_t \rho_t G_t), \forall t, 0 \leq \lambda < 1. \quad (19)$$

A ideia é que uma fração λ da receita de impostos arrecadados seja perdida e somente $(1 - \lambda)$ seja efetivamente investido. Isso seria equivalente a supor que o investimento realizado pelo setor público é $1/(1 - \lambda)$ mais caro que o investimento privado. Mantendo-se todos os outros aspectos e parâmetros do modelo, deseja-se investigar se essa particularidade do investimento público implica realmente avaliações significativamente mais positivas para a política de privatização da infraestrutura pública.

Na tabela 4, estão apresentados os custos de bem-estar relacionados a diferentes combinações de valores do parâmetro ϕ , supondo $\alpha = 1$, admitindo-se três diferentes graus de ineficiência para o investimento público: $\lambda = 0$, na ausência de ineficiência; $\lambda = 0,2$ para moderada ineficiência; e $\lambda = 0,4$ no caso de expressiva ineficiência.

23. É possível admitir que essa ineficiência também seja provocada por algum tipo de corrupção que, mesmo sob a hipótese de um governo benevolente, não seja possível de evitar.

TABELA 4
Privatização da infraestrutura pública e custos de bem-estar (%), supondo $\alpha = 1$ e ineficiência no investimento público

ϕ	Simulações para diferentes valores de λ		
	0	0,2	0,4
0,01	5,38	4,88	4,06
0,02	1,73	1,40	0,88
0,03	0,05	-0,08	-0,25
0,04	-0,77	-0,68	-0,49
0,05	-1,10	-0,79	-0,22
0,06	-1,12	-0,57	-
0,07	-0,91	-0,12	-

Elaboração dos autores.

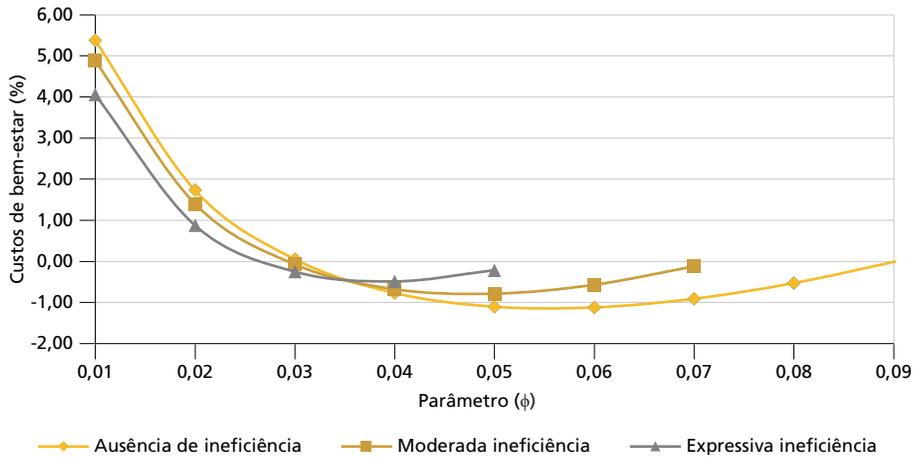
Controlando pela participação da infraestrutura privada na renda (ou seja, lendo-se ao longo das linhas), a tabela 4 mostra que, mesmo quando se supõe expressivo o grau de ineficiência do investimento público, a avaliação da política de privatização não é significativamente alterada. Apesar deste aparente paradoxo, a razão é simples: mantém-se nas simulações a existência de um governo benevolente, que busca maximizar o nível de bem-estar social. Portanto, o governo, ao decidir a alíquota ótima de imposto e, conseqüentemente, o volume ótimo de investimento em infraestrutura, leva em conta o fato de este investimento ser tecnicamente ineficiente.

A ineficiência do investimento público reduz o nível de bem-estar social. Percebe-se, porém, que a melhor ação do governo pode ser apenas ofertar um volume reduzido de infraestrutura pública, e não necessariamente privatizá-la. Controlando pela ineficiência do investimento público, a importância da oferta privada de infraestrutura (ϕ) é uma variável muito mais relevante na determinação dos custos ou benefícios sociais da privatização.

Entretanto, as intensidades dos custos sociais da privatização são sensíveis ao grau de ineficiência no investimento público (λ). Até determinado limite de importância da oferta privada de infraestrutura (ϕ), quanto maior a ineficiência no investimento público, menor é o custo de bem-estar ou maior é o benefício social da privatização. Entretanto, acima deste limite, essa conclusão se inverte, sendo maior o benefício da privatização quanto menor é a ineficiência no investimento público. Isso pode ser mais bem visualizado por meio do gráfico 2, no qual estão plotados os valores da tabela 4.

GRÁFICO 2

Custos de bem-estar da privatização, supondo ineficiência no investimento público



Elaboração dos autores.

Quando λ é suficientemente grande, mesmo para valores pequenos de ϕ , ocorrem benefícios com a privatização. Entretanto, esses benefícios são inferiores àqueles gerados por combinações de λ menores com ϕ maiores. Evidencia-se que o maior benefício social encontrado (tabela 4) corresponde a uma combinação de ausência de ineficiência ($\lambda = 0$) com um elevado valor para ϕ ($\phi = 0,06$). Comparada aos casos em que λ é positivo, a ausência de ineficiência no investimento público induz um governo benevolente a manter uma elevada oferta de infraestrutura pública, fazendo com que a sua possível privatização possa elevar o nível de bem-estar social.

Para qualquer que seja o valor de λ , após a privatização, uma vez que essa ineficiência desaparece, a economia converge para um mesmo nível de consumo estacionário. Em contraste, quanto maior o valor de λ , menor é o nível atual de consumo estacionário ou de bem-estar. Como, para todo λ , o consumo atual é sempre superior ao consumo de longo prazo, isso determina que o efeito negativo de longo prazo da privatização é tanto menor (em módulo) quanto maior é o valor de λ . A conclusão é a mesma para o efeito positivo de curto prazo, pois, quanto maior λ , menor é a oferta ótima do governo e, portanto, menor é a elevação no consumo atual proporcionada por esta transferência aos consumidores.

Ao contrário, quanto menor λ , maiores são os efeitos negativos (mais negativos) de longo prazo (ELP) e os efeitos positivos (mais positivos) de curto prazo (ECP), ou seja, quanto menor λ , maior é a distância entre os ECP e ELP. Além disso, é possível mostrar que, para todo λ , quando ϕ é pequeno, os ECP e ELP são grandes em valores absolutos e que esses efeitos tendem a zero quando ϕ cresce.

Ainda, verifica-se, no gráfico 2, que, inicialmente, o ELP domina o ECP, de forma que a privatização implica perdas de bem-estar; porém, quando ϕ cresce, esses efeitos diminuem em velocidades diferentes, tornando-se idênticos em valores absolutos quando as curvas tocam o eixo x do gráfico pela primeira vez. A partir daí, o ELP é dominado pelo ECP, e a privatização implica ganhos de bem-estar, até que ambos assumam o valor nulo, quando as curvas tocarem o eixo x pela segunda vez.

Quanto maior λ , menor é a distância entre os efeitos de curto e longo prazo. Por isso, mais rapidamente (para valores menores de ϕ) a curva de bem-estar toca o eixo x, fazendo com que, para algumas economias (valores de ϕ em torno de 0,03 no gráfico 2), valha a intuição de que a existência de ineficiência no investimento público determina benefícios sociais para a privatização. Entretanto, para muitas outras economias, ocorre o inverso. Na ausência de ineficiência do investimento público, a política de privatização gera benefícios sociais bem mais significativos (gráfico 2 para valores de ϕ entre 0,04 e 0,06) do que aqueles que poderiam ser obtidos na hipótese de ineficiência destes investimentos.

Uma observação final importante é que a hipótese de ineficiência no investimento público torna as curvas de bem-estar mais planas ou próximas do eixo x (comparando-se as curvas de bem-estar para $\lambda = 0, 0,2$ e $0,4$ no gráfico 2). Isso faz com que os efeitos da política de privatização sejam suavizados, ou seja, supor ineficiência no investimento público reduz as perdas e ganhos de bem-estar da privatização, admitindo-se, é claro, um governo benevolente, que leva em conta essas ineficiências ao decidir quanto ofertar de infraestrutura pública.

5 CONCLUSÃO

O modelo, embora em certas dimensões altamente simplificado, expõe algumas lições e intuições que permitem entender melhor as implicações sobre alocações de longo prazo e custos de bem-estar relacionados a uma política de privatização da infraestrutura pública.

A primeira lição é que os custos de bem-estar da privatização podem ser, significativamente, diversos em diferentes economias. Admitindo-se que a oferta total de infraestrutura seja suprida tanto pelo setor público quanto pelo privado, as simulações apresentadas indicam que os custos ou benefícios sociais dessa política dependem, fortemente, de duas características da infraestrutura privada, anteriores à privatização: qualidade e quantidade.

Supondo a existência de um governo benevolente, os resultados mostram que combinações de qualidade ruim com pequena quantidade ofertada de infraestrutura por parte do setor privado implicam que a política de privatização seja capaz de gerar elevados custos de bem-estar para a economia, medidos em termos de quedas permanentes nos níveis de consumo anteriores à privatização. Ou seja, quando

o setor privado possui pouco interesse em ofertar infraestrutura, em relação aos demais tipos de capital, e, além disso, a sua oferta promove relativamente menos efeitos externos que a oferta pública, a privatização não é uma política positiva do ponto de vista do bem-estar social.

Basicamente, esse resultado se deve ao fato de as alocações de consumo de longo prazo (alocações de equilíbrio estacionário), após uma política de privatização ser conduzida, serem dominadas pelas alocações atuais, supondo que o presente estoque de infraestrutura pública foi escolhido de forma a maximizar a atual trajetória estacionária de consumo da economia.

Entretanto, admitindo-se que a privatização da infraestrutura pública corresponde a uma transferência positiva aos consumidores no curto prazo, este efeito positivo pode compensar a queda no nível de consumo de longo prazo. Existem combinações suficientemente elevadas de qualidade e quantidade da oferta privada frente a oferta pública que fazem com que a privatização da infraestrutura pública implique ganhos de bem-estar social.

Considerando esses dois efeitos contrários de longo e curto prazo, conclui-se, também, que nem sempre é válido o resultado intuitivo de que, quanto maiores as ineficiências do investimento público, maior é o benefício social da política de privatização. Isso porque um governo benevolente incorpora essas ineficiências em suas decisões de investimento, o que implica uma oferta de infraestrutura menor do que seria caso tais ineficiências não existissem.

Assim, o efeito sobre o bem-estar da transferência da oferta pública de infraestrutura aos consumidores é reduzido, tornando possível, em várias economias, que, quanto mais eficiente o investimento público, maior seja o benefício social proporcionado pela política de privatização. A razão é que o governo, ao perseguir um aumento de eficiência, oferta maior volume de infraestrutura, devido à qualidade de seu investimento, o que acaba por determinar que sua privatização seja benéfica, uma vez que esta determinaria fortes efeitos positivos de curto prazo sobre o consumo das famílias.

Um outro resultado importante trata de como algumas das conclusões anteriores podem ser modificadas ao se admitir a possibilidade de o governo impor metas de qualidade à oferta privada de infraestrutura após a privatização. Os resultados indicam que, mesmo no caso de combinações inferiores de qualidade e quantidade da oferta privada comparadas à oferta pública, a política de privatização do estoque público, em vez de custos, pode implicar significativos benefícios sociais. A condição para isso é que o governo, ao se eximir do gerenciamento de sua infraestrutura, passe a impor metas de qualidade ao novo estoque de infraestrutura privado, elevando a sua qualidade quando esta for inferior à do setor público ou impondo a manutenção da qualidade superior da infraestrutura privada, após a privatização da infraestrutura pública.

Acredita-se que este artigo possa ser um ponto inicial de uma agenda de pesquisa focada em analisar o impacto de privatizações na economia. Dito isto, pretende-se, posteriormente, inserir variáveis que mensurem a provisão de bens públicos pelo governo, sendo bastante relevante, em estudos futuros, estratificar os agentes por renda para calcular o impacto de privatizações no bem-estar de famílias mais pobres.

REFERÊNCIAS

- ANUATTI-NETO, F. *et al.* Os efeitos da privatização sobre o desempenho econômico e financeiro das empresas privatizadas. **Revista Brasileira de Economia**, Rio de Janeiro, v. 59, n. 2, p. 151-175, 2005.
- BAXTER, M.; KING, R. Fiscal policy in general equilibrium. **American Economic Review**, v. 83, n. 3, p. 315-334, 1993.
- BEDDARI, H. **Fiscal and Macroeconomic Impacts of Privatization** – the case of Zambia. 2012.
- BEZERRA, A. R. *et al.* A macroeconomic analysis of the welfare effects of the privatization of state enterprises in Brazil. **The Empirical Economics Letters**, v. 17, n. 9, p. 1.121-1.128, 2018.
- BOARDMAN, A. E.; VINING, A. R.; WEIMER, D. L. The long-run effects of privatization on productivity: evidence from Canada. **Journal of Policy Modeling**, v. 38, n. 6, p. 1.001-1.017, 2016.
- CARDOSO, I. C. V. *et al.* O impacto da privatização no desempenho econômico: um estudo em empresas brasileiras de grande porte. **Revista Ibero-Americana de Estratégia**, São Paulo, v. 12, n. 3, p. 183-211, 2013.
- CHARI, V. V.; CHRISTIANO, L.; KEHOE, P. Optimal fiscal policy in a business cycle model. **Journal of Political Economy**, Chicago, v. 102, n. 4, p. 617-652, 1994.
- COOK, P.; UCHIDA, Y. Privatisation and economic growth in developing countries. **Journal of Development Studies**, v. 39, n. 6, p. 121-154, 2003.
- COOLEY, T. F.; PRESCOTT, E. Economic Growth and Business Cycles. *In*: COOLEY, T. (Ed.). **Frontiers of Business Cycles Research**. Princeton: Princeton University Press, 1995.
- FERREIRA, P.; NASCIMENTO, L. G. **Welfare and Growth Effects of Alternative Fiscal Rules for Infrastructure Investment in Brazil**. Brasília: FGV, 2005. (Ensaio Econômico, n. 604).
- FILIPOVIC, A. Impact of privatization on economic growth. **Undergraduate Economic Review**, v. 2, n. 1, art. 7, 2006.

GOLLIN, D. Getting income shares right: self employment, unincorporated enterprise, and the Cobb-Douglas hypothesis. **Journal of Political Economy**, v. 110, n. 2, p. 458-472, 2002.

GYLFASON, T. Privatization, efficiency, and economic growth. *In*: NAHORSKI, Z.; OWSIŃSKI, J. W.; SZAPIRO, T. (Eds.). **The Socio-Economic Transformation**. London: Palgrave Macmillan, 2007.

HESTON, A.; SUMMERS, R.; ATEN, B. **Penn World Table Version 6.1**. Pennsylvania: CICUP, Oct. 2002.

HULTEN, C. **Infrastructure Capital and Economic Growth**: how well use it may be more important than how much you have. Cambridge: NBER, 1996. (Working Paper, n. 5.847).

IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Contas Nacionais**. Rio de Janeiro: IBGE, 2019.

KYDLAND, F.; PRESCOTT, E. C. Time to build and aggregate fluctuations. **Econometrica**, v. 50, n. 6, p. 173-208, 1982.

MEGGINSON, W.; NETTER, J. From state to market: a survey of empirical studies on privatization. **Journal of Economic Literature**, v. 39, n. 2, June 2001.

OBURA, D. **The Impact of the Privatization of Uganda Telecommunication to Socio-Economic Development of Uganda** – a case study of Kampala and Lira districts. Mar. 2014.

PEREIRA, R. A. C.; FERREIRA, P. C. Privatização: uma análise de bem-estar. **Estudos Econômicos**, v. 48, p. 391-422, 2018.

PINHEIRO, A. C. **No que deu afinal a privatização?** Rio de Janeiro: BNDES, 1996a. (Textos para Discussão, n. 40).

_____. Impactos microeconômicos da privatização no Brasil. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Rio de Janeiro, v. 26, n. 3, p. 357-398, 1996b.

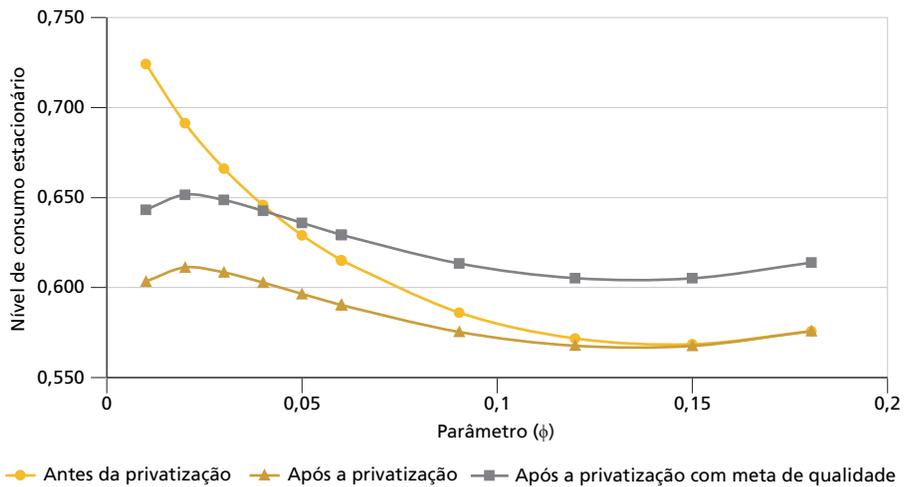
RAHBAR, F. *et al.* Investigating the effects of privatization on the economic growth in developing countries: a fixed effects approach. **Journal of Economics and Sustainable Development**, v. 3, n. 4, p. 61-66, 2012.

SCHMITZ, J. A. J. Government production of investment goods and aggregate labor productivity. **Journal of Monetary Economics**, v. 47, n. 1, p. 163-187, 2001.

SCHMITZ, J. A. J.; TEIXEIRA, A. Privatization's impact on private productivity: the case of Brazilian iron ore. **Review of Economic Dynamics**, v. 11, n. 4, p. 745-760, 2008.

SHUKUROV, S.; MAITAH, M.; SMUTKA, L. The impact of privatization on economic growth: the case of Uzbekistan. **International Journal of Economics and Financial Issues**, v. 6, n. 3, p. 948-957, 2016.

APÊNDICE A

GRÁFICO A.1
Efeito de longo prazo da privatização

Elaboração dos autores.

Originais submetidos em: dez. 2017.

Última versão recebida em: out. 2019.

Aprovada em: out. 2019.

É POSSÍVEL A INFLAÇÃO BRASILEIRA SER AFETADA PELA TRIBUTAÇÃO?¹

José Laurindo de Almeida²

Este artigo apresenta evidências empíricas, para a economia brasileira, dos efeitos da tributação sobre a inflação. Desse modo, os choques tributários (indiretos e diretos sobre a renda do capital e do trabalho) foram inseridos em diferentes versões da curva de Phillips (*backward-looking*, *forward-looking* e híbrida). Os resultados obtidos pelos métodos de momentos generalizados (GMM) e de vetores autorregressivos (VAR) mostram que a tributação impacta sobre a inflação brasileira de diferentes maneiras. Por essa razão, o impacto fiscal deve ser considerado pela autoridade monetária, tendo em vista que as variações tributárias são capazes de promover choques sobre a inflação.

Palavras-chave: curva de Phillips; tributação; inflação; política fiscal e monetária.

IS IT POSSIBLE THAT BRAZILIAN INFLATION IS AFFECTED BY TAXATION?

This paper presents empirical evidence for the Brazilian economy of the effects of taxation on inflation. Thus, tax shocks (indirect and direct on capital and labor income) were inserted into different versions of the Phillips Curve (backward-looking, forward-looking, and hybrid). The results obtained by GMM and VAR methods show that taxation impacts on Brazilian inflation in different ways. For this reason, the tax impact should be considered by the monetary authority, given that tax variations are capable of promoting shocks on inflation.

Keywords: Phillips curve; taxation; inflation; fiscal and monetary policy.

JEL: H22; E31; E63.

1 INTRODUÇÃO

Ao longo das últimas décadas, muitos estudos dedicaram-se a analisar o impacto das variáveis fiscais sobre a economia (Springer, 1975; Gylfason, 1981; Heijdra e Mierau, 2010). Nessas análises, que tratam da transmissão dos impactos da política fiscal sobre a atividade econômica, um conhecido efeito é aquele que a tributação promove sobre a renda, o emprego e a demanda agregada (Barro e Redlick, 2011). Entretanto, dadas as diferentes formas de incidência tributária, uma questão relevante é a possibilidade de que choques tributários sejam conduzidos aos preços finais. Nesse sentido, além dos efeitos sobre demanda agregada, é preciso considerar a transferência do ônus tributário para os preços finais (Dixon e Rimmer, 1999; Hespel e Mignolet, 2000; Blundell, 2009).

1. DOI: <http://dx.doi.org/10.38116/ppe50n3art3>

2. Doutor em economia pelo Departamento de Economia da Universidade Federal Fluminense (UFF). E-mail: <jose.dealmeida@hotmail.com>.

As políticas tributárias são capazes de promover impacto sobre o sistema econômico tanto no curto prazo quanto no longo prazo. No longo prazo, é válido o princípio da *equivalência ricardiana*. Em contrapartida, no curto prazo, o efeito ocorre, de um modo geral, via demanda agregada. Dessa maneira, quando houver uma redução da alíquota tributária, é esperado um aumento da renda disponível das famílias, o que, por sua vez, irá ampliar o consumo e a demanda agregada. Assim, por meio de pressões de demanda, os preços tendem a aumentar. No entanto, cada tipo de tributo pode ser capaz de gerar um impacto distinto sobre a variação dos preços da economia. O motivo é que um tributo poderá promover choques tanto sobre a demanda agregada quanto sobre o custo de produção (Aronsson, Sjögren e Dalin, 2009; Marattin, Marzo e Zagaglia, 2013). Nesse sentido, um maior tributo, em vez de reduzir os preços via redução da demanda agregada, poderá aumentar o custo de produção e, dessa forma, pressionar para cima a inflação. Destarte, os tributos indiretos e a tributação sobre os rendimentos do capital e do trabalho podem desempenhar efeitos sobre a inflação via demanda agregada ou por meio do repasse tributário para os preços finais.

A credibilidade, a transparência e a reputação possuem grande relevância na condução da política monetária a partir do regime de metas para inflação (De Mendonça e Pires, 2010). Nesse sentido, os efeitos tributários sobre os preços finais podem conduzir a um maior esforço da autoridade monetária, com consequente perda de eficiência de suas políticas. Assim sendo, as análises dos efeitos fiscais sobre o lado monetário são de fundamental importância para a condução de política monetária, sobretudo em economias que adotam regime de metas para a inflação. O motivo é que estas economias estão sujeitas a possibilidade de ineficiência no cumprimento de suas metas e, da mesma forma, estão expostas à dominância fiscal (Sargent e Wallace, 1981). Destarte, essa análise torna-se relevante ao investigar como a política tributária é capaz de atuar sobre a inflação. Além disso, o uso de três versões da curva de Phillips, adotadas pelo Banco Central do Brasil (BCB) a partir do regime de metas para a inflação, é adequado para captar os impactos tributários transmitidos para a inflação.

Este artigo apresenta evidências empíricas de como diferentes tipos de tributos podem incidir sobre a inflação. Assim, são utilizados três tipos de tributos na análise (a tributação indireta e as tributações sobre os ganhos do capital e do trabalho) com o objetivo de observar como os choques tributários atuam sobre a inflação brasileira durante o período que vai de dezembro de 2001 a junho de 2013 (dados mensais). Para isso, são realizadas estimativas das versões *backward-looking*, *forward-looking* e híbrida da curva de Phillips, adequadas à economia brasileira. Além disso, as evidências empíricas são obtidas por meio do método de momentos generalizados (GMM) e do método de vetores autorregressivos estrutural (VAR). Os resultados encontrados indicam a existência de diferentes impactos tributários sobre a inflação

no Brasil. Nesse sentido, foi verificado que a tributação indireta e o tributo sobre os ganhos do capital aumentam a inflação, além de a tributação sobre os rendimentos do trabalho terem um impacto negativo sobre esta. Esses resultados sugerem que a tributação é um fator importante na condução de política monetária. Desse modo, a autoridade monetária deve considerar o efeito tributário em suas decisões, como forma de alcançar maior previsibilidade e estabilidade monetária.

Este texto está dividido da seguinte forma: além desta seção, na seção seguinte é apresentada uma resenha da literatura; na seção 3 são apresentados os dados e a metodologia da análise empregada; na seção 4 são apresentados os resultados empíricos; e na última seção são expostas as observações finais.

2 UMA REVISÃO DA LITERATURA

2.1 Curva de Phillips e tributação

Grande parte da literatura que trata da relação entre a inflação e a atividade econômica tem dedicado sua atenção às relações de curto prazo, que incluem análises teóricas e empíricas que derivam da curva de Phillips tradicional, a curva de Phillips *Novo-Keynesiana* (NKPC), ou da híbrida (Galí e Gertler, 1999; Galí, Gertler e López-Salido, 2005; Rudd e Whelan, 2005). Nesse sentido, a formulação mais tradicional da curva tem derivado da análise realizada por Calvo (1983). Nesta análise, a curva de Phillips assume rigidez de preços pelo fato de as firmas estarem sujeitas a choques aleatórios que as impedem de revisar de forma contínua seus preços. Assim sendo, apenas uma parcela das firmas será capaz de ajustar os preços durante um intervalo de tempo, independentemente do período que tenha transcorrido desde a última revisão. Isso, por sua vez, conduziu a uma frequente abordagem da NKPC incrementada do hiato do produto, que seria uma variável capaz de captar o distúrbio exógeno, de um choque de custo, sobre a inflação (Clarida, Galí e Gertler, 1999). Dessa maneira, a curva de Phillips capta as mudanças na taxa de inflação (π) associadas ao hiato do produto (x) e a um componente de inflação – seja a expectativa de inflação futura ($E_t\{\pi_{t+1}\}$), do período passado (π_{t-1}) ou ambos os casos na versão híbrida da NKPC – que pode ser representado da seguinte forma:³

$$\pi_t = \chi_f E_t\{\pi_{t+1}\} + \chi_b \pi_{t-1} + \delta x_t, \quad (1)$$

em que χ_f , χ_b e δ representam parâmetros e t denota o tempo, sendo $\chi_b = 0$ na versão *forward-looking*, $\chi_f = 0$ na versão *backward-looking*, e $\chi_f = (1 - \phi)$ e $\chi_b = \phi$ na versão híbrida.

3. Ver, por exemplo, os trabalhos de Galí e Gertler (1999) e Blanchard e Galí (2007).

Uma importante análise que tem tido atenção da literatura de política econômica ao longo das últimas décadas tem sido aquela que investiga os impactos que as variáveis fiscais desempenham tanto sobre o lado real quanto sobre o lado monetário da economia (Springer, 1975; Gylfason, 1981; Heijdra e Mierau, 2010). Nesse contexto, a tributação tem assumido um papel de destaque, devido ao seu efeito contracionista sobre a demanda agregada (Rivas, 2003; Ismihan e Ozkan, 2010). Ademais, um efeito tributário sobre o lado monetário pode ser capturado por meio de seus choques sobre uma curva de Phillips, como apontado por Steinsson (2003). De modo semelhante, Blanchard e Galí (2007) apontam a importância dos choques e distorções que atuam sobre a curva de Phillips, como os que são causados, por exemplo, pela tributação.

Com relação aos tributos, a receita tributária pode ser dividida entre os impostos que incidem de forma direta sobre a renda e os impostos que atuam de modo indireto sobre os rendimentos que, em geral, incidem sobre os valores adicionados – caso em que não há o efeito cascata. Além disso, segundo Marattin, Marzo e Zagaglia (2013), entre os tributos diretos há aqueles que atuam sobre os rendimentos dos fatores de produção capital e trabalho. De acordo com essa análise, os impostos indiretos e os impostos que atuam sobre o lado produtivo têm grande relevância como instrumentos de política fiscal. O motivo é que, dada a possibilidade de estes tributos impactarem os custos marginais e os preços finais, a tributação pode ser capaz de promover choques sobre a inflação e, dessa forma, distorcer ou corrigir as distorções dos preços relativos, no sentido pigouviano (Sandmo, 1976; Dodgson, 1983; Truys, 2012). Nesse sentido, os tributos distorcidos totais (τ_t) podem ser representados por uma função que leve em conta os tributos indiretos sobre bens de consumo (τ_t^c), os tributos sobre o capital (τ_t^k) e os tributos sobre o trabalho (τ_t^l) da seguinte forma (Marattin, Marzo e Zagaglia, 2013):

$$\tau_t = f(\tau_t^c, \tau_t^k, \tau_t^l). \quad (2)$$

Os tributos indiretos atuam sobre os bens e serviços, o que, por sua vez, onera mais as menores rendas, atuando como um tributo regressivo (Yan, Arokiasamy e Suat, 2010). Nesse sentido, um aumento dos preços finais poderá ser observado quando o governo realizar uma política de incremento de tributos indiretos, visto que tal acréscimo será repassado para o consumidor por meio desse aumento (Blundell, 2009). Contudo, diante da maior carga tributária indireta, dois cenários podem ocorrer: i) caso o produto possua demanda elástica, o repasse do aumento do tributo para os preços finais irá conduzir a um deslocamento da demanda para outro mercado, o que, por conseguinte, fará com que o produtor arque com parte do tributo; e ii) caso o aumento tributário seja sobre um produto que não tenha substitutos próximos, o aumento dos encargos será repassado de forma integral ao

seu consumidor. Entretanto, em ambos os casos, um efeito da política tributária sobre a inflação poderá ser observado (Dixon e Rimmer, 1999). Além disso, de acordo com argumentos de Zee (2009), os efeitos de políticas fiscais expansivas podem resultar em uma posterior tributação distorcida, o que, por sua vez, anularia o efeito positivo. A razão é que o tributo irá promover uma maior inflação e conduzir a choques negativos sobre o lado real da economia.

Com relação à tributação sobre os rendimentos do capital, o seu impacto sobre os preços ocorrerá por meio da ampliação dos custos. O motivo é que uma maior tributação sobre os ganhos do capital irá requerer um aumento da remuneração do capital, dado que a taxa líquida mínima de retorno exigida pelo projeto de investimento deverá ser descontada da incidência tributária (Chamley, 1986). Dessa forma, haverá um aumento dos custos marginais do empresário, que, por sua vez, conduzirá o ônus do tributo aos consumidores. Por essa razão, ao longo do tempo, a tributação sobre os rendimentos do capital necessita convergir para zero (Hespel e Mignolet, 2000).

A tributação que ocorre sobre os rendimentos do trabalho possui resultados ambíguos sobre salários, nível de emprego e, portanto, sobre inflação. O motivo é que o encargo tributário sobre o salário real dependerá da capacidade de negociação entre trabalhadores e empresários (Lockwood e Manning, 1993). Nesse sentido, quanto mais forte for o poder de negociação dos trabalhadores, maior será a parcela da tributação sobre os rendimentos do trabalho que irá recair sobre os empresários e, por sua vez, maior será o custo de produção. Caso contrário, quando a condição de negociação dos trabalhadores é pequena, a incidência dos tributos sobre os rendimentos do trabalho terá que ser suportada quase inteiramente pelos trabalhadores (Daveri e Tabellini, 2000). Assim, o impacto que a tributação sobre os rendimentos do trabalho promove sobre a inflação poderá ser positivo, quando incrementar os custos de produção, ou negativo, quando ocasionar uma redução da renda disponível (Lockwood e Manning, 1993; Daveri e Tabellini, 2000; Aronsson, Sjögren e Dalin, 2009).

A relação entre inflação e tributo é relevante por ser um canal no qual a política tributária pode influenciar a política monetária, podendo contribuir ou prejudicar a capacidade de resposta desta última. Além disso, a autoridade fiscal pode ter influência sobre o esforço da autoridade monetária comprometida com a estabilidade econômica, em especial, nas economias que seguem o regime de metas para inflação (Hespel e Mignolet, 2000; Truys, 2012). Assim, é possível que, por exemplo, os impostos indiretos e tributos que incidem sobre os rendimentos dos fatores de produção – capital e trabalho – afetem o custo de produção e os preços relativos (Atkinson e Stiglitz, 1976; Cremer, Pestieau e Rochet, 2001; Marattin, Marzo e Zagaglia, 2013). Desse modo, um impacto tributário será capaz de afetar

a estabilidade monetária ao produzir efeitos sobre a inflação de demanda e de custos. Como forma de se observar, por meio de uma curva de Phillips, como a inflação reage aos impactos das tributações indiretas e das tributações diretas que incidem sobre os fatores de produção (capital e trabalho), são combinadas as equações (1) e (2). Assim, pode-se ter a inflação como sendo uma função expressa da seguinte forma:

$$\pi_t = f(\Phi\tau_t, \chi_f E_t\{\pi_{t+1}\}, \chi_b \pi_{t-1}, \delta x_t), \quad (3)$$

em que Φ representa um vetor de parâmetros tributários que são associados a τ_t^c , τ_t^k e τ_t^l .

2.2 Uma análise para o caso brasileiro

Com relação à literatura que trata da curva de Phillips adaptada à economia brasileira, diversos autores consideram os efeitos das expectativas adaptativas e expectativas racionais em suas análises (Muinhos, 2004; Divino e Mazali, 2009; De Mendonça e Galveas, 2013). Nesse sentido, os autores fazem uso da curva de Phillips nas versões *backward-looking*, *forward-looking* e híbrida, como forma de observar como o componente passado e a expectativa futura da inflação, bem como ambos conjuntamente, atuam sobre a inflação (Schwartzman, 2006). Ademais, além das variáveis apresentadas na equação (1), a literatura brasileira considera na análise da curva de Phillips o efeito *pass-through* cambial (Sachsida, 2013).

A tabela 1 mostra alguns dos resultados obtidos nas análises que levam em conta a curva de Phillips para o cenário da economia brasileira, por meio do emprego de métodos não lineares que fazem uso de variáveis instrumentais. Esses resultados encontrados, pela literatura brasileira, dão conta de que tanto a inflação passada (INF_{t-1}) quanto a expectativa de inflação ($E(INF)$) possuem os resultados mais expressivos para a explicação da taxa de inflação. Além disso, é possível verificar que, de um modo geral, para a determinação da taxa de inflação brasileira, o impacto do hiato do produto (GAP) e o efeito *pass-through* cambial ($\Delta(WPI + EX)$) não podem ser descartados.

TABELA 1
Alguns resultados sobre a curva de Phillips brasileira

Autor	INF_{t-1}	$E(INF)$	GAP	$\Delta(WPI + EX)$	Período
Muinhos (2004)	0,45		0,41	SSE	Abr. 1994 a fev. 2002
Muinhos (2004)		1,29	0,31	SSE	Abr. 1994 a fev. 2002
Divino e Mazali (2009)	0,59	0,44	-0,13	0,06	Jan. 1995 a abr. 2008
Correa e Minella (2010)	Entre 0,40 e 0,63	Entre 0,30 e 0,58	Entre 0,27 e 0,31	Entre 0,07 e 0,11	Jan. 1995 a abr. 2005
De Mendonça e Galveas (2013)	1,66		SSE	0,04	Nov. 2001 a set. 2010
De Mendonça e Galveas (2013)	0,84	0,30	SSE	0,03	Nov. 2001 a set. 2010
De Mendonça e Galveas (2013)	Entre 1,37 e 1,60	Entre 0,07 e 0,17	SSE	Entre 0,03 e 0,04	Nov. 2001 a set. 2010

Elaboração do autor.

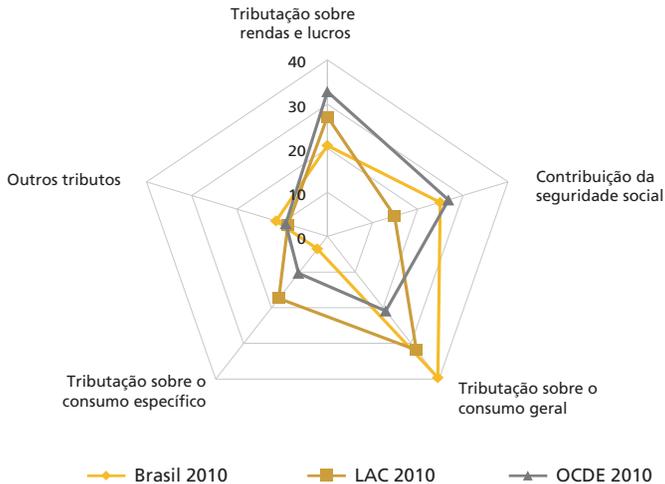
Obs.: SSE significa que o coeficiente estimado é sem significância estatística.

Como visto na seção anterior, a literatura aponta que a tributação é uma variável relevante para a determinação da taxa de inflação de uma economia por captar choques fiscais – sobre os custos de produção e sobre as escolhas dos indivíduos (efeito substituição) – que não são observados pelas variações da demanda agregada. Contudo, o impacto tributário sobre a inflação não tem sido contemplado pela literatura empírica brasileira que faz uso da curva de Phillips. Nesse sentido, torna-se relevante observar como a tributação é capaz de promover choques sobre a taxa de inflação no cenário da economia brasileira, cuja arrecadação tributária não segue os princípios de uma tributação considerada ideal, não seguindo, portanto, os princípios da equidade, da progressividade e da neutralidade. Por esse motivo, a arrecadação tributária onera mais as menores rendas, com predomínio de impostos proporcionais e regressivos. Ademais, a forma complexa de arrecadação favorece a ocorrência de impostos em cascata, devido ao elevado número de tributos diretos e indiretos que existem nas diferentes esferas de governo.⁴

4. Disponível em: <<https://bit.ly/2Rbsfju>>.

A economia brasileira está entre as que possuem as maiores cargas tributárias do mundo, como é possível constatar na análise desenvolvida por OECD, Eclac e Ciat (2012). Segundo esta análise, em 2010, o Brasil possuía uma arrecadação tributária total como percentual do produto interno bruto (PIB) de 32,4%, próximo aos percentuais da média dos membros da Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Econômico – OCDE (33,8%), de Portugal (31,3%) e da Espanha (32,3%), e muito acima da média do grupo de países da América Latina e Caribe – LAC (19,4%), tendo, entre estes, o seu percentual de arrecadação menor somente que o da Argentina (33,5%). Além disso, diferentemente da média OCDE, em que a arrecadação tributária predominante é a que incide sobre rendas e lucros, com apenas 20,5% de incidência sobre o consumo, a arrecadação sobre consumos é predominante tanto na LAC (34,7%) quanto no Brasil (39,1%). Assim, é possível observar o predomínio dos impostos indiretos, quando comparados com os impostos sobre os rendimentos. Nesse sentido, a alta tributação brasileira não segue os princípios de uma tributação ótima, fazendo com que o peso do grande volume de impostos proporcionais e regressivos da economia brasileira recaia mais sobre os baixos rendimentos. O gráfico 1 mostra as principais fontes de receita tributária em 2010, comparando a média do grupo com 34 países da OCDE, a média de quinze países da LAC e a economia brasileira.⁵

GRÁFICO 1
Principais fontes de receita tributária na OCDE, na LAC e no Brasil (2010)



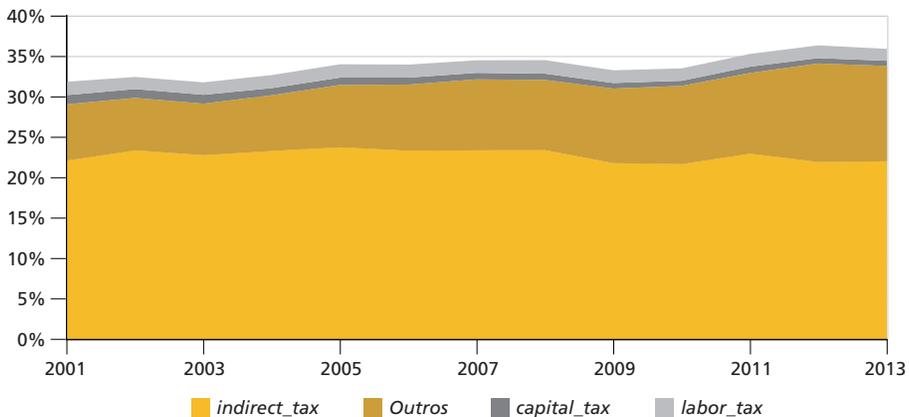
Fonte: OECD, Eclac e Ciat (2012).
Elaboração do autor.

5. México e Chile estão presentes apenas no grupo OCDE (OECD, Eclac e Ciat, 2012).

A carga tributária brasileira, no ano de 2012, obteve uma captação total recorde de 36,37% do PIB, como apontado pela Secretaria da Receita Federal (SRF). Entre as distintas cargas tributárias, os impostos indiretos sobre a renda e os que incidem sobre os rendimentos de capital e trabalho correspondem a mais da metade de toda a receita fiscal.⁶

O gráfico 2 mostra a evolução e a composição da receita tributária brasileira entre 2001 e 2013, comparando as tributações que incidem sobre o capital (*capital_tax*), sobre o trabalho (*labor_tax*), os tributos indiretos (*indirect_tax*) e os demais tributos que compõem a carga tributária total (*outros*). Desse modo, nota-se a predominância dos tributos indiretos na economia brasileira, que ao longo do período analisado respondeu, em média, por cerca de 68% do total da arrecadação anual. Além disso, as médias das tributações sobre os rendimentos do capital e do trabalho foram responsáveis, respectivamente, por 2,5% e 4,7% do total de tributos.

GRÁFICO 2
Evolução das tributações brasileiras como percentual do PIB



Fontes: SRF (disponível em: <<https://bit.ly/3uokZzF>>); e Banco Central do Brasil (disponível em: <<https://bit.ly/3ejnduk>>).
Elaboração do autor.

6. A tributação brasileira que incide sobre os rendimentos dos fatores de produção, capital e trabalho, é definida pelo artigo incluído pela Lei nº 9.779, de 19 de janeiro 1999, e por meio do Ato Declaratório nº 020, do sistema de arrecadação, de 21 de julho de 1995. Com relação aos impostos indiretos sobre a renda, a carga tributária brasileira tem como os principais tributos: i) receita tributária dos impostos sobre produtos industrializados – regime de competência, incide sobre produtos industrializados nacionais ou estrangeiros, é seletivo em função da essencialidade dos produtos e não cumulativo; ii) receita tributária dos programas de integração social e de formação do patrimônio do servidor público – regime de competência; iii) receita tributária dos impostos sobre importações – regime de competência; iv) receita tributária dos impostos sobre operações financeiras – regime de competência; v) receita tributária da contribuição para o financiamento da seguridade social – regime de competência; e vi) imposto sobre operações relativas à circulação de mercadorias e sobre prestações de serviços de transporte interestadual e intermunicipal e de comunicação. É um imposto não cumulativo.

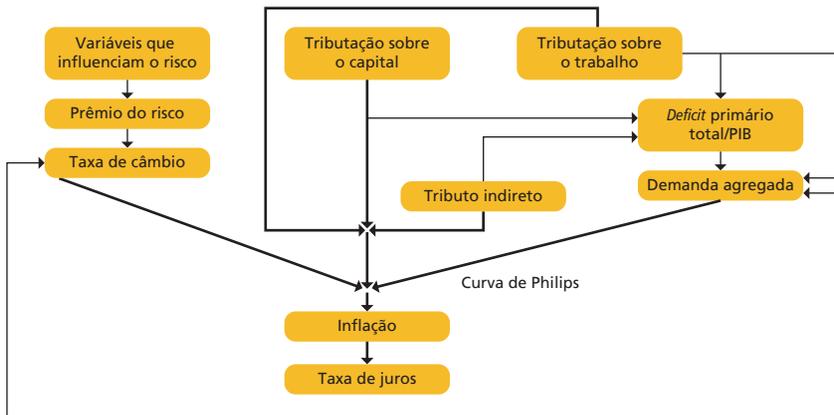
Os tributos indiretos possuem grande representatividade na economia brasileira, tendo um grande peso sobre os preços finais. Além disso, o total de impostos sobre o capital e o trabalho não deve ser desprezado, tendo em vista que representa um custo que pode ser repassado aos preços finais de consumo, tornando possível que as variações positivas desses tributos sejam repassadas a estes preços. Como apontado por Mattos e Politi (2011) em uma análise que considera dez tipos de bens alimentares considerados básicos no Brasil, alguns tributos sobre agregação de valor são repassados para os preços finais dessas mercadorias.⁷ Ademais, dado que a economia brasileira segue um regime de metas de inflação desde de junho de 1999, os efeitos de variáveis fiscais devem ser considerados pela autoridade monetária (Sargent e Wallace, 1981; Woodford, 1994; 2001).

A figura 1 mostra o mecanismo de transmissão de choques sobre a inflação, como apontado pela literatura, e as relações estabelecidas por meio da curva de Phillips *Novo-Keynesiana*, estudada neste trabalho, para o caso particular da economia brasileira.⁸ Nesse sentido, ao considerar rigidez de preços e salários no curto prazo, é válido o *trade-off* entre inflação e desemprego ou entre inflação e hiato do produto. Ademais, as relações apontadas por meio da figura 1 ilustram como diferentes tipos de tributos são capazes de transmitir choques sobre a inflação. Assim, uma maior taxa tributária indireta aumenta a inflação ao ser repassada aos preços finais. De modo semelhante, o aumento das taxas de tributos sobre capital e sobre trabalho amplia a inflação ao atuarem como choques de custos. Entretanto, a tributação sobre o trabalho, ao recair sobre o salário do trabalhador, em vez de ser repassada aos preços finais, irá resultar em uma redução imediata da renda disponível para consumo, o que, por sua vez, conduzirá a uma menor inflação. Dessa maneira, é possível observar que a diversidade de tributos da economia brasileira não permite inferir um resultado generalizado da tributação sobre a inflação. O motivo é que, tendo em vista que cada tributo possui uma peculiaridade, a tributação pode promover choques ambíguos sobre a inflação.

7. A análise de Mattos e Politi (2011) considera o preço de dez tipos de alimentos (feijão, carne, pão, manteiga, café, farinha, leite, arroz, óleo de soja e açúcar) em dezesseis municípios brasileiros.

8. Mecanismo de transmissão inspirado em Bogdanski, Tombini e Werlang (2000).

FIGURA 1
Mecanismo de transmissão dos choques tributários sobre inflação



Elaboração do autor.

Obs.: 1. Relação investigada por este estudo: →

2. Relação econômica apontada pela literatura: →

3 DADOS E METODOLOGIA

3.1 Dados

Como forma de avaliar o comportamento da tributação sobre a inflação no Brasil, as séries a seguir são apresentadas, correspondendo ao período de dezembro de 2001 a junho de 2013 – dados mensais.^{9, 10}

- 1) INF – Taxa de inflação mensal do acumulado em doze meses, medida pelo Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA), índice oficial de preços, série disponível no sítio do Banco Central do Brasil (BCB): $\frac{\partial f}{\partial (INF)} > 0$.
- 2) $E(INF)$ – Expectativa de inflação, é medida pela expectativa dos agentes para a inflação acumulada para os próximos doze meses, suavizada. Série disponível no sítio do BCB: $\frac{\partial f}{\partial E(INF)} > 0$.
- 3) GAP – Hiato do produto, série construída a partir do logaritmo natural da razão entre PIB e produto potencial:¹¹ $\frac{\partial f}{\partial GAP} > 0$.

9. Para maior detalhamento sobre as variáveis e fonte dos dados, ver quadro A.1 do apêndice A.

10. A justificativa para a escolha do período analisado deve-se à limitação dos dados para a série $E(INF)$.

11. Série PIB nominal disponível no sítio do BCB, deflacionada pelo IPCA. O produto potencial é a série obtida por meio do Hodrick-Prescott Filter.

- 4) $\Delta(WPI + EX)$ – Efeito *pass-through* cambial para a inflação doméstica, medida de preços no atacado nos Estados Unidos (WPI) mais a taxa de câmbio, compra do dólar americano. Dado pela taxa de crescimento do câmbio real/dólar, média entre a compra e a venda, disponíveis no sítio do BCB: $\frac{\partial f}{\partial \Delta(WPI+EX)} > 0$.
- 5) $\Delta(indirect_tax)$ – Taxa de variação dos impostos indiretos à renda. Taxa de crescimento do acumulado em doze meses, medido pela razão PIB. Série obtida por meio da soma das receitas tributárias totais – regime de competência – brutas da receita federal com as receitas totais nacionais dos impostos estaduais sobre mercadorias e serviços, deduzidos dos impostos totais sobre a renda e dos impostos sobre o lucro da pessoa jurídica. Série disponível no sítio do BCB. Como efeito desta variação, um aumento da inflação seria observado, via choque de custos: $\frac{\partial f}{\partial \Delta(indirect_tax)} > 0$.
- 6) $\Delta(capital_tax)$ – Taxa de variação dos impostos que incidem sobre os rendimentos do capital. Taxa de crescimento do acumulado em doze meses, medido pela razão PIB. Série de tributação sobre rendimentos do capital disponível no sítio do BCB. Como efeito desta variação, um aumento da inflação seria observado, via choque de custos: $\frac{\partial f}{\partial \Delta(capital_tax)} > 0$.
- 7) $\Delta(labor_tax)$ – Taxa de variação dos impostos que incidem sobre os rendimentos do trabalho. Taxa de crescimento do acumulado em doze meses, medido pela razão PIB. Série de tributação sobre rendimentos do trabalho disponível no sítio do BCB. Como efeito desta variação, o efeito sobre a inflação pode ser ambíguo:
- um aumento da inflação pode ser observado mediante o efeito de um choque de custos, com o ônus do tributo sendo repassado aos preços finais: $\frac{\partial f}{\partial \Delta(labor_tax)} > 0$; e
 - uma redução da inflação seria observada por meio da redução imediata da renda disponível das famílias, devido ao fato de o tributo atuar de forma direta sobre a remuneração do trabalho. Além disso, dado que este tributo incide sobre a renda, sendo, portanto, mais progressivo e previsível (causando menores distorções sobre os preços relativos e menos instabilidade), o seu aumento como forma de compensar a

redução de tributos regressivos promoverá uma redução da inflação:¹²

$$\frac{\partial f}{\partial \Delta(\text{labor_tax})} < 0.$$

A tabela 2 apresenta as estatísticas descritivas de todas as séries apresentadas acima. Entre as variáveis tributárias, é possível notar que $\Delta(\text{capital_tax})$ é a que apresenta maior valor e maior volatilidade, sendo seguida pela variável $\Delta(\text{labor_tax})$.

TABELA 2
Estatísticas descritivas das séries

Séries	Média	Mediana	Máximo	Mínimo	Desvio-padrão
INF	0,0656	0,0599	0,1723	0,0295	0,0300
E(INF)	0,0512	0,0500	0,1115	0,0337	0,0128
GAP	-0,0006	-0,0003	0,0221	-0,0375	0,0129
$\Delta(\text{WPI+EX})$	0,0053	-0,0038	0,8460	-0,0244	0,0734
$\Delta(\text{indirect_tax})$	-0,0001	-0,0005	0,0151	-0,0139	0,0053
$\Delta(\text{capital_tax})$	-0,0023	-0,0041	0,2007	-0,0684	0,0303
$\Delta(\text{labor_tax})$	-0,0008	-0,0005	0,0405	-0,0659	0,0113

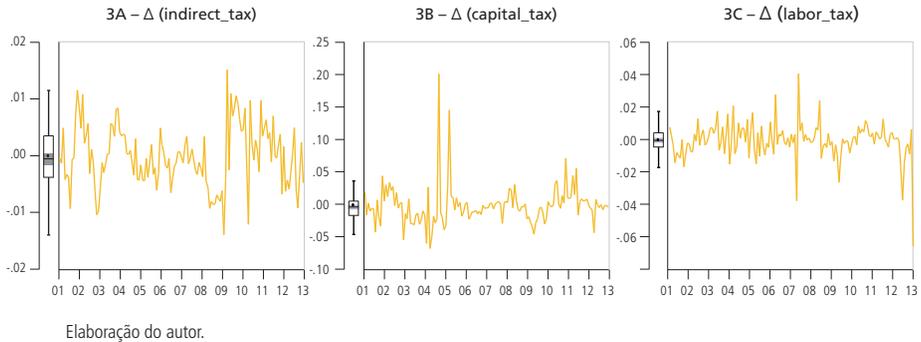
Elaboração do autor.

O gráfico 3 mostra o comportamento das taxas de crescimento da tributação indireta ($\Delta(\text{indirect_tax})$) e dos tributos sobre os rendimentos do capital ($\Delta(\text{capital_tax})$) e do trabalho ($\Delta(\text{labor_tax})$).

12. Como apontado por Orair (2015), o período em análise é marcado por políticas tributárias que, apesar de reduzirem diversos tributos indiretos (como o Imposto sobre os Produtos Industrializados – IPI), mantiveram a razão tributação/PIB quase inalterada. O motivo é que, segundo o autor, ao mesmo tempo em que ocorreram reduções de tributos indiretos, houve a ampliação da arrecadação de outros tributos diretos (como é o caso da tributação sobre o trabalho). Nesse sentido, a substituição de tributos indiretos por tributos diretos reduz os choques de distorção sobre os preços (que estão diretamente relacionados a fatores como sonegação, efeito cascata, regressividade e desigualdade no processo de arrecadação) e, dessa maneira, reduz a inflação (Cintra, 2010; Tourinho, Alves e Silva, 2010). Além disso, uma maior tributação sobre os rendimentos do trabalho reduz de forma direta a renda disponível dos trabalhadores e, por conseguinte, o consumo e a demanda agregada. Entretanto, o menor salário disponível dos trabalhadores irá exigir um aumento do salário nominal, o que, na presença de rigidez salarial, não ocorrerá de forma imediata e resultará em perda do poder de compra (Vaona, 2012). Assim, a tributação sobre os rendimentos do trabalho pode ter um efeito ambíguo sobre a inflação, com efeito negativo, ao reduzir o hiato do produto, e com efeito positivo, ao encarecer os custos de produção – que serão maiores quanto menor for a rigidez salarial (Marattin, Marzo e Zagaglia, 2013; Dalton, 2014).

GRÁFICO 3

Comportamento das séries tributárias presentes na análise



3.2 Metodologia aplicada

Devido à relevância apontada pela literatura dos efeitos de choques tributários transmitidos aos preços finais, uma análise empírica é desenvolvida nesta seção com o objetivo investigar como as tributações indiretas e diretas, que incidem nos rendimentos do capital e do trabalho, atuam sobre a inflação. Esta análise considera diferentes variações da curva de Phillips adotada pelo BCB, quando da adoção do regime de metas de inflação. Nesse sentido, são consideradas as curvas de Phillips adotadas a partir do sistema de metas para inflação, baseadas em Bogdanski, Tombini e Werlang (2000), nas versões *backward-looking*, *forward-looking* e híbrida.¹³ São utilizados os métodos GMM e VAR, como forma de verificar os efeitos sobre a inflação de variações dos impostos indiretos e dos impostos sobre rendimentos do capital e do trabalho. As três versões da curva de Phillips consideradas na análise e as equações a serem estimadas são mostradas a seguir.

3.2.1 *Backward-looking*

Caso em que os agentes econômicos assumem expectativas adaptativas. É estabelecida uma análise dinâmica da inflação com dois períodos de defasagem. Nesta análise, são inseridos de forma individual os efeitos das variáveis tributárias $\Delta(\text{capital_tax})$, $\Delta(\text{labor_tax})$ e $\Delta(\text{indirect_tax})$, com posterior efeito conjunto. As equações a serem estimadas são:

$$INF_t = \alpha_1^b INF_{t-1} + \alpha_2^b INF_{t-2} + \alpha_3^b GAP_{t-1} + \alpha_4^b \Delta(WPI + EX)_{t-1} + \alpha_5^b \Delta(\text{indirect_tax})_{t-1} + \varepsilon_t^{bi}, \quad (4)$$

13. Neste caso, de modo distinto da equação (1), a curva de Phillips brasileira diferencia as versões *backward-looking* e *forward-looking* por meio de $INF_{t-2}(\pi_{t-2})$. Desse modo, tendo por base a equação (1), a curva de Phillips adaptada à economia brasileira poderia ser representada por: $\pi_t = \chi_f E_t\{\pi_{t+1}\} + \gamma\pi_{t-1} + \chi_b\pi_{t-2} + \delta x_t + A$, em que γ é um parâmetro e A é um conjunto de outras variáveis explanatórias.

$$INF_t = \alpha_6^b INF_{t-1} + \alpha_7^b INF_{t-2} + \alpha_8^b GAP_{t-1} + \alpha_9^b \Delta(WPI + EX)_{t-1} + \alpha_{10}^b \Delta(capital_tax)_{t-1} + \varepsilon_t^{bc}, \quad (5)$$

$$INF_t = \alpha_{11}^b INF_{t-1} + \alpha_{12}^b INF_{t-2} + \alpha_{13}^b GAP_{t-1} + \alpha_{14}^b \Delta(WPI + EX)_{t-1} + \alpha_{15}^b \Delta(labor_tax)_{t-1} + \varepsilon_t^{bl}, \quad (6)$$

$$INF_t = \alpha_{16}^b INF_{t-1} + \alpha_{17}^b INF_{t-2} + \alpha_{18}^b GAP_{t-1} + \alpha_{19}^b \Delta(WPI + EX)_{t-1} + \alpha_{20}^b \Delta(indirect_tax)_{t-1} + \alpha_{21}^b \Delta(capital_tax)_{t-1} + \alpha_{22}^b \Delta(labor_tax)_{t-1} + \varepsilon_t^{bicl}, \quad (7)$$

em que $\varepsilon_t \sim N(0, \sigma^2)$.

3.2.2 Forward-looking

Caso em que os agentes econômicos não assumem o passado como melhor predictor. Não é considerada a inflação de dois períodos passados, mas sim as expectativas de doze períodos à frente. São criadas expectativas quanto ao futuro, dadas as informações presentes. Em uma economia que atua sob regime de metas para a inflação, a convergência da inflação para a meta torna as previsões dos agentes cada vez melhores quanto ao futuro. Além disso, é estabelecida uma análise dinâmica da inflação com um período de defasagem. Na análise são inseridos de forma individual os efeitos das variáveis tributárias $\Delta(capital_tax)$, $\Delta(labor_tax)$ e $\Delta(indirect_tax)$, com posterior efeito conjunto. As equações a serem estimadas são:

$$INF_t = \alpha_1^f INF_{t-1} + \alpha_2^f E(INF_{t+12}) + \alpha_3^f GAP_{t-1} + \alpha_4^f \Delta(WPI + EX)_{t-1} + \alpha_5^f \Delta(indirect_tax)_{t-1} + \mu_t^f, \quad (8)$$

$$INF_t = \alpha_6^f INF_{t-1} + \alpha_7^f E(INF_{t+12}) + \alpha_8^f GAP_{t-1} + \alpha_9^f \Delta(WPI + EX)_{t-1} + \alpha_{10}^f \Delta(capital_tax)_{t-1} + \mu_t^{fc}, \quad (9)$$

$$INF_t = \alpha_{11}^f INF_{t-1} + \alpha_{12}^f E(INF_{t+12}) + \alpha_{13}^f GAP_{t-1} + \alpha_{14}^f \Delta(WPI + EX)_{t-1} + \alpha_{15}^f \Delta(labor_tax)_{t-1} + \mu_t^{fl}, \quad (10)$$

$$INF_t = \alpha_{16}^f INF_{t-1} + \alpha_{17}^f E(INF_{t+12}) + \alpha_{18}^f GAP_{t-1} + \alpha_{19}^f \Delta(WPI + EX)_{t-1} + \alpha_{20}^f \Delta(indirect_tax)_{t-1} + \alpha_{21}^f \Delta(capital_tax)_{t-1} + \alpha_{22}^f \Delta(labor_tax)_{t-1} + \mu_t^{ficl}, \quad (11)$$

em que $\mu_t \sim N(0, \sigma^2)$.

3.2.3 Híbrido

São considerados de modo simultâneo os casos *backward-looking* e *forward-looking*. Esta análise é adequada ao processo de transição e solidificação de um regime de metas. Neste caso, são consideradas as inflações de até dois períodos passados e as expectativas inflacionárias de doze períodos à frente. Assim, na análise, são inseridos, de forma individual, os efeitos das variáveis tributárias $\Delta(\text{capital_tax})$, $\Delta(\text{labor_tax})$ e $\Delta(\text{indirect_tax})$, com posterior efeito conjunto. As equações a serem estimadas são:

$$\text{INF}_t = \alpha_1^h \text{INF}_{t-1} + \alpha_2^h \text{INF}_{t-2} + \alpha_3^h E(\text{INF}_{t+12}) + \alpha_4^h \text{GAP}_{t-1} + \alpha_5^h \Delta(\text{WPI} + \text{EX})_{t-1} + \alpha_6^h \Delta(\text{indirect_tax})_{t-1} + \vartheta_t^{hi}, \quad (12)$$

$$\text{INF}_t = \alpha_7^h \text{INF}_{t-1} + \alpha_8^h \text{INF}_{t-2} + \alpha_9^h E(\text{INF}_{t+12}) + \alpha_{10}^h \text{GAP}_{t-1} + \alpha_{11}^h \Delta(\text{WPI} + \text{EX})_{t-1} + \alpha_{12}^h \Delta(\text{capital_tax})_{t-1} + \vartheta_t^{hc}, \quad (13)$$

$$\text{INF}_t = \alpha_{13}^h \text{INF}_{t-1} + \alpha_{14}^h \text{INF}_{t-2} + \alpha_{15}^h E(\text{INF}_{t+12}) + \alpha_{16}^h \text{GAP}_{t-1} + \alpha_{17}^h \Delta(\text{WPI} + \text{EX})_{t-1} + \alpha_{18}^h \Delta(\text{labor_tax})_{t-1} + \vartheta_t^{hl}, \quad (14)$$

$$\text{INF}_t = \alpha_{19}^h \text{INF}_{t-1} + \alpha_{20}^h \text{INF}_{t-2} + \alpha_{21}^h E(\text{INF}_{t+12}) + \alpha_{22}^h \text{GAP}_{t-1} + \alpha_{23}^h \Delta(\text{WPI} + \text{EX})_{t-1} + \alpha_{24}^h \Delta(\text{indirect_tax})_{t-1} + \alpha_{25}^h \Delta(\text{capital_tax})_{t-1} + \alpha_{26}^h \Delta(\text{labor_tax})_{t-1} + \vartheta_t^{hict}, \quad (15)$$

em que $\vartheta_t \sim N(0, \sigma^2)$.

4 RESULTADOS EMPÍRICOS

Um primeiro procedimento de análise de modelos empíricos que fazem uso de séries de tempo é verificar se as séries são estacionárias, pois, caso não sejam, há uma grande possibilidade de que os resultados gerados sejam espúrios. Destarte, os testes *Augmented Dickey-Fuller* (ADF) e *Generalized Least Squares* de *Elliott, Rothenberg* e *Stock* – GLS (ERS) – são realizados como forma de verificar a presença de raiz unitária nas séries. Como mostra a tabela A.1 (apêndice A), todas as séries são I(0).

Uma primeira evidência para a inflação brasileira é obtida por meio da estimação das equações referentes às versões brasileiras *backward-looking*, *forward-looking* e híbrida da curva de Phillips, com aplicação do GMM. Uma razão para o uso do GMM é que, enquanto as estimativas de mínimos quadrados ordinários (OLS) apresentam problemas de autocorrelação serial, heteroscedasticidade ou não linearidade, o que é típico em séries temporais macroeconômicas, este

método fornece estimadores consistentes para as regressões (Hall, 2005; Hansen, 1982; 2007). Como apontado por Wooldridge (2001, p. 95), “*to obtain a more efficient estimator than two-stage least squares (or ordinary least squares), one must have overriding restrictions*”. Além disso, de acordo com Mendonça, Sachsida e Medrano (2012), devido à utilização de uma variável não observada, como é o caso da expectativa de inflação futura, os modelos OLS estão suscetíveis a erros de medida. As estimativas GMM foram obtidas por meio do uso de ponderações de interação e convergência, com o emprego de uma matriz que permite resultados consistentes na presença de heteroscedasticidade e autocorrelação (HAC). Ademais, os erros-padrão foram ponderados pela matriz de covariância HAC, com especificação segundo o critério de Schwarz e com ajuste do grau de liberdade.¹⁴ Com relação às variáveis instrumentais, da mesma forma que Blanchard e Galí (2007), esta análise utiliza como instrumentos as variáveis defasadas dos modelos em no máximo nove defasagens (três trimestres), devido aos dados serem mensais.¹⁵ Para testar a validade das restrições de sobreidentificação, um teste J-estatístico foi realizado, tendo em vista seu papel importante na seleção de variáveis instrumentais para melhorar a eficiência dos estimadores (Hansen, 1982; Cragg, 1983).

As estimativas GMM são apresentadas na tabela 3. Os resultados apresentados pelo teste J-estatístico dão conta de que não há problema de sobreidentificação para as estimativas realizadas. Ademais, as estimativas seguem o critério de que o número de instrumentos seja maior que o número de regressores. Os resultados das estimações mostram que há significância estatística para todos os coeficientes, e os sinais estão coerentes com o que foi apontado pela literatura. As estimativas dão conta de que os maiores impactos de $\Delta(\textit{indirect_tax})$ são observados nas especificações em que as expectativas de inflação futura são inseridas, em especial na versão *forward-looking*. Da mesma forma, a variável $\Delta(\textit{capital_tax})$ apresenta significância estatística em todas as suas estimativas, sendo, no entanto, a variável tributária com impactos menos expressivos sobre a inflação. Além disso, assim como $\Delta(\textit{indirect_tax})$, a variável tributária $\Delta(\textit{capital_tax})$ apresenta maiores choques na curva de Phillips que possui o componente da inflação futura. Com relação à tributação sobre os rendimentos do trabalho, é possível observar que $\Delta(\textit{labor_tax})$ possui um efeito negativo sobre a inflação em todas as estimativas e, da mesma forma que os demais tributos, seus coeficientes são mais fortes nos modelos que incorporam a inflação futura, sendo o maior impacto observado na versão *forward-looking*. Contudo, ao contrário dos demais tributos presentes

14. Foi utilizado o software EViews 8.

15. Para exemplo de uso de instrumentos defasados em até três trimestres, neste tipo de análise para o caso da literatura brasileira, ver Divino e Mazali (2009).

na análise, os choques de $\Delta(\text{labor_tax})$ sobre a inflação são negativos, o que, por sua vez, pode ser justificado pelas políticas tributárias que ocorreram ao longo do período em questão. Nesse sentido, desde 2005, uma política de desoneração fiscal foi posta em prática pelo governo, o que resultou na redução dos tributos indiretos e no aumento de alguns tributos diretos que incidem principalmente sobre os rendimentos do trabalho, como forma de obter a manutenção da arrecadação total de tributos como percentual do PIB (Orair, 2015). Assim, a substituição de tributos fez com que uma parcela do choque dos tributos indiretos, que eram repassados diretamente aos preços finais, fosse transferida para a renda disponível, reduzindo, dessa forma, o impacto de choques de custo sobre a inflação. Além disso, a substituição de um tributo regressivo (que causa grandes choques de distorção) por uma tributação menos instável (que incide sobre a renda), contribui para uma melhor previsibilidade dos preços, o que, por sua vez, contribui para a redução do fator inercial da inflação (Cintra, 2010).

TABELA 3
Curva de Phillips adaptada para a economia brasileira

Variáveis/especificações	Versão backward-looking				Versão forward-looking				Versão híbrida			
	Esp. 1	Esp. 2	Esp. 3	Esp. 4	Esp. 5	Esp. 6	Esp. 7	Esp. 8	Esp. 9	Esp. 10	Esp. 11	Esp. 12
INF_{t-1}	1,3005*** (0,0967)	1,9903*** (0,1529)	1,6247*** (0,0595)	1,5872*** (0,0879)	0,9110*** (0,0235)	0,9178*** (0,0170)	0,9089*** (0,0336)	0,8879*** (0,0380)	1,1755*** (0,1167)	1,2103*** (0,1354)	1,3860*** (0,1032)	1,1310*** (0,1393)
INF_{t-2}	-0,2980*** (0,0970)	-0,9852*** (0,1508)	-0,6348*** (0,0586)	-0,5755*** (0,0879)	-0,1086*** (0,0296)	-0,1163*** (0,0245)	-0,1002*** (0,0414)	-0,1738*** (0,0463)	-0,2532*** (0,1070)	-0,3353*** (0,1179)	-0,4609*** (0,0904)	-0,2383* (0,1362)
$E_t(INF_{t+12})$	0,0480*** (0,0241)	0,0991* (0,0557)	0,0258* (0,0155)	0,0342* (0,0179)	0,0696** (0,0292)	0,2056*** (0,0442)	0,1630*** (0,0431)	0,0576* (0,0315)	0,0357* (0,0195)	0,0664** (0,0326)	0,0657*** (0,0189)	0,0714*** (0,0259)
GAP_{t-1}	0,0588*** (0,0292)	0,0543* (0,0324)	0,0385** (0,0222)	0,0384* (0,0215)	0,1072*** (0,0330)	0,1679*** (0,0424)	0,0765** (0,0376)	0,1253*** (0,0374)	0,0771** (0,0325)	0,1328*** (0,0360)	0,0645** (0,0318)	0,0865*** (0,0405)
$\Delta(indirect_tax)_{t-1}$	0,2510** (0,0961)	0,0284*** (0,0929)	0,1953** (0,1112)	0,0316*** (0,1112)	0,3636*** (0,1112)	0,0293** (0,1117)	0,4608*** (0,1253)	0,3316*** (0,1180)	0,0458** (0,1180)	0,0404** (0,1180)	0,0250* (0,1646)	0,3742* (0,1646)
$\Delta(capital_tax)_t$	0,0084 (0,0084)	-0,1804*** (0,0084)	-0,2251*** (0,0117)	-0,4251*** (0,0214)	-0,2519*** (0,0214)	-0,1894*** (0,0280)	-0,2354*** (0,0467)	-0,1894*** (0,0467)	-0,1894*** (0,0467)	-0,1894*** (0,0467)	-0,1894*** (0,0467)	-0,1894*** (0,0467)

(Continua)

(Continuação)

INF_{t-1}	Versão backward-looking			Versão forward-looking			Versão híbrida					
	Esp. 1	Esp. 2	Esp. 3	Esp. 4	Esp. 5	Esp. 6	Esp. 7	Esp. 8	Esp. 9	Esp. 10	Esp. 11	Esp. 12
Variáveis/especificações												
Ajust. R ²	0,9577	0,9535	0,9697	0,9638	0,8985	0,7790	0,9171	0,8507	0,9442	0,8596	0,9522	0,9206
RMSE	0,0055	0,0035	0,0047	0,0051	0,0085	0,0128	0,0147	0,0103	0,0064	0,0100	0,0058	0,0075
Hansen J-test	0,5000	0,7612	0,5204	0,8423	0,9348	0,7536	0,7460	0,9245	0,8715	0,8847	0,7634	0,9288
Número de instrumentos	16	18	15	27	18	19	13	18	18	21	16	17

Elaboração do autor.

Obs.: 1. Variável dependente INF_t .

2. Não há termo constante como determinado pela teoria econômica.

3. Erro-padrão entre parênteses.

4. Nível marginal de significância: *** denota 1%; ** denota 5%; * denota 10%.

5. O termo Esp. refere-se a cada uma das especificações.

6. Os erros-padrão das estimações estão corrigidos para presença de heterocedasticidade e autocorrelação consistente, por meio do método GMM-HAC. Os instrumentos utilizados são apresentados na tabela A.2 do apêndice A.

7. O período analisado mensalmente vai de dezembro de 2001 a junho de 2013, $t = 139$ meses.

Levando-se em conta os resultados obtidos por meio das estimativas GMM para as três versões da curva de Phillips da economia brasileira, uma análise que capte a resposta da inflação aos choques das variáveis explicativas ao longo do tempo torna-se relevante. Dessa maneira, como forma de se verificar a importância relativa das variáveis explicativas sobre a inflação, é realizada uma análise dinâmica de impulso-resposta, por meio de um VAR com a aplicação do método de Cholesky, com as variáveis explicativas que foram apresentadas no modelo GMM (Sims, 1980; Amisano e Giannini, 1997).¹⁶

Um importante requisito para a aplicação do método de Cholesky é determinar uma estrutura recursiva, de modo que seja possível identificar, a fim de ordenar, o componente exógeno de cada variável. Contudo, como exposto em Cavalcanti (2010), há uma grande dificuldade da identificação baseada no teste de causalidade de Granger, e, por essa razão, este artigo realiza a ordenação baseado na literatura. Nesse sentido, como apontado por Gouvea, Schettini e Sachsida (2012), um ordenamento plausível para uma curva de Phillips adaptada à economia brasileira é aquele em que o choque cambial é o mais exógeno. Assim, de acordo com esses autores, um vetor Y de variáveis ordenadas pode ser descrito como $Y = (\Delta(WPI + EX)_t, GAP_t, E_t(INF)_{t+1}, INF_t), \Delta(WPI + EX)_t$ sendo a mais exógena. Entretanto, além das variáveis tradicionais presentes na literatura empírica que trata da curva de Phillips da economia brasileira, este artigo tem como objetivo principal verificar como a tributação transmite choques sobre a inflação. Dessa forma, a tributação é a principal variável explicativa de interesse desta análise, e, por isso, este trabalho irá considerá-la como sendo a segunda variável menos exógena do modelo. O motivo é possibilitar a captura de choques transmitidos pelas demais variáveis do modelo para a tributação e que possam impactar a inflação. Não obstante, a variável tributária considerada neste estudo está dividida em três diferentes tributos, o que irá requerer uma ordenação também entre elas.

Variáveis tributárias deveriam ser plenamente exógenas entre si, por ser desejável não existir tributação em cascata, que ocorre quando um tributo incide sobre outro. Entretanto, como apontado por Nogueira, Siqueira e Souza (2001), as tributações sobre os insumos de produção são capazes de potencializar a tributação indireta. Segundo esses autores, esse fato ocorre devido a um efeito cascata, no qual os impostos indiretos incidem, por exemplo, sobre a tributação do capital durante o processo de produção. Em contrapartida, como mostra Daveri e Tabellini (2000), uma alteração no ônus da tributação sobre o trabalho (ao onerar mais o trabalhador ou recair sobre o empresário) conduz a uma variação sobre os rendimentos do capital, o que conduziria a um impacto na arrecadação tributária sobre os ganhos do

16. Foram incluídas *dummies* do efeito Lula (out. 2002-mar. 2003), efeito crise de 2008 (out. 2008-mar. 2009) e Tombini (a partir de jan. 2011), para captar possíveis modificações estruturais. Para exemplo de uso destas *dummies* em métodos de vetores regressivos estruturais, ver Palma (2017).

capital. Destarte, levando-se em conta a literatura, esta análise adota o ordenamento mais plausível, em que $Y = (\Delta(WPI + EX)_t, GAP_t, E_t(INF)_{t+1}, \Delta(labor_tax)_t, \Delta(capital_tax)_t, \Delta(indirect_tax)_t, INF_t)$.

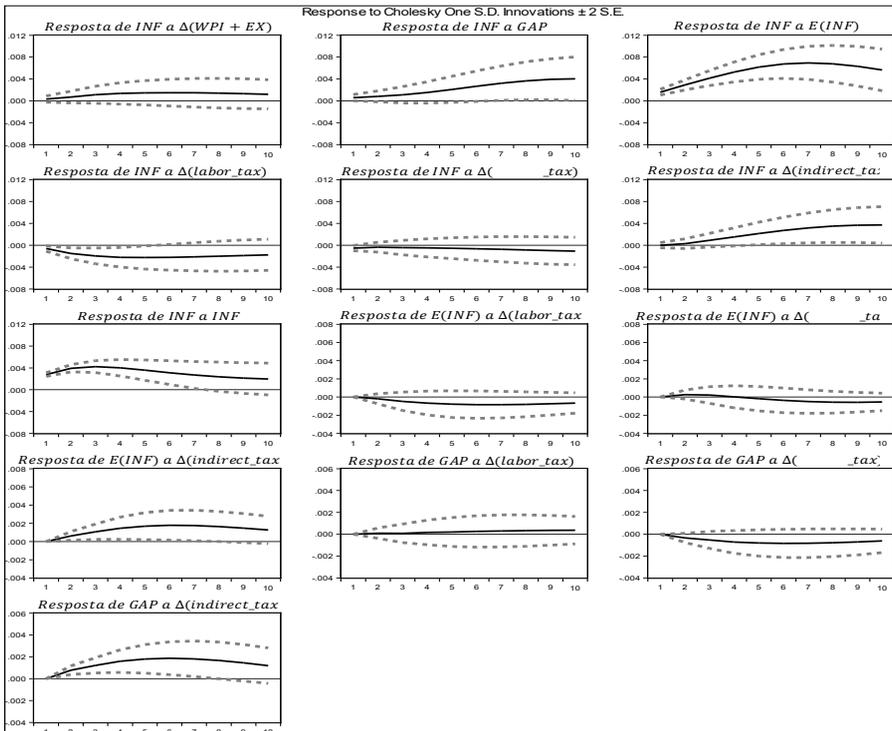
A especificação correta dos modelos depende da ordem de defasagem do VAR. Assim, para a escolha das defasagens a serem aplicadas no VAR, são utilizados os critérios de informação Akaike (AIC), Schwarz (SIC) e Hannan-Quinn (HQ). A ordem de defasagem escolhida para o VAR é 2, por ser esta a defasagem apontada por dois entre os três critérios de informação adotados (tabela A.3 do apêndice A).¹⁷ O gráfico 4 mostra os resultados da resposta de *INF* aos choques transmitidos por todas as demais variáveis para um período de dez meses. Além disso, o gráfico 4 mostra a resposta de *GAP* e de *E(INF)* para os choques tributários.¹⁸ É possível observar que, em geral, as variáveis tributárias apresentaram impactos significativos sobre a inflação. Além disso, esses choques observados possuem sinais condizentes com os que são encontrados nas equações GMM, $(+)\Delta(indirect_tax)$ e $(-)\Delta(labor_tax)$; ; contudo, a variável tributária $\Delta(capital_tax)$ não apresentou impacto significativo sobre a inflação. Ademais, foi observado que a variável tributária $\Delta(indirect_tax)$ foi a única que se mostrou capaz de promover choques positivos sobre *E(INF)* e sobre *GAP*, o que, por sua vez, sugere que estas variáveis atuem como canais de transmissão de choques dos tributos indiretos para a inflação.

17. O teste de estabilidade do VAR é apresentado por meio do gráfico A.1 do apêndice A.

18. Choques tributários sobre o câmbio apresentaram-se nulos.

GRÁFICO 4

Função impulso-resposta por decomposição de Cholesky para INF



Elaboração do autor.

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

A tabela 4 apresenta os principais resultados encontrados para os efeitos das tributações $\Delta(indirect_tax)$, $\Delta(capital_tax)$ e $\Delta(labor_tax)$ sobre a inflação para as estimativas GMM e para o VAR. Nesse sentido, apesar de não ser possível uma comparação direta, as estimativas GMM e o VAR apresentam resultados semelhantes, o que sugere que as regressões não são espúrias. Os resultados mostram que, entre as estimativas GMM, o impacto imediato de maior magnitude sobre a inflação, para um choque de um desvio-padrão, é transmitido pela variável $\Delta(labor_tax)$ na versão *forward-looking* (-0,48 pontos-base – p.b.). O segundo maior choque observado é da variável $\Delta(indirect_tax)$ na versão híbrida, com choque positivo de cerca de 0,29 p.b. sobre a inflação. Do mesmo modo, o maior choque observado de $\Delta(capital_tax)$ sobre a inflação também é verificado na versão híbrida (0,12 p.b.). Na análise VAR, o maior impacto tributário observado sobre a inflação é transmitido por meio de um choque positivo de $\Delta(indirect_tax)$, seguido por um choque negativo de $\Delta(labor_tax)$ de menor magnitude.

TABELA 4
Choques tributários sobre INF

Variável/especificação	GMM												VAR
	Backward-looking				Forward-looking				Híbrida				
	Desvio-padrão	Coefficiente	Esp. (N.)	Efeito (p.b.)	Coefficiente	Esp. (N.)	Efeito (p.b.)	Coefficiente	Esp. (N.)	Efeito (p.b.)	Coefficiente	Esp. (N.)	
$\Delta(\text{indirect_tax})$	0,0053	0,2510	1	0,1330	0,4608	4	0,2442	0,3316	1	0,1757	0,2071		
$\Delta(\text{capital_tax})$	0,0303	0,0316	2	0,0957	0,0293	2	0,0888	0,0404	2	0,1224	SS		
$\Delta(\text{labor_tax})$	0,0113	-0,1804	3	-0,2040	-0,4251	3	-0,4800	-0,1894	3	-0,2140	-0,1780		

Elaboração do autor.

Obs.: 1. A escolha do número da especificação – esp. (N.) – é baseada nos coeficientes de maior impacto de cada variável.

2. Os efeitos são medidos em p.b., de modo que estão multiplicados por 100.

3. Valores sem significância estatística são denominados SS.

5 OBSERVAÇÕES FINAIS

Este artigo investigou como diferentes formas de tributos são capazes de promover choques sobre a inflação. Dessa maneira, foi considerado na análise a tributação indireta e os tributos diretos sobre os rendimentos dos fatores de produção capital e trabalho. Além disso, foram consideradas diferentes versões da curva de Phillips brasileira (*backward-looking*, *forward-looking* e híbrida), como forma de capturar os efeitos sobre as diferentes perspectivas dos agentes econômicos no processo de tomada de decisão. Assim, por meio das estimativas GMM, foi observado que os impostos indiretos e os tributos que incidem sobre o rendimento do capital impactam de forma positiva sobre a inflação, o que evidencia que as tributações indiretas são repassadas aos preços finais. Da mesma forma, o aumento do custo de produção proveniente da maior tributação sobre o capital também impacta no aumento dos níveis de preços, mas em menor grau, em comparação aos tributos indiretos. Entretanto, os resultados GMM mostraram que o efeito da tributação que incide sobre o rendimento do trabalho apresenta um impacto negativo sobre a inflação. Esses resultados obtidos nas estimativas GMM são mantidos na análise VAR, com exceção da tributação sobre o capital, que não demonstrou significância estatística na análise de vetores autorregressivos. Assim, é possível notar que o tipo da política fiscal e a forma de arrecadação tributária podem ser fatores decisivos para a tomada de decisão por parte da autoridade monetária.

É de fundamental importância para a autoridade monetária considerar em suas previsões os choques tributários que, como observado nesta análise, são capazes de conduzir a impactos sobre a inflação. Em particular, como apontado nos resultados deste estudo, a tributação indireta e os tributos sobre os ganhos do capital pioram a perspectiva de inflação, o que conduz a um maior esforço, por parte da autoridade monetária, para o cumprimento da meta inflacionária. Além disso, a tributação sobre o trabalho é uma variável que deve ser considerada e melhor compreendida pelos *policymakers*. O motivo é que a tributação sobre o trabalho apresentou-se como um instrumento capaz de contribuir para uma menor inflação. Dessa forma, a tributação sobre os ganhos do trabalho seria capaz de atenuar os efeitos causados pelas distorções tributárias sobre os níveis de preço, o que contribui para uma maior estabilidade monetária. Ademais, as direções dos impactos dos tributos considerados na análise do cenário com apenas expectativas adaptativas permanecem iguais às verificadas em cenários com expectativas futuras. Contudo, é importante considerar que outros tributos, não inseridos nesta análise, podem gerar resultados unívocos para diferentes cenários e métodos.¹⁹

19. Para mais detalhes, ver, por exemplo, os trabalhos de Franco (1988), Hillbrecht (2001) e Rossi (2008).

REFERÊNCIAS

- AMISANO, G.; GIANNINI, C. **Topics in structural VAR econometrics**. 2nd ed. Berlin: Springer-Verlag, 1997.
- ARONSSON, T.; SJÖGREN, T.; DALIN, T. Optimal taxation and redistribution in an OLG model with unemployment. **International Tax and Public Finance**, v. 16, n. 2, p. 198-218, 2009.
- ATKINSON, A. B.; STIGLITZ, J. E. The design of tax structure: direct *versus* indirect taxation. **Journal of Public Economics**, v. 6, n. 1-2, p. 55-75, 1976.
- BARRO, R. J.; REDLICK, C. J. Macroeconomic effects from government purchases and taxes. **The Quarterly Journal of Economics**, v. 126, n. 1, p. 51-102, 2011.
- BLANCHARD, O.; GALÍ, J. Real wage rigidities and the new keynesian model. **Journal of Money, Credit and Banking**, v. 39, n. s1, p. 35-65, 2007.
- BLUNDELL, R. Assessing the temporary VAT cut policy in the UK. **Fiscal Studies**, v. 30, n. 1, p. 31-38, 2009.
- BOGDANSKI, J.; TOMBINI, A. A.; WERLANG, S. R. C. **Implementing inflation targeting in Brazil**. Brasília: Central Bank of Brazil, 2000. (Working Paper Series, n. 1).
- CALVO, G. Staggered prices in a utility-maximizing framework. **Journal of Monetary Economics**, v. 12, n. 3, p. 383-398, 1983.
- CAVALCANTI, M. A. F. H. Identificação de modelos VAR e causalidade de Granger: uma nota de advertência. **Economia Aplicada**, v. 14, n. 2, p. 251-260, 2010.
- CHAMLEY, C. Optimal taxation of capital income in general equilibrium with infinite lives. **Econometrica**, v. 54, n. 3, p. 607-622, 1986.
- CINTRA, M. Movimentação financeira: a base de uma contribuição para o INSS em substituição à folha de pagamentos. **Revista de Administração Pública**, v. 44, n. 6, p. 1477-1506, 2010.
- CLARIDA, R.; GALÍ, J.; GERTLER, M. The science of monetary policy: a new keynesian perspective. **Journal of Economic Literature**, v. 37, n. 4, p. 1661-1707, 1999.
- CORREA, A. S.; MINELLA, A. Nonlinear mechanisms of the exchange rate pass-through: a Phillips curve model with threshold for Brazil. **Revista Brasileira de Economia**, v. 64, n. 3, p. 231-243, 2010.
- CRAGG, J. G. More efficient estimation in the presence of heteroscedasticity of unknown form. **Econometrica**, v. 51, n. 3, p. 751-763, 1983.

CREMER, H.; PESTIEAU, P.; ROCHET, J.-C. Direct versus indirect taxation: the design of the tax structure revisited. **International Economic Review**, v. 42, n. 3, p. 781-799, 2001.

DALTON, J. The evolution of taxes and hours worked in Austria, 1970-2005. **Macroeconomic Dynamics**, v. 19, n. 8, p. 1800-1815, 2014.

DAVERI, F.; TABELLINI, G. Unemployment, growth and taxation in industrial countries. **Economic Policy**, v. 15, n. 30, p. 47-104, 2000.

DE MENDONÇA, H. F.; GALVEAS, K. A. S. Transparency and inflation: what is the effect on the Brazilian economy? **Economic Systems**, v. 37, n. 1, p. 69-80, 2013.

DE MENDONÇA, H. F.; PIRES, M. C. C. Gradualism in monetary policy and fiscal equilibrium. **Journal of Economic Studies**, v. 37, n. 3, p. 327-342, 2010.

DIVINO, J. A.; MAZALI, A. A. **Real wage rigidity and the new Phillips curve: the Brazilian case**. Brasília: Catholic University of Brasília, 2009. (Working Paper).

DIXON, P. B.; RIMMER, M. T. Changes in indirect taxes in Australia: a dynamic general equilibrium analysis. **Australian Economic Review**, v. 32, n. 4, p. 327-348, 1999.

DODGSON, J. S. Expenditure function estimates of the efficiency and distributive impact of indirect taxes in the United Kingdom. **European Economic Review**, v. 20, n. 1-3, p. 59-78, 1983.

FRANCO, G. H. B. O imposto inflacionário durante quatro hiperinflações. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 18, n. 2, p. 341-360, 1988.

GALÍ, J.; GERTLER, M. Inflation dynamics: a structural econometric analysis. **Journal of Monetary Economics**, v. 44, n. 2, p. 195-222, 1999.

GALÍ, J.; GERTLER, M.; LÓPEZ-SALIDO, D. Robustness of the estimates of the hybrid New Keynesian Phillips curve. **Journal of Monetary Economics**, v. 52, n. 6, p. 1107-1118, 2005.

GOUVEA, R. R.; SCHETTINI, B. P.; SACHSIDA, A. **Inflação, desemprego e choques cambiais: estimativas VAR para a economia brasileira**. Rio de Janeiro: Ipea, jan. 2012. (Texto para Discussão, n. 1694).

GYLFASON, T. Interest rates, inflation and the aggregate consumption function. **The Review of Economics and Statistics**, v. 63, n. 2, p. 233-245, 1981.

HALL, A. R. **Generalized methods of moments: advanced texts in econometrics**. Oxford: Oxford University Press, 2005.

HANSEN, L. P. Large sample properties of generalized method of moments estimators. **Econometrica**, v. 50, n. 4, p. 1029-1054, 1982.

_____. **Generalized method of moments estimation**. Chicago: University of Chicago, 2007.

HEIJDRRA, B. J.; MIERAU, J. Growth effects of consumption and labor-income taxation in an overlapping-generations life-cycle model. **Macroeconomic Dynamics**, v. 14, n. 2, p. 151-175, 2010.

HESPEL, A.; MIGNOLET, M. Tax-aided financial services companies and the cost of capital. **Fiscal Studies**, v. 21, n. 3, p. 349-374, 2000.

HILLBRECHT, R. Metas de inflação e política fiscal. **Revista Brasileira de Economia**, v. 55, n. 3, p. 407-425, 2001.

ISMIHAN, M.; OZKAN, F. G. A note on public investment, public debt, and macroeconomic performance. **Macroeconomic Dynamics**, v. 15, n. 2, p. 265-278, 2010.

LOCKWOOD, B.; MANNING, A. Wage setting and the tax system: theory and evidence for the United Kingdom. **Journal of Public Economics**, v. 52, n. 1, p. 1-29, 1993.

MARATTIN, L.; MARZO, M.; ZAGAGLIA, P. Distortionary tax instruments and implementable monetary policy. **International Review of Economics and Finance**, v. 25, p. 219-243, 2013.

MATTOS, E.; POLITI, R. B. Ad-valorem tax incidence and after-tax price adjustments: evidence from Brazilian basic basket food. **Canadian Journal of Economics**, v. 44, n. 4, p. 1438-1470, 2011.

MENDONÇA, M. J. C.; SACHSIDA, A.; MEDRANO, L. A. T. Inflação *versus* desemprego: novas evidências para o Brasil. **Economia Aplicada**, v. 16, n. 3, p. 475-500, 2012.

MUINHOS, M. K. Inflation targeting in an open financially integrated emerging economy: the case of Brazil. **Estudos Econômicos**, v. 34, n. 2, p. 269-296, 2004.

NOGUEIRA, J. R.; SIQUEIRA, R. B.; SOUZA, E. S. A incidência final dos impostos indiretos no Brasil: efeitos da tributação de insumos. **Revista Brasileira de Economia**, v. 55, n. 4, p. 513-544, 2001.

OECD – ORGANISATION FOR ECONOMIC CO-OPERATION AND DEVELOPMENT; ECLAC – ECONOMIC COMMISSION FOR LATIN AMERICA AND THE CARIBBEAN; CIAT – INTER-AMERICAN CENTRE OF TAX ADMINISTRATIONS. **Revenue statistics in Latin America**. Paris: OCDE, 2012. Disponível em: <<https://bit.ly/321j8Ek>>.

ORAIR, R. O. **Desonerações em alta com rigidez da carga tributária**: o que explica o paradoxo do decênio 2005-2014? Rio de Janeiro: Ipea, ago. 2015. (Texto para Discussão, n. 2117).

PALMA, A. A. Política monetária e taxa de câmbio em uma pequena economia aberta: uma análise empírica para o Brasil. **Nova Economia**, v. 27, n. 2, p. 119-155, 2017.

RIVAS, L. A. Income taxes, spending composition and long-run growth. **European Economic Review**, v. 47, n. 3, p. 477-503, 2003.

ROSSI, J. W. O custo de bem-estar da inflação: cálculo tentativo com o uso de um modelo de equilíbrio geral. **Estudos Econômicos**, v. 38, n. 1, p. 127-150, 2008.

RUDD, J.; WHELAN, K. New tests of the new-Keynesian Phillips curve. **Journal of Monetary Economics**, v. 52, n. 6, p. 1167-1181, 2005.

SACHSIDA, A. Inflação, desemprego e choques cambiais: uma revisão da literatura sobre a curva de Phillips no Brasil. **Revista Brasileira de Economia**, v. 67, n. 4, p. 549-559, 2013.

SANDMO, A. Optimal taxation, an introduction to the literature. **Journal of Public Economics**, v. 6, n. 1-2, p. 37-54, 1976.

SARGENT, T. J.; WALLACE, N. Some unpleasant monetarist arithmetic. **Quarterly Review**, v. 5, n. 3, p. 1-17, 1981.

SCHWARTZMAN, F. F. Estimativa de curva de Phillips para o Brasil com preços desagregados. **Economia Aplicada**, v. 10, n. 1, p. 137-155, 2006.

SIMS, C. A. Macroeconomics and reality. **Econometrica**, v. 48, n. 1, p. 1-48, 1980.

SPRINGER, W. L. Did the 1968 Surcharge really work? **American Economic Review**, v. 65, n. 4, p. 644-659, 1975.

STEINSSON, J. Optimal monetary policy in an economy with inflation persistence. **Journal of Monetary Economics**, v. 50, n. 7, p. 1425-1456, 2003.

TOURINHO, O. A. F.; ALVES, Y. B.; SILVA, N. L. C. Implicações econômicas da reforma tributária: análise com um modelo CGE. **Revista Brasileira de Economia**, v. 64, n. 3, p. 307-340, 2010.

TRUYTS, T. Signaling and indirect taxation. **Journal of Public Economics**, v. 96, n. 3-4, p. 331-340, 2012.

VAONA, A. Inflation and growth in the long run: a new Keynesian theory and further semiparametric evidence. **Macroeconomic Dynamic**, v. 16, n. 1, p. 94-132, 2012.

WOODFORD, M. Monetary policy and price level determinacy in a cash-in-advance economy. **Economic Theory**, v. 4, n. 3, p. 345-380, 1994.

_____. Fiscal requirements for price stability. **Journal of Money, Credit and Banking**, v. 33, n. 3, p. 669-728, 2001.

WOOLDRIDGE, J. M. Applications of generalized method of moments estimation. **Journal of Economic Perspectives**, v. 15, n. 4, p. 87-100, 2001.

YAN, M. C. K.; AROKIASAMY, L.; SUAT, C. L. A. Indirect taxation: awareness and impact on undergraduates. **International Research Journal of Finance and Economics**, n. 41, p. 43-50, 2010.

ZEE, H. H. Optimal tax and expenditure policies in a market economy with life-cycle savings: revisiting the golden rule. **Journal of Economic Studies**, v. 36, n. 3, p. 265-283, 2009.

APÊNDICE A

QUADRO A.1

Descrição e fonte dos dados

Variável	Descrição	Tratamento	Fonte	Código
INF	Taxa de inflação	Taxa de crescimento do IPCA acumulado em doze meses.	< https://bit.ly/3abH8Je >	13522
E(INF)	Expectativa de inflação t+12	Expectativa de inflação, suavizada, acumulada para os doze meses à frente. Calculada pela média, considerando o IPCA.	< https://bit.ly/3dYdOq0 >	-
GAP	Hiato do produto	Log da razão entre PIB acumulado em doze meses, deflacionado pelo IPCA, e o produto potencial, sendo o produto potencial obtido por meio do PIB a partir do Hodrick-Prescott Filter.	< https://bit.ly/3abH8Je >	4380
$\Delta(WPI+EX)$	Efeito <i>pass-through</i> cambial para a inflação doméstica	Taxa de crescimento do câmbio, pela paridade real/dólar, obtido a partir da média entre as taxas de compra e de venda.	< https://bit.ly/3abH8Je >	3697 e 3698
$\Delta(\text{indirect_tax})$	Taxa de variação dos impostos indiretos pela razão PIB	Série obtida a partir da taxa de crescimento dos impostos indiretos acumulados em doze meses, pela razão PIB, sendo os impostos indiretos obtidos da seguinte forma: (receitas tributárias totais brutas da receita federal, segundo o regime de competência) + (receitas totais nacionais dos impostos estaduais sobre mercadorias e serviços) – (impostos totais sobre a renda) – (impostos sobre o lucro da pessoa jurídica).	< https://bit.ly/3abH8Je >	2289; 7615; 7633; e 7638
$\Delta(\text{capital_tax})$	Taxa de variação dos impostos sobre capital pela razão PIB	Série obtida a partir da taxa de crescimento dos impostos sobre os rendimentos do capital, acumulados em doze meses, pela razão PIB.	< https://bit.ly/3abH8Je >	7621
$\Delta(\text{labor_tax})$	Taxa de variação dos impostos sobre trabalho pela razão PIB	Série obtida a partir da taxa de crescimento dos impostos sobre os rendimentos do trabalho, acumulados em doze meses, pela razão PIB.	< https://bit.ly/3abH8Je >	7620

Elaboração do autor.

Obs.: IPCA – Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo; PIB – produto interno bruto.

TABELA A.1
Teste de raiz unitária (ADF, GLS (ERS))

Variáveis	ADF					GLS (ERS)				
	Lags	I/T	Teste	C.V. 5%	C.V. 10%	Lags	I/T	Teste	C.V. 5%	C.V. 10%
INF	13	I	-3,1170	-2,8846	-2,5791	13	I/T	-2,7209	-3,0050	-2,7150
E(INF)	1	I	-3,8136	-2,8825	-2,5780	1	I/T	-3,8524	-2,9930	-2,7030
GAP	3		-5,1510	-1,9432	-1,6151	3	I	-5,1465	-1,9432	-1,6151
Δ (WPI+EX)	0		-11,3483	-1,9431	-1,6151	0	I/T	-11,4643	-2,9920	-2,7020
Δ (indirect_tax)	2		-3,4337	-1,9431	-1,6151	2	I/T	-3,4327	-2,9940	-2,7040
Δ (capital_tax)	6		-3,2900	-1,9432	-1,6151	6	I/T	-3,0200	-2,9980	-2,7080
Δ (labor_tax)	0		-10,3244	-1,9431	-1,6151	2	I/T	-3,1708	-2,9940	-2,7040

Elaboração do autor.

Obs.: 1. ADF – Teste *Augmented Dickey-Fuller*; GLS (ERS) – *Generalized Least Squares* de Elliot, Rothenberg e Stock; INF – taxa de inflação mensal do acumulado em doze meses, medida pelo IPCA.

2. A escolha final das defasagens (Lags) foi feita com base no critério de Schwarz.

3. Com base no critério de Schwarz, foi aplicado intercepto (I) ou tendência (T).

TABELA A.2
Instrumentos utilizados nas estimativas GMM¹ para cada especificação

Especificação	Instrumentos
Esp.1	<i>constante; INF_{t-3}; INF_{t-4}; GAP_{t-2}; GAP_{t-3}; GAP_{t-4}; Δ(WPI + EX)_{t-2}; Δ(WPI + EX)_{t-3}; Δ(WPI + EX)_{t-4}; Δ(indirect_tax)_{t-2}; Δ(indirect_tax)_{t-3}; Δ(indirect_tax)_{t-4}; Δ(capital_tax)_{t-1}; Δ(labor_tax)_{t-1}; Δ(labor_tax)_{t-2}; Δ(labor_tax)_{t-3}</i>
Esp.2	<i>constante; INF_{t-3}; INF_{t-4}; INF_{t-5}; INF_{t-6}; Δ(WPI + EX)_{t-2}; Δ(WPI + EX)_{t-3}; Δ(WPI + EX)_{t-4}; Δ(WPI + EX)_{t-5}; Δ(WPI + EX)_{t-6}; Δ(capital_tax)_{t-2}; Δ(capital_tax)_{t-3}; Δ(capital_tax)_{t-4}; Δ(capital_tax)_{t-5}; Δ(capital_tax)_{t-6}; Δ(capital_tax)_{t-7}; Δ(capital_tax)_{t-8}; Δ(labor_tax)_{t-1}</i>
Esp.3	<i>constante; INF_{t-3}; INF_{t-4}; INF_{t-5}; INF_{t-6}; INF_{t-7}; INF_{t-8}; GAP_{t-2}; GAP_{t-3}; GAP_{t-4}; GAP_{t-5}; GAP_{t-6}; GAP_{t-7}; Δ(WPI + EX)_{t-2}; Δ(labor_tax)_{t-1}</i>
Esp.4	<i>constante; INF_{t-3}; INF_{t-4}; INF_{t-5}; GAP_{t-2}; GAP_{t-3}; GAP_{t-4}; GAP_{t-5}; Δ(WPI + EX)_{t-2}; Δ(WPI + EX)_{t-3}; Δ(WPI + EX)_{t-4}; Δ(WPI + EX)_{t-5}; Δ(WPI + EX)_{t-6}; Δ(WPI + EX)_{t-7}; Δ(WPI + EX)_{t-8}; Δ(indirect_tax)_{t-2}; Δ(indirect_tax)_{t-3}; Δ(indirect_tax)_{t-4}; Δ(indirect_tax)_{t-5}; Δ(capital_tax)_{t-2}; Δ(capital_tax)_{t-3}; Δ(capital_tax)_{t-4}; Δ(capital_tax)_{t-5}; Δ(capital_tax)_{t-6}; Δ(capital_tax)_{t-7}; Δ(capital_tax)_{t-8}; Δ(capital_tax)_{t-9}</i>
Esp.5	<i>constante; INF_{t-2}; INF_{t-3}; INF_{t-4}; INF_{t-5}; GAP_{t-2}; GAP_{t-3}; GAP_{t-4}; GAP_{t-5}; GAP_{t-6}; Δ(WPI + EX)_{t-2}; Δ(WPI + EX)_{t-3}; Δ(WPI + EX)_{t-4}; Δ(WPI + EX)_{t-5}; Δ(indirect_tax)_{t-2}; Δ(indirect_tax)_{t-3}; Δ(indirect_tax)_{t-4}; Δ(indirect_tax)_{t-5}</i>
Esp.6	<i>constante; INF_{t-2}; INF_{t-3}; INF_{t-4}; INF_{t-5}; INF_{t-6}; INF_{t-7}; GAP_{t-2}; GAP_{t-3}; GAP_{t-4}; Δ(WPI + EX)_{t-2}; Δ(capital_tax)_{t-2}; Δ(capital_tax)_{t-3}; Δ(capital_tax)_{t-4}; Δ(capital_tax)_{t-5}; Δ(capital_tax)_{t-6}; Δ(capital_tax)_{t-7}; Δ(capital_tax)_{t-8}; Δ(capital_tax)_{t-9}</i>
Esp.7	<i>constante; INF_{t-2}; INF_{t-3}; GAP_{t-2}; GAP_{t-3}; Δ(WPI + EX)_{t-2}; Δ(WPI + EX)_{t-3}; Δ(WPI + EX)_{t-4}; Δ(WPI + EX)_{t-5}; Δ(WPI + EX)_{t-6}; Δ(WPI + EX)_{t-7}; Δ(labor_tax)_{t-2}; Δ(labor_tax)_{t-3}</i>
Esp.8	<i>constante; INF_{t-2}; INF_{t-3}; INF_{t-4}; INF_{t-5}; GAP_{t-2}; GAP_{t-3}; GAP_{t-4}; GAP_{t-5}; GAP_{t-6}; Δ(WPI + EX)_{t-2}; Δ(WPI + EX)_{t-3}; Δ(WPI + EX)_{t-4}; Δ(indirect_tax)_{t-2}; Δ(indirect_tax)_{t-3}; Δ(indirect_tax)_{t-4}; Δ(indirect_tax)_{t-5}; Δ(indirect_tax)_{t-6}</i>
Esp.9	<i>constante; INF_{t-3}; INF_{t-4}; INF_{t-5}; INF_{t-6}; GAP_{t-2}; GAP_{t-3}; GAP_{t-4}; GAP_{t-5}; Δ(WPI + EX)_{t-2}; Δ(WPI + EX)_{t-3}; Δ(WPI + EX)_{t-4}; Δ(indirect_tax)_{t-2}; Δ(indirect_tax)_{t-3}; Δ(indirect_tax)_{t-4}; Δ(indirect_tax)_{t-5}; Δ(indirect_tax)_{t-6}; Δ(labor_tax)_{t-1}</i>
Esp.10	<i>constante; INF_{t-3}; INF_{t-4}; INF_{t-5}; INF_{t-6}; GAP_{t-2}; GAP_{t-3}; GAP_{t-4}; GAP_{t-5}; GAP_{t-6}; GAP_{t-7}; Δ(WPI + EX)_{t-2}; Δ(WPI + EX)_{t-3}; Δ(WPI + EX)_{t-4}; Δ(capital_tax)_{t-2}; Δ(capital_tax)_{t-3}; Δ(capital_tax)_{t-4}; Δ(capital_tax)_{t-5}; Δ(capital_tax)_{t-6}; Δ(capital_tax)_{t-7}; Δ(capital_tax)_{t-8}</i>
Esp.11	<i>constante; INF_{t-3}; INF_{t-4}; INF_{t-5}; INF_{t-6}; GAP_{t-2}; GAP_{t-3}; GAP_{t-4}; GAP_{t-5}; Δ(WPI + EX)_{t-2}; Δ(WPI + EX)_{t-3}; Δ(WPI + EX)_{t-4}; Δ(WPI + EX)_{t-5}; Δ(WPI + EX)_{t-6}; Δ(labor_tax)_{t-2}; Δ(labor_tax)_{t-3}</i>
Esp.12	<i>constante; INF_{t-3}; INF_{t-4}; INF_{t-5}; INF_{t-6}; INF_{t-7}; INF_{t-8}; INF_{t-9}; GAP_{t-2}; Δ(WPI + EX)_{t-2}; Δ(WPI + EX)_{t-3}; Δ(WPI + EX)_{t-4}; Δ(WPI + EX)_{t-5}; Δ(indirect_tax)_{t-2}; Δ(indirect_tax)_{t-3}; Δ(indirect_tax)_{t-4}; Δ(labor_tax)_{t-2}; Δ(labor_tax)_{t-3}</i>

Elaboração do autor.

Nota: ¹ GMM – método de momentos generalizados.

TABELA A.3
Critérios SC e HQ para escolha de defasagem do VAR

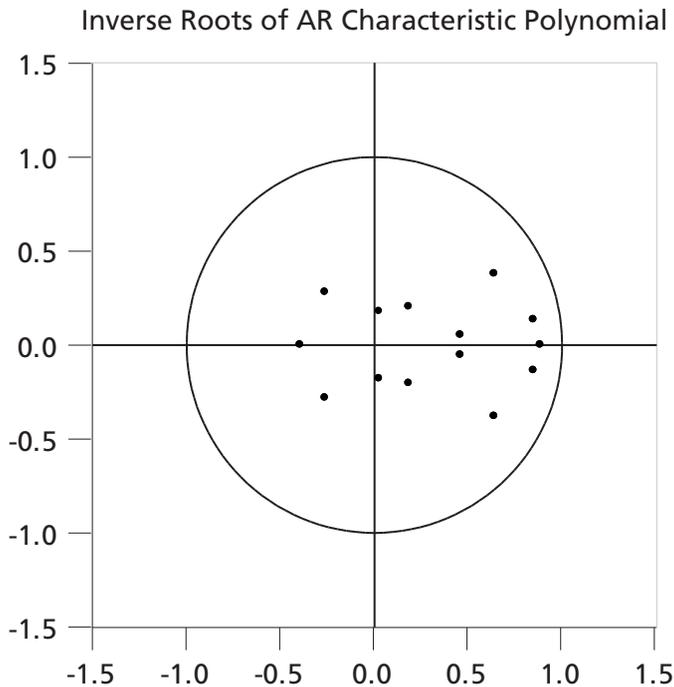
Lag	INF		
	AIC	SC	HQ
0	-38,7162	-38,1077	-38,4689
1	-46,5486	-44,8752*	-45,8686
2	-47,4727*	-44,7344	-46,3600*
3	-47,3957	-43,5926	-45,8503
4	-47,1987	-42,3308	-45,2206

Elaboração do autor.

Obs.: 1. SC – critério de informação Schwarz; HQ – critério de informação Hannan-Quinn; AIC – critério de informação Akaike; VAR – método de vetores autorregressivos.

2. * Indica a ordem de defasagem selecionada pelo critério.

GRÁFICO A.1
Teste de estabilidade do VAR para INF



Elaboração do autor.

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

Originais submetidos em: jan. 2016.

Última versão recebida em: dez. 2019.

Aprovada em: dez. 2019.

VOU DE TÁXI? UMA ANÁLISE DA OFERTA DE TRABALHO DE MOTORISTAS DE TÁXI NO BRASIL¹

Cristiano Aguiar de Oliveira²

Gabriel Costeira Machado³

Neste artigo, as horas trabalhadas e os salários dos motoristas de táxi brasileiros são utilizados para testar duas teorias concorrentes a respeito da oferta de trabalho: a teoria neoclássica, que prevê elasticidades positivas; e a teoria dos rendimentos de referência, que prevê elasticidades negativas. Para este fim, utilizam-se informações da PNAD Contínua para estimar modelos com dados de corte e dados em painel para o período compreendido entre o primeiro trimestre de 2012 e o primeiro trimestre de 2014. São estimados modelos por mínimos quadrados ordinários, por mínimos quadrados em dois estágios e pelo método dos momentos generalizados. Os resultados indicam elasticidades negativas que podem implicar que os motoristas brasileiros utilizam algum rendimento de referência nas suas decisões de ofertar trabalho. Ademais, estes mostram que os motoristas possuem uma curva de aprendizado com a experiência que permite prever os seus rendimentos e realizar uma escolha melhor da sua quantidade de horas trabalhadas. O artigo conclui que este comportamento, associado à legislação vigente, pode gerar um racionamento na oferta do serviço de transporte urbano de passageiros.

Palavras-chave: oferta de trabalho; elasticidades; rendimento de referência; motoristas de táxi.

SHOULD I GO BY TAXI? AN ANALYSIS OF THE TAXI DRIVERS' LABOR SUPPLY IN BRAZIL

In this paper, the worked hours and the wages of Brazilian cab drivers are used to test two competing theories regarding labor supply: the neoclassical theory, which predicts positive elasticities and the reference income theory that predicts negative elasticities. To this end, it uses information from the continuous PNAD to estimate models with cross-section and panel data for the period between the first quarter of 2012 and the first quarter of 2014. The models are estimated by ordinary least squares, two stages least squares and generalized method of moments. The results indicate negative elasticities that may imply that Brazilian cab drivers use some reference income in their work offer decisions. In addition, they show that cab drivers have a learning curve with the experience that allows them to predict their incomes and to make a better choice of their amount of worked hours. The paper concludes that this behavior associated with the current legislation can generate rationing in the provision of urban transport service.

Keywords: work supply; elasticities; reference income; cab drivers.

JEL: B49; J22.

1. DOI: <http://dx.doi.org/10.38116/ppe50n3art4>.

2. Professor do Programa de Pós-Graduação em Economia Aplicada da Universidade Federal do Rio Grande (PPGE/FURG). *E-mail:* <cristiano.oliveira@furg.br>.

3. Doutorando em Economia Aplicada na Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, da Universidade de São Paulo (ESALQ/USP). *E-mail:* <gmcosteira@usp.br>.

1 INTRODUÇÃO

A teoria econômica indica a existência de teorias concorrentes referentes à oferta de trabalho. De um lado, tem-se a teoria neoclássica, que sugere a existência de uma relação positiva entre os rendimentos e a disposição a trabalhar, refletindo uma elasticidade positiva. De outro, contudo, há a teoria mais recente, a qual prevê que trabalhadores possuem referências (ou metas) e que, uma vez alcançadas, optam por parar de trabalhar imediatamente, o que se traduz em uma descontinuidade de suas curvas de oferta de trabalho e em elasticidade negativa.

Ambas as teorias, porém, compartilham o pressuposto de que os trabalhadores decidem a quantidade de horas que desejam trabalhar de acordo com os rendimentos ofertados. Todavia, tal suposição limita a comprovação empírica e, conseqüentemente, suas contribuições tendem a ficar restritas ao arcabouço teórico, visto que, na maioria das situações do mundo real, as relações trabalhistas se estabelecem mediante contratos e legislações que acabam determinando as jornadas de trabalho.

Contudo, uma estratégia comumente adotada para tentar avaliar qual teoria possui maior aplicabilidade é considerar uma amostra de trabalhadores que possuam autonomia para escolher a duração de seu expediente. São os casos dos estudos de Oettinger (1999), que utilizou uma amostra de vendedores autônomos que trabalham nos dias de jogos; Fehr e Goette (2007), que utilizaram ciclistas mensageiros; e Camerer *et al.* (1997), que utilizaram os motoristas de táxi.

Seguindo a linha deste último, encontra-se na literatura empírica um conjunto de estudos que testam as contribuições das teorias supracitadas no mercado de trabalho de motoristas de táxis, pois, além da autonomia referida, estes trabalhadores geram informações diárias disponíveis para as instituições responsáveis pela fiscalização. No entanto, os resultados dos trabalhos não são capazes de desvendar esse dilema definitivamente, de modo que há tanto evidências para uma elasticidade positiva, estando de acordo com a teoria neoclássica (Farber, 2005; Jonanson e Wallgren, 2013; Farber, 2014; Morgul e Ozbay, 2015), quanto para elasticidade negativa, sugerindo, portanto, um modelo com pontos de referência ou metas (Camerer *et al.*, 1997; Chou, 2002; Doran, 2014; Agarwal *et al.*, 2015).

Ao que se sabe, os estudos empíricos conduzidos contemplam cidades como Nova Iorque (Estados Unidos), que concentra a maioria de estudos, Estocolmo (Suécia) e a cidade-Estado de Singapura. Não há estudos que analisem diferentes cidades dentro de um país, a fim de capturar possíveis heterogeneidades comportamentais entre elas, nem acerca de países em desenvolvimento, tal como o Brasil. Por fim, com exceção de Farber (2015) e Morgul e Ozbay (2015), que utilizam amostras grandes para a cidade de Nova Iorque, os demais estudos se baseiam em amostras que, embora tragam informações detalhadas, são muito pequenas, até mesmo para inferir a respeito do comportamento dos motoristas dentro da própria cidade.

Nesse sentido, este artigo busca contribuir para a literatura ao propor uma avaliação diferente do que tem sido implementado nos estudos sobre o tema, estimando as elasticidades da oferta de trabalho dos motoristas de táxi brasileiros. Por meio de uma grande amostra, que perfaz todo o território nacional por um longo período de tempo, obtida da Pesquisa Nacional por Amostragem de Domicílios Contínua (PNAD Contínua), foi possível coletar informações longitudinais sobre os motoristas num horizonte de até cinco meses.⁴

Embora essa base de dados não forneça informações diárias que possibilitem avaliar a existência de um ponto de referência diário, sua periodicidade permite avaliar a existência de alguma referência mensal, e até anual, o que se torna outra contribuição deste estudo. Tal exercício se justifica pelo fato de os rendimentos dos motoristas de táxi estarem vinculados a um ciclo de negócios mensal, bem como o da maioria dos trabalhadores assalariados no Brasil, em que o pagamento de salários possui uma periodicidade majoritariamente mensal. Da mesma forma, as suas despesas estão atreladas a um ciclo mensal de pagamentos de despesas, tais como abastecimento de água e energia, telefone etc.

Em razão disso, é factível supor que haja uma variação da demanda por serviços de transporte ao longo do mês, sendo maior no início e diminuindo à medida que a renda dos consumidores é diluída entre as demais despesas. Portanto, levando esses aspectos em consideração, pode-se considerar a existência de uma referência mensal como sendo mais provável para o caso brasileiro.

Para a estimação, são adotadas diferentes estratégias para diferentes agrupamentos de dados. A primeira estratégia utiliza uma base de dados que agrega nove amostras, no período compreendido entre o primeiro trimestre de 2012 e o primeiro trimestre de 2014, para estimar um modelo com dados de corte. A segunda estratégia faz uso das informações longitudinais da PNAD e estima dois modelos com dados em painel, um para o ano de 2012 e outro para o ano de 2013.

Para cada uma dessas, diferentes controles e métodos são utilizados, a fim de obter a maior robustez possível nas estimações. Um dos problemas a ser minimizado é a violação da condição de exogeneidade estrita que ocorre na estimação de modelos de elasticidades da oferta de trabalho, causados principalmente pela omissão de variáveis relevantes, que derivam de limitações nas informações disponibilizadas pelo questionário e por erros de medida, os quais são devidos à forma como as informações são coletadas, uma vez que estas são declaradas pelos motoristas e, portanto, não estão sujeitas a qualquer conferência. Assim, além dos modelos estimados por mínimos quadrados ordinários (MQO), são estimados modelos por mínimos

4. Neste estudo, optou-se por trabalhar com no máximo quatro trimestres, para que não se percam muitas informações.

quadrados em dois estágios (MQ2E) e pelo método dos momentos generalizados (GMM), para minimizar o problema de erros de medida.

Os instrumentos utilizados seguem Camerer *et al.* (1997), que sugerem a utilização de percentis dos rendimentos agregados dos motoristas como instrumento para os rendimentos deles. Ademais, a segunda estratégia, de estimar modelos com dados em painel, permite que sejam estimados modelos com controle para efeitos fixos, o que contribui para minimizar o problema de omissão de variáveis relevantes.

Por fim, o artigo encontra-se organizado em mais quatro seções, além desta introdução. A segunda seção expõe as principais teorias de oferta de trabalho e suas implicações para os estudos empíricos, além de fazer uma revisão da literatura empírica existente. A terceira seção aborda os métodos utilizados nas estimações e traz maiores detalhes sobre a base de dados. A quarta seção apresenta e discute os resultados encontrados. Ao final do artigo, são apresentadas as considerações finais.

2 REFERENCIAL TEÓRICO E EMPÍRICO

Do ponto de vista teórico, existem controvérsias a respeito de qual é a melhor forma de modelar as decisões de trabalhadores autônomos de ofertar horas de trabalho. Em princípio, a forma tradicional, também chamada de modelo neoclássico, considera um modelo estático com uma função de utilidade aditiva tal que:

$$u(C) + u(L)$$

$$\text{s. a. } C = y = wh, \quad (1)$$

em que: C é o consumo total; y é a renda; L é o número de horas de lazer; e W é o salário por hora.

Para tornar o modelo mais realista, costuma-se impor a restrição de que $h = 16 - L$, ou seja, assume-se que a quantidade de horas trabalhadas é limitada por oito horas de sono. As condições de primeira ordem da equação (1) estabelecem que:

$$w = \frac{u'(L)}{u'(y)} \quad (2)$$

Para obter a relação entre a quantidade de horas trabalhadas (h) e o salário por hora (w), é necessário derivar a equação (2) com relação a L :

$$\frac{dw}{dL} = w'(L) = \frac{u''(L)}{u'(y)} - \frac{u'(L)u''(y)y'(L)}{u'(y)^2} \quad (3)$$

Considerando a restrição $h = 16 - L$ e que $y'(L) = w'(L)h - w$, e rearranjando os termos da equação (3), é possível obter a elasticidade da oferta de trabalho, ou seja, tem-se que:

$$\frac{dh}{dw} \frac{w}{h} = \frac{1 - yR_y}{yR_y + hR_L}, \tag{4}$$

em que $R_y = -\frac{u''(y)}{u'(y)}$ e $R_L = -\frac{u''(L)}{u'(L)}$ representam os coeficientes de aversão ao risco.

A concavidade das funções de utilidade implica que $R_y, R_L > 0$, logo:

$$\frac{dh}{dw} < 0, \text{ se } R_y > \frac{1}{y}. \tag{5}$$

Ou seja, o sinal que relaciona o número de horas trabalhadas com o salário por hora depende das suposições a respeito do comportamento frente ao risco dos trabalhadores, e não somente dos rendimentos, como é usualmente assumido nos modelos tradicionais de oferta de trabalho. Uma elasticidade negativa somente ocorre se o coeficiente relativo de aversão ao risco for maior do que um⁵ ou na presença de algum tipo de ponto de referência.

Neste último caso, o que se assume é que os agentes trabalhariam até atingir a sua meta de rendimentos e, a partir disso, suspenderiam o trabalho imediatamente. Essa suposição segue os princípios das contribuições de Kahneman e Tversky (1979) e de Tversky e Kahneman (1991). Segundo estes autores, os agentes seriam mais avessos ao risco de mudanças no rendimento abaixo de suas referências (perdas) do que acima deste ponto (ganhos). Dessa forma, tal ponto é capaz de criar uma descontinuidade na utilidade marginal que faz com que o rendimento realizado seja sempre algo próximo ao de referência.

Isso pode ser incorporado ao modelo ao se assumir uma função de utilidade do tipo $u(y - y^*)$, em que y^* representa o rendimento de referência, de forma que, uma vez que esse rendimento de referência seja atingido: não há mais acréscimo de utilidade; $u(0) = 0$; e a utilidade marginal do salário é superior no caso em que $y < y^*$ do que quando $y > y^*$. Isso cria uma descontinuidade na função utilidade tal que R_y é infinita na vizinhança do rendimento de referência e a elasticidade das horas com relação ao salário dada por (4) é negativa e igual a -1 . Assim, em períodos com maiores rendimentos por hora, o ponto de referência seria atingido mais rapidamente e a quantidade ofertada de horas trabalhadas seria menor.

Esse resultado pode parecer estranho em um primeiro momento, pois, em princípio, estabelecer um rendimento de referência é uma forma ineficiente de ganhar dinheiro, porque isso implica trabalhar mais horas em períodos com

5. Poucas funções de utilidade satisfazem essa condição. Por exemplo, funções de utilidade logarítmicas geram elasticidades iguais a zero. Em funções que estabelecem coeficientes relativos de aversão ao risco constantes, como, por exemplo, funções exponenciais, estes podem apresentar elasticidades negativas, mas se comportam de forma estranha em loterias com baixos valores envolvidos (o equivalente certo de qualquer loteria com probabilidade diferente de zero com um resultado igual a zero é zero).

menores rendimentos (Farber, 2015). Entretanto, modelos estáticos não permitem avaliar a resposta da oferta de trabalho às flutuações no seu preço, que ocorrem, por exemplo, devido a mudanças no ciclo de negócios e, em um horizonte mais longo, aos efeitos de aposentadorias e pensões. Um modelo dinâmico permite, entre outras coisas, visualizar esse corolário por uma ótica mais racional. Considere uma função de utilidade dinâmica com dois períodos, tal que:

$$E_1[\sum_{t=1}^2 u(C_t) + u(L_t)] = u(C_1) + E_1[u(C_2)] + u(L_1) + E_1[u(L_2)]$$

$$\text{s. a. } C_1 + E_1(C_2) = w_1 h_1 + E_1(w_2) h_2, \quad (6)$$

em que: $h_i = 16 - L_i$; $i = 1, 2$ representa o número de horas trabalhadas em cada período; e E_1 é o operador de expectativas.

Assumindo uma taxa de desconto intertemporal igual a zero, a condição de primeira ordem para a equação (6) estabelece que:

$$\frac{u'(L_1)}{E_1[u'(L_2)]} = \frac{E_1(w_2)}{w_1}, \quad (7)$$

de forma que, se o agente esperar, por alguma razão, um rendimento superior no segundo período, a utilidade marginal do lazer, no primeiro período, será superior à do segundo, se assumido uma utilidade marginal decrescente em lazer. Assim, o agente escolherá trabalhar menos nos períodos com baixo rendimento. Porém, quando o rendimento é alto no primeiro período, aumenta a utilidade marginal do lazer no segundo e, conseqüentemente, reduz as horas trabalhadas. Em suma, racionalmente, os agentes escolhem trabalhar mais tempo nos períodos com maior rendimento e menos tempo nos períodos de baixo rendimento.

Entretanto, essa não é a única conclusão possível, pois uma mudança nos rendimentos possui dois efeitos bem conhecidos na Teoria Microeconômica. Há um efeito de substituição de lazer por trabalho sempre que há uma melhora nos rendimentos, tal como descrito anteriormente, mas também não se pode ignorar que há um efeito renda, uma vez que o aumento do rendimento permite um dado consumo de bens com uma quantidade menor de horas trabalhadas. Logo, o sinal da elasticidade que relaciona a oferta de trabalho e o rendimento (salário) será determinado pela dominância de um desses efeitos. Se o efeito substituição é maior do que o efeito renda, a elasticidade será positiva; se o contrário ocorre, a elasticidade será negativa.⁶

Nesse contexto, o que se observa é que não há um consenso a respeito de qual modelo caracteriza melhor as decisões dos agentes e que um mesmo modelo

6. O que normalmente se assume é que o efeito substituição é dominante quando os salários superam os salários de reserva, mas, à medida que este salário cresce, o efeito renda passa a dominar o efeito substituição e a oferta de trabalho diminui (Cahuc e Zylberberg, 2004).

pode indicar resultados distintos dependendo dos pressupostos que são assumidos. Todavia, uma conciliação é possível quando se consideram maiores detalhes na construção desses modelos.

Inicialmente, cabe discutir o horizonte de decisão dos agentes. Quando se considera um horizonte longo, tal como o ciclo de vida do trabalhador, o modelo neoclássico indica que as horas trabalhadas serão positivamente relacionadas com flutuações transitórias nos salários, mas não com mudanças permanentes (Cahuc e Zylberberg, 2004). Quando se considera um horizonte curto, tal como um dia, o modelo neoclássico de oferta de trabalho prevê poucas mudanças nas horas trabalhadas devido ao pequeno impacto em termos de efeito renda, uma vez que não há relação entre os ganhos correntes com os ganhos futuros no restante do dia. Um modelo que considera um rendimento de referência prevê que um alto ganho no início do dia aumentaria as chances de ultrapassar o seu rendimento de referência e de encerrar o turno de trabalho mais brevemente.

Um horizonte diário é vantajoso, pois, embora possa se supor que haja autocorrelação nos rendimentos entre os dias, ele não se aplica se considerados os rendimentos ao longo de um dia. Isso facilita a estimação das elasticidades, porque permite isolar os efeitos de outros períodos sobre a decisão de permanecer trabalhando ou não. Entretanto, assumir a existência de pontos de referência diários ignora a existência de um ciclo de negócios mensal.⁷

Por exemplo, no Brasil, a maior parte dos consumidores do serviço de transporte urbano é remunerada mensalmente, e são poucos prestadores do serviço que aceitam formas de pagamento que não seja em espécie, de forma que há um pico de demanda no início do mês e um decaimento dela ao longo do mesmo mês. Ademais, os trabalhadores possuem despesas fixas que devem ser pagas mensalmente,⁸ logo, é muito mais provável haver um rendimento mensal de referência do que diário. Se isso é verdade, as decisões a respeito das horas de trabalho que serão ofertadas possuem agregação mensal. Nesse caso, a escolha passa a ser do número de horas trabalhadas por dia ao longo do mês. Por exemplo, se os rendimentos por hora são maiores no início do mês, o trabalhador irá ofertar um número maior de horas nestes dias, tal como prevê o modelo tradicional de oferta de trabalho.

7. Há uma extensa literatura (Stephens, 2003; Stephens, 2006; Mastrobuoni e Weinberg, 2009; entre outros) que traz evidências de um ciclo mensal de negócios (*paycheck cycles*). Por exemplo, Stephens (2006), utilizando dados do Reino Unido, mostra que indivíduos tendem a ter uma forte associação temporal de seus gastos com suas receitas, de forma que a maior parte de seus gastos se concentram próximos a à sua data de recebimento de salário. Como esperado, o autor mostra que este efeito é mais forte quanto maior for a restrição orçamentária (menor a renda) do indivíduo. Logo, no caso do mercado de trabalho dos motoristas de táxi, se espera -se que esta essa tentativa de associar temporalmente receitas e despesas afete tanto as suas receitas quanto a sua decisão a respeito da alocação de suas horas de trabalho.

8. Alguns motoristas de táxi autônomos pagam a terceiros pelo uso da licença. Esse pagamento, na forma de um aluguel, pode ser calculado de forma diária, semanal ou mensal, todavia, o seu pagamento costuma ser mensal.

Contudo, à medida que os rendimentos se reduzem ao longo do mês e que se aproxima ao rendimento mensal de referência, a oferta de trabalho passa a cair. Assim, a elasticidade da oferta de trabalho com relação ao salário pode também ser negativa com dados agregados mensalmente, pois o rendimento de referência é alcançado mais cedo naqueles meses em que os rendimentos correntes são maiores em seu início e, em função disso, a quantidade ofertada de trabalho mensal é menor quando comparada a outro mês em que esse cenário não se verificou.

Entretanto, deve-se atentar a um importante detalhe quanto à construção de uma provável referência e à forma como é determinada – o que não é tarefa fácil, seja teórica ou empiricamente. Crawford e Meng (2011) apresentam um modelo baseado em Köszegi e Rabin (2006), no qual propõem a existência de uma referência tanto para o número de horas quanto para os rendimentos e, nessas condições, a descontinuidade na utilidade marginal ocorreria em dois pontos calculados a partir de médias históricas *ex-post* de rendimentos e de horas trabalhadas, acusando um aumento abrupto na probabilidade de parar de trabalhar assim que alguma das referências fossem atingidas. A fim de evitar generalizações, os autores distinguem ganhos esperados de não esperados. O resultado dessa distinção apontou um impacto nas horas trabalhadas diante de aumentos de ganhos não esperados, somente.

Por todos os aspectos aqui elencados, é possível concluir que ainda existem questões em aberto na construção de modelos de oferta de trabalho que poderiam ser sanadas com o aporte da pesquisa empírica. No entanto, ao se buscar na literatura, é possível perceber que as divergências persistem mesmo no campo empírico. De modo geral, propostas de revisões sistemáticas são apresentadas em Pencavel (1986), Killingsworth e Heckman (1986) e Blundell e MaCurdy (1999). Esses estudos mostram que os impactos das mudanças nos salários-hora na quantidade de horas trabalhadas são positivos, mas, em geral, pequenos e estatisticamente insignificantes. Tal resultado persiste mesmo diante de diferentes tipos de dados utilizados. Por exemplo, Browning *et al.* (1985) utilizam dados de uma coorte; Mankiw *et al.* (1985) utilizam dados agregados; e Altonji (1986) utiliza dados em painel – todos obtêm resultados semelhantes.

Uma crítica recorrente a esses trabalhos se refere à inclusão tanto de trabalhadores autônomos quanto não autônomos. Assim, outros autores buscaram limitar o estudo a atividades nas quais os trabalhadores tivessem algum poder de escolha quanto ao número de horas de trabalho ofertada. É o caso de Camerer *et al.* (1997), que utilizam os motoristas de táxi; Oettinger (1999), que utiliza os vendedores autônomos que trabalham nos dias de jogos; e Fehr e Goette (2007), que utilizam os ciclistas mensageiros. O primeiro trabalho encontra elasticidades negativas e sugere que, em vez de ter um horizonte mais longo de substituição intertemporal, os motoristas possuem metas diárias. O segundo mostra que a participação de vendedores autônomos é maior nos dias em que se espera um rendimento maior

(jogos mais importantes), portanto, a elasticidade seria positiva. Por fim, o terceiro afirma que a participação dos mensageiros aumenta com os rendimentos, porém o seu esforço diminui e, dessa forma, conclui que a melhor forma de modelar seria considerando uma referência de esforço.

Embora diversas atividades garantam ao trabalhador um certo grau de autonomia, o que permitiria estimar a elasticidade da oferta de trabalho, a maior parte dos estudos empíricos busca responder a essa questão com base nos dados de motoristas de táxi, focando no debate da existência ou não de algum tipo de referência (seja de rendimento, de horas ou de esforço) e na periodicidade desta referência (diária, semanal, mensal).

Farber (2005), utilizando informações de motoristas de Nova Iorque, encontra evidências de que o efeito renda durante o dia é pequeno e que a decisão de parar durante o dia está relacionada ao número de horas acumuladas, e não ao acúmulo de rendimentos. Assim, o autor conclui que o seu resultado é consistente com o modelo neoclássico de oferta de trabalho. Porém, em Farber (2008), o autor retorna ao tema e destaca a importância de um ponto de referência, mas chama a atenção para a existência de uma heterogeneidade entre os motoristas, que poderiam não somente ter metas distintas ao longo dos dias, mas também poderiam parar mesmo antes de atingir esta meta, ou seja, há uma instabilidade em relação às metas estabelecidas.

Por sua vez, Crawford e Meng (2011), utilizando a mesma base de dados de Farber (2005; 2008), apresentam um modelo baseado em Köszegi e Rabin (2006) e encontram resultados que, segundo os autores, conseguem conciliar os resultados obtidos por Camerer *et al.* (1997) e Köszegi e Rabin (2006), ou seja, encontram uma elasticidade negativa de oferta de trabalho e uma probabilidade de parar de trabalhar positivamente relacionada ao número de horas trabalhadas acumuladas. Para este fim, o seu modelo empírico inclui horas e rendimentos de referência obtidos por médias históricas. Os autores rejeitam a ideia de Farber (2008) de que os rendimentos de referência são muito instáveis para poderem ser considerados em modelos de oferta de trabalho.

Jonanson e Wallgren (2013), utilizando informações de motoristas de táxi de Estocolmo, concluem que o comportamento dos motoristas suecos é incompatível com um modelo de rendimento de referência diário. Além de encontrarem elasticidades positivas, isto é, uma maior participação dos motoristas de táxi da cidade nos dias em que os rendimentos são maiores, identificam a existência de autocorrelação nos rendimentos entre os dias, ou seja, seus resultados diferem de Camerer *et al.* (1997). Dessa forma, os autores concluem que os motoristas são capazes de prever os rendimentos futuros de forma racional e que não é possível descartar a possibilidade de haver um salário de referência em um período superior a um dia.

Doran (2014) argumenta que a elasticidade da oferta de trabalho de motoristas de táxi deveria ser menor (mais negativa), na medida em que a mudança nos salários permanece, tal como prediz a teoria neoclássica tradicional. Todavia, utilizando informações de motoristas de táxi de Nova Iorque, seus resultados indicam o contrário, isto é, uma elasticidade negativa para mudanças que não duram mais do que um dia e uma elasticidade positiva para mudanças mais permanentes. Ambas são significativas estatisticamente e, por fim, o autor conclui que se trata de uma evidência a favor do modelo com rendimento de referência.

Por sua vez, Farber (2015) utiliza uma amostra composta por todos os motoristas de táxi da cidade de Nova Iorque de 2009 a 2013. Certamente, é a maior e mais completa amostra observada na literatura. Os resultados indicam que os motoristas de táxi da cidade respondem positivamente a choques antecipados e não antecipados nos rendimentos diários. Dessa forma, argumenta-se que esse comportamento é compatível com o modelo neoclássico tradicional, mas não é compatível com um modelo com pontos de referência.

Agarwal *et al.* (2015), utilizando informações de Singapura, tentam identificar a existência de um salário de referência por dois meios. Inicialmente, estimam um modelo de probabilidade de parada e identificam que há uma relação positiva forte entre a probabilidade de parar com os ganhos e os ganhos esperados calculados a partir de médias diárias e semanais de ganhos *ex-post*. Logo, assim como em Crawford e Meng (2011), os seus resultados indicam que, quando a meta de rendimento é atingida em um determinado dia, a probabilidade de parar cresce de forma significativa. Os autores também contribuem para a literatura ao avaliar as estratégias diárias em resposta a choques positivos e negativos ocorridos nos dias anteriores. Os resultados do estudo indicam uma independência entre os salários e os choques ocorridos nos dias anteriores e a existência de elasticidades negativas, o que os leva a concluir que os motoristas de táxi em Singapura são norteados por um salário de referência.

Assim como Farber (2015), Morgul e Ozbay (2015) utilizam uma amostra muito grande de motoristas de táxi da cidade de Nova Iorque (mais de 30 mil motoristas por quatro meses, em 2013), e seus resultados diferem um pouco dos estudos anteriores para a mesma cidade. Além de encontrar evidências para a existência de um rendimento de referência, os autores identificam uma sazonalidade na oferta de trabalho em resposta a mudanças transitórias nos salários. Os modelos com variáveis instrumentais, em sua maioria, encontram elasticidades positivas, enquanto os estimados por MQO apresentam elasticidades negativas.

Com base nesse levantamento da literatura empírica a respeito do tema, é possível afirmar que não existe um entendimento definitivo a respeito da existência de um salário de referência, uma vez que não há um consenso a respeito de qual modelo teórico é superior e qual resultado empírico é mais consistente. Em suma,

de um lado, estão os estudos de Farber (2005; 2014), Jonanson e Wallgren (2013), e Morgul e Ozbay (2015), que encontram elasticidades positivas; e, de outro lado, estão os estudos de Camerer *et al.* (1997), Chou (2002), Doran (2014) e Agarwal *et al.* (2015), que encontram elasticidades negativas. No entanto, ao que se sabe, tal elasticidade ainda não foi estimada nem considerando motoristas de mais de uma cidade nem para trabalhadores brasileiros.

3 DADOS E MÉTODOS

Os dados utilizados neste estudo correspondem à amostra da PNAD Contínua nos quatro trimestres de 2012 e de 2013 e no primeiro trimestre de 2014. A escolha do período inicial é justificada pelo fato de a PNAD Contínua ter o início de sua coleta no primeiro trimestre de 2012, e a escolha do período final foi determinada pela entrada de aplicativos de carona compartilhada em alguns municípios desde então. Como a classificação da ocupação pela PNAD não distingue os motoristas de táxi dos motoristas dos aplicativos, optou-se por escolher um período em que se tem certeza de que se trata de uma amostra de motoristas de táxi. Sendo assim, a primeira estratégia empírica utilizada é a de empilhar as nove pesquisas e obter uma base de dados de corte com um número considerável de motoristas de táxi. Nessa formatação, a amostra é de 10.942 motoristas,⁹ cobrindo todo o território nacional.¹⁰

As estatísticas descritivas da amostra apresentadas na tabela 1 indicam que o seu perfil é composto predominantemente por homens, que em sua maioria são chefes de família, que tem o táxi como a sua única atividade laboral remunerada e que trabalham há mais de dois anos na atividade.

TABELA 1
Estatística descritiva das variáveis

Variável	Média (desvio-padrão)
Salário mensal	1.507,60 (1.193,72)
Horas trabalhadas por semana	45,06 (20,34)
Salário por hora	9,40 (13,92)
	Frequência percentual
Homem (1=sim, 0=não)	94,12%
Estuda (1=sim, 0=não)	2,58%
Chefe (1=sim, 0=não)	69,63%
Capital (1=sim, 0=não)	36,65%

(Continua)

9. Os motoristas de táxi são identificados pela Classificação de Ocupações para as Pesquisas Domiciliares (COD) sob o código 8322, que se refere a condutores de automóveis táxis e caminhonetes. Ademais, faz-se uma seleção de motoristas autônomos por sua posição na ocupação.

10. A cada trimestre, são investigados 211.344 domicílios particulares permanentes, em aproximadamente 16.000 setores censitários, distribuídos em cerca de 3.500 municípios.

(Continuação)

Variável	Média (desvio-padrão)
Número de trabalhos	
1	96,78%
2	3,10%
3	0,12%
Tempo no trabalho	
Menos de 1 mês	1,27%
1 mês a 1 ano	10,06%
1 ano a 2 anos	6,69%
Mais de 2 anos	81,99%

Fonte: PNAD Contínua (1º trim./2012 a 1º trim./2014).
Elaboração dos autores.

Para estimar a elasticidade da oferta de trabalho, é proposta uma equação Frisch (com utilidade marginal da renda constante¹¹), proposta inicialmente por MaCurdy (1981) e utilizada pela maioria dos trabalhos, tais como Camerer *et al.* (1997), Farber (2005), Jonanson e Wallgren (2013), entre outros. Nesse modelo, o parâmetro associado à utilidade marginal da renda é uma estatística suficiente para capturar toda a informação necessária para resolver o problema de otimização no período corrente. Assim, propõe-se o seguinte modelo:

$$\log h_{it} = \alpha_i + \lambda_t + \eta \log w_{it} + X_{it}\beta + \epsilon_{it} \quad (8)$$

em que: h representa a quantidade média de horas semanais trabalhadas no trimestre; w representa o salário por hora médio no trimestre; e η é a elasticidade da oferta de trabalho que mantém a utilidade marginal da renda constante. A variável α_i representa os efeitos fixos que captam as diferenças de renda inicial ou outras características que alteram a sua trajetória de rendimentos, mas que são fixas no tempo, tais como a sua utilidade marginal da renda. Ademais, a sua inclusão permite resolver problemas gerados pela existência de fatores não observados que afetam as horas ofertadas e possuem algum tipo de relação com os rendimentos. Por sua vez, t representa, em teoria, as diferenças entre as taxas de juros e as taxas de desconto intertemporal ao longo do tempo,¹² ou simplesmente os fatores que afetam a oferta de trabalho de todos os trabalhadores de forma simultânea ao longo do tempo.

11. A hipótese de utilidade marginal da renda constante assume que as funções de oferta de trabalho caracterizam o comportamento dinâmico dos trabalhadores considerando a ausência de incerteza, de forma que as mudanças nas horas ofertadas ao longo do seu ciclo de vida se devem exclusivamente às mudanças nos seus salários reais ou às mudanças nas taxas de juros, desde que estas não sejam iguais à sua taxa de substituição intertemporal (MaCurdy, 1981).

12. Ver MaCurdy (1981, p. 1.065).

Como a PNAD Contínua acompanha pelo menos 20% da amostra por cinco pesquisas, é possível montar uma base de dados longitudinal. Assim, permite-se estimar um modelo que inclua efeitos fixos que capturem a heterogeneidade fixa no tempo não observada entre os motoristas. Como há uma perda grande de informações conforme se agregam mais trimestres, optou-se por montar duas bases de dados longitudinais com quatro trimestres cada, uma para o ano de 2012, com 140 motoristas autônomos, e outra para o ano de 2013, com 93 motoristas autônomos.

Os modelos são estimados sem a utilização dos pesos fornecidos pela PNAD. Solon *et al.* (2013) mostram que, nos casos em que a probabilidade de seleção é independente do termo de erro, o uso de pesos é desnecessário para se obter estimadores consistentes e, em alguns casos, o seu uso pode reduzir a precisão das estimações. Este seria o caso, por exemplo, em que as probabilidades de seleção variam apenas em variáveis exógenas ou em variáveis não relacionadas ao modelo. Os critérios de seleção que definem os pesos da PNAD incluem região geográfica, situação urbano/rural e estratos de renda domiciliar, além do tamanho da unidade primária de amostragem, mas não incluem a ocupação e a quantidade de horas trabalhadas pelos motoristas.

Ademais, cabe salientar que a omissão de variáveis pode não ser a única fonte de vies para as estimações, porque tanto as horas trabalhadas quanto os rendimentos são declarados pelos motoristas e não há qualquer tipo de conferência desses números. Nesse caso, há um forte indício da presença de erros de medida das variáveis. Como o salário por hora é obtido pela razão entre o rendimento e o número de horas multiplicado por 4,2,¹³ um número superestimado de horas implica um rendimento por hora menor, o que pode gerar elasticidades negativas de forma espúria. Uma estratégia para minimizar este problema é utilizar variáveis instrumentais.

Neste estudo, é feita uma adaptação da solução proposta por Camerer *et al.* (1997) e se utiliza os 25º, 50º e 75º percentis dos rendimentos dos motoristas de cada estado em cada trimestre como instrumento para os rendimentos. Esse instrumento é apropriado, uma vez que, em princípio, essas medidas são não correlacionadas com os erros de medida nas horas trabalhadas de um motorista específico.

4 RESULTADOS

Inicialmente, são apresentados os resultados dos modelos com os dados empilhados. Embora se possa incorrer em algum vies nas estimações pela omissão de variáveis relevantes, essa abordagem se justifica pela possibilidade de se trabalhar com uma amostra de tamanho razoável. Ademais, ela permite avaliar como algumas

13. Isto porque a PNAD fornece informações das horas trabalhadas em semanas e dos rendimentos mensais. Logo, para se obter os rendimentos por hora, é necessário se estabelecer um número médio de semanas por mês. O comum é assumir que cada mês possui 4,2 semanas, de forma que o ano possua cerca de 50 semanas.

características, mesmo que fixas no tempo, podem influenciar as decisões de oferta de trabalho dos motoristas de táxi brasileiros. São avaliados um conjunto de variáveis independentes que podem estar associadas com a dotação inicial de horas e renda dos motoristas, tais como o gênero do motorista, se é estudante ou não, o tempo no emprego, se possui outro emprego, além de controles geográficos para o estado em que trabalha.

Os resultados mostram que as elasticidades da oferta de trabalho não diferem muito quando são estimadas por diferentes métodos. Os instrumentos utilizados nestes modelos, tal como sugerido por Camerer *et al.* (1997), são a mediana, o 25º e o 75º percentis dos salários por hora do estado no trimestre de referência. Estes são fortes e exógenos, conforme pode ser observado nos testes de Kleibergen-Paap e J de Hansen, respectivamente.¹⁴ As elasticidades são negativas e oscilam entre -0,33 e -0,36.

TABELA 2
Resultados das estimações dos modelos para o log das horas trabalhadas com dados empilhados

	MQO	IV	IV GMM
Log w	-0,3380*** (0,0099)	-0,3643*** (0,1120)	-0,3524*** (0,1117)
Homem	0,2676*** (0,0261)	0,2704*** (0,0290)	0,2697*** (0,0289)
Estuda	-0,1415*** (0,0374)	-0,1410*** (0,0374)	-0,1403*** (0,0374)
Chefe	0,0029 (0,0107)	0,0053 (0,0147)	0,0039 (0,0146)
1 mês a 1 ano	0,2385*** (0,0762)	0,2405*** (0,0758)	0,2398*** (0,0758)
1 ano a 2 anos	0,3052*** (0,0772)	0,3085*** (0,0774)	0,3084*** (0,0773)
Mais de 2 anos	0,4722*** (0,0746)	0,4791*** (0,0789)	0,4765*** (0,0789)
Capital	0,2123*** (0,0104)	0,2164*** (0,0202)	0,2144*** (0,0202)
Único trabalho	0,1104*** (0,0311)	0,1075*** (0,0333)	0,1101*** (0,0332)

(Continua)

14. Farber (2015) sugere o uso da média dos rendimentos. No presente estudo, na verdade, várias combinações utilizando a média e os percentis foram testadas, mas os modelos que são apresentados no corpo do estudo são os que apresentaram instrumentos mais fortes. Estes utilizavam somente os percentis, tal como sugerem Camerer *et al.* (1997).

(Continuação)

	MQO	IV	IV GMM
Tendência	0,0106*** (0,0019)	0,0112*** (0,0032)	0,0109*** (0,0032)
Constante	3,4622*** (0,0932)	3,3798*** (0,1745)	3,3634*** (0,1742)
F(36,10905)	59,77 (0,0000)	27,49 (0,0000)	27,51 (0,0000)
R ²	0,2515	0,2505	0,2512
K-P rk LM		38,7210 (0,0000)	38,7210 (0,0000)
J de Hansen		2,5300 (0,2823)	2,5300 (0,2823)
n	10942	10942	10942

Elaboração dos autores.

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

Obs.: Entradas são os coeficientes estimados por MQO, variáveis instrumentais e GMM com variáveis instrumentais. A variável dependente é o logaritmo das horas trabalhadas por semana. Os resultados são apresentados em três blocos: os coeficientes associados às variáveis independentes; as informações das regressões; e os testes de especificação e de identificação. Todos os modelos incluem controles para os estados brasileiros. Os erros-padrão, apresentados entre parênteses, são robustos a heterocedasticidade. Nos testes, os valores apresentados entre parênteses são p-valores.

Os resultados indicam que ser chefe de família é a única característica incluída no modelo que não altera de forma significativa a oferta de horas trabalhadas. No entanto, motoristas homens trabalham cerca de 30% mais horas do que as mulheres da amostra; motoristas que tem o táxi como única atividade remunerada trabalham cerca de 11% de horas a mais do que os motoristas que possuem mais de um emprego; motoristas que trabalham em capitais estaduais trabalham cerca de 24% de horas a mais que os motoristas que trabalham no interior; e motoristas que estudam trabalham cerca de 13% a menos de horas do que quem não está estudando. Ou seja, a maior parte dos resultados seguem uma lógica de alocação do tempo, pois espera-se que, por exemplo, quem percorre maiores distâncias e tem maior concorrência (capitais) fique mais tempo trabalhando.

Todavia, um resultado interessante é o que relaciona a experiência com as horas trabalhadas. Como já foi visto na descrição da amostra, trata-se de uma ocupação dominada por trabalhadores que exercem a profissão há mais de dois anos (82,3% da amostra). Estes trabalham cerca de 61% mais horas do que os trabalhadores iniciantes, com menos de 1 mês no trabalho. Os resultados indicam que há uma relação consistente crescente entre experiência e quantidade de horas trabalhadas. Mas não se deveria esperar que motoristas utilizem a sua experiência para otimizar o seu período de trabalho? Na verdade, o fato de os motoristas mais experientes trabalharem mais não permite inferir que estes tomem decisões piores. Para responder a esta questão, são estimados três modelos por nível de experiência na atividade.

TABELA 3

Elasticidade da oferta de trabalho de motoristas de táxi estimadas por variáveis instrumentais por níveis de experiência

	Menos de 1 mês	Mais de 1 mês e menos de 2 anos	Mais de 2 anos
Log w	-1,0383*** (0,3506)	-0,5061** (0,2617)	-0,3621*** (0,1128)
Teste de Anderson	6,6700 (0,0356)	8,8500 (0,0313)	36,1050 (0,0000)
Teste de Sargan	0,3420 (0,5587)	0,4730 (0,7893)	2,5660 (0,2771)
R2	0,4273	0,1868	0,2436
n	111	1826	9005

Elaboração dos autores.

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

Obs.: Entradas são os coeficientes estimados por MQO em dois estágios. A variável dependente é o logaritmo das horas trabalhadas por semana. Os resultados são apresentados em dois blocos: os coeficientes estimados para as elasticidades e os testes de especificação e de identificação. Todos os modelos incluem controles para tendência e para os estados brasileiros. Os erros-padrão estão apresentados entre parênteses. Nos testes, os valores apresentados entre parênteses são p-valores.

Os resultados apresentados na tabela 3 indicam que as elasticidades crescem com a experiência, o que, segundo Farber (2015), é um indicativo de que há uma curva de aprendizado na atividade. Motoristas mais experientes são mais capazes de prever quando um dia ou um mês terá um faturamento maior e trabalham mais naquele período do que os novatos. Uma outra possível explicação, dado que as elasticidades são consistentemente negativas, é que os motoristas mais experientes possuem rendimentos de referência superiores aos iniciantes e, por essa razão, demoram mais a deixar de trabalhar quando os rendimentos crescem. Assim, segundo Farber (2015), os motoristas mais experientes otimizariam o tempo melhor do que os iniciantes.

Todavia, a estimação da equação (8) utilizando dados de corte é complicada pela existência de efeitos individuais que podem afetar simultaneamente as horas trabalhadas e os salários. Além disso, a sua estimação utilizando uma amostra por um longo período pode estar apenas captando mudanças permanentes na renda, de forma que somente se observe a dominância do efeito renda sobre o efeito substituição. Desse modo, são apresentados os resultados dos modelos que utilizam informações longitudinais a respeito dos motoristas.

Conforme já foi comentado anteriormente, a PNAD Contínua acompanha os indivíduos por até cinco períodos (entrevistas), mas, à medida que mais períodos são incorporados, menor é o número de indivíduos que são comuns nas entrevistas. Sendo assim, optou-se por estimar dois modelos com dados em painel em que

os motoristas responderam a quatro entrevistas, ou seja, ao longo de um ano de trabalho. Esse período mais curto, associado à metodologia utilizada para excluir os efeitos fixos do modelo estimado (utilização dos desvios da média), permite avaliar o comportamento da oferta de trabalho dos motoristas frente a mudanças transitórias em seus rendimentos.

Nesse caso, segundo o modelo neoclássico de oferta de trabalho, haveria poucas mudanças nas horas trabalhadas devido ao equilíbrio entre efeito substituição e efeito renda, com a provável dominância do efeito substituição, ou seja, elasticidades positivas. Por sua vez, segundo um modelo que considera um rendimento de referência, um acréscimo temporário de rendimentos aumentaria as chances de ultrapassar o rendimento de referência e, conseqüentemente, de ter a quantidade de horas trabalhadas reduzida.

TABELA 4
Resultados das estimações dos modelos para o log das horas trabalhadas com dados longitudinais

	2012			
	MQO	EF	IV	IV GMM
Log w	-0,3214*** (0,0490)	-0,5838*** (0,0656)	-0,4125*** (0,1245)	-0,2859*** (0,1077)
Constante	4,4930 (0,0932)	4,8073 (0,0619)		
R ² ajustado	0,2148		0,4686	0,3816
R ² intra		0,5112		
R ² entre		0,0736		
R ² total		0,2131		
Teste de B-P		206,44 (0,000)		
Teste Hausman			13,45 (0,000)	
K-P rk LM			19,655 (0,0202)	19,655 (0,0202)
J de Hansen			11,777 (0,1614)	11,777 (0,1614)
n	140	140	140	140
nt	560	560	560	560

(Continua)

(Continuação)

	2013			
	MQO	EF	IV	IV GMM
Log w	-0,2965*** (0,0365)	-0,4081*** (0,0656)	-0,0063 (0,1058)	-0,1068 (0,0941)
Constante	4,4848 (0,0790)	4,7110 (0,1372)		
R ² ajustado	0,2810		0,0116	0,1605
R ² intra		0,3544		
R ² entre		0,2597		
R ² total		0,2810		
Teste de B-P		173,17 (0,000)		
Teste Hausman			6,56 (0,0108)	
K-P rk LM			29,775 (0,0017)	29,775 (0,0017)
J de Hansen			7,843 (0,6441)	7843 (0,6441)
n	93	93	93	93
nt	372	372	372	372

Elaboração dos autores.

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

Obs.: Entradas são os coeficientes estimados por MQO, efeitos fixos, efeitos fixos com variáveis instrumentais e GMM com variáveis instrumentais. A variável dependente é o logaritmo das horas trabalhadas por semana. Os resultados são apresentados em três blocos: os coeficientes associados às variáveis independentes; as informações das regressões; e os testes de especificação e de identificação. Todos os modelos incluem *dummies* de tempo. Os erros-padrão apresentados entre parênteses são robustos a heterocedasticidade. Nos testes, os valores apresentados entre parênteses são p-valores.

Os resultados mostrados na tabela 4, assim como os estimados nos modelos com dados empilhados, mostram elasticidades negativas em todos os modelos. Com exceção dos modelos com variáveis instrumentais para o ano de 2013, que mostram elasticidades muito próximas de zero, os demais modelos apresentam elasticidades significativas e semelhantes aos modelos com dados empilhados, com valores que oscilam entre -0,58 e -0,28. Ou seja, mesmo quando se utiliza um modelo que avalia mudanças transitórias nos rendimentos capaz de controlar problemas de viés causados por variáveis omitidas, simultaneidade e erros de medida, os resultados indicam elasticidades negativas. Esse é um forte indício de que os motoristas de táxi brasileiros utilizam algum tipo de referência para decidir as horas trabalhadas.

As elasticidades aqui obtidas são semelhantes às obtidas por Chou (2002), que encontrou elasticidades entre -0,4 e -0,56 para os motoristas de táxi de Singapura. Camerer *et al.* (1997) encontram elasticidades em torno de -0,75 para motoristas de Nova Iorque. Farber (2005) encontrou elasticidades de -0,39 para a mesma amostra. Agarwal *et al.* (2015) encontram elasticidades próximas de zero, mas negativas e significativas estatisticamente, em torno de -0,05. Doran (2014) encontrou elasticidades que variam entre -0,25 (mudanças temporárias) e 0,05 (mudanças permanentes). Portanto, os resultados obtidos neste estudo não diferem muito da literatura e apontam indícios de que os motoristas brasileiros possuem algum tipo de ponto de referência que torna as elasticidades negativas.¹⁵

Conforme foi comentado na seção anterior, esse comportamento provavelmente se justifica pelo ciclo de negócios que ocorrem ao longo do mês, em que os primeiros dias são fundamentais para atingir uma meta de rendimentos, uma vez que a demanda cai substancialmente na segunda metade do mês, tornando pouco atrativo continuar a trabalhar de forma exaustiva durante o restante do mês. Dessa forma, tendo em vista que mudanças transitórias positivas nos rendimentos permitem alcançar a meta mais cedo, a oferta de trabalho cairia de forma descontínua e geraria as elasticidades negativas aqui encontradas.

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Como se sabe, a atividade de transporte urbano de passageiros é extremamente regulada. Os carros e os motoristas devem seguir de forma rígida os padrões estabelecidos pela legislação vigente. Instituições públicas municipais são as responsáveis por emitir licenças, fiscalizar o serviço e determinar as tarifas que serão cobradas.

Padrões e regras variam de lugar para lugar, mas é possível afirmar que em poucos lugares há uma regulamentação a respeito da quantidade de horas que o serviço deve ser oferecido. Mesmo nos locais em que há este tipo de regulamentação, é impossível desconsiderar que os custos de monitoramento desse tipo de regra são muito altos. Logo, há uma liberdade de escolha dada para os motoristas que, associada a uma elasticidade da oferta de trabalho negativa devido à existência de um rendimento de referência, pode levar a um racionamento do serviço nos períodos em que ofertar trabalho não compense ou nos períodos em que a meta de rendimento já foi atingida.

15. Todavia, deve ser ressaltado que, dada a limitação existente na base de dados utilizada, não se pode descartar a existência de mudanças permanentes na renda que tornariam o efeito renda dominante. Ademais, também não se pode descartar a validade dos modelos neoclássicos de oferta de trabalho, muito embora eles apenas sugiram elasticidades negativas em situações muito particulares a partir de suposições teóricas pouco realistas, tal como foi brevemente mostrado na seção 2 deste estudo.

Esse racionamento surge, entre outras razões, pelo estabelecimento de uma tarifa fixa, a qual, embora tente gerar incentivos ao trabalho noturno e nos finais de semana, é incapaz de se adaptar ao comportamento dos motoristas, por exemplo, alterando preços ao longo do mês, considerando que há uma queda na demanda que gera um desinteresse por parte dos motoristas em trabalhar no fim do mês, implicando uma forma de racionamento do serviço.

Nesse contexto, as inovações tecnológicas utilizadas por motoristas de táxi podem contribuir para gerar um racionamento ainda maior do serviço. Em teoria, as novas tecnologias, que já são utilizadas, permitem reduzir os custos de busca por passageiros ao facilitarem o *matching* pelo telefone celular, o que, potencialmente, permite alcançar a meta de rendimentos mais rapidamente. Ou seja, mesmo em períodos de alta demanda, é possível que não se encontrem motoristas dispostos a ofertar o serviço, tal como discute Farber (2015) quando analisa os incentivos dos motoristas em dias de chuva.

Logo, a falta de liberdade em alterar as tarifas de forma a criar um equilíbrio entre a oferta e a demanda pelo serviço é uma das principais razões para a ineficiência na prestação do serviço e para as elasticidades negativas encontradas. Nesse sentido, Chen e Sheldon (2015) mostram que os aplicativos, tal como a Uber, são superiores e mais eficientes que o serviço regulado, pois o uso de “*surge pricing*” é capaz de gerar os incentivos necessários para que o serviço sempre seja ofertado, ou seja, é capaz de gerar elasticidades de oferta positivas, e isso contribui para que o mercado de transporte urbano esteja próximo ao equilíbrio entre oferta e demanda em qualquer horário e em qualquer dia do mês.

REFERÊNCIAS

- AGARWAL, S. *et al.* **Are Singaporean Cabdrivers Target Earners?** Rochester: SSRN, 22 Mar. 2015. Disponível em: <<https://papers.ssrn.com/abstract=2338476>>. Acesso em: 8 jun. 2017.
- ALTONJI, J. G. Intertemporal substitution in labor supply: evidence from micro data. **Journal of Political Economy**, v. 94, n. 3, part 2, p. S176-S215, June 1986.
- BLUNDELL, R.; MACURDY, T. Labor supply: a review of alternative approaches. *In*: ASHENFELTER, O. C.; LAYARD, R. (Ed.). **Handbook of Labor Economics**. Amsterdam: Elsevier, 1999. v. 3, part A, cap. 27, p. 1.559-1.695.
- BROWNING, M.; DEATON, A.; IRISH, M. A profitable approach to labor supply and commodity demands over the life-cycle. **Econometrica**, v. 53, n. 3, p. 503-543, 1985.
- CAHUC, P.; CARCILLO, S.; ZYLBERBERG, A. **Labor Economics**. Cambridge: MIT Press, 2014.

CAMERER, C. *et al.* Labor supply of New York City cabdrivers: one day at a time. **The Quarterly Journal of Economics**, v. 112, n. 2, p. 407-441, May 1997.

CHEN, M. K.; SHELDON, M. **Dynamic Pricing in a Labor Market**: surge pricing and the supply of Uber driver-partners. 2015. Mimeografado.

CHOU, Y. K. Testing alternative models of labour supply: evidence from taxi drivers in Singapore. **The Singapore Economic Review**, v. 47, n. 1, p. 17-47, Apr. 2002.

CRAWFORD, V. P.; MENG, J. New York City cab drivers' labor supply revisited: reference-dependent preferences with rational-expectations targets for hours and income. **American Economic Review**, v. 101, n. 5, p. 1.912-1.932, Aug. 2011.

DORAN, K. Are long-term wage elasticities of labor supply more negative than short-term ones? **Economic Letters**, v. 122, n. 2, p. 208-210, 2014.

FARBER, H. S. Is tomorrow another day? The labor supply of New York City cabdrivers. **Journal of Political Economy**, v. 113, n. 1, p. 46-82, Feb. 2005.

_____. Reference-dependent preferences and labor supply: the case of New York City taxi drivers. **American Economic Review**, v. 98, n. 3, p. 1.069-1.082, June 2008.

_____. Why you can't find a taxi in the rain and other labor supply lessons from cab drivers. **The Quarterly Journal of Economics**, v. 130, n. 4, p. 1.975-2.026, Nov. 2015.

FEHR, E.; GOETTE, L. Do workers work more if wages are high? Evidence from a randomized field experiment. **American Economic Review**, v. 97, n. 1, p. 298-317, Mar. 2007.

JONANSON, D.; WALLGREN, J. **Labor supply of Stockholm cab drivers**: revisiting the evidence. 2013. Mimeografado.

KAHNEMAN, D.; TVERSKY, A. Prospect theory: an analysis of decision under risk. **Econometrica**, v. 47, n. 2, p. 263-291, 1979.

KILLINGSWORTH, M. R.; HECKMAN, J. J. Female labor supply: a survey. *In*: ASHENFELTER, O. C.; LAYARD, R. **Handbook of Labor Economics**. Amsterdam: Elsevier, 1986. v. 1, cap. 2, p. 103-204.

KÖSZEGI, B.; RABIN, M. A model of reference-dependent preferences. **The Quarterly Journal of Economics**, v. 121, n. 4, p. 1.133-1.165, Nov. 2006.

MACURDY, T. E. An empirical model of labor supply in a life-cycle setting. **Journal of Political Economy**, v. 89, n. 6, p. 1.059-1.085, Dec. 1981.

MANKIW, N. G.; ROTEMBERG, J. J.; SUMMERS, L. H. Intertemporal substitution in macroeconomics. **The Quarterly Journal of Economics**, v. 100, n. 1, p. 225-251, Feb. 1985.

MASTROBUONI, G.; WEINBERG, M. Heterogeneity in intra-monthly consumption patterns, self-control, and savings at retirement. **Economic Policy**, v. 1, n. 2, p. 163-189, 2009.

MORGUL, E. F.; OZBAY, K. **Revisiting labor supply of New York City taxi drivers: empirical evidence from large-scale taxi data**. 2015. Mimeografado.

OETTINGER, G. S. An empirical analysis of the daily labor supply of stadium vendors. **Journal of Political Economy**, v. 107, n. 2, p. 360-392, Apr. 1999.

PENCAVEL, J. Labor supply of men: a survey. *In*: ASHENFELTER, O. C.; LAYARD, R. **Handbook of Labor Economics**. Amsterdam: Elsevier, 1986. v. 1, cap. 1, p. 3-102.

SOLON, G.; HAIDER, S. J.; WOOLDRIDGE, J. M. What are we weighting for? **Journal of Human Resources**, v. 50, n. 2, p. 301-316, 31 Mar. 2015.

STEPHENS, M. J. “3rd of the Month”: do social security recipients smooth consumption between checks? **American Economic Review**, v. 93, p. 406-422, 2003.

_____. Paycheque Receipt and the Timing of Consumption. **The Economic Journal**, v. 116, p. 680-701, 2006.

TVERSKY, A.; KAHNEMAN, D. Loss aversion in riskless choice: a reference-dependent model. **The Quarterly Journal of Economics**, v. 106, n. 4, p. 1.039-1.061, Nov. 1991.

Originals submetidos em: fev. 2018.

Última versão recebida em: set. 2019.

Aprovada em: set. 2019.

ELITES POLÍTICAS, IDEOLOGIA E GASTO PÚBLICO NAS PEQUENAS CIDADES BRASILEIRAS^{1,2}

Willson Gerigk³

Adriano Codato⁴

O artigo estuda o gasto público nos municípios brasileiros com menos de 5 mil habitantes para determinar se a ideologia política, tomando como indicador o partido político do prefeito, exerceu influência sobre as decisões do administrador municipal. Distinguimos entre políticas públicas reguladas e desreguladas, analisando gastos com educação, administração/planejamento e investimentos. As análises foram realizadas empregando-se a técnica de dados em painel pelo método de efeitos fixos. A amostra é formada pelos municípios que disponibilizaram seus dados na base de dados Finanças do Brasil da Secretaria do Tesouro Nacional (Finbra/STN), entre 2001 e 2012, totalizando 14.039 observações. Os resultados evidenciaram que pertencer a um partido de esquerda, centro ou direita não é um fator de diferenciação sobre os gastos da área de administração/planejamento e de educação em pequenas cidades brasileiras. Entretanto, os gastos com investimentos públicos foram maiores nos municípios brasileiros com menos de 5 mil habitantes quando os governos eram de centro e de direita, quando comparados com os de esquerda.

Palavras-chave: pequenos municípios brasileiros; gastos com educação; gastos administrativos; investimentos públicos locais; ideologia política.

POLITICAL ELITES, IDEOLOGY AND PUBLIC SPENDING IN SMALL BRAZILIAN CITIES

The article analyzes Brazilian municipalities with less than 5 thousand inhabitants to determine if political ideology, taking the political party of the mayor as our indicator, exerted influence on the type of public expense. We separated between regulated and deregulated public policies and analyzed municipal expenditures in education, administration/planning, and public investments. Our research approach is quantitative, and analyses were performed with the panel data technique by the fixed effects method. The sample consisted of municipalities that provided their data to the MF/STN/FINBRA database between 2001 and 2012, totaling 14,039 observations. The results indicate that belonging to a left, center, or right-wing party is not a factor of differentiation over the predictor to estimate expenditures of administration / planning and education in small towns. However, public investment spending was higher in Brazilian municipalities with less than 5 thousand inhabitants when the governments were center and right-wing, compared to the left.

Keywords: small towns; spending on education; administrative expenses; local public investments; political ideology.

JEL: H7; H75; H76.

1. DOI: <http://dx.doi.org/10.38116/ppe50n3art5>

2. Os autores agradecem as sugestões dos pareceristas à versão anterior deste artigo.

3. Professor da Universidade Estadual do Centro-Oeste do Paraná (Unicentro). *E-mail:* <wgerigk@unicentro.br>.

4. Professor de ciência política na Universidade Federal do Paraná (UFPR) e pesquisador do Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq). Dirige o Observatório de Elites Políticas e Sociais do Brasil. *E-mail:* <adriano@ufpr.br>.

1 INTRODUÇÃO

A Constituição Federal de 1988 (CF/1988) promoveu um rearranjo no federalismo brasileiro, redistribuindo as responsabilidades quanto às políticas públicas entre as diferentes esferas de governo. Essa reconfiguração implicou uma nova definição de competências na prestação de serviços públicos, na descentralização de políticas básicas e na provisão de mais recursos para as esferas subnacionais, em especial para os entes locais. Isso contribuiu para que o espaço municipal se tornasse o principal ambiente das decisões de governo sobre as pessoas (Almeida, 2001; Arretche, 2003; 2004; 2012; Souza, 2004; 2005).

A retomada da democracia após mais de duas décadas de ditadura militar e as novas especificações quanto à provisão das políticas públicas (*policies*) entre os diferentes níveis administrativos revitalizaram a cena política brasileira em todas as esferas, aumentando as expectativas de que variáveis políticas exercessem efeitos diretos sobre a oferta e a execução de políticas (Sátyro, 2008). Sakurai e Gremaud (2007), Rodrigues (2007), Sakurai (2009), Oliveira e Carvalho (2009), Leite (2010) e Rodrigues (2010) investigaram o comportamento das despesas municipais e seu relacionamento com fatores de ordem política, como, por exemplo, os períodos eleitorais e a ideologia política dos gestores. Coêlho (2010) abordou os efeitos da competição eleitoral no âmbito municipal sobre a oferta de políticas de transferência de renda. Cavalcante (2012; 2013) avaliou os impactos da competição política sobre o desempenho dos governos locais e sobre a provisão de políticas sociais. Arretche e Rodden (2004) e Ferreira e Bugarin (2007) analisaram as influências dos alinhamentos políticos dos governos municipais com os governos federal e estaduais sobre as políticas municipais.

Os resultados desses estudos evidenciaram efeitos distintos em relação aos impactos das variáveis políticas sobre as políticas públicas no nível municipal. Entretanto, as pesquisas disponíveis incluíram o maior número possível de municípios, independentemente do porte populacional (grande, médio, pequeno, muito pequeno), da localização geográfica (região do país) e das suas condições econômicas e sociais, perdendo, assim, as enormes diferenças entre eles. Poucos estudos, como o de Cavalcante (2012), realizaram uma análise considerando a magnitude das cidades.

Entre os três níveis de governo, o nível municipal é o que possui ligações mais diretas com o cidadão, pois assume grande responsabilidade em relação às políticas e à organização dos serviços públicos locais (Sena e Silva, 2007). Isso influi quantitativa e qualitativamente na oferta de políticas, principalmente quando se considera a escassez de recursos financeiros para suprir a demanda existente (Gerigk, 2008).

A gestão dos municípios convive também com outras dificuldades, como a alta dependência de recursos financeiros repassados pela União e por estados, como o Fundo de Participação dos Municípios (FPM), de um lado, e, de outro, os limites constitucionais exigidos de aplicação de recursos nas áreas de educação e saúde, que representam, respectivamente, 25% e 15% das receitas e dos repasses financeiros originários de impostos. Esses são fatores que restringem a capacidade de manejar as políticas públicas no âmbito local, especialmente nos pequenos municípios.

Pressupondo que as demandas da sociedade por serviços públicos se acentuam à medida que o tamanho dos municípios diminui, este artigo pretende verificar os impactos da “ideologia partidária” sobre as políticas fiscais de administração/planejamento, sobre a política de educação e sobre os gastos com investimentos públicos nos municípios brasileiros com população inferior a 5 mil habitantes. A ideologia partidária foi tomada a partir da filiação dos prefeitos a partidos políticos de esquerda, centro ou direita. Como representações (*proxies*) das políticas públicas reguladas e desreguladas e, ainda, para as análises sobre os investimentos públicos, foram utilizados os gastos orçamentários anuais realizados pelos entes locais entre 2001 e 2012.

Considerando a distinção entre políticas públicas reguladas e desreguladas, este trabalho analisa os gastos com a área de administração/planejamento, exclusivamente custeada por recursos municipais e entendida como uma área de gasto público totalmente desregulada. Seus serviços são destinados a atender as necessidades da própria administração e, de maneira geral, é uma área negligenciada nas pesquisas sobre determinantes das políticas públicas na esfera subnacional.

Investimentos públicos (como a realização de obras) são muito visíveis aos eleitores e, conseqüentemente, motivam os políticos a empreenderem esforços para sempre aumentar esse tipo de gasto. Pelos benefícios que geram à população, pela maior adaptabilidade ao calendário eleitoral, por serem custeados por diferentes fontes de recursos e por estarem mais sujeitos à arbitrariedade do gestor (Orair, Gouvêa e Leal, 2014), essa é uma despesa sujeita a ser usada politicamente.

Em contrapartida, seguindo a linha de pesquisa sobre políticas públicas subnacionais, são analisados também os gastos com educação. Diferentemente da área administrativa, essa é, junto à de saúde, a área de gastos mais regulada, além de contar com um contingente amplo de programas federais que auxiliam na oferta dessas políticas públicas nos municípios.

Identificando os efeitos da ideologia política das elites municipais sobre os gastos realizados pelos pequenos municípios, será possível verificar se a filiação ideológica dos gestores municipais exerceu impacto sobre as políticas públicas reguladas (gastos com educação) e as desreguladas (gastos com

administração/planejamento) e, também, se e em que medida influenciaram os investimentos públicos.

A escolha desse grupo de municípios, além dos poucos estudos exclusivos, deve-se à sua presença na estrutura político-administrativa brasileira: em 2012, dos 5.565 municípios, 1.300 deles contavam com população menor que 5 mil habitantes, ou seja, 23,3% de todas as cidades do país.

Na seção 2, apresenta-se uma explicação didática sobre políticas reguladas e desreguladas no Estado brasileiro e alguns pressupostos da pesquisa. Na seção 3, abordam-se a forma de estimar a ideologia política dos administradores públicos e as características dos pequenos municípios e são apresentadas as hipóteses de pesquisa. Na seção 4, são descritas as características populacionais e orçamentárias dos municípios analisados. Na seção 5, a metodologia da pesquisa é explicitada, e, na seção 6, os efeitos das variáveis políticas são descritos e as hipóteses, testadas. Por fim, na seção 7, os achados da pesquisa são evidenciados.

2 POLÍTICAS REGULADAS E DESREGULADAS

Conforme recorda Arretche (2012, p. 190), políticas reguladas são aquelas por meio das quais a legislação e a supervisão federais limitam a autonomia decisória dos entes subnacionais, estabelecendo os patamares de gastos e a modalidade de execução das políticas. As políticas desreguladas, por sua vez, caracterizam-se pela autonomia do ente público em sua execução.

Educação e saúde são casos de políticas públicas reguladas, consideradas universais e que contam com patamares mínimos de aplicação de valores determinados constitucionalmente. Já nas áreas de habitação, urbanismo e transporte, a regulação é limitada. Há ainda áreas, como as de administração/planejamento, que são totalmente desreguladas. Essas últimas ainda não foram objeto de estudos nas pesquisas brasileiras.

As políticas reguladas, diante do conjunto de regras e procedimentos que disciplinam sua execução, oferecem menos espaço para o gestor municipal exercer sua discricionariedade. São, assim, em princípio, menos influenciadas pelos fatores políticos. As políticas desreguladas estariam, por seu turno, mais suscetíveis à vontade do administrador municipal e às injunções políticas (Cavalcante, 2012) e partidárias.

Nos municípios pequenos, pode-se cogitar que as despesas estejam mais sujeitas à interferência política. Entre as categorias da despesa pública, as que propiciam maior visibilidade às gestões junto aos eleitores são os gastos sociais e os gastos com investimentos públicos. Nesse sentido, tais investimentos exercem forte apelo político no âmbito local e exigem ações tanto administrativas (programação

orçamentária, projetos, licitações etc.) como políticas (aprovação legislativa, captação de recursos, período de realização, entre outros) dos gestores para serem efetivadas.

Evidências empíricas sobre a importância política dos gastos com investimentos públicos na esfera municipal são encontradas em Leite (2010), que investigou a responsabilização dos governos municipais perante os cidadãos (beneficiários das políticas públicas) e o governo federal (transferidor dos recursos) em relação às medidas de assistência social, educação e saúde, entre 1997 e 2004. Um dos achados foi que a taxa de investimentos tem maior impacto eleitoral que a melhoria dos serviços públicos nas áreas de saúde e de educação.

Nesse contexto, pergunta-se: a ideologia política dos prefeitos exerceu influência sobre os gastos com administração/planejamento, educação e investimentos públicos nos municípios brasileiros com população inferior a 5 mil habitantes entre 2001 e 2012?

Na seção 3, esclarecemos o uso do indicador filiação partidária do prefeito como uma aproximação para determinar a ideologia ou a coloração política do gestor municipal.

3 IDEOLOGIA POLÍTICA

Ideologia é uma variável explicativa empregada nas análises de políticas públicas, a fim de detectar possíveis diferenças na sua implementação e/ou no desenvolvimento em razão da orientação programática dos partidos dos governantes. A classificação ideológica normalmente empregada nessas pesquisas leva em conta a forma pela qual os governos gerem a vida econômica.

Para Zucco Junior (2009), esquerda e direita ainda estão claramente associadas a maior e menor intervenção do Estado na economia. Partidos de esquerda tendem a preferir um modelo com Estado dominante a qualquer outro tipo de arranjo. Partidos de direita seriam caracterizados por privilegiar estruturas estatais menores e menos intervenção/regulação, sendo mais entusiastas da liberdade de mercado. Por sua vez, partidos de centro seriam aqueles que optariam por um modelo equilibrado entre Estado e mercado.

Segundo Arvate, Avelino e Lucinda (2008), na literatura da ciência política, há duas linhas de argumentação para se analisar a questão da ideologia partidária. A primeira sustenta que a ideologia teria uma função mais estratégica e menos ligada a princípios abstratos. Os partidos, independentemente de suas prioridades, teriam um comportamento similar quando no governo, sendo que a ideologia afetaria tão somente a escolha de políticas alternativas. De toda forma, quaisquer que fossem essas políticas, elas teriam um único fim: atrair o maior número de eleitores para o partido.

A segunda linha de argumentação classifica os partidos em esquerda e direita assumindo que a ideologia tem forte impacto sobre as políticas públicas, em especial aquelas que privilegiam os setores e/ou eleitores do partido que está no governo (sua “clientela”). Os de esquerda favoreceriam um Estado maior e mais ativo, com interferência no curso da economia. Por sua vez, os partidos de direita buscariam um Estado menor e menos ativo, com o objetivo de interferir o mínimo possível na economia.

Em relação às políticas públicas, Cavalcante (2012) argumentou que os partidos de esquerda apresentariam uma postura mais intervencionista, sendo mais favoráveis ao aumento da tributação e de políticas sociais redistributivas. Os partidos de direita, por sua vez, exibiriam uma postura contrária a essas decisões quando no governo.

Para Tarouco e Madeira (2013), os gastos sociais são medidas redistributivas e, portanto, seriam políticas preferidas por governos de esquerda, enquanto políticas de ajustes fiscais seriam preferidas por governos de centro e de direita. O pressuposto dessa literatura é que tais preferências decorrem dos vínculos dos partidos com as classes sociais: partidos de esquerda representariam classes trabalhadoras e partidos de direita seriam identificados com proprietários e grupos sociais privilegiados.

As pesquisas brasileiras que avaliaram as diferenças de resultado entre os partidos com ideologias classificadas no eixo esquerda-centro-direita, quando no governo, apresentaram resultados distintos e contraditórios, dependendo do nível da administração considerada e da política pública analisada.

Quanto à suposição de que partidos políticos de diferentes concepções ideológicas aplicariam de forma distinta recursos na esfera municipal, Rodrigues (2007), analisando os municípios catarinenses entre 1993 e 2000, concluiu não ser possível afirmar existem diferenças entre governos de esquerda, centro e direita. As diferenças percebidas nos volumes de gastos seriam, na realidade, cíclicas e independentes da concepção ideológica do partido do prefeito.

Diferentemente, o estudo de Sakurai (2009) sobre os gastos dos municípios brasileiros no período 1990-2005 revelou que os partidos de esquerda e de direita aplicam mais recursos em saúde/saneamento e menos em habitação/urbanismo e educação/cultura do que os de centro. Entretanto, Oliveira e Carvalho (2009), estudando as despesas dos municípios fluminenses entre 1998 e 2006, indicaram que os partidos políticos classificados como de esquerda gastaram mais nas funções de governo como agricultura, habitação e urbanismo do que os partidos de direita.

Cavalcante (2012) analisou o impacto de variáveis relativas ao sistema político sobre os gastos sociais municipais no período 1996-2010 (educação, saúde, assistência social, saneamento e habitação). Os resultados em relação à ideologia partidária

seguem a literatura, ou seja, partidos de esquerda arrecadaram mais impostos e apresentaram melhores resultados nas áreas sociais analisadas, confirmando a existência de diferenças ideológicas na aplicação de recursos entre os municípios.

A pesquisa de Rodrigues (2010) sobre a relação entre ideologia partidária e gastos com investimentos públicos, no período 2005-2008, nos municípios catarinenses com mais de 50 mil habitantes evidenciou homogeneidade dos gastos entre os grupos ideológicos de esquerda, centro e direita.

A principal controvérsia em relação à análise da ideologia partidária em políticas públicas, segundo Sátyro (2008), engloba o problema da existência ou não de resultados discrepantes em razão das diferenças ideológicas entre os partidos no governo. Esse é ainda um problema não resolvido. Assim, testamos e enumeramos, a seguir, três hipóteses neste estudo.

- Hipótese 1: partidos de esquerda são mais “estatistas”, isto é, destinam mais recursos para as políticas de administração/planejamento do que os partidos de centro e de direita (partidos de esquerda tenderiam, devido à sua concepção ideológica, a aumentar a estrutura burocrática local, privilegiando mais a contratação de pessoal do que os partidos políticos de centro e de direita).
- Hipótese 2: partidos de esquerda têm uma atuação política mais “social”, ou seja, aplicam mais recursos em políticas educacionais que os partidos de centro e de direita (supondo que partidos à esquerda no espectro político dão mais ênfase a políticas sociais do que partidos de centro e de direita).
- Hipótese 3: partidos de esquerda são mais “desenvolvimentistas”, pois tendem a destinar maior volume de recursos em gastos com investimentos públicos que os de centro e de direita (considerando a universalidade de bens públicos, espera-se que os partidos de esquerda apliquem maior recursos em investimentos diretos do que aqueles governados pelos de centro e de direita).

Na seção 4, descrevemos as características básicas dos municípios estudados.

4 CARACTERÍSTICAS POLÍTICAS E ORÇAMENTÁRIAS DOS PEQUENOS MUNICÍPIOS BRASILEIROS

O Brasil contava, em 1999, com 5.507 municípios. Destes, 1.407 (25,5% do total) tinham menos de 5 mil habitantes; 1.309 (23,8%) possuíam entre 5 e 10 mil; 1.355 (24,6%), entre 10 e 20 mil; 1.220 (22,2%), entre 20 e 100 mil; 187 (3,4%), entre 100 e 500 mil; e 29 municípios tinham mais de 500 mil (0,5%). Em 2012, o total de municípios passou a ser de 5.565, 1.300 deles (23,3%) com menos de 5 mil habitantes; 1.210 (21,7%), entre 5 e 10 mil; 1.386 (24,9%), entre

10 e 20 mil; 1.381 (24,8%), entre 20 e 100 mil; 250 (4,5%) de 100 a 500 mil; e 38 (0,7%), acima de 500 mil.⁵

4.1 Pequenos municípios por região do país

A divisão dos pequenos municípios entre as regiões brasileiras não sofreu grandes alterações entre 1999 e 2012 (tabela 1). Foram criados 58 novos municípios (29 na região Sul, 20 na Centro-Oeste, 7 na Nordeste e 2 na Sudeste). No Norte, dos 449 municípios existentes, os com menos de 5 mil totalizaram 114 (25,4% do total da região) e 84 (18,7%), em 1999 e 2012, respectivamente. No Nordeste, em 1999 existiam 1.787 municípios, sendo 289 (16,2%) abaixo de 5 mil habitantes. Em 2012, essa região passou a contar com 1.794 municípios, dos quais 240 (13,4%) com menos de 5 mil habitantes.

TABELA 1
Distribuição dos municípios brasileiros entre as regiões (1999 e 2012)

Regiões	1999			2012		
	Total de municípios	Até 5 mil habitantes	(%)	Total de municípios	Até 5 mil habitantes	(%)
Norte	449	114	25,4	449	84	18,7
Nordeste	1.787	289	16,2	1.794	240	13,4
Sudeste	1.666	450	27,0	1.668	395	23,7
Sul	1.159	408	35,2	1.188	436	36,7
Centro-Oeste	446	146	32,7	466	145	31,1
Brasil	5.507	1.407	25,5	5.565	1.300	23,3

Fonte: Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Disponível em: <<https://is.gd/MU5E9N>>.
Elaboração dos autores.

Obs: Incluindo o Distrito Federal e Fernando de Noronha (PE).

Entre 1999 e 2012, o Sul foi a região que mais viu surgirem novos municípios, todos no Rio Grande do Sul, a maioria deles pequenos. Em 1999, a região contava com 1.159 municípios e passou a ter 1.188 em 2012. Destes, os pequenos totalizaram, respectivamente, 408 (35,2%) e 436 (36,7%).

4.2 Pequenos municípios por coloração partidária

Nas últimas cinco eleições municipais, a configuração política dos pequenos municípios foi caracterizada pela diversidade de partidos políticos que adquiriram nas urnas o direito de administrar os seus executivos, conforme a tabela 2.

5. Para mais informações, acessar: <<https://is.gd/MU5E9N>>.

TABELA 2
Prefeitos eleitos por partido político nos municípios brasileiros com menos de 5 mil habitantes nas eleições municipais de 1996 às de 2012

Partidos	Eleições									
	1996		2000		2004		2008		2012	
	Quantidade	Porcentagem								
PMDB/ MDB	400	28,82	340	25,62	301	22,12	309	24,64	285	21,92
PFL/ DEM	254	18,30	271	20,42	183	13,45	132	10,53	70	5,38
PSDB	221	15,92	221	16,65	198	14,55	173	13,80	186	14,31
PPB/ PP	181	13,04	192	14,47	174	12,78	155	12,36	139	10,69
PDT	121	8,72	71	5,35	74	5,44	73	5,82	75	5,77
PTB	80	5,76	83	6,26	124	9,11	108	8,61	89	6,85
PL/ PR	53	3,82	43	3,24	96	7,05	89	7,10	72	5,54
PT	23	1,66	32	2,41	80	5,88	94	7,50	100	7,69
PSD	22	1,59	10	0,75	-	-	-	-	101	7,77
PSB	9	0,65	21	1,58	40	2,94	61	4,86	81	6,23
PPS	5	0,36	26	1,96	60	4,41	23	1,83	26	2,00
Outros	19 ¹	1,37	17 ²	1,28	31 ³	2,28	37 ⁴	2,95	76 ⁵	5,85

Fonte: Tribunal Superior Eleitoral (TSE). Disponível em: <<https://is.gd/EKdpQF>>.

Elaboração dos autores.

Notas: ¹ Outros = Partido Social Cristão – PSC (7), Partido Republicano Progressista – PRP (6), Partido da Mobilização Nacional – PMN (2), Partido Social Liberal – PSL (2), Partido Verde – PV (1) e Democracia Cristã – PSDC (1).

² Outros = PSL (6), PSC (4), PRP (2), PSDC (2), Partido Social Trabalhista – PST (2) e PMN (1).

³ Outros = PV (7), PSL (5), PSC (4), Partido Renovador Trabalhista Brasileiro – PRTB (4), PHS (3), PMN (3), PRP (3), Partido Comunista do Brasil – PCdoB (1) e Avante – PTdoB (1).

⁴ Outros = Republicanos – PRB (8), PSC (8), PV (6), PMN (4), Partido Trabalhista Nacional – PTN (4), PHS (2), PSL (1), PSDC (1), Partido Trabalhista Cristão – PTC (1), PCdoB (1) e PTdoB (1).

⁵ Outros = PV (19), PRB (13), PSC (12), PMN (8), PCdoB (6), PSL (5), PTC (3), Partido Humanista da Solidariedade – PHS (2), PRP (2), PPL (2), PTdoB (2), PSDC (1), PRTB (1).

Obs.: 1. Fernando de Noronha (PE) não foi considerado por não eleger prefeito.

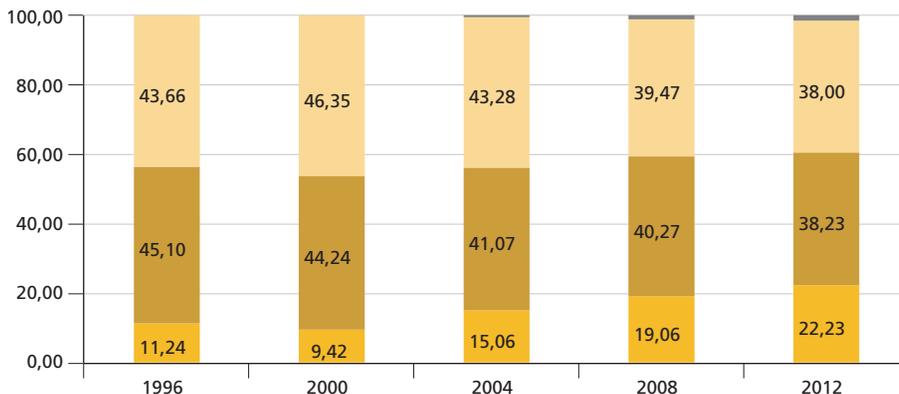
2. PMDB/ MDB – Movimento Democrático Brasileiro; PFL/ DEM – Democratas; PSDB – Partido da Social Democracia Brasileira; PPB/ PP – Progressistas; PDT – Partido Democrático Trabalhista; PTB – Partido Trabalhista Brasileiro; PL/ PR – Partido Liberal; PT – Partido dos Trabalhadores; PSD – Partido Social Democrático; PSB – Partido Socialista Brasileiro; e PPS – Cidadania.

O PMDB/ MDB era o partido com maior representação entre os pequenos municípios, levando-se em consideração as eleições municipais entre 1996 e 2012. Em 1996, venceu em 400 (28,82% do total nessa faixa populacional). Na eleição de 2000, venceu em 340 (25,62%); em 301 na eleição de 2004 (22,12%); 309 na de 2008 (24,64%); e 285 na de 2012 (21,92%). O PSDB vem a seguir, levando-se em consideração os cinco últimos pleitos eleitorais, seguido do PPB/ PP, do PFL/ DEM e do PDT. Destaca-se, ainda, o PSD que, no último pleito, passou a governar 101 pequenos municípios.

GRÁFICO 1

Classificação dos prefeitos eleitos nos pequenos municípios por ideologia política – eleições de 1996 às de 2012

(Em %)



Fonte: TSE. Disponível em: <<https://is.gd/EKdpQF>>.
Elaboração dos autores.

A classificação ideológica⁶ dos prefeitos eleitos nos municípios brasileiros com população até 5 mil habitantes entre 1996 e 2012 indica que os partidos de esquerda elevaram em 2004 o percentual de prefeituras que governaram: em 2000 eram 9,42%, passando para pouco mais de 15,00% em 2004, 19,06% e 22,23% em 2008 e 2012, respectivamente (gráfico 1).

A evolução dos partidos de esquerda resultou na redução de participação tanto dos partidos de direita como dos de centro nos pequenos municípios: os de direita, que detinham o governo de 46,35% desse grupo de municípios em 2000, passaram a 38,00% em 2012; por sua vez, os de centro, que em 1996 governavam 45,10% dos municípios com menos de 5 mil habitantes, passaram a administrar 38,23% em 2012.

4.3 O orçamento dos pequenos municípios brasileiros

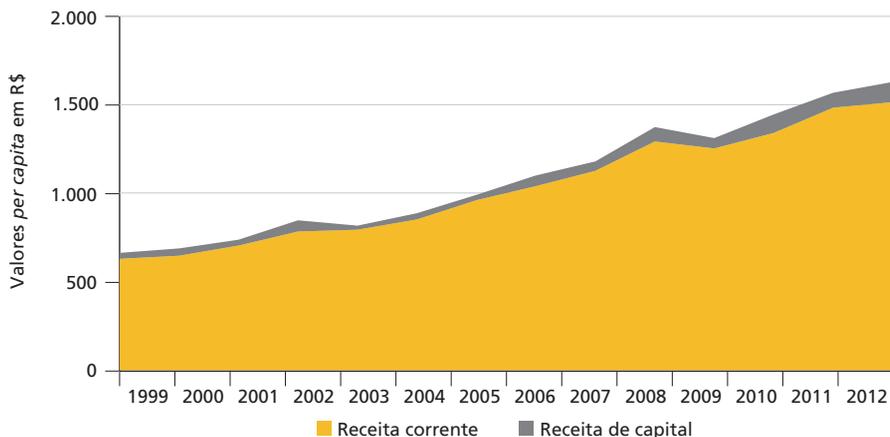
O gráfico 2 apresenta a receita total média *per capita* dos pequenos municípios brasileiros por categoria econômica. As receitas correntes e as de capital referem-se às duas categorias econômicas das receitas públicas orçamentárias.

6. A classificação ideológica dos partidos políticos, considerada nesta pesquisa, está descrita na metodologia.

GRÁFICO 2

Receita total média *per capita* dos pequenos municípios por categoria econômica (1999-2012)

(Em R\$)



Fonte: Finanças do Brasil da Secretaria do Tesouro Nacional (Finbra/STN). Disponível em: <<https://is.gd/aM21Zj>>. Elaboração dos autores.

Obs.: Valores deflacionados pelo Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) do IBGE, para dezembro de 1998.

Os municípios contabilizaram R\$ 628 de receita corrente *per capita* em 1999 e R\$ 1.515 em 2012, um aumento de 141,2%. As receitas de capital evoluíram de R\$ 33 a R\$ 114, um aumento de 245,4%. As receitas correntes representaram, em média, 95% das receitas totais *per capita* durante o período analisado. As receitas de capital responderam por 5% do total médio arrecadado.

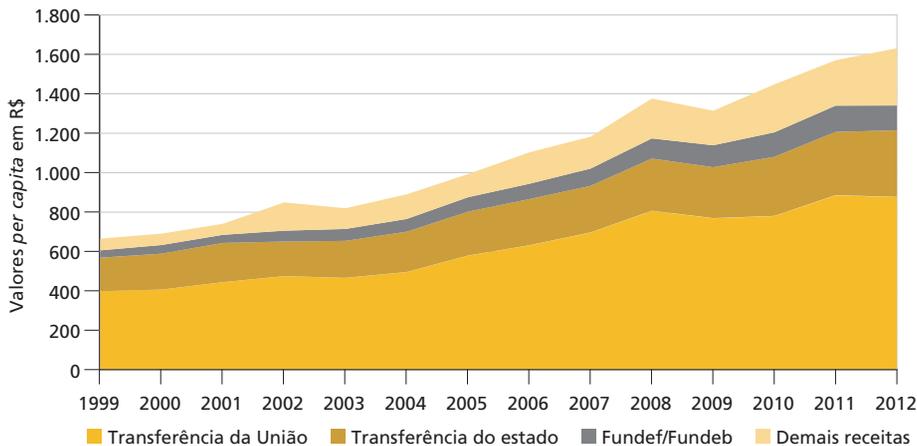
Os dados do gráfico 2 mostram ainda que a única inflexão ocorreu em 2009 – ano em que as médias *per capita* reduziram-se em comparação a 2008, voltando a aumentar nos anos seguintes. Outro fato que se observa é a clara distinção entre as regiões: o Sul, o Sudeste e o Centro-Oeste apresentaram valores acima da média geral, e o Norte e o Nordeste, abaixo.

O gráfico 3 mostra a composição da receita total média *per capita* dos pequenos municípios brasileiros, destacando as transferências da União e dos estados.

GRÁFICO 3

Participação das receitas de transferências na composição da receita total média *per capita* dos pequenos municípios (1999-2012)

(Em R\$)

Fonte: Finbra/STN. Disponível em: <<https://is.gd/aM21Zj>>.

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. Valores deflacionados pelo IPCA/IBGE para dezembro de 1998.

2. Fundef – Fundo de Manutenção e Desenvolvimento do Ensino Fundamental e de Valorização do Magistério; e Fundeb – Fundo de Manutenção e Desenvolvimento da Educação Básica.

As receitas transferidas pela União aos pequenos municípios passaram de R\$ 396 *per capita*, em 1999, para R\$ 875, em 2012 – aumento de 121%. As repassadas pelos estados registraram incremento de 100%, passando de R\$ 169 a R\$ 338. Os valores do Fundef/Fundeb evoluíram de R\$ 37 para R\$ 126 – elevação de 240,5%. Em contrapartida, as demais fontes que compuseram a receita total contabilizaram R\$ 59 por habitante, em 1999, e R\$ 290, em 2012, um acréscimo de 391,5%.

A composição porcentual média das receitas orçamentárias ano a ano dos pequenos municípios indicou que, entre 1999 e 2012: as transferências realizadas pela União responderam, em média, por 57% das receitas totais nos pequenos municípios; os valores transferidos pelos estados participaram com 22% do total arrecadado; e os recursos recebidos do Fundef/Fundeb computaram 7%. As demais receitas representaram 13% dos valores totais angariados pelos pequenos.

A estrutura porcentual das receitas dos pequenos municípios, levando-se em consideração as respectivas origens, indica que as receitas de transferência da União e dos estados e as multigovernamentais do Fundef/Fundeb formaram a base das receitas nos pequenos municípios.

O FPM representou, com aproximadamente 48%, a maior fonte de receita repassada pelo governo federal a esse conjunto de municípios. A quota-parte

do Imposto sobre a Circulação de Mercadorias e Prestação de Serviços (ICMS) repassada pelos governos estaduais foi a segunda principal fonte de receita, com média de 19% do total, seguida dos repasses do Fundef/Fundeb, que representaram pouco mais de 7%.

As demais receitas transferidas pela União e pelos estados registram em média 11% das receitas totais. As receitas tributárias representaram 4%. As demais receitas correntes (receitas de contribuições, agropecuária, industriais, de serviços e outras receitas correntes) responderam por 5%, o mesmo valor das receitas de capital.

Assim, os municípios pequenos tiveram as suas receitas baseadas nas transferências constitucionais efetivadas pelos entes públicos superiores (cota do FPM e do ICMS) e nas do fundo multigovernamental (Fundef/Fundeb), destinado à educação. Essas transferências, em conjunto, responderam por, aproximadamente, 74% das receitas totais.

A base das receitas orçamentárias dos pequenos municípios foram as transferências da União e do estado, que representaram, respectivamente, 60% e 27% das receitas totais, em 2001, e 54% e 21%, em 2012. As receitas tributárias responderam, na média, por 2% do total arrecadado em 2001 e 3,59% em 2012. As transferências do Fundef/Fundeb representaram 6% e 8% nos dois anos, respectivamente, e as receitas de capital contabilizaram os seguintes percentuais das receitas totais: 5% e 7% em 2001 e em 2012, respectivamente.⁷

Para Deda e Kauchakje (2017), quando se abordam os municípios brasileiros, as desigualdades inter-regionais são grandes. Para enfrentar essa questão e propiciar equilíbrio às finanças públicas locais, o regime federativo brasileiro utiliza as transferências intergovernamentais com um importante mecanismo para corrigir as disparidades existentes entre os entes subnacionais.

O grupo de municípios analisados tem sua base de arrecadação sobre as transferências intergovernamentais. Deda e Kauchakje (2017) destacaram que esse é um fator que contribui para desestimular a maximização das capacidades tributárias dos entes subnacionais, uma vez que permitem que os gestores públicos se apoiem em transferências, especialmente nos casos de municípios com uma pequena população e uma baixa capacidade fiscal, culminado em um maior grau de dependência orçamentária dos entes superiores de governo.

Além das transferências constitucionais ou obrigatórias, existem as transferências discricionárias nas quais os entes públicos disputam os recursos existentes. Soares e Neiva (2011), ao analisarem as transferências discricionárias federais entre 1996 e 2009, revelaram que há diferenças nas importâncias repassadas aos municípios

7. Dados disponíveis em: <<https://is.gd/aM21Zj>>.

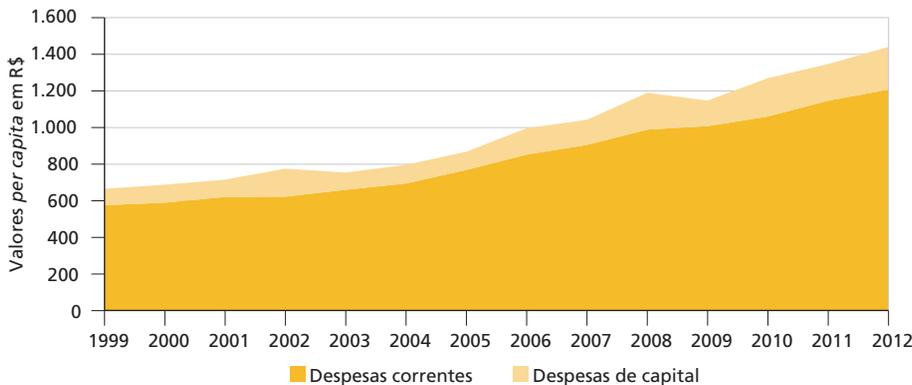
em função das disparidades econômicas regionais. Por exemplo, em Sergipe, as transferências discricionárias representaram quase 70,0% das taxas coletadas. Em São Paulo, elas representaram por volta de 0,2%. Os autores destacam ainda que o principal ente receptor dessa forma de transferência mudou a partir de 2003. Nesse sentido, os municípios passaram a receber mais recursos discricionários do que os estados, devido às políticas sociais adotadas pelo governo federal no período.

O gráfico 4 apresenta a divisão dos gastos *per capita* dos pequenos municípios levando em conta essas duas categorias econômicas. Nesse contexto, em 1999, os gastos médios *per capita* com despesas correntes foram de R\$ 569 e os com despesas de capital, R\$ 89. Tais gastos corresponderam, respectivamente, a 86,5% e 13,5% das despesas *per capita* no ano referido. Em 2012, as médias passaram a R\$ 1.195, com despesas correntes (83,9% do total), e R\$ 230, com despesas de capital (16,1%).

GRÁFICO 4

Composição da despesa total *per capita* dos pequenos municípios por categoria econômica (1999-2012)

(Em R\$)



Fonte: Finbra/STN. Disponível em: <<https://is.gd/aM21Zj>>.

Elaboração dos autores.

Obs.: Valores deflacionados pelo IPCA/IBGE para dezembro de 1998.

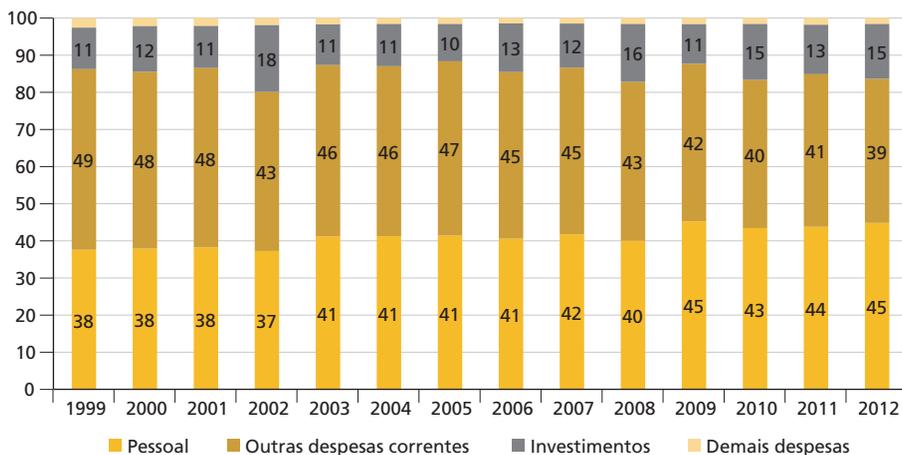
Durante toda a série, a média das despesas correntes foi de R\$ 827 e a das despesas de capital ficou em R\$ 141, representando 85,4% e 14,6% dos gastos públicos, nessa ordem. Ou seja, em média, os pequenos municípios aplicaram mais de quatro quintos das despesas na manutenção e na prestação dos serviços à população.

A seguir, apresenta-se a composição porcentual das despesas orçamentárias totais dos pequenos municípios (gráfico 5).

GRÁFICO 5

Composição percentual média da despesa *per capita* total dos pequenos municípios (1999-2012)

(Em %)



Fonte: Finbra/STN. Disponível em: <<https://is.gd/aM21Zj>>.
Elaboração dos autores.

Os gastos municipais com pessoal e encargos sociais, em função das disposições que regulamentam a relação de trabalho entre os servidores municipais e os entes locais (especialmente a estabilidade no cargo dos funcionários efetivos), são a característica mais importante das despesas municipais e explicam por que os pequenos municípios registraram percentuais de gastos com pessoal e encargos sociais bastante homogêneos de 1999 a 2012.

Entre 1999 e 2008, a média dos gastos com pessoal representou cerca de 41% das despesas totais *per capita* e, de 2009 a 2012, o percentual médio das despesas com pessoal passou a ser de 44%.

As demais despesas correntes englobam, além das despesas com juros, as destinadas à manutenção da estrutura municipal existente, como aquisição de materiais de consumo (combustível; materiais odontológicos, hospitalares, de limpeza, de escritório, de construção; gêneros de alimentação etc.), aquisição de materiais para distribuição gratuita (como medicamentos) e contratação de serviços de terceiros (como serviço mecânico, elétrico, hidráulico, entre outros). Os dados evidenciaram que, de 1999 a 2007, a média de gastos com essa natureza de despesa ficou em torno de 46% do total das despesas *per capita*; de 2008 a 2012, a média passou a 42%; e os anos finais da série contabilizaram os menores percentuais de gastos com esse tipo de despesa corrente.

Entre as despesas de capital, as com investimentos públicos foram responsáveis por 12,8% das despesas totais *per capita* no período 1999-2012. O maior percentual aplicado em investimentos foi de 18%, em 2002, seguido por 2008, com 16%, e 2011 e 2012, ambos com 15%. As demais despesas de capital se resumiram às amortizações de contratos de empréstimos e apresentaram gastos em torno de 2% das despesas totais.

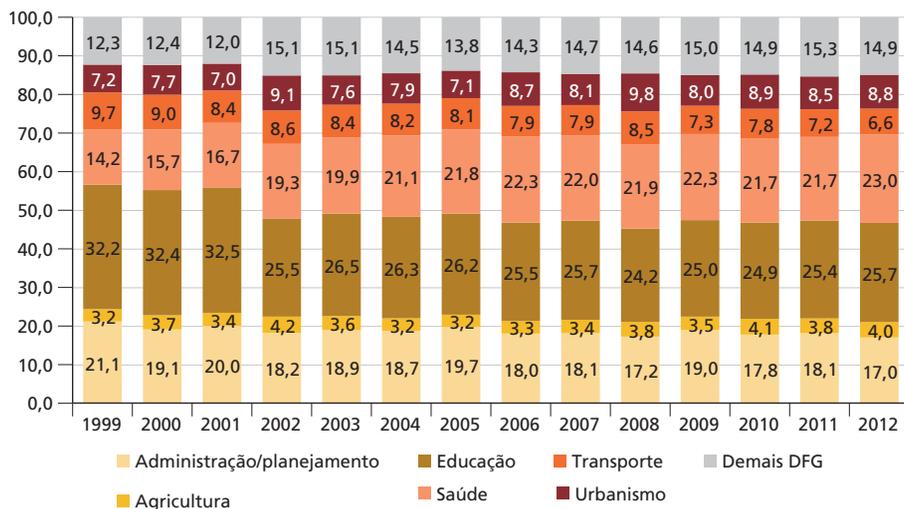
A estrutura dos gastos apresentou os seguintes valores em relação às despesas totais: as despesas correntes passaram de 87%, em 2001, para 84%, em 2012; as despesas de capital cresceram de 13% para 16%; as despesas com pessoal de 38% para 45%, enquanto as demais despesas correntes (materiais de consumo, contratações de serviços de terceiros, subvenções sociais, juros da dívida, entre outras) reduziram-se de 48% para 39%. Os investimentos públicos responderam, respectivamente, por 11% e 15% das despesas totais.⁸

Os percentuais anuais apresentados no gráfico 6 indicam que as seis principais despesas agregadas (administração/planejamento; agricultura; educação; saúde e saneamento; habitação e urbanismo; e transporte) responderam, em média, por cerca de 85% do montante de despesas realizadas, sendo a diferença, em torno de 14%, aplicada em outras 22 funções de governo.

GRÁFICO 6

Proporção média dos gastos por funções de governo em relação às despesas totais dos pequenos municípios (1999-2012)

(Em %)



Fonte: Fibra/STN. Disponível em: <<https://is.gd/aM21Zj>>.

Elaboração dos autores.

Obs.: DFG – Despesas por Função de Governo.

8. Dados disponíveis em: <<https://is.gd/aM21Zj>>.

Os pequenos municípios aplicaram em média, entre 1999 e 2012, 26,5% do total das despesas em educação, 20,8% na área de saúde e saneamento, 18,4% em despesas com administração/planejamento, 8,3% em habitação e urbanismo, 8,0% em transporte, 3,6% em agricultura e pouco mais de 14,0% em todas as demais áreas de governo.

No caso dos municípios brasileiros, dois aspectos precisam ser destacados em relação à execução dos orçamentos e, conseqüentemente, do planejamento desses entes públicos. O primeiro está relacionado à autoridade sobre recursos tributários e/ou fiscais, que determina o grau de autonomia que os governos têm para efetivar as políticas públicas. A falta de autonomia para obter recursos financeiros suficientes que atendam às demandas dos cidadãos condiciona os governos, especialmente os subnacionais, a incorporarem as orientações políticas do nível de governo que controla esses recursos. Assim, quanto maior a autoridade de determinado ente público sobre a captação dos recursos tributários, maiores serão suas condições para definir com autonomia as próprias agendas de governo (Arretche, 2005).

O segundo aspecto refere-se à influência da regulação federal sobre a execução de políticas públicas na esfera municipal, ou seja, mesmo diante da autonomia legal, administrativa e financeira que a CF/1988 conferiu aos municípios, o desenvolvimento das políticas públicas no âmbito municipal é fortemente influenciado pela regulação federal que disciplina a aplicação de recursos em determinadas políticas. Essa regulação tem por finalidade “amarrar” (Arretche, 2012, p. 198) os governos locais em tais políticas, impactando a estrutura (pessoal, encargos sociais, investimentos, materiais etc.) e os patamares de gastos (montante aplicado em virtude da estrutura necessária) dos entes locais, sendo que esses efeitos são certamente mais intensos entre os pequenos municípios.

Isso posto, será que houve diferença significativa de gastos entre as elites políticas locais de diferentes partidos?

5 METODOLOGIA DA PESQUISA

A abordagem utilizada aqui é quantitativa, com emprego de análise de dados em painel. O método utilizado nas análises de dados em painel, após a realização dos testes estatísticos indicados, foi o de efeitos fixos.

As variáveis explicativas empregadas na pesquisa (quadro 1) mantêm relação com: i) a ideologia partidária; ii) o calendário eleitoral, tanto municipal como o federal/estadual; iii) as formas de alinhamento político entre os governos municipais e os governos estadual e federal; iv) a competição política; e v) alguns aspectos socioeconômicos dos pequenos municípios.

QUADRO 1

Variáveis explicativas e a relação esperada com os gastos analisados

Variáveis explicativas		Administração	Educação	Investimentos
Políticas	Ideologia partidária – centro	(-)	(-)	(-)
	Ideologia partidária – direita	(-)	(-)	(-)
	Ano eleição federal	(-)	(+)	(+)
	Ano eleição municipal	(-)	(+)	(+)
	Relação partidária presidente	(+)	(+)	(+)
	Relação partidária governador	(+)	(+)	(+)
	Coligação direta presidente	(+)	(+)	(+)
	Coligação direta governador	(+)	(+)	(+)
	Coligação indireta presidente	(+)	(+)	(+)
	Coligação indireta governador	(+)	(+)	(+)
	NEP do Executivo municipal	(-)	(+)	(-)
	NEP do Legislativo municipal	(-)	(+)	(-)
Socioeconômicas	População total (<i>log natural</i>)	(-)	(+)	(+)
	População jovem – % (< 15 anos)	(-)	(+)	(+)
	População idosa – % (> 60 anos)	(-)	(-)	(+)
	PIB municipal <i>per capita</i>	(+)	(+)	(+)

Fontes: Fibra/STN, TSE e IBGE. Disponíveis em: <<https://is.gd/aM21Zj>>; <<https://is.gd/EKdpQF>>; e <<https://is.gd/MU5E9N>>. Elaboração dos autores.

Obs.: NEP – número efetivo de partidos; e PIB – produto interno bruto.

A classificação dos partidos dos prefeitos dos pequenos municípios nas ideologias de esquerda, centro e direita baseia-se em Fernandes (1995), Coppedge (1997), Mainwaring, Meneguello e Power (2000), Rodrigues (2002) e Zucco Junior (2011). Com base nesses autores, PPB/PP, PTB, PSL, PST, PSC, PL/PR, PFL/DEM, PSDC, PTC, PSD, PRP e Partido de Reedificação da Ordem Nacional (Prona) são classificados como partidos de direita; PMDB, PSDB e PPS, como de centro; e PDT, PT, PMN, PSB, PV e PCdoB, como de esquerda. A partir dessas referências, não foi possível classificar ideologicamente cinco partidos: PRB, PTN, PRTB, PHS e PTdoB, sendo excluídos das análises.

Esse grupo de partidos inclassificáveis totalizou 74 observações, sendo 6 no Norte, 18 no Nordeste, 20 no Centro-Oeste, 26 no Sudeste e 4 no Sul. A dificuldade em classificá-los ideologicamente advém de dois problemas. Em primeiro lugar, usualmente, essas legendas são tratadas na literatura como “fisiológicas”. Ou seja, organizações com fins eleitoreiros e que não possuem um programa, uma ideologia ou uma visão de mundo, mas servem como máquina eleitoral para seus líderes. Em segundo lugar, essas agremiações raramente ocupam posições de chefia em governos de modo que se possa extrair orientações ideológicas das políticas públicas por eles implementadas.

Do mesmo modo, os manifestos partidários de tais agremiações são superficiais e não realizam qualquer menção a uma visão de mundo bem definida. Além disso, como raramente elegem membros na Câmara dos Deputados, é impossível captar a posição desses partidos sobre temas-chave por meio de votações em plenário. Portanto, parece mais prudente deixar tais partidos de fora de nossa análise, de modo a não criar viés com uma classificação de baixa confiabilidade ou prejudicar a consistência dos achados.

Para determinar possíveis diferenças entre as ideologias políticas dos administradores municipais e os tipos de gastos públicos, utilizamos os partidos políticos de esquerda como referências nas análises. A representação deu-se por meio de variáveis *dummies*. Os partidos de esquerda receberam valor 0 e os de centro e de direita, 1.

Esperam-se verificar possíveis diferenças entre as três ideologias no seguinte sentido: os governos municipais de esquerda apresentam estruturas de governos maiores e políticas públicas expansionistas na provisão de serviços públicos à população, culminando em maiores gastos com pessoal e maior volume de recursos para as áreas de administração/planejamento e educação, bem como maior aporte de recursos em investimentos locais devido à universalidade de utilização dos bens públicos gerados. Em contrapartida, os entes locais vinculados ao centro e à direita apresentam estruturas de governos menores e menos ativas por estarem mais preocupados com políticas de ajuste fiscal, destinando menos recursos aos gastos analisados.

Os efeitos dos anos eleitorais sobre as variáveis explicadas são avaliados utilizando as eleições municipais (2004, 2008 e 2012) e as eleições federais/estaduais (2002, 2006 e 2010). O objetivo é determinar se os administradores locais tendem a mudar a execução orçamentária em anos eleitorais para aumentar os gastos em políticas públicas sociais e investimentos públicos e, com isso, expandir seu prestígio junto ao eleitorado.

O alinhamento político dos prefeitos dos pequenos municípios com o partido do presidente da República foi representado por três variáveis *dummies*: a primeira determina se o prefeito e o presidente pertenciam ao mesmo partido político (*relação partidária presidente*); a segunda define se o partido político do presidente fez parte da coligação que elegeu o prefeito (*coligação direta presidente*); e a terceira estabelece se pelos menos um dos partidos políticos da coligação do presidente fez parte da coligação municipal que elegeu o prefeito, excluindo o partido do presidente (*coligação indireta presidente*). O mesmo procedimento foi empregado em relação à vinculação política dos pequenos municípios com o governo do seu estado: *relação partidária governador*, *coligação direta governador* e *coligação indireta governador*.

Ao abordarem a descentralização do sistema partidário, Carneiro e Almeida (2008) afirmam que uma das suas características é a existência de conexão entre os diferentes níveis do sistema – federal, estadual e municipal. Destacam que “existe um padrão de articulação entre os diferentes níveis do sistema partidário brasileiro e que o subsistema partidário local se encontra articulado aos subsistemas estadual e nacional” (Carneiro e Almeida, 2008, p. 414). Se o papel dos partidos é de articular as escolhas locais e as políticas regional e nacional, a dinâmica política no âmbito local não pode ser entendida como expressão apenas das forças que se movem nesse território, mas como uma complexa relação que entrelaça os municípios às esferas políticas estaduais e nacional (*op. cit.*, p. 425).

No nosso modelo, essas vinculações políticas são representadas pelas três formas de alinhamentos políticos entre o prefeito municipal e os governos federal e estadual, com base em seus respectivos partidos políticos. O esperado é que essas associações políticas contribuam para as finanças municipais, com aumento de suas receitas, principalmente pela liberação de recursos de transferências voluntárias (Arretche e Rodden, 2004; Ferreira e Bugarin, 2007; Arvate, Avelino e Lucinda, 2008; Vieira e Arvate, 2008). A expectativa é de que, quando tais alinhamentos políticos se configuraram, os governos locais registraram aumentos de gastos com administração/planejamento, educação e com investimentos públicos, em comparação àqueles municípios em que tais relações políticas não ocorreram.

A competição política é avaliada por meio das seguintes variáveis: i) *NEP⁹ do Executivo municipal*; e ii) *NEP do Legislativo municipal*. Nesse contexto, o nível de competição política para os cargos eletivos influencia a destinação de recursos para determinadas áreas governamentais. Quanto maior o nível de competição para os cargos públicos, maiores os incentivos para que os gastos públicos sejam dirigidos às políticas públicas que atendam ao maior número possível de cidadãos. As políticas universais ou sociais seriam priorizadas em detrimento das políticas destinadas a grupos específicos (Sátyro, 2008; Coêlho, 2010; Tarouco, 2012).

Segundo Sátyro (2008), quando existe um alto nível de competição eleitoral e, por isso, influência política efetiva dos pobres (por meio do voto), os políticos têm fortes incentivos para aumentar gastos com políticas sociais. O argumento implícito é o de que ambientes com competição eleitoral apresentam níveis de incerteza para as elites partidárias, e isso promove um senso de responsabilidade maior dessas elites em relação às necessidades dos cidadãos.

9. O NEP foi desenvolvido por Laakso e Taagepera (1979), a partir de indicador proposto por Douglas Rae – baseado no índice de Herfindahl-Hirschman (H-H), e é utilizado na economia para mensurar a dispersão/concentração de segmentos empresariais. O NEP é dado por $1/\sum v_i^2$, em que v_i representa a proporção (%) de votos obtida individualmente pelos partidos na eleição. Assim, quanto maior o índice, maior a competição entre os partidos.

Em relação ao NEP do Executivo e do Legislativo municipais, foram consideradas as eleições de 2000, 2004 e 2008. O esperado é que, quanto maior a competição política, maior a aplicação de recursos com educação e menor a destinação de dinheiro para administração/planejamento e para os investimentos locais.

Além das variáveis explicativas políticas, utiliza-se um conjunto de variáveis socioeconômicas que podem influenciar positivamente (aumento) ou negativamente (diminuição) as variáveis explicadas. As relações esperadas para essas variáveis são citadas a seguir.

- 1) População total (logaritmo natural): quanto maior a população, maiores as necessidades de serviços públicos; assim, maiores seriam os gastos com educação e com investimentos públicos, e menores os gastos na área administrativa.
- 2) População jovem: quanto maior o número de jovens no município, maiores os gastos com educação e com investimentos locais; e menores os gastos na área de administração/planejamento.
- 3) População idosa: quanto maior o contingente dessa faixa populacional, maiores os gastos com saúde e com investimentos públicos. O aguardado é que a relação dessa variável com as despesas de educação e as da área administrativa seja negativa.
- 4) PIB municipal *per capita*: quanto maior a atividade econômica no ambiente local, melhores as condições econômicas para tributação própria e para repasses das receitas vinculadas às atividades econômicas. Com isso, espera-se relação positiva entre o PIB local e os três gastos municipais analisados.

A pesquisa emprega os níveis de significância de 1% e 5%. A amostra da pesquisa é constituída de 14.039 observações. Os dados foram coletados junto ao IBGE, à STN e a sua base de dados Finbra, ao TSE e ao Atlas de Desenvolvimento Humano, do Programa das Nações Unidas para o Desenvolvimento (PNUD).¹⁰ Os dados monetários, por sua vez, foram deflacionados pelo IPCA/IBGE para dezembro de 1998 e transformados em valores *per capita*.

10. Para mais informações sobre o atlas, acessar o *link*: <<https://is.gd/r3MbyV>>.

6 ANÁLISES DOS RESULTADOS

Nesta seção, são apresentados e discutidos os resultados das análises de dados em painel pelo método de efeitos fixos. Os objetivos são: identificar a influência da ideologia política sobre os gastos dos pequenos municípios, testar as hipóteses e verificar os efeitos das outras variáveis explicativas (políticas e socioeconômicas) sobre os gastos públicos analisados. Os resultados das regressões estimadas são expostos na tabela 3.

As estimações das regressões foram realizadas primeiro com todos os pequenos municípios com o objetivo de se estabelecer um parâmetro geral de explicação para as despesas por função de governo e para os gastos com investimentos. Depois, as análises foram efetivadas separando-se os pequenos entes locais entre as cinco regiões do Brasil para verificar se as características regionais exerciam influência sobre a explicação das variáveis dependentes.

Dessa forma, é possível comparar as semelhanças e as diferenças que os aspectos políticos exercem sobre as políticas públicas reguladas e as desreguladas e, também, que fatores políticos impactam os investimentos públicos nos pequenos municípios e em que medida.

TABELA 3
Determinantes dos gastos com administração e planejamento, educação e investimentos públicos: efeitos fixos (2001-2012)

Variáveis explicativas	Municípios com menos de 5 mil habitantes																				
	Administração/Planejamento							Educação							Investimentos						
	Todos	Norte	Nordeste	Sudeste	Sul	Centro-Oeste	Todos	Norte	Nordeste	Sudeste	Sul	Centro-Oeste	Todos	Norte	Nordeste	Sudeste	Sul	Centro-Oeste			
Ideologia de centro	1,83 (0,94)	-5,63 (-0,60)	12,15** (2,78)	-0,49 (-0,15)	4,09 (1,22)	-15,59 (-1,58)	-5,42** (-2,15)	4,29 (0,40)	-0,86 (-0,17)	-7,64 (-1,77)	-0,22 (-0,05)	7,98 (0,69)	13,40*** (3,89)	22,24 (1,33)	5,92 (0,86)	3,61 (0,58)	19,49*** (3,17)	8,61 (0,55)			
Ideologia de direita	-0,83 (-0,44)	-8,99 (-0,98)	5,14 (1,23)	2,10 (0,65)	-0,30 (-0,09)	-2,40** (-2,27)	-4,31 (-1,74)	-1,33 (-0,13)	2,69 (0,56)	-4,57 (-1,11)	-2,54 (-0,62)	10,16 (0,87)	8,36** (2,47)	20,61 (1,26)	3,52 (0,52)	-1,71 (-0,29)	12,87*** (2,17)	7,03 (0,45)			
Eleições estaduais/federais	-1,31** (-2,24)	5,60 (1,86)	-1,08 (-0,76)	-0,47 (-0,50)	-2,92*** (-2,93)	-2,13 (-1,06)	0,04 (0,06)	5,07 (1,36)	6,37*** (3,55)	1,80 (1,32)	-7,65*** (-5,83)	10,35*** (4,20)	35,41*** (23,86)	61,93*** (9,58)	26,04*** (8,78)	39,10*** (15,55)	34,52*** (12,35)	28,06*** (5,82)			
Eleições municipais	-2,07*** (-3,27)	0,19 (0,06)	-3,31** (-2,08)	-3,20*** (-3,10)	-0,54 (-0,51)	-4,61** (-2,11)	7,66*** (0,06)	16,78*** (4,13)	6,76*** (3,43)	8,24*** (5,65)	3,60** (2,59)	12,45*** (4,70)	26,51*** (17,25)	11,89 (7,23)	23,47*** (7,41)	27,53*** (10,55)	29,72*** (10,55)	26,95*** (5,50)			
Relação partidária presidente	6,41*** (2,64)	-0,61 (-0,05)	12,88 (1,75)	4,57 (1,19)	7,19 (1,79)	-1,17 (-0,14)	-0,28 (-0,09)	10,37 (0,73)	9,36 (1,13)	-6,24 (-1,27)	1,16 (0,22)	9,27 (0,91)	10,31** (2,34)	19,27 (0,85)	6,12 (0,54)	14,93** (2,10)	3,85 (0,51)	1,87 (0,13)			
Coligação direta presidente	0,70 (0,58)	1,23 (0,25)	-1,16 (-0,37)	3,97** (1,98)	-0,88 (-0,42)	-2,96 (-0,82)	3,44** (2,19)	0,87 (0,15)	3,95 (1,07)	8,40*** (3,21)	-0,27 (-0,10)	-1,17 (-0,27)	5,49** (2,46)	-5,71 (-0,61)	5,00 (0,98)	1,73 (0,45)	12,16*** (3,00)	9,58 (1,58)			
Coligação indireta presidente	2,00** (2,37)	-0,47 (-0,12)	3,17 (1,57)	0,71 (0,54)	2,04 (1,24)	4,37 (1,62)	4,65*** (4,16)	3,33 (0,73)	12,10*** (5,03)	-0,22 (-0,13)	1,92 (0,90)	11,61*** (6,60)	12,13*** (7,23)	14,19 (1,95)	15,11*** (4,38)	3,91 (1,43)	18,65*** (5,56)	12,02** (2,56)			
Relação partidária governador	-1,09 (-0,87)	5,39 (1,01)	0,86 (0,25)	0,60 (0,25)	-1,55 (-0,78)	-7,20 (-1,91)	-2,74 (-1,65)	-7,11 (-1,15)	-5,55 (-1,39)	-2,98 (-0,92)	-3,44 (-1,30)	-5,22 (-1,13)	-8,25*** (-3,29)	-3,58 (-0,36)	-10,16 (-1,75)	-4,29 (-0,88)	-15,16*** (-3,51)	5,25 (0,74)			
Coligação direta governador	0,90 (0,91)	-8,77** (-2,12)	3,05 (1,23)	1,04 (0,56)	0,79 (0,50)	5,36 (1,65)	2,99** (2,28)	-1,86 (-0,38)	0,14 (0,05)	7,72*** (3,16)	1,00 (0,49)	3,68 (0,93)	2,88 (1,48)	-12,16 (-1,53)	3,13 (0,74)	4,26 (1,18)	5,10 (1,54)	0,24 (0,04)			
Coligação indireta governador	1,23 (1,37)	-3,44 (-0,89)	5,09** (2,42)	-0,19 (-0,13)	0,06 (0,03)	3,44 (1,12)	5,36*** (4,52)	1,75 (0,38)	1,36 (0,55)	1,39 (0,71)	8,62*** (3,86)	1,74 (0,47)	7,88*** (4,39)	20,75*** (2,80)	8,76** (2,45)	9,73*** (3,20)	4,29 (1,19)	-2,22 (-0,42)			
NEP Executivo	1,47 (0,95)	0,42 (0,06)	5,20 (1,17)	4,92** (2,18)	-1,61 (-0,53)	1,23 (0,28)	-5,28*** (-2,62)	-24,31*** (-3,26)	-0,63 (-0,12)	0,73 (0,08)	-5,22 (-1,31)	-10,44 (-1,94)	-4,54 (-1,62)	-21,92 (-1,82)	-9,05 (-1,30)	-5,71 (-1,35)	-0,76 (-0,13)	2,99 (0,40)			
NEP Legislativo	3,75*** (7,22)	6,38*** (3,57)	4,92*** (3,89)	0,44 (0,53)	3,35*** (2,99)	4,78*** (2,95)	5,44*** (7,99)	7,69*** (3,70)	2,22 (1,55)	1,87 (1,75)	1,78 (1,22)	5,22*** (2,66)	-2,13** (-2,24)	-3,91 (-1,18)	0,63 (0,32)	-1,40 (-0,91)	-1,59 (-0,73)	2,50 (0,96)			

(Continua)

(Continuação)

Variáveis explicativas	Municípios com menos de 5 mil habitantes																	
	Administração/planejamento						Educação						Investimentos					
	Todos	Norte	Nordeste	Sudeste	Sul	Centro-Oeste	Todos	Norte	Nordeste	Sudeste	Sul	Centro-Oeste	Todos	Norte	Nordeste	Sudeste	Sul	Centro-Oeste
População total (L/N)	0,92 (0,89)	-2,38 (-0,53)	-0,21 (-0,09)	1,39 (0,78)	2,59 (1,30)	1,95 (0,64)	8,02*** (5,86)	10,20 (7,73)	3,69 (1,36)	8,38*** (3,77)	10,72*** (4,02)	4,67 (1,25)	-9,60*** (-2,68)	-1,65 (-0,13)	-13,15** (-2,55)	2,70 (0,49)	-40,44 (-1,92)	-27,69 (-0,89)
População jovem (%)	-312,45*** (-17,87)	-236,39*** (-3,24)	-243,89*** (-5,87)	-406,99*** (-11,80)	-330,06*** (-10,50)	-279,07*** (-5,13)	-606,19*** (-26,51)	-557,42*** (-6,70)	-759,70*** (-15,73)	-934,04*** (-21,33)	-450,29*** (-10,98)	-445,95*** (-6,81)	-398,95*** (-12,65)	-106,42 (-0,80)	18,69 (0,29)	-586,33*** (-9,29)	-633,18*** (-9,21)	-42,49 (-0,39)
População idosa (%)	1535,02*** (44,37)	2255,42*** (10,35)	1162,78*** (10,85)	1451,97*** (23,46)	1518,76*** (27,51)	1869,71*** (16,17)	2191,01*** (48,15)	3480,97*** (13,66)	2261,27*** (17,34)	2380,33*** (29,61)	2014,60*** (28,15)	2142,14*** (15,23)	1184,81*** (18,04)	1381,31*** (3,46)	351,66 (1,92)	1147,42*** (9,56)	1128,09*** (8,74)	540,75** (2,36)
PIB municipal per capita	0,004*** (12,47)	0,004*** (2,18)	0,019*** (7,02)	0,005*** (8,46)	0,003*** (6,70)	0,004*** (3,79)	0,005*** (10,60)	0,008*** (4,06)	0,050*** (13,40)	0,009*** (10,54)	0,001 (1,61)	0,009*** (6,17)	0,007*** (9,92)	0,005 (1,38)	0,009 (1,76)	0,006*** (4,67)	0,007*** (6,56)	0,007*** (3,16)
Constante	0,15 (0,05)	11,57 (0,59)	-3,33 (-0,45)	13,05** (2,55)	-1,47 (-0,23)	-7,24 (-0,74)	1,70 (0,37)	-8,48 (-0,28)	46,78*** (4,18)	14,65 (1,71)	-272,39*** (-2,92)	-1,33 (-0,93)	94,13*** (3,53)	30,69 (0,37)	120,67*** (3,44)	43,35 (1,12)	384,24** (2,12)	182,22 (0,66)
Número de observações	11,723	682	1,975	3,705	4,144	1,217	11,904	689	2,043	3,692	4,227	1,253	11,778	690	2,020	3,728	4,143	1,197
R2	0,3758	0,3898	0,3364	0,3449	0,4306	0,4407	0,4400	0,5616	0,5784	0,5197	0,4249	0,4595	0,2091	0,2098	0,1159	0,2200	0,2971	0,1186
Estatística F	336,11	19,40	45,43	93,09	152,76	43,67	379,38	39,47	128,63	190,55	153,07	48,84	148,34	8,20	12,10	50,21	85,31	7,26
Prob > F	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Teste de Chow	20,61	9,44	13,50	18,53	23,76	22,10	12,68	11,33	12,60	12,50	11,39	10,15	4,63	2,18	3,86	3,98	4,68	4,78
Prob > F	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Teste de Hausman	674,74	82,41	96,79	211,53	152,23	137,00	1355,50	61,02	290,36	332,61	482,45	150,07	381,78	40,31	22,87	175,07	167,08	24,92
Prob > Chi2	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,087	0,000	0,000	0,051

Elaboração dos autores.

Obs.: Significância: 1%***, 5%**.

6.1 Efeitos da ideologia política

Os partidos políticos ideologicamente classificados como de esquerda foram utilizados como referência nas avaliações.

A ideologia partidária mostrou-se significativa, em relação aos gastos administrativos, somente para os pequenos municípios das regiões Nordeste e Centro-Oeste. Os partidos de centro destinaram, em média, R\$ 12,15 *per capita* a mais para a área de administração/planejamento do que os de esquerda no Nordeste. E os partidos de direita registraram retração *per capita* de R\$ 22,40 quando comparados com os de esquerda no Centro-Oeste.

Quanto aos gastos com educação, a ideologia partidária foi relevante apenas para o conjunto de todos os pequenos municípios, revelando que os partidos de esquerda destinaram mais recursos para a área de educação do que os de centro, devido ao sinal negativo apresentado (tabela 3). A retração *per capita* foi de R\$ 5,42 no caso dos partidos de centro quando comparados com os de esquerda.

Os resultados evidenciaram que os partidos de centro e de direita aplicaram mais recursos em investimentos públicos que os de esquerda, devido ao sinal positivo registrado (tabela 3). Os partidos de centro destinaram em média R\$ 13,40 *per capita* a mais do que os de esquerda em gastos com investimentos e os de direita R\$ 8,36. Esse mesmo fenômeno ocorreu no Sul. Nessa região, os partidos de centro aplicaram, em média, R\$ 19,49 *per capita* a mais que os de esquerda, e os de direita, R\$ 12,87 acima dos de esquerda.

6.2 Teste das hipóteses de pesquisa

Os resultados apresentados por todas as estimações (tabela 4) evidenciam que as ideologias partidárias não foram significantes para estimar gastos com administração/planejamento. Nas estimações por regiões, somente no Nordeste o centrismo foi relevante estatisticamente e apresentou sinal positivo. A ideologia de direita mostrou-se significativa apenas no Centro-Oeste, com sinal negativo. Nos demais casos, a ideologia partidária não foi estatisticamente significativa.

Refuta-se, com isso, a hipótese 1, de que os políticos filiados a partidos de esquerda, quando no poder municipal, destinariam mais recursos para a área de administração/planejamento que os partidos classificados como de centro ou de direita.

TABELA 4
Efeitos das ideologias políticas sobre os gastos com administração/planejamento, educação e investimentos públicos (2001-2012)

Municípios com menos de 5 mil habitantes	Administração/ planejamento		Educação		Investimentos públicos	
	Centro	Direita	Centro	Direita	Centro	Direita
Todos	N.S.	N.S.	-5,42**	N.S.	13,40***	8,36**
Norte	N.S.	N.S.	N.S.	N.S.	N.S.	N.S.
Nordeste	12,15***	N.S.	N.S.	N.S.	N.S.	N.S.
Sudeste	N.S.	N.S.	N.S.	N.S.	N.S.	N.S.
Sul	N.S.	N.S.	N.S.	N.S.	19,49***	12,87**
Centro-Oeste	N.S.	-22,40**	N.S.	N.S.	N.S.	N.S.

Elaboração dos autores.

Obs.: N.S. – não significante; *** – significante a 1%; ** – significante a 5%.

Quanto aos gastos com educação, somente a ideologia de centro na estimação com todos os pequenos municípios apresentou significância e sinal negativo, indicando que tais partidos destinaram menos recursos para a área de educação do que os partidos classificados ideologicamente como de esquerda. Nas análises regionais, entretanto, as ideologias partidárias não registraram significância estatística.

Diante desses resultados, não há evidências para confirmar a hipótese 2, de que os partidos de esquerda que governaram os pequenos municípios brasileiros, entre 2001 e 2012, destinaram mais recursos para a área de educação do que os de centro e de direita. Esses resultados são contrários aos de Cavalcante (2012), para o qual partidos de esquerda registraram níveis de gastos com educação distintos das demais ideologias partidárias.

Nossos resultados também divergem dos de Sakurai (2009). Os partidos de esquerda e de direita aplicaram menos recursos na área de educação em comparação com os de centro. Nesta pesquisa, mostramos que os partidos de centro, quando no governo local, restringiram os gastos com educação.

Quanto às análises por regiões, os resultados não indicaram diferenças de aplicações de recursos em relação aos gastos com educação devido às suas concepções ideológicas, refutando-se a hipótese 2.

A respeito das possíveis diferenças quanto aos gastos com investimentos públicos entre as ideologias partidárias, a suposição é de que os partidos de esquerda tenderiam a destinar maior volume de recursos em investimentos locais do que os partidos de centro e de direita (hipótese 3).

Os resultados, em relação ao conjunto de todos os pequenos municípios, evidenciaram que as ideologias de centro e de direita, no período 2001-2012, fizeram mais investimentos públicos que os partidos ideologicamente classificados como de esquerda. Na análise por regiões, somente no Sul a variável *ideologia partidária do prefeito* foi estatisticamente significativa e, também, indicou que os partidos de centro e de direita destinaram mais recursos para os investimentos locais que os de esquerda.

Assim, refuta-se a hipótese 3, de que, nos pequenos municípios brasileiros, os partidos de esquerda privilegiariam os gastos com investimentos públicos quando comparados com os partidos de centro e de direita. Também não é possível confirmar a hipótese nas análises regionais devido à baixa significância estatística apresentada.

Os resultados são contrários aos achados de Veiga e Veiga (2007), em estudo sobre os municípios portugueses, onde os governantes de esquerda tendem a aplicar mais recursos em investimentos locais. Ademais, convergem com Rodrigues (2010), em relação às análises por regiões, visto que as concepções ideológicas dos prefeitos dos pequenos municípios não foram um fator de diferenciação para os gastos com investimentos públicos locais.

6.3 Efeitos das demais variáveis explicativas políticas

Quanto aos efeitos do ciclo político orçamentário (calendário eleitoral), os gastos dos pequenos municípios brasileiros com administração/planejamento apresentaram retração, tanto em períodos de eleições estaduais-federais como nos de eleições municipais.

Em relação à educação, as eleições municipais apresentaram-se significantes e com sinal positivo em todas as estimações, evidenciando que os gastos com educação aumentaram em anos de eleições locais. Para o conjunto de todos os pequenos municípios, o acréscimo nos gastos com educação foi de R\$ 7,66 *per capita* em anos de eleições municipais. Entre as regiões, a alta ficou em R\$ 16,78 no Norte, R\$ 12,45 no Centro-Oeste, R\$ 8,24 no Sudeste, R\$ 6,76 no Nordeste e R\$ 3,60 no Sul. Os resultados seguem os de Leite (2010) e Videira e Mattos (2011), diferindo dos encontrados por Sakurai (2009), em que os anos de eleições municipais não impactaram os gastos com educação. Além disso, diferem de Cavalcante (2012), em que os gastos com educação se reduziram em anos de pleitos locais.

Os resultados indicaram que os investimentos públicos nos pequenos municípios entre 2001 e 2012 foram influenciados tanto pelas eleições estaduais/federais como pelas municipais, seguindo os resultados de Drazen e Eslava (2005); Sakurai e Gremaud (2007); Veiga e Veiga (2007); Rodrigues (2010); Leite (2010); e Videira e Mattos (2011). Porém, os gastos se mostraram maiores em anos de pleitos nacionais.

Nos anos de eleições estaduais/federais, a elevação dos gastos com investimentos públicos, em média, foi de R\$ 35,41 *per capita* na estimação nacional. Nas regiões, o acréscimo foi de R\$ 61,93 no Norte; R\$ 26,04 no Nordeste; R\$ 39,10 no Sudeste; R\$ 34,52 no Sul; e R\$ 28,06 no Centro-Oeste.

As formas de alinhamento político entre os governos locais e os governos acima deles não influíram nos gastos com administração/planejamento, entre 2001 e 2012. Em relação aos gastos com educação, as vinculações políticas por meio das coligações diretas e indiretas foram as mais significativas e, em geral, contribuíram para aumentar os gastos com educação nos pequenos municípios. Esses achados diferem de Sakurai (2009), que encontrou relação negativa entre o alinhamento político com o governo do estado e os gastos municipais com educação.

Quanto aos investimentos públicos, as vinculações políticas com o governo federal foram relevantes e contribuíram para aumentar os gastos. As coligações indiretas entre os governos locais dos pequenos municípios e os governos federal e estaduais foram as formas de relação política que mais influenciaram os investimentos dos entes locais, tanto nas análises com o conjunto de municípios como quando segmentados por regiões. Esses resultados seguem os achados de Vieira e Arvate (2008), em relação aos alinhamentos dos municípios com o governo federal, e aos de Videira e Mattos (2011), quanto às vinculações políticas com o governo estadual.

As variáveis de competição política apresentaram relações distintas com os gastos em administração/planejamento. O NEP do Executivo municipal não se mostrou um fator relevante, e o NEP do Legislativo municipal revelou que, quanto mais acirrada a disputa entre os partidos no legislativo local, maiores os gastos com a área de administrativa, diferentemente do esperado.

No caso dos gastos com educação, a competição política no Executivo e no Legislativo municipal, quando significantes, apresentou relação contraditória: quanto mais acirrada a disputa partidária no Executivo local, menor os gastos com educação, e esse é um resultado semelhante ao de Cavalcante (2012); além disso, quanto maior a disputa entre os partidos no Legislativo local, maior a aplicação de recursos na área de educação.

Os investimentos públicos, nos municípios brasileiros com população inferior a 5 mil habitantes, não foram influenciados pelo aumento das disputas eleitorais, tanto no âmbito do Executivo como no âmbito do Legislativo municipal.

6.4 Variáveis socioeconômicas

A população total apresentou significância com os gastos de educação e com investimentos públicos, porém, com efeitos distintos. No caso da educação, foi relevante nas regressões com todos os pequenos municípios das regiões Sudeste e

Sul, com sinal positivo. Isso indicou que, quanto maior a população, maiores os gastos com educação. Esses resultados condizem com os de Sakurai (2009) e de Cavalcante (2012; 2013). Em relação aos investimentos locais, quando significativo estatisticamente, apresentou sinal negativo, distinto do esperado. Assim, quanto maior a população, menor o volume destinado aos investimentos públicos no conjunto de todos os pequenos municípios e nas regiões Nordeste e Sul.

A proporção da população jovem foi estatisticamente significativa em todas as análises envolvendo os gastos com administração/planejamento e educação. Quanto aos investimentos públicos, registrou significância na estimação geral e nas regiões Sudeste e Sul. Em todos esses casos, a relação apresentada foi negativa. Isso era esperado quanto aos gastos administrativos, mas não era previsto no caso da educação e dos investimentos públicos. Resultados negativos semelhantes foram encontrados por Sakurai (2009) e Cavalcante (2013) em pesquisa com todos os municípios brasileiros.

A população idosa apresentou relação positiva tanto nas análises dos gastos com administração/planejamento como nas análises de gastos com educação, contrariamente ao esperado. No caso dos investimentos públicos, o relacionamento também foi positivo, com exceção da região Nordeste, onde não houve significância. Com isso, quanto maior a população idosa, maiores os gastos com administração/planejamento, educação e investimentos locais.

Os efeitos da população idosa diferem das descobertas de Sakurai (2009), que indicou relação negativa da população idosa com os gastos de educação, e também em relação a Cavalcante (2013), segundo o qual a população idosa não foi estatisticamente significativa. Diferiu, ainda, em relação aos achados de Sakurai e Gremaud (2007) e Veiga e Veiga (2007), para os quais a população idosa não foi significativa no caso dos investimentos públicos municipais.

O PIB *per capita* municipal, quando estatisticamente significativo, contribuiu para aumentar os gastos com as áreas de administração/planejamento, educação e investimentos públicos, seguindo os resultados de Sakurai (2009) quanto à educação e contrariando os de Vieira e Arvate (2008), em que o PIB municipal não foi significativo.

7 CONCLUSÕES

O objetivo deste texto foi associar os efeitos da ideologia política do chefe do Executivo sobre as políticas públicas reguladas e desreguladas e os investimentos públicos por meio do estudo dos municípios brasileiros com menos de 5 mil habitantes. Normalmente, esse grupo de municípios não é avaliado em separado nas pesquisas sobre políticas públicas, mas inserido em conjuntos que englobam o maior número possível de municípios, independentemente de seu porte populacional.

Testamos três hipóteses quanto aos efeitos distintos das ideologias partidárias dos administradores municipais, tomando os partidos políticos classificados à esquerda do espectro ideológico como referência.

Os resultados revelaram que essa diferenciação ideológica entre os partidos dos prefeitos somente foi relevante quanto abordado o conjunto de todos os pequenos municípios, não sendo influente nas análises por regiões (devido à baixa significância estatística registrada).

Quanto aos investimentos em educação, prefeitos de partidos de esquerda destinaram mais recursos que aqueles de centro e de direita. Porém, em relação aos investimentos públicos, as análises revelaram que os partidos ideologicamente classificados como de centro e de direita aplicaram mais dinheiro que os partidos de esquerda. Os gastos da área de administração/planejamento não sofreram influência das orientações ideológicas dos gestores dos pequenos municípios no período 2001-2012.

Uma possível explicação para o fato de que a ideologia partidária não se mostrou importante quando se comparam os municípios por região do Brasil é o impacto da regulação federal sobre os gastos municipais. As áreas reguladas tenderiam a homogeneizar as aplicações dos recursos independentemente da orientação política da elite política municipal. Uma outra possibilidade para explicar a fraca associação entre ideologia e políticas públicas estaria no “pragmatismo” das elites locais. Prefeitos e vereadores atuariam mais preocupados com os problemas a serem resolvidos independentemente da orientação ideológica do partido ao qual pertencem. A necessidade de construir uma reputação baseada em medidas concretas, em um cenário em que a responsabilização (*accountability*) em cidades menores tenderia a ser maior, frisa com que a atuação dos políticos prescindisse da mediação dos partidos.

Outro fator a se considerar é dependência financeira dos pequenos municípios em relação às transferências constitucionais. Assim, os efeitos da regulação estendem-se às políticas desreguladas. Esse mesmo argumento foi defendido por Arretche (2010; 2012) em estudo sobre a desigualdade territorial entre os municípios brasileiros e o mesmo fenômeno parece se repetir, conforme nossos dados, no caso dos municípios brasileiros com menos de 5 mil habitantes.

A capacidade de estruturação financeira do governo federal diminuiu a margem de manobra política para os gastos municipais tornando as gestões dos pequenos municípios bastante homogêneas, independentemente do partido governante, da ideologia do gestor e da localização geográfica dos municípios.

Nossos resultados limitam-se exclusivamente aos municípios brasileiros com menos de 5 mil habitantes e ao período 2001-2012, não sendo recomendada a extrapolação dos achados para outros grupos de cidades ou faixas populacionais.

Como sugestões para pesquisas futuras que envolvam pequenos municípios, poderia se considerar o efeito dos ciclos governamentais sobre as prioridades de governo, tendo em conta os orçamentos prévios e as restrições da capacidade estatal de pequenos municípios (recursos humanos e financeiros, *expertise* técnica do corpo de funcionários etc.). Também seria interessante pesquisar o comportamento de médios e grandes municípios para isolar esses resultados como típicos das pequenas localidades.

REFERÊNCIAS

ALMEIDA, M. H. T. Federalismo, democracia e governo no Brasil: ideias, hipóteses e evidências. **Bib – Revista Brasileira de Informação Bibliográfica**, v. 51, p. 13-34, 2001.

ARRETCHE, M. Financiamento federal e gestão local de políticas sociais: o difícil equilíbrio entre regulação, responsabilidade e autonomia. **Ciência & Saúde Coletiva**, v. 8, n. 2, p. 331-345, 2003. Disponível em: <<https://is.gd/7uHU4S>>. Acesso em: 14 abr. 2021.

_____. Federalismo e políticas sociais no Brasil: problemas de coordenação e autonomia. **São Paulo Em Perspectiva**, v. 18, n. 2, p. 17-26, 2004. Disponível em: <<https://is.gd/PPstQq>>. Acesso em: 14 abr. 2021.

_____. Quem taxa e quem gasta: a barganha federativa na federação brasileira. **Revista de Sociologia Política**, v. 24, p. 69-85, 2005. Disponível em: <<https://is.gd/6aGWGZ>>. Acesso em: 14 abr. 2021.

_____. **Federalismo e igualdade territorial: uma contradição em termos?** **Dados**, v. 53, n. 3, p. 587-620, 2010. Disponível em: <<https://is.gd/9bQJ9C>>. Acesso em: 14 abr. 2021.

_____. **Democracia, federalismo e centralização no Brasil**. Rio de Janeiro: Editora FGV; Editora Fiocruz, 2012.

ARRETCHE, M.; RODDEN, J. Política distributiva na Federação: estratégias eleitorais, barganhas legislativas e coalizões de governo. **Dados**, v. 47, n. 3, p. 549-576, 2004. Disponível em: <<https://is.gd/z7OHTK>>. Acesso em: 14 abr. 2021.

ARVATE, P. R.; AVELINO, G.; LUCINDA, C. R. Existe Influência da Ideologia sobre o Resultado Fiscal dos Estados Brasileiros. **Estudos Econômicos**, v. 38, n. 4, p. 789-814, 2008. Disponível em: <<https://is.gd/QrK181>>. Acesso em: 14 abr. 2021.

CARNEIRO, L. P.; ALMEIDA, M. H. T. Definindo a arena política local: sistemas partidários municipais na federação brasileira. **Dados**, v. 51, n. 2, p. 403-432, 2008. Disponível em: <<https://is.gd/QwxnAg>>. Acesso em: 14 abr. 2021.

CAVALCANTE, P. L. C. **A política faz a diferença?** Uma análise comparada dos determinantes políticos do desempenho dos governos municipais no Brasil. 2012. Tese (Doutorado) – Instituto de Ciência Política, Universidade de Brasília, Brasília, 2012.

CAVALCANTE, P. A competição eleitoral gera governos mais eficientes? Um estudo comparado das prefeituras no Brasil. **Revista de Administração Pública**, v. 47, n. 6, p. 1569-1591, 2013. Disponível em: <<https://is.gd/Cm08KV>>. Acesso em: 14 abr. 2021.

COÊLHO, D. Competição política e a nova agenda social: por que os partidos políticos de esquerda e direita difundiram programas de transferência de renda no Brasil. *In*: CONGRESSO BASIC INCOME EARTH NETWORK (BIEN), 13. 2010, São Paulo. **Anais...** São Paulo: Bien, jun.-jul. 2010.

COPPEDGE, M. **A classification of latin american political parties.** The Helen Kellogg Institute for International Studies, Nov. 1997. (Working Paper, n. 244). Disponível em: <<https://is.gd/BhB7d5>>. Acesso em: 14 abr. 2021.

DEDA, C. C.; KAUCHAKJE, S. Sistema político multinível no Brasil: uma análise da relação entre transferências intergovernamentais e redução das desigualdades territoriais no estado do Paraná. **Revista Brasileira de Estudos Urbanos e Regionais (RBEUR)**, v. 19, n. 3, p. 530-553, 2017.

DRAZEN, A.; ESLAVA, M. **Electoral manipulation via expenditure composition: theory and evidence.** Cambridge, United States: National Bureau of Economic Research, Jan. 2005. (Working Paper, n. 11085). Disponível em: <<https://is.gd/FwS1AC>>. Acesso em: 14 abr. 2021.

FERNANDES, L. Muito barulho por nada? O realinhamento político-ideológico nas eleições de 1994. **Dados**, v. 38, n. 1, p. 107-144, 1995.

FERREIRA, I. F. S.; BUGARIN, M. S. Transferências voluntárias e ciclo político-orçamentário no federalismo fiscal brasileiro. **Revista Brasileira de Economia**, v. 61, n. 3, p. 271-300, 2007. Disponível em: <<https://is.gd/7pEbeK>>. Acesso em: 14 abr. 2021.

GERIGK, W. **O impacto da Lei de Responsabilidade Fiscal sobre a gestão financeira dos pequenos municípios do Paraná.** 2008. Dissertação (Mestrado) – Setor de Ciências Sociais Aplicadas, Universidade Federal do Paraná, Curitiba, 2008.

IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Censo Demográfico 2000.** Rio de Janeiro: IBGE, 2000. Disponível em: <<https://is.gd/BrWey5>>. Acesso em: 14 abr. 2021.

_____. **Sinopse do Censo Demográfico 2010.** Rio de Janeiro: IBGE, 2010. Disponível em: <<https://is.gd/p3jIXA>>. Acesso em: 14 abr. 2021.

LAAKSO, M.; TAAGPERA, R. “Effective” number of parties: a measure with application to west Europe. **Comparative Political Studies**, v. 12, n. 1, p. 3-27, 1979. Disponível em: <<https://is.gd/UQETNV>>. Acesso em: 14 abr. 2021.

LEITE, A. A. B. (2010). **Descentralização, responsabilização e (des)controle:** determinantes e impactos da corrupção e má gestão dos recursos federais nos municípios brasileiros. 2010. 247 f. Tese (Doutorado) – Departamento de Ciência Política, Universidade Federal de Pernambuco, Recife, 2010.

MAINWARING, S.; MENEGUELLO, R.; POWER, T. **Partidos conservadores no Brasil contemporâneo.** São Paulo: Editora Paz e Terra, 2000.

OLIVEIRA, K. V.; CARVALHO, F. A. A. A contabilidade governamental e o calendário eleitoral: uma análise empírica sobre um painel de municípios do Rio de Janeiro no período 1998-2006. **Revista de Contabilidade e Organizações**, v. 3, n. 5, p. 121-141, 2009. Disponível em: <<https://is.gd/g1yJ02>>. Acesso em: 14 abr. 2021.

ORAIR, R. O.; GOUVÊA, R. R.; LEAL, E. M. **Ciclos políticos eleitorais e investimentos das administrações públicas no Brasil.** Brasília: Ipea, 2014. p. 42.

RODRIGUES, G. Democracia e partidos políticos: os gastos públicos municipais como instrumento de análise político-ideológica. *In:* HOCHMAN, G.; ARRETICHE, M.; MARQUES, E. (Ed.). **Políticas públicas no Brasil.** Rio de Janeiro: Editora Fiocruz, 2007.

_____. **Partidos políticos e gastos públicos em Santa Catarina:** a influência das ideologias partidárias nas decisões de investimentos. 2010. 265 f. Tese (Doutorado em Sociologia Política) – Centro de Filosofia e Ciências Humanas, Universidade Federal de Santa Catarina, Florianópolis, 2010.

RODRIGUES, L. M. Partidos, ideologia e composição social. **Revista Brasileira de Ciências Sociais**, v. 17, n. 48, p. 31-47, 2002. Disponível em: <<https://is.gd/Zldc1M>>. Acesso em: 14 abr. 2021.

SAKURAI, S. N. Ciclos políticos nas funções orçamentárias dos municípios brasileiros: uma análise para o período 1990-2005 via dados em painel. **Estudos Econômicos**, São Paulo, v. 39, n. 1, p. 39-58, 2009. Disponível em: <<https://is.gd/AXDmRJ>>. Acesso em: 14 abr. 2021.

SAKURAI, S. N.; GREMAUD, A. P. Political business cycles: evidências empíricas para os municípios paulistas (1989-2001). **Economia Aplicada**, v. 11, n. 1, p. 27-54, 2007. Disponível em: <[https://is.gd/SSB0\\$B](https://is.gd/SSB0$B)>. Acesso em: 14 abr. 2021.

SÁTYRO, N. G. D. **Política e instituições e a dinâmica das políticas sociais nos estados brasileiros:** uma análise após a redemocratização. 2008. 178 f. Tese (Doutorado em Ciência Política) – Instituto Universitário de Pesquisas do Rio de Janeiro (IUPERJ), Universidade Estadual do Rio de Janeiro, Rio de Janeiro, 2008.

SENA, L. B.; SILVA, P. R. Análise agregada dos municípios mineiros de grande porte quanto à adequação à Lei de Responsabilidade Fiscal (LRF). *In:* CONGRESSO BRASILEIRO DE CUSTOS (CBC), 14., 2007, João Pessoa. **Anais...** João Pessoa: Associação Brasileira de Custos, 2007.

SOARES, M. M.; NEIVA, P. R. P. Federalism and Public resources in Brazil: Federal Discretionary transfers to States. **Brazilian Political Science Review**, v. 5, n. 2, p. 94-116, 2011.

SOUZA, C. Governos locais e gestão de políticas sociais universais. **São Paulo Em Perspectiva**, v. 18, n. 2, p. 27-41, 2004. Disponível em: <<https://is.gd/zy8RND>>. Acesso em: 14 abr. 2021.

_____. Federalismo, desenho contitucional e instituições federativas no Brasil pós-1988. **Revista de Sociologia e Política**, v. 24, n. 24, p. 105-121, 2005. Disponível em: <<https://is.gd/mg2Dtt>>. Acesso em: 14 abr. 2021.

TAROUCO, G. S. Partidos de oposição nos estados: o ambiente da competição na arena eleitoral. **Caderno CRH**, v. 25, n. 66, p. 573-585, 2012. Disponível em: <<https://is.gd/dyF2jJ>>. Acesso em: 14 abr. 2021.

TAROUCO, G. S.; MADEIRA, R. M. Partidos, programas e o debate sobre esquerda e direita no Brasil. **Revista de Sociologia e Política**, v. 21, n. 45, p. 149-165, 2013. Disponível em: <<https://is.gd/NRlzZn>>. Acesso em: 14 abr. 2021.

VEIGA, L. G.; VEIGA, F. J. Political business cycles at the municipal level. **Public Choice**, v. 131, n.1-2, p. 45-64, 2007. Disponível em: <<https://is.gd/278DeD>>. Acesso em: 14 abr. 2021.

VIDEIRA, R. A.; MATTOS, E. Ciclos políticos eleitorais e a interação espacial de políticas fiscais entre os municípios brasileiros. **Economia Aplicada**, v. 15, n. 2, p. 259-286, 2011. Disponível em: <<https://is.gd/RCz7Rj>>. Acesso em: 14 abr. 2021.

VIEIRA, F. J. A.; ARVATE, P. R. Eleições municipais: como interagem os prefeitos e as outras esferas de governo para alcançar maior sucesso nas urnas. *In*: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 36., 2008, Salvador. **Anais...** Salvador: Anpec, 2008.

ZUCCO JUNIOR, C. Esquerda, direita e governo: a ideologia dos partidos políticos brasileiros. *In*: SEMINÁRIO LEGISLATOR VIEWS OF BRAZILIAN GOVERNANACE. **Anais...** Universidade de Oxford, 2009.

_____. Esquerda, direita e governo: a ideologia dos partidos políticos brasileiros. *In*: POWER, T. J.; ZUCCO JUNIOR, C. (Ed.). **O Congresso por ele mesmo**: autopercepções da classe política brasileira. Belo Horizonte: Editora UFMG, 2011. p. 37-60.

Originais submetidos em: dez. 2018.

Última versão recebida em: nov. 2019.

Aprovada em: nov. 2019.

PRODUTIVIDADE E MERCADO DE TRABALHO NO SETOR DE SERVIÇOS NO BRASIL: AVANÇOS E PERSISTÊNCIA DAS DESIGUALDADES NO PERÍODO 2004-2015^{1,2}

João Saboia³

Lucia Kubrusly⁴

Fernanda Baeta Neves⁵

João Vitor Pereira⁶

Luiz Hermida⁷

Cada vez mais, o setor de serviços tem se tornado o principal segmento da economia mundial em termos de participação no produto interno bruto (PIB) e na geração de empregos. O Brasil não foge à regra, e os serviços têm aumentado sua importância na economia. O principal objetivo deste artigo é analisar a evolução da produtividade e do mercado de trabalho no setor de serviços na economia brasileira de 2004 a 2015, quando o país passou por um período de crescimento econômico, seguido de desaceleração e crise. A análise dos resultados mostra uma grande heterogeneidade entre os segmentos de serviços. A utilização de tipologias clássicas do setor e sua comparação com o resultado da análise multivariada de agrupamentos e componentes principais mostra a existência de uma dualidade: há um grupo apresentando maior produtividade, salários e inserção mais favorável das pessoas ocupadas no mercado de trabalho; e outro com resultados bem menos favoráveis. Tal dualismo de comportamentos persistiu ao longo do período 2004-2015. Embora a produtividade tenha permanecido relativamente estagnada, alguns resultados favoráveis merecem ser destacados, como a redução da heterogeneidade intersetorial e o maior crescimento da ocupação nos segmentos mais desenvolvidos dos serviços.

Palavras-chave: produtividade; mercado de trabalho; setor de serviços; setor terciário; heterogeneidade dos serviços.

PRODUCTIVITY AND LABOR MARKET IN THE SERVICES SECTOR IN BRAZIL: ADVANCES AND PERSISTENCE OF INEQUALITIES IN THE 2004-2015 PERIOD

Service sector has become the main segment of the world economy in terms of GDP share and job creation. Brazil is no exception, and services have grown their importance in the economy. The main objective of this paper is to analyze the evolution of productivity and the labor market of the service sector in the Brazilian economy from 2004 to 2015, a period during which the country went through a period of economic growth, followed by deceleration and crisis. The results obtained show great heterogeneity among service segments. The use of classic typologies of the sector and its comparison with the multivariate analysis of clusters and principal components highlight an existing duality. One group of segments shows higher productivity, better wages and a more favorable insertion of workers in the labor market, while the other presents much less favorable results. This duality

1. DOI: <http://dx.doi.org/10.38116/ppe50n3art6>

2. O trabalho contou com o apoio de uma bolsa de produtividade e uma bolsa de iniciação científica do Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq). Os autores agradecem pelas críticas e sugestões de um parecerista anônimo à primeira versão do artigo.

3. Professor emérito do Instituto de Economia (IE) da Universidade Federal do Rio de Janeiro (UFRJ).

4. Professora associada aposentada do IE/UFRJ.

5. Aluna do curso de Ciências Econômicas do IE/UFRJ.

6. Bacharel do curso de Ciências Econômicas do IE/UFRJ.

7. Bacharel do curso de Ciências Econômicas do IE/UFRJ.

persisted throughout the 2004-2015 period. While productivity remained relatively stagnant, some favorable results deserve mention, such as the reduction of intersectoral heterogeneity and the higher employment growth in the more developed services.

Keywords: productivity; labor market; service sector; tertiary sector; service heterogeneity.

JEL: E24; J31; L80; O47.

1 INTRODUÇÃO

O Brasil experimentou, a partir de 2004, um período de grandes mudanças econômicas. Inicialmente, houve forte crescimento, interrompido pela crise internacional de 2008. Nesse período, uma conjunção de fatores internos e externos contribuiu para a boa performance da economia. Pelo lado interno, políticas distributivas fortaleceram a demanda, enquanto, pelo lado externo, o *boom* das *commodities* colaborou positivamente. Desse modo, as políticas de incentivo à demanda retardaram os efeitos da crise internacional no país. Ademais, o ano 2010 acabou sendo o de maior crescimento do período. Desde então, entretanto, houve nítida desaceleração da economia, culminando com a recessão e crise iniciadas em 2014, cujos efeitos permanecem até os dias atuais.⁸

Ao longo da maior parte desse período, o mercado de trabalho teve um comportamento bastante favorável, com forte criação de empregos, redução do desemprego e aumento dos salários. O setor terciário foi o principal beneficiado em termos de geração de empregos. Tais resultados positivos tiveram continuidade mesmo no período de desaceleração econômica, tendo estes se encerrado apenas em 2014. A partir daí, com o aprofundamento da crise econômica, o mercado de trabalho passou a apresentar movimento inverso, com crescimento do desemprego e da informalidade.

O principal objetivo deste artigo é analisar o comportamento do mercado de trabalho e da produtividade no setor de serviços⁹ no Brasil a partir de 2004. Procurou-se testar até que ponto o comportamento das variáveis do mercado de trabalho se diferencia ou se assemelha à evolução da produtividade. A escolha do setor de serviços se deve a sua importância tanto em termos de produto quanto de emprego nos últimos anos. A contrapartida desse movimento tem sido a queda da participação da indústria.

Enquanto a indústria tem sido objeto de inúmeros estudos no país, o setor de serviços tem sido bem menos pesquisado. Os serviços possuem grande importância para a produtividade da economia como um todo, inclusive da própria manufatura. Cada vez mais, são os serviços sofisticados os que se encontram entre as atividades

8. A bibliografia que cobre a evolução da economia brasileira na última década e meia é longa. Ver, por exemplo, Bonelli e Veloso (2014), Carneiro, Baltar e Sarti (2018) e Earp, Bastian e Modenesi (2014).

9. O setor de serviços neste artigo inclui também o comércio.

mais produtivas, especialmente nos países centrais, contribuindo também para sua alta densidade industrial.¹⁰

Como o setor de serviços é muito amplo e diferenciado, o segundo objetivo deste trabalho é a mensuração de sua heterogeneidade a fim de testar até que ponto esta teria se reduzido ou aumentado no período 2004-2015.¹¹

Há razões para a escolha desse período. Por um lado, trata-se de um período especial, contemplando diferentes fases do ciclo econômico, com crescimento, desaceleração e recessão/crise. Portanto, os resultados encontrados não estão associados especificamente a um período de maior ou de menor crescimento. Por outro lado, como a fonte de dados utilizada para a análise do mercado de trabalho é a Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD), o estudo se encerra em 2015, quando a PNAD foi descontinuada.

Comparativamente a outros estudos sobre o setor de serviços realizados no Brasil que utilizam informações de empresas, este artigo tem um viés mais macroeconômico, utilizando valores médios dos indicadores em subsetores de serviços. Ou seja, a unidade é o setor, e não a empresa, procurando explorar a dispersão dos indicadores entre os subsetores de serviços. Além disso, ao explorar informações da PNAD, este estudo cobre os segmentos formal e informal da economia – e, como é sabido, o setor de serviços possui um elevado grau de informalidade no Brasil. Se, por um lado, o artigo tem a limitação de não explorar as informações das empresas, por outro, este apresenta um quadro bem mais completo no sentido de incorporar todo o setor de serviços do país.

Os serviços são desagregados, procurando-se identificar comportamentos diferenciados da produtividade e do mercado de trabalho entre seus diversos segmentos. Para isso, são utilizadas técnicas de estatística multivariada (grupos e componentes principais). Os grupos encontrados são comparados com as classificações utilizadas na literatura especializada sobre os serviços. Além disso, é dada uma interpretação especial para a primeira componente principal.

Na próxima seção, é desenvolvida uma discussão sobre os principais textos recentes que têm discutido o papel do setor de serviços, principalmente no Brasil, procurando-se situar o estudo aqui desenvolvido na literatura brasileira sobre o tema. Na seção 3, são analisados os dados do mercado de trabalho e da produtividade do setor de serviços, desagregado em dezesseis subsetores, a partir das informações

10. Essas e outras questões sobre o setor de serviços serão aprofundadas na próxima seção, na qual será feita uma breve resenha dos estudos recentes sobre os serviços.

11. Sobre a heterogeneidade do setor de serviços no Brasil, ver, por exemplo, Nogueira e Oliveira (2014), Jacinto e Ribeiro (2015) e Silva, Menezes Filho e Komatsu (2016).

da PNAD e das Contas Nacionais entre 2004 e 2015.¹² Um resultado notável encontrado nessa seção é a redução da dispersão dos indicadores do mercado de trabalho no período entre os subsetores de serviços, ao mesmo tempo que a dispersão da produtividade do trabalho aumentava.

Em seguida, para melhor organizar a discussão, na seção 4, tais dados são agregados e analisados segundo tipologias clássicas dos serviços utilizadas na literatura.¹³ A seção 5 desenvolve a análise estatística multivariada, identificando dois grandes grupos de segmentos de serviços com indicadores bem distintos, confirmando a heterogeneidade do setor. Além disso, é destacado o papel da primeira componente principal como um possível indicador-síntese para a análise do setor.¹⁴ Finalmente, são apresentadas as principais conclusões. Há ainda um apêndice com informações sobre as diversas classificações dos subsetores de serviços.

2 O SETOR DOS SERVIÇOS

Da segunda metade do século XX em diante, tem-se visto uma tendência de crescimento do setor de serviços em todo o mundo, especialmente entre os países desenvolvidos. O fenômeno da lei de Engel, segundo a qual os gastos com alimentação caem proporcionalmente à medida que a renda cresce, explicaria o aumento da elasticidade-renda da demanda por serviços. Da mesma forma, o desenvolvimento das tecnologias de informação levou as empresas a se concentrarem em suas atividades principais, terceirizando funções secundárias (Arbache, 2016).

Uma descrição interessante do processo de desenvolvimento industrial é encontrada em Arbache (2012). O autor relaciona a densidade industrial (valor adicionado na indústria *per capita*) com a participação da indústria no PIB. Os países com baixa densidade industrial e baixa participação da indústria são aqueles cujas economias são baseadas em grande parte no setor primário, sem uma base industrial forte. Após o desenvolvimento do setor industrial, os países passariam para uma situação de baixa densidade industrial e maior participação da indústria no PIB, na qual se encontram os Tigres Asiáticos. Para quebrar a armadilha da renda média, entretanto, é necessário o desenvolvimento do setor de serviços comerciais, agregando mais valor ao produto industrial e, por conseguinte, aumentando a densidade industrial (por exemplo, o Japão). Por fim, os países de industrialização mais madura (como os Estados Unidos) observam uma queda da participação da manufatura no PIB, com predominância do setor terciário, mas

12. Para a divisão setorial dos serviços, foi utilizada a Classificação Nacional de Atividades Econômicas (CNAE) Domiciliar, para os dados da PNAD, e a CNAE 2.0, para os dados das Contas Nacionais (disponíveis em: <<https://bit.ly/3dBtkKs>>). O quadro A.1 do apêndice A mostra a correspondência entre as duas classificações.

13. Ver, por exemplo, Meirelles (2006a), Browning e Singelmann (1975), Kon (2004), Aharoni (2014), Arbache, Machado e Moreira (2015) e Eichengreen e Gupta (2011).

14. Como será visto, a primeira componente correlaciona-se positivamente com a produtividade e com as variáveis do mercado de trabalho utilizadas, podendo ser transformada em um indicador do setor.

com uma densidade industrial ainda alta – visto que nesses países é gerada a maior parte do valor da indústria.

O esquema do autor é coerente com a “curva sorriso da manufatura”, segundo a qual a maior parte do valor adicionado na indústria vem dos passos iniciais do processo produtivo (inovação, pesquisa e desenvolvimento – P&D – e *design*) e das atividades pós-produção (marca, *marketing*, atendimento pós-venda), ou seja, de serviços intensivos em conhecimento, e não do setor secundário propriamente dito. Cabe ressaltar que a curva se aprofundou nas décadas recentes, aumentando a diferença entre o valor adicionado nas extremidades (serviços) e o vale (correspondente à produção industrial).¹⁵

Arbache (2016) sugere uma tipologia para os serviços separando-os em serviços de custo (ou seja, que funcionam como um custo de produção, como logística e infraestrutura) e de valor adicionado (que agregam valor ao produto, como P&D e *marketing*). Esses serviços de valor adicionado, que estão nas extremidades da curva sorriso, geralmente permanecem nos países-sede das empresas multinacionais, o que explica sua maior densidade industrial.

É importante ressaltar que a produtividade no setor de serviços é de difícil mensuração, pois trata-se de um setor muito heterogêneo cujo produto é consumido no ato da produção, sendo difícil sua padronização. A qualidade do ensino ou a complexidade de um atendimento médico não são necessariamente levadas em conta; além disso, a disponibilidade do serviço para atender eventuais demandas – erradicando as filas de espera em um hospital, por exemplo, o que deixaria médicos ociosos durante parte do tempo – pode diminuir as estatísticas de produtividade, mas ser algo desejável (Silva *et al.*, 2006).

Passando para o caso específico da economia brasileira, o quadro não é muito diferente. O setor terciário brasileiro era responsável por 73% do PIB em 2014,¹⁶ além de contribuir com 82% dos novos empregos formais, segundo o Cadastro Geral de Empregados e Desempregados (Caged) da Secretaria de Trabalho do Ministério da Economia (ST/ME). Esse número não é muito distante dos 79% do PIB dos Estados Unidos e da França ligados ao setor terciário.¹⁷ No entanto, o Brasil não está no mesmo estágio de desenvolvimento industrial que esses países – pelo contrário, tanto a participação da indústria no PIB quanto a densidade industrial como definida por Arbache (2012) vêm caindo sistematicamente.

A literatura recente sobre o tema coloca luz sobre essa questão. Em primeiro lugar, a produtividade no setor de serviços brasileiro é baixa para padrões internacionais e

15. Para uma discussão sobre o tema das cadeias globais de valor e a curva sorriso, ver OCDE (2013).

16. Contas Nacionais do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Disponível em: <<https://bit.ly/3eWSi7D>>.

17. Dados do Banco Mundial. Disponível em: <<https://bit.ly/2S2aNP5>>. Acesso em: 23 abr. 2018.

está estagnada (Arbache, 2015). Veloso *et al.* (2017) mostram que a produtividade no setor de serviços nos Estados Unidos é 5,4 vezes maior que a brasileira, razão similar à da indústria (5,7 vezes), mas bastante inferior à da agricultura (14 vezes). Nessa comparação internacional, o nível de produtividade do setor no Brasil é similar ao da China e da Índia, entre as mais baixas da amostra composta por países desenvolvidos e emergentes. Mesmo a produtividade dos serviços modernos no Brasil é comparável com a dos serviços tradicionais dos países desenvolvidos. Veloso *et al.* (2017) também fazem um exercício contrafactual, ajustando a produtividade dos serviços ao nível que ela deveria ter, dada a renda *per capita* do país, considerando-se o padrão internacional. O resultado é que a produtividade do setor deveria ser 75% maior, sendo que, para os serviços modernos, ela seria o dobro de seu valor atual.

A despeito do baixo nível de produtividade para o padrão internacional, o setor de serviços tem produtividade razoavelmente alta no contexto nacional, quando comparado aos demais setores (Jacinto e Ribeiro, 2015), e é crescentemente relevante não só pelo seu peso no PIB, mas também por sua influência na produtividade do próprio setor industrial. Arbache e Moreira (2015) mostram que o peso dos serviços no valor adicionado da indústria brasileira já é maior que na Dinamarca e na China, ainda que seja menor que no Chile e na Alemanha. Estes autores mostram que os serviços de valor adicionado têm correlação forte com a produtividade industrial, sendo, portanto, essenciais para uma mudança estrutural. No entanto, a indústria brasileira continua demandando principalmente serviços de custo, que são relativamente caros e de baixa qualidade no país, com o agravante da alta carga tributária e de a inflação de serviços ser consideravelmente superior à da economia como um todo (Arbache, 2016).

O setor de serviços apresenta muita heterogeneidade em seu interior: de um lado, há atividades entre as mais produtivas da economia, como a intermediação financeira; no outro extremo, nele também se encontram atividades como o serviço doméstico. Essa heterogeneidade é consequência, em parte, da própria definição do terciário como o setor residual do modelo Fisher-Clark (Fisher, 1939; Clark, 1940).

Mais à frente, debruçar-nos-emos sobre essa questão analisando o setor terciário por meio de diferentes classificações. Os resultados da análise multivariada desenvolvida adiante a partir de dados de produtividade e do mercado de trabalho confirmam a existência de uma dualidade no interior do setor. Tais resultados se aproximam de certa forma daqueles obtidos por Silva, Menezes Filho e Komatsu (2016), ao separarem os serviços em dois grupos – de um lado, aqueles associados ao consumo final, e, de outro, os intensivos em capital e tecnologia.

Meirelles (2006b) desenvolveu um estudo dos serviços no Brasil utilizando também métodos de estatística multivariada, encontrando dez *clusters* de firmas

com características distintas. Diferentemente da análise aqui desenvolvida, sua principal fonte de dados é a Pesquisa Anual de Serviços (PAS), e a unidade de análise é a firma – e não os subsetores de serviços. Assim, a grande heterogeneidade no interior do setor utilizando um amplo conjunto de variáveis fica comprovada.

Indo além da produtividade, Galinari e Teixeira Júnior (2014) mostram que algumas atividades do setor terciário, como educação e serviços financeiros, apresentam remuneração superior à média da indústria. Além disso, a porcentagem de trabalhadores com nível superior nas atividades de serviços é frequentemente superior à de trabalhadores com o mesmo nível nas industriais – e é fortemente correlacionada com a produtividade. Os serviços mais produtivos são, evidentemente, aqueles intensivos em conhecimento (Cruz *et al.*, 2008).

Um outro aspecto importante de grande parcela do setor terciário é a alta incidência da informalidade, ou seja, conforme Melo e Teles (2000, p. 6), “pela inexistência de barreiras à entrada, aporte de recursos de origem doméstica, propriedade individual, operando em pequena escala, processos produtivos intensivos em trabalho, atuando em mercados competitivos e não regulados”. Tais características ajudam a explicar a forte geração de empregos em serviços, mesmo no período de desaceleração da economia brasileira pós-2010 (Saboia, 2014).

O setor informal é muitas vezes visto como uma ocupação temporária em tempos de crise, com tendência a redução em tempos normais. A literatura cepalina (Pinto, 2000), por exemplo, considera-o como exército de reserva do setor industrial. Entretanto, a informalidade é uma característica marcante e persistente das economias em desenvolvimento, inclusive a brasileira, a qual, apesar da redução observada até a crise recente, tem permanecido em níveis bastante elevados, principalmente na prestação de serviços.

Entre as dificuldades enfrentadas no mercado de trabalho do país – e no setor de serviços, em particular –, há, ainda, associada à alta informalidade, a baixa taxa de contribuição previdenciária. Entre os trabalhadores autônomos, a década de 2000 viu um forte aumento da contribuição previdenciária beneficiada por vários fatores, além do crescimento econômico: a retenção de contribuição dos autônomos que prestam serviços a empresas, em 2003; o Plano Simplificado de Previdência Social, que reduziu a alíquota de contribuição de 20% para 11%, em 2006; e a institucionalização do microempreendedor individual (MEI), em 2009 (Ansiliero e Constanzi, 2017). Apesar disso, o setor de serviços continua apresentando uma baixa contribuição previdenciária comparativamente à indústria.

Tendo em vista as características do mercado de trabalho no setor terciário e sua relação com o nível de produtividade da economia, nas próximas seções será desenvolvida uma análise do setor de serviços levando em conta não apenas a evolução da produtividade, mas também as formas de inserção de seus trabalhadores no mercado de trabalho.

3 MERCADO DE TRABALHO E PRODUTIVIDADE

Nesta seção, será desenvolvida a caracterização dos segmentos de serviços no período de 2004 a 2015 no Brasil a partir da evolução das variáveis de mercado de trabalho (emprego, grau de formalização, contribuição previdenciária, escolaridade e remuneração média) e da produtividade. Para isso, o setor de serviços é dividido em dezesseis segmentos (incluindo-se o comércio).¹⁸

As fontes de dados utilizadas são a PNAD e as Contas Nacionais, ambas disponibilizadas pelo IBGE.¹⁹ O ano de 2010 é excluído da análise por não haver informações da PNAD, visto que nesse ano foi realizado o Censo Demográfico.²⁰ O período analisado inclui uma fase de maior crescimento econômico, seguido de desaceleração, terminando no primeiro ano de crise (2015).

3.1 Ocupação

Em 2015, o setor terciário era responsável por empregar 61,6 milhões de trabalhadores. O crescimento do pessoal ocupado foi contínuo entre 2004 e 2014, apresentando queda apenas em 2015, por conta da forte crise que atingiu o país naquele ano.

O pessoal ocupado no setor terciário passou de 49,2 milhões em 2004 para 61,6 milhões em 2015, representando um crescimento acumulado de 25,2%. O principal destaque positivo em termos de geração de emprego foi o de saúde pública, que totalizou um aumento de 91,8% no número de trabalhadores, atingindo 1,9 milhão em 2015. Três outros segmentos tiveram crescimento acima de 50% no período: saúde mercantil; serviços de alojamento e alimentação; e serviços prestados às empresas.

Apenas dois segmentos do setor terciário apresentaram queda no emprego no período 2004-2015: serviços domésticos (-2,2%); e produção e distribuição de eletricidade, gás, água, esgoto e limpeza urbana (-0,25%). Note-se, entretanto, que doze segmentos de serviços indicaram queda no emprego entre 2014 e 2015 – quando a economia teve forte queda do PIB (gráfico 1).

Considerados os dezesseis segmentos analisados, os que mais empregam são o comércio e os serviços domésticos, representando, respectivamente, 24,3% e 10,2% da força de trabalho do setor em 2015. Enquanto isso, os segmentos com menor participação são os de produção e distribuição de eletricidade, gás, água,

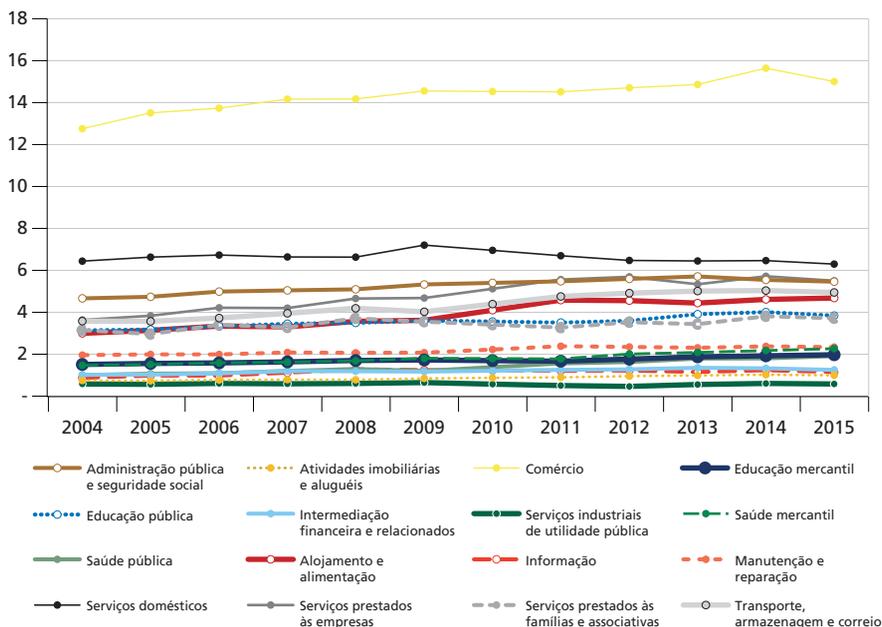
18. Os dezesseis segmentos são aqueles da CNAE-Domiciliar para os dados da PNAD e estão listados no quadro A.1 do apêndice A.

19. No caso da PNAD, as estimativas foram calculadas pelos autores a partir dos microdados da população ocupada. É considerada a atividade principal das pessoas ocupadas, e são eliminadas aquelas com rendimento zero.

20. Para efeito da apresentação dos dados nos gráficos das próximas subseções, entretanto, é feita uma interpolação linear entre os resultados da PNAD de 2009 e 2011.

esgoto e limpeza urbana²¹ e atividades imobiliárias e aluguéis: respectivamente, 0,9% e 1,6% do pessoal ocupado do setor em 2015.

GRÁFICO 1
Número de pessoas ocupadas – setor terciário (2004-2015)
(Em milhões)



Fonte: Dados da PNAD/IBGE. Disponíveis em: <<https://bit.ly/3dCvysZ>>.

Elaboração dos autores.

Obs.: Como não houve PNAD em 2010, os dados desse ano são uma interpolação linear de 2009 e 2011.

3.2 Formalização

A taxa de formalidade²² no setor terciário apresentou uma variação positiva de 8,9 pontos percentuais (p.p.) de 2004 a 2015, atingindo 55,9% no último ano da série. Por conta da desaceleração da economia nos últimos anos, entretanto, observa-se que, após 2013, a formalização da mão de obra passou a apresentar tendência a redução.

O segmento com maior informalidade é o de serviços prestados às famílias e associativas, com apenas 24% de trabalhadores formais em 2015. Outros dois

21. O segmento de produção e distribuição de eletricidade, gás, esgoto e limpeza urbana apresenta grande heterogeneidade por ser composto por serviços bastante distintos.

22. A taxa de formalidade é aqui considerada como o percentual de trabalhadores com carteira assinada, militares e estatutários em relação ao total de pessoas ocupadas.

segmentos com taxa de formalidade muito baixa são os de serviços de manutenção e reparação, com 31,6%, e os serviços domésticos, com 32,1%.

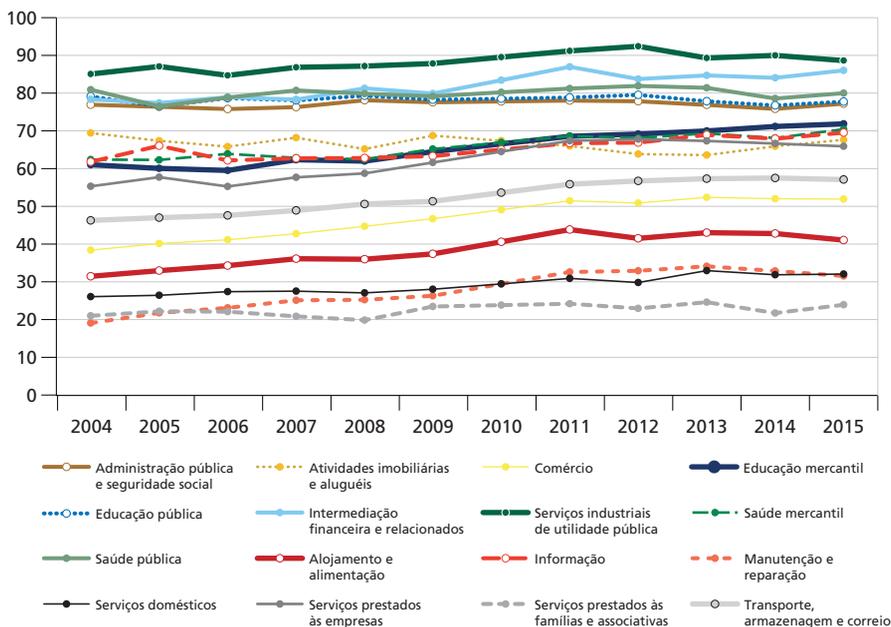
Os segmentos com maiores taxas de formalidade no setor terciário são os de produção e distribuição de eletricidade, gás, água, esgoto e limpeza urbana (88,7%) e intermediação financeira (86%).

Em relação à melhora no período, o segmento de comércio foi o que obteve maior variação positiva, aumentando a formalização dos trabalhadores de 38,5% em 2004 para 52% em 2015. Vários outros segmentos apresentaram grandes ganhos nesse quesito, como a educação mercantil, os serviços de manutenção e reparação e os serviços prestados às empresas.

Conforme verificado no gráfico 2, há grande heterogeneidade na formalização das relações de trabalho no setor de serviços. Um dado positivo, entretanto, precisa ser destacado, qual seja, a tendência de queda da dispersão no período, com o coeficiente de variação entre os segmentos passando de 0,43 em 2004 para 0,31 em 2015. Todavia, a partir de 2013, parece ter havido uma interrupção nesse movimento.²³

GRÁFICO 2

Percentual de pessoas ocupadas formais – setor terciário (2004-2015)



Fonte: Dados da PNAD/IBGE. Disponíveis em: <<https://bit.ly/3dCvysZ>>.

Elaboração dos autores.

Obs.: Como não houve PNAD em 2010, os dados desse ano são uma interpolação linear de 2009 e 2011.

23. O coeficiente de variação é uma medida clássica de dispersão de dados. Representa o quociente entre o desvio-padrão e a média. Uma de suas vantagens é ser uma medida adimensional. Quanto maior seu valor, maior é a dispersão.

3.3 Contribuição previdenciária

O aumento da contribuição previdenciária no período de 2004 a 2015 foi bastante significativo para todos os setores da economia, em especial para o setor terciário. Em 2004, 57% dos trabalhadores do setor contribuía para a previdência, enquanto, em 2015, 70,5% eram contribuintes. O crescimento se manteve mesmo com a desaceleração da economia, beneficiando todos os segmentos (gráfico 3).

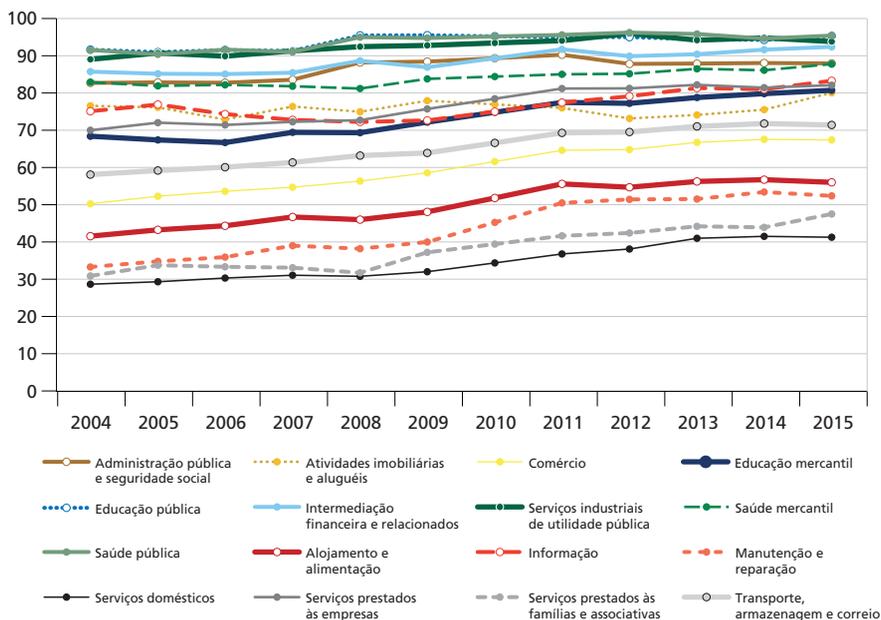
É nos serviços domésticos que se encontram as menores taxas de contribuição previdenciária, com apenas 41,2% de trabalhadores contribuintes em 2015. Apesar da baixa contribuição, o aumento foi significativo nesse segmento, visto que, em 2004, a taxa não passava de 28,5%. Também os serviços prestados às famílias e associativas possuem uma taxa de contribuição bastante inferior à média (47,4%), porém com crescimento de 16,7 p.p. Todos os segmentos analisados apresentaram aumento da contribuição para a previdência social no período. Tal fato parece estar associado, entre outras causas, ao incentivo à formalização do MEI, que reduziu fortemente o valor da contribuição mensal dos trabalhadores autônomos a partir de 2009 (Brasil, 2008). Em alguns segmentos, a contribuição previdenciária atingia níveis bastante elevados no final do período – cerca de 95%, como na educação pública, na saúde pública, nas instituições financeiras e nos serviços industriais de utilidade pública.

Em geral, a proporção de contribuintes é maior em segmentos associados à oferta de serviços públicos, como: educação pública; saúde pública; produção e distribuição de eletricidade, gás, água, esgoto e limpeza urbana; além de intermediação financeira e serviços relacionados, em que a imensa maioria dos trabalhadores contribui para a previdência.

Também na área previdenciária há grande dispersão entre os resultados encontrados nos diversos segmentos de serviços. A tendência ao longo do período foi de redução da heterogeneidade com queda do coeficiente de variação de 0,37 para 0,24. Desde 2013, entretanto, a queda da dispersão da contribuição parece ter se encerrado.

GRÁFICO 3

Percentual de pessoas ocupadas contribuintes para a previdência social – setor terciário (2004-2015)



Fonte: Dados da PNAD/IBGE. Disponíveis em: <<https://bit.ly/3dCvysZ>>.

Elaboração dos autores.

Obs.: Como não houve PNAD em 2010, os dados desse ano são uma interpolação linear de 2009 e 2011.

3.4 Escolaridade

A análise da escolaridade foi realizada a partir do percentual de trabalhadores com ensino médio completo ou mais. Tal variável foi utilizada por representar o nível de escolaridade mínimo exigido pela maior parte dos postos formais de trabalho do país.²⁴ Os dezesseis segmentos do setor obtiveram resultado positivo no período, ou seja, todos aumentaram o nível de escolaridade do pessoal ocupado (gráfico 4).

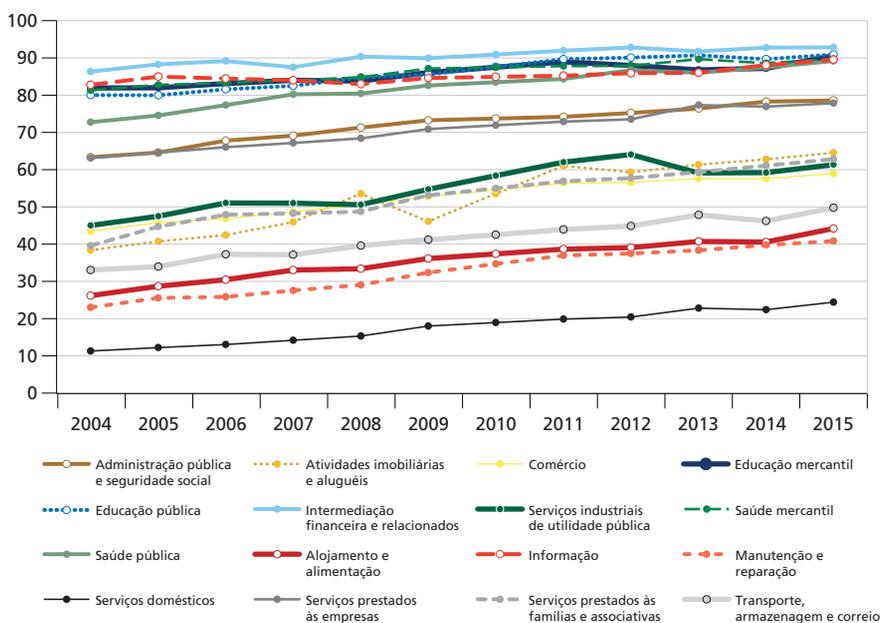
Mesmo os segmentos com menores percentuais de trabalhadores com ensino médio completo obtiveram um aumento significativo, como foi o caso de serviços domésticos, passando de 11,4% em 2014 para 24,5% em 2015. Apesar da melhoria generalizada, alguns segmentos permaneciam com níveis bastante baixos de escolaridade em 2015, como os serviços de manutenção e reparação (40,9%) e os serviços de alojamento e alimentação (44,3%).

24. Em 2017, trabalhadores com ensino médio completo ou mais representaram 70,2% dos admitidos no mercado de trabalho formal (Caged/ST/ME).

Em contrapartida, diversos segmentos apresentavam escolaridade relativamente elevada, com taxas em torno de 90% dos trabalhadores com o ensino médio completo em 2015, como na educação pública e mercantil, na saúde pública e mercantil, na intermediação financeira e nos serviços de informação.

O aumento da escolaridade no setor terciário se manteve durante todo o período, mesmo na desaceleração da economia dos últimos anos, resultando em uma variação total de 16,5 p.p. no indicador utilizado. Tal movimento foi complementado com a queda da dispersão entre os setores medida pelo coeficiente de variação, que apresentou redução de 0,47 em 2004 para 0,32 em 2015.

GRÁFICO 4
Percentual de pessoas ocupadas com pelo menos o ensino médio completo – setor terciário (2004-2015)



Fonte: Dados da PNAD/IBGE. Disponíveis em: <<https://bit.ly/3dCvysZ>>.

Elaboração dos autores.

Obs.: Como não houve PNAD em 2010, os dados desse ano são uma interpolação linear de 2009 e 2011.

3.5 Remuneração

Na análise do rendimento médio,²⁵ todos os segmentos apresentaram crescimento no período de 2004 a 2015. Em termos reais, houve aumento de 34,8%. Refletindo a crise de 2015, o rendimento médio caiu neste último ano, passando de R\$ 2.002 em 2014 para R\$ 1.908 em 2015, ou seja, teve uma queda de quase 5% (gráfico 5).

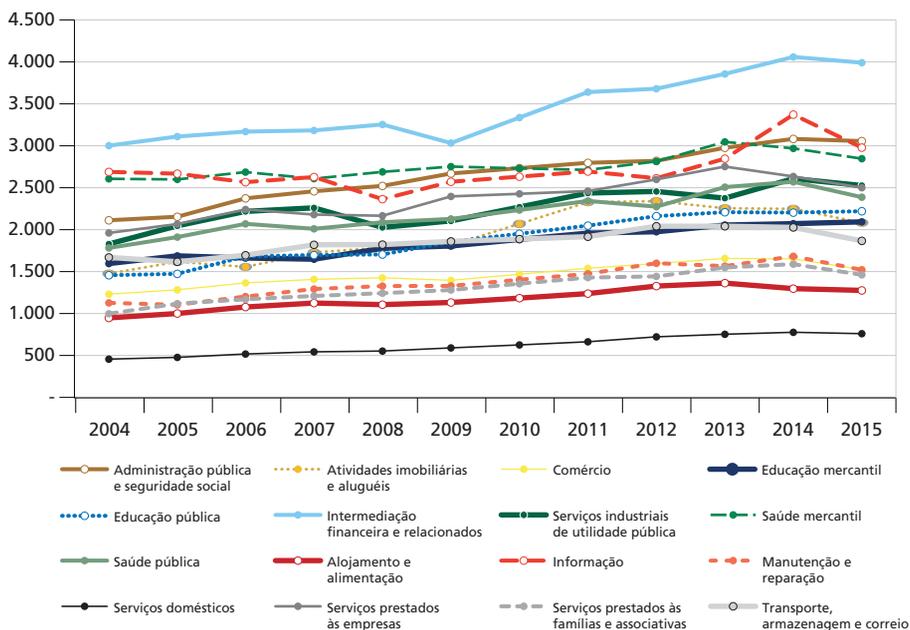
25. Para analisar a evolução da remuneração nos dezesseis segmentos no período, foi considerada a remuneração média do trabalho principal em reais (R\$) de 2015, atualizando-se os dados de cada ano pelo Índice Nacional de Preços ao Consumidor (INPC).

O segmento com maior variação foi o de serviços domésticos, com aumento de 66,3%; no entanto, também foi aquele com menor nível de rendimento entre os dezesseis segmentos, de R\$ 765, em 2015. A taxa de crescimento do rendimento real variou bastante. Administração pública, educação pública, atividades imobiliárias e serviços prestados às famílias apresentaram crescimento real na faixa de 40% a 50%, enquanto o menor aumento foi encontrado na saúde mercantil, com pouco menos de 10%.

Alguns segmentos apresentaram remunerações médias relativamente elevadas, como na intermediação financeira, que foi de R\$ 3.993 em 2015. Destacam-se ainda a administração pública, os serviços de informação e a saúde mercantil, com médias próximas a R\$ 3 mil.

A alta dispersão salarial intersetorial está refletida no seu coeficiente de variação, que foi mais alto que nas variáveis discutidas anteriormente – formalidade, contribuição previdenciária e escolaridade. De qualquer forma, houve pequena queda no coeficiente de variação, que passou de 0,42 para 0,38 no período analisado. Cabe notar, entretanto, que a partir de 2013 houve leve aumento da dispersão salarial entre os setores de serviços.

GRÁFICO 5
Remuneração média mensal por pessoa ocupada – setor terciário (2004-2015)
(Em R\$ de 2015)



Fonte: Dados da PNAD/IBGE. Disponíveis em: <<https://bit.ly/3dCvysZ>>.

Elaboração dos autores.

Obs.: Como não houve PNAD em 2010, os dados desse ano são uma interpolação linear de 2009 e 2011.

3.6 Produtividade do trabalho

Os dados de produtividade foram obtidos a partir das Contas Nacionais (IBGE) e representam o valor adicionado bruto (VAB), por pessoal ocupado (PO), corrigido por deflatores setoriais.²⁶

Entre os valores observados para a produtividade dos segmentos de serviços, há uma grande heterogeneidade: alguns com produtividade muito abaixo da média, como é o caso de serviços domésticos, que apresenta o pior desempenho em todo o período; outros com produtividade bem acima da média, como atividades imobiliárias e aluguéis²⁷ e intermediação financeira, seguros e previdência complementar. O produto médio anual por pessoa ocupada no setor terciário foi de R\$ 49.233 em 2015.

Houve pequeno aumento de 7,5% na produtividade agregada do setor terciário no período 2004-2015. Os resultados, entretanto, pioraram após 2013, a partir de quando apresentaram queda (gráfico 6).

O segmento que apresentou o maior crescimento na produtividade foi a intermediação financeira, seguros e previdência complementar (53,4%). Seu desempenho já era alto em 2004, destacando-se ainda mais em 2015. Cinco segmentos mostraram queda de produtividade no período: educação pública; educação mercantil; saúde mercantil; serviços prestados às empresas; e serviços de manutenção e reparação.

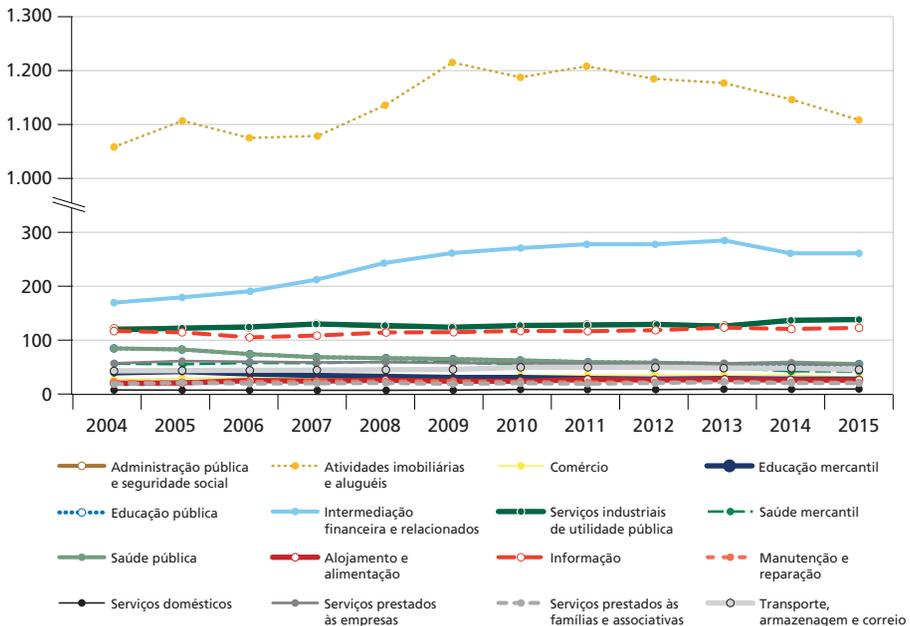
Para se analisar a evolução da dispersão da produtividade intersetorial, foi eliminado o segmento de atividades imobiliárias e aluguéis, por ser considerado um *outlier* em relação aos demais segmentos. Apesar disso, o coeficiente de variação ainda permanece muito maior do que nas variáveis já analisadas. Em contrapartida, em vez de queda, é encontrado aumento da dispersão entre 2004 e 2015, que passou de 0,72 para 0,82.

Quando comparados aos demais dados discutidos anteriormente, os resultados encontrados para a produtividade são, de certa forma, surpreendentes. O crescimento da escolaridade e dos salários, em princípio, deveria ser acompanhado por um significativo crescimento da produtividade, mas não é isso que os dados mostram.

26. As informações de VAB e de PO foram obtidas nas tabelas de recursos e usos do Sistema de Contas Nacionais (SCN), no nível 51. O cálculo da produtividade foi feito dividindo-se o VAB pelo PO de cada uma das atividades. Os deflatores foram montados com base na tabela 10.2 das tabelas sinóticas retropoladas, dividindo-se o VAB corrente pelo VAB constante e depois acumulando-se essas variações, definindo-se o ano-base como 2015. Os dados foram agregados de acordo com o quadro A.1 de compatibilização presente no apêndice A, utilizando-se como peso a participação do emprego nas respectivas atividades. Para ter acesso às tabelas do SCN, ver: <<https://bit.ly/3ak5sZp>>.

27. Atividades imobiliárias e aluguéis apresentam níveis de produtividade muito acima das demais por conta de suas características, inclusive com a imputação do valor dos aluguéis.

GRÁFICO 6
Produto anual por trabalhador – setor terciário (2004-2015)
 (Em R\$ 1 mil de 2015)



Fonte: Dados das Contas Nacionais/IBGE. Disponíveis em: <<https://bit.ly/3eWSi7D>>. Elaboração dos autores.

3.7 Dispersão intrasetorial da remuneração do trabalho

Na medida em que os resultados discutidos nesta seção comparam médias setoriais, seria interessante se ter alguma medida da dispersão das variáveis no interior de cada setor. A unidade usualmente utilizada nesse tipo de estudo é a empresa, e a principal variável é a produtividade, como mostrado em Meirelles (2006b) e Silva, Menezes Filho e Komatsu (2016). Como nossa fonte de dados é a PNAD, a unidade é a pessoa ocupada, e a variável mais próxima da produtividade é o salário. Assim, apresentamos a seguir uma breve análise da dispersão da remuneração em cada um dos dezesseis subsetores.

Para analisar a dispersão salarial no interior de cada subsetor de serviços, são calculados os coeficientes de variação (CVs) dos salários em cada subsetor no período 2004-2015. Nota-se, em primeiro lugar, níveis de dispersão salarial bastante diferenciados. Em segundo lugar, não há uma tendência nítida sobre a evolução da dispersão salarial intrasetorial no período considerado. Em geral, ela tendeu a cair, mas em alguns casos houve aumento. De qualquer forma, a variação da dispersão salarial, na maior parte dos casos, é relativamente moderada no período.

Conforme a tabela 1, tomando-se como referência o valor médio no período 2004-2015, os CVs situam-se entre 0,62 nos serviços domésticos e 1,89 nos serviços prestados às empresas. Em geral, nos setores associados aos serviços públicos, os CVs são relativamente baixos ou moderados, como na administração pública (1,29), na educação pública (0,96) e na saúde pública (1,22). Não há uma relação nítida entre o nível de produtividade e a dispersão salarial. A dispersão pode ser relativamente elevada tanto em subsetores de alta produtividade – como nas atividades imobiliárias e aluguéis (1,66) – quanto naqueles de baixa produtividade – como em serviços de alojamento e alimentação (1,75). Por outro lado, a dispersão salarial pode ser relativamente baixa em setores de alta produtividade, como na produção e distribuição de eletricidade, gás, água, esgoto e limpeza urbana (1,25).

No período analisado, a dispersão intrasetorial dos salários aumentou em sete subsetores e caiu em nove. Em geral, as quedas foram mais acentuadas do que as elevações.

TABELA 1
Coefficiente de variação da remuneração por subsetor – setor terciário (2004-2015)

Subsetor	Coefficiente de variação médio (2004-2015)	2004	2015
Administração pública e seguridade social	1,29	1,39	1,22
Atividades imobiliárias e aluguéis	1,66	1,67	1,89
Comércio	1,62	1,45	1,50
Educação mercantil	1,21	1,29	1,06
Educação pública	0,96	1,02	0,92
Intermediação financeira e serviços relacionados	1,39	1,64	1,75
Saúde mercantil	1,61	1,59	1,57
Saúde pública	1,22	1,11	1,17
Serviços de alojamento e alimentação	1,75	2,74	1,37
Serviços de informação	1,49	1,40	1,50
Serviços de manutenção e reparação	1,15	1,12	0,85
Serviços domésticos	0,62	0,65	0,61
Serviços industriais de utilidade pública	1,25	1,24	1,30
Serviços prestados às empresas	1,89	1,57	1,63
Serviços prestados às famílias e associativas	1,64	1,52	1,42
Transporte, armazenagem e correio	1,41	2,50	0,94

Fonte: Dados da PNAD/IBGE. Disponíveis em: <<https://bit.ly/3dCvysZ>>. Elaboração dos autores.

4 ANÁLISE AGREGADA

Por ser notadamente heterogêneo, o setor de serviços costuma ser dividido na literatura de acordo com algumas tipologias.²⁸ Primeiramente, pode-se classificar as atividades do setor de acordo com sua destinação, em serviços para empresas e serviços para consumo final (Meirelles, 2006a). Evidentemente, essa classificação ainda agrega atividades bastante díspares. Os serviços para empresas, por exemplo, vão do comércio atacadista até a pesquisa e desenvolvimento.

Browning e Singelmann (1975) propõem uma tipologia diferente para a economia por entenderem que a classificação Fisher-Clark tradicional em três setores (Fisher, 1939; Clark, 1940) é simples demais e deixa o setor terciário como um setor residual, perdendo poder explicativo à medida que ganha importância (por incluir atividades cada vez mais distintas entre si). Por isso, Browning e Singelmann (1975) estabelecem uma classificação de seis setores da economia, sendo dois setores de produção – o extrativo (equivalente ao setor primário) e o transformador (equivalente ao secundário, incluindo também os serviços industriais de utilidade pública) – e quatro setores para o que é tradicionalmente considerado como o terciário. Os serviços voltados aos bens se dividem entre os distributivos, aqueles que levam os bens aos seus consumidores (como comércio e transporte), e os serviços ao produtor (incluindo finanças, consultoria e seguros). Por sua vez, os serviços de consumo se dividem entre serviços sociais (saúde, educação e administração pública) e pessoais (serviços domésticos, entretenimento, manutenção e alojamento).

Há também a classificação da Organização das Nações Unidas (ONU) na *International Standard Industrial Classification* (ISIC), semelhante, de alguma forma, à anterior, explicitada por Anita Kon (2004):

- serviços distributivos: incluem a distribuição física de bens (comércio atacadista e varejista), a distribuição de pessoas e cargas (transportes) e a distribuição de informação (comunicações);
- serviços sem fins lucrativos: constituem serviços da administração pública e outras organizações como sindicatos, templos religiosos, instituições assistenciais, clubes;
- serviços às empresas: representados por serviços intermediários para os demais setores, nos quais se incluem as atividades financeiras, os serviços de assessoria legal, contábil, de informática e outras e a corretagem de imóveis; e
- serviços ao consumidor: cobrem uma gama ampla de serviços sociais e pessoais oferecidos aos indivíduos, na maior parte para ressaltar a qualidade de vida, como os serviços de saúde, ensino, restaurantes, serviços de lazer e outros pessoais e familiares.

28. Um resumo das tipologias utilizadas para a classificação dos serviços é apresentado no quadro A.2 do apêndice A.

Aharoni (2014) define os serviços profissionais de negócios (*professional business services* – PBS) como aqueles usados principalmente como insumos para outras firmas. Os serviços PBS são intensivos em conhecimento ou técnica, tem ampla possibilidade de personalização e grande interação entre o provedor e o consumidor do serviço. Arbache, Machado e Moreira (2015) trazem uma nova classificação a partir dessa definição, utilizando a ISIC:

- PBS: correios e telecomunicações, intermediação financeira, atividades imobiliárias comerciais, aluguel de máquinas e equipamentos, tecnologia da informação (TI) e atividades correlatas, P&D e outras atividades comerciais;
- serviços tradicionais: demais serviços.

Eichengreen e Gupta (2011) dividem os serviços de uma maneira diferente, baseados nas duas ondas do crescimento do setor. Os autores questionam o fato estilizado da correlação entre crescimento da parcela de serviços no PIB e a renda *per capita*, sustentando que, na verdade, há um primeiro crescimento dos serviços até sua estabilização, quando a renda *per capita* chega a U\$S 1.800 (em dólares com paridade de poder de compra – PPP – de 2000), e que eles voltam a crescer quando a renda *per capita* chega a U\$S 4.000 (em dólares com PPP de 2000), adicionando que esta segunda onda de crescimento passou a chegar mais cedo (ou seja, em um nível de renda mais baixo) a partir da década de 1990. Dessa forma, os serviços se dividem em serviços tradicionais (como comércio, serviços pessoais) e serviços modernos (como aviação e intermediação financeira).

Por fim, Arbache (2016), como já mencionado, sugere uma divisão para os serviços para empresas entre os que agregam valor e os de custo. A primeira categoria atuaria principalmente na diferenciação de produto, requerendo mais capital humano, enquanto a segunda só aumentaria a competitividade do produto reduzindo seus custos, sendo especialmente relevante em produtos mais homogêneos.

Nesta seção, são analisados os dados do setor de serviços agregados utilizando duas tipologias apresentadas anteriormente: Aharoni (2014) e Browning e Singelmann (1975). Com isso, será possível verificar até que ponto a evolução relativamente favorável do mercado de trabalho no período estaria associada ao crescimento mais que proporcional dos segmentos mais modernos e com melhores indicadores.

4.1 Aharoni

Conforme a classificação baseada em Aharoni (2014), o setor terciário é dividido em dois grandes grupos: PBS e tradicional. A tabela 2 apresenta os principais resultados para os dois grupos em 2004 e 2015.

No período de 2004 a 2015, tanto nos PBS quanto no tradicional houve geração de emprego, tendo um aumento de 42,3% e 22,8%, respectivamente, no número de trabalhadores nos grupos. A composição total do emprego no setor terciário era de 14,3% nos PBS e 85,7% no tradicional em 2015, com aumento da participação de PBS em 1,7 p.p. a mais em comparação com 2004. No entanto, mesmo com o aumento da geração de empregos em PBS, o tradicional continua sendo amplamente majoritário em 2015.

A escolaridade apresentou uma melhora significativa em ambos os grupos. Em 2015, 80% dos trabalhadores nos PBS tinham, no mínimo, o ensino médio completo, enquanto, no tradicional, 60,2% tinham pelo menos completado o ensino médio. A variação no período de ambos os grupos foi positiva, de 13,3 p.p. e 16,6 p.p, respectivamente.

Também na taxa de formalidade do pessoal ocupado houve avanços no período para os dois grandes segmentos: nos PBS, subiu de 61,6% para 69,4%; no segmento tradicional, embora com taxas mais baixas, houve crescimento de 44,9% para 53,7%.

A contribuição dos trabalhadores para a previdência em cada grupo cresceu consideravelmente no período, principalmente no tradicional, com variação positiva de 13,8 p.p., passando de 54,5% em 2004 para 68,4% em 2015. A contribuição em PBS, que já era alta em 2004 (74%), passou para 83,5% dos trabalhadores contribuindo para a previdência.

O desnível salarial e o diferencial de produtividade entre PBS e tradicional são bastante elevados. No caso da remuneração média, houve crescimento nos dois grupos. Em 2015, atingia R\$ 2.727 no primeiro e R\$ 1.770 no segundo. O fato positivo em termos salariais foi a redução da distância entre as remunerações médias, na medida em que o crescimento foi mais intenso nos serviços tradicionais. Tal resultado pode estar relacionado à regra de reajuste do salário mínimo no período considerado.

Já no caso da produtividade, o produto por trabalhador dos PBS foi de R\$ 155.207 em 2015, enquanto do segmento tradicional foi de apenas R\$ 41.368. Apesar do diferencial expressivo entre os dois grupos, o crescimento da produtividade foi proporcionalmente maior no segmento tradicional, reduzindo ligeiramente a distância entre os dois segmentos.

Em resumo, houve crescimento mais elevado do emprego no setor de PBS e melhoria dos indicadores em geral (formalidade, contribuição previdenciária, escolaridade, remuneração e produtividade). Os avanços foram mais intensos nos setores tradicionais do que nos PBS. Com isso, houve redução dos desníveis entre os dois grupos de setores, ou seja, houve uma aproximação dos indicadores dos dois grupos para cima.

TABELA 2
Distribuição da população ocupada e valores médios dos indicadores pela classificação baseada em Aharoni (2004 e 2015)

Setor	Ocupados (%)		Formalidade (%)		Contribuição previdenciária (%)		Escolaridade (%)		Remuneração (R\$ de 2015)		Produtividade (R\$ de 2015)	
	2004	2015	2004	2015	2004	2015	2004	2015	2004	2015	2004	2015
PBS	12,6	14,3	61,6	69,4	74,0	83,5	66,7	80,0	2.174	2.727	141.094	155.207
Tradicional	87,4	85,7	44,9	53,7	54,5	68,4	43,6	60,2	1.304	1.770	36.412	41.368
Total	100	100	47,0	55,9	57,0	70,5	46,5	63,0	1.415	1.908	52.259	56.200

Fontes: PNAD (disponível em: <<https://bit.ly/3dCvysZ>>) e Contas Nacionais/IBGE (disponível em: <<https://bit.ly/3eWSi7D>>).
 Elaboração dos autores.

4.2 Browning e Singelmann

A classificação de Browning e Singelmann (1975) separa o setor terciário de Fisher-Clark em quatro novos setores (distributivo, pessoal, produtivo e social), sendo o distributivo referente a comércio e transporte; o pessoal, a serviços domésticos, entretenimento, manutenção e alojamento; o produtivo, a finanças, consultoria e seguros; e, por último, o social, a saúde, educação e administração pública.

Houve geração de emprego nos quatro grupos no período de 2004 a 2015, com destaque para o grupo produtivo, por seu aumento de 42,3% no número de pessoas ocupadas. Apesar disso, esse é o grupo com menor participação na composição total de trabalhadores do setor terciário, tendo, em 2015, 16,4% do total de trabalhadores. O social, por sua vez, é aquele com maior participação, de 28,5%. Estes dois grupos de setores aumentaram sua participação na distribuição setorial do emprego no período (tabela 3).

A melhora na escolaridade dos trabalhadores foi generalizada, chegando ao nível de 86,1% dos trabalhadores do grupo social com pelo menos o ensino médio completo. O pessoal tem a menor participação de trabalhadores com ensino médio completo, mas também apresentou forte melhora, passando de 22% em 2004 para 40,5% em 2015. Há destaque também no produtivo, com 80% do pessoal ocupado com pelo menos o ensino médio completo.

O grau de formalidade também cresceu nos quatro grupos de setores. Novamente, o social e o produtivo foram os dois que se destacaram, sendo o social com maior taxa de formalização – 76% em 2015. O distributivo se destacou com a maior variação no período, passando de 38,5% para 52%. A menor taxa de formalização é encontrada no pessoal, não passando de 32,9% em 2015.

A contribuição previdenciária cresceu durante toda a série analisada, fechando 2015 com 67,4% dos trabalhadores contribuindo para a previdência no distributivo, 47,5% no pessoal, 83,5% no produtivo e 89,8% no social. Mais uma vez, o produtivo e o social se destacam com os melhores resultados.

O rendimento médio seguiu a tendência geral de melhoria nos quatro grupos. Há uma clara divisão entre os níveis mais elevados no produtivo e no social e os mais baixos no distributivo e no pessoal.

Os resultados referentes à produtividade refletem uma enorme heterogeneidade entre os grupos. O produtivo é o destaque positivo por conta do segmento de atividades imobiliárias e aluguéis, apresentando um produto por trabalhador de R\$ 155.207 em 2015. O destaque negativo é o setor pessoal, com apenas R\$ 17.970 no mesmo ano. O social foi o único grupo com queda de produtividade. Os demais melhoraram, sendo o aumento mais expressivo justamente o daquele com maior nível de produtividade.

A análise dos serviços a partir da classificação de Browning-Singelmann confirma a melhoria generalizada dos indicadores utilizados para a análise do mercado de trabalho no período, sendo mais intensa nos setores menos desenvolvidos. Em contrapartida, tal análise mostra que o emprego cresceu com mais intensidade naqueles setores em que a formalização, a contribuição previdenciária, a escolaridade e a renda são mais elevadas, ou seja, no produtivo e no social. Tais segmentos representavam, em 2015, cerca de 45% do pessoal ocupado no setor de serviços do país.

TABELA 3

Distribuição da população ocupada e valores médios dos indicadores pela classificação Browning e Singelmann (2004 e 2015)

Setor	Ocupados (%)		Formalidade (%)		Contribuição previdenciária (%)		Escolaridade (%)		Remuneração (R\$ de 2015)		Produtividade (R\$ de 2015)	
	2004	2015	2004	2015	2004	2015	2004	2015	2004	2015	2004	2015
Distributivo	29,5	27,9	38,5	52,0	50,2	67,4	43,5	59,0	1.235	1.530	34.460	38.679
Pessoal	29	27,2	26,2	32,9	32,2	47,5	22,0	40,5	711	1.105	14.859	17.970
Produtivo	14,4	16,4	61,6	69,4	74,0	83,5	66,7	80,0	2.174	2.727	141.094	155.207
Social	27,1	28,5	74,1	76,0	84,0	89,8	73,2	86,1	1.909	2.616	54.302	51.137
Total	100	100	47,0	55,9	57,0	70,5	46,5	63,0	1.415	1.908	52.259	56.200

Fontes: PNAD (disponível em: <<https://bit.ly/3dCvysZ>>) e Contas Nacionais/IBGE (disponível em: <<https://bit.ly/3eWSi7D>>).
Elaboração dos autores.

5 ANÁLISE MULTIVARIADA E ÍNDICE DE QUALIDADE SETORIAL

A análise multivariada será desenvolvida em duas etapas: análise de agrupamento e de componentes principais.²⁹

29. Uma abordagem detalhada de modelos de análise multivariada pode ser vista em Mingoti (2007). O método aqui utilizado é o de Ward.

A ideia básica da análise de grupamento aqui realizada é a identificação de setores semelhantes em termos das variáveis do mercado de trabalho e de produtividade, discutidas na seção anterior.³⁰

O modelo pode ser descrito da seguinte maneira: seja $X = \{X_1, \dots, X_n\}$ o conjunto de variáveis escolhidas; e seja $O = \{O_1, \dots, O_m\}$ o conjunto de objetos sobre os quais as variáveis são observadas. Encontre grupos G_1, \dots, G_p , tais que: se O_i e O_j pertencem a G_s , então O_i e O_j são semelhantes; se O_i pertence a G_s e O_j pertence a G_r , então O_i e O_j não são semelhantes. O critério de semelhança é dado pelo conjunto X de variáveis, e a medida de semelhança é dada pela distância dos objetos no espaço definido pelas variáveis.

Conforme anteriormente mencionado, as cinco variáveis utilizadas são a taxa de formalidade, a contribuição previdenciária, a escolaridade, a remuneração e a produtividade. Os objetos são os dezesseis setores da CNAE-Domiciliar 2.0. Assim, o resultado da análise fornecerá grupos de setores semelhantes no que se refere ao comportamento apresentado pelas variáveis utilizadas. O objetivo do modelo é verificar a existência de setores que apresentem processos de comportamentos semelhantes ao longo do período 2004-2015. A repetição das estimativas do modelo nos anos inicial e final permitirá verificar se houve modificações no período.

O estudo dos grupos é complementado com uma análise de componentes principais (ACP). Este método tem como objetivo criar novas variáveis formadas por combinações lineares das variáveis iniciais, de forma a obter uma descrição mais sucinta dos dados, conforme a seguinte formulação: sejam as componentes principais definidas como

$$C_i = \sum_j a_{ij} X_j,$$

em que: C_i = i -ésima componente; X_j = j -ésima variável; os coeficientes a_{ij} são determinados de tal forma que C_1 tenha variância máxima, C_2 tenha variância máxima e $corr(C_1, C_2) = 0, \dots, C_n$ tenha variância máxima e $corr(C_1, C_n) = 0, corr(C_2, C_n) = 0, \dots, corr(C_{n-1}, C_n) = 0$.

Devido às restrições de não correlação, as variâncias decrescem a cada nova componente e, frequentemente (dependendo da estrutura de correlação das variáveis), com as duas primeiras componentes, já se pode contar com um percentual bastante alto da variância total dos dados. Dessa forma, em geral, as duas primeiras componentes são suficientes para uma boa interpretação sobre os setores considerados na análise.

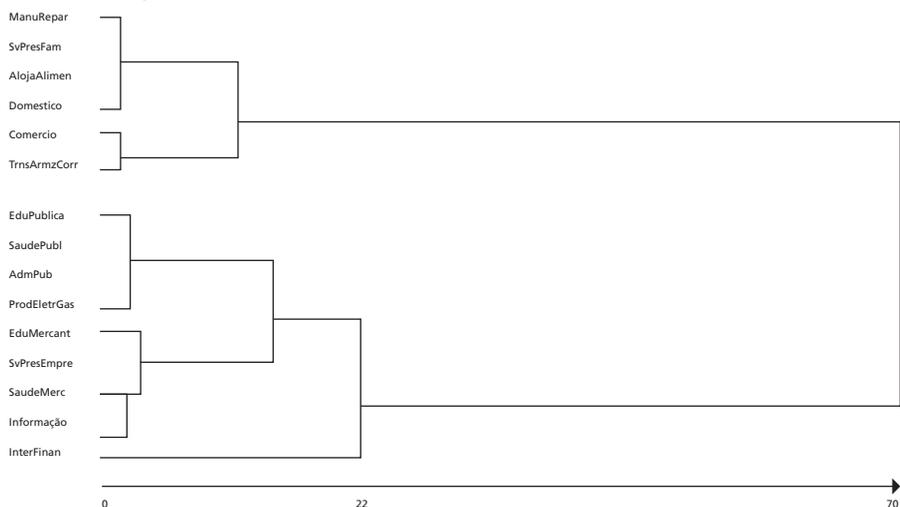
30. Para uma aplicação desta técnica em estudo sobre a estrutura da indústria brasileira, ver, por exemplo, Saboia, Kubrusly e Barros (2014).

A análise de grupamento foi realizada para 2004 e 2015, verificando-se mudanças mínimas no período.³¹ Há a formação nítida de dois grupos, conforme pode ser observado nas figuras 1 e 2.³²

O grupo 1 é formado por segmentos tipicamente tradicionais, cujos indicadores são mais desfavoráveis, segundo os resultados discutidos na seção 3. Aí estão incluídos serviços domésticos, alojamento e alimentação, comércio, entre outros. O grupo 2 é um pouco mais diferenciado, com segmentos voltados para a oferta de serviços públicos por um lado (educação pública, saúde pública, administração pública, produção e distribuição de eletricidade, gás, água, esgoto e limpeza urbana) e alguns serviços modernos por outro. Tais segmentos, em geral, possuem indicadores bem mais favoráveis. Entre eles estão os serviços financeiros, cujos indicadores tendem a ser os melhores e que aparecem um pouco destacados no dendrograma.³³

Um fato a ser destacado é a impressionante semelhança entre os dendrogramas de 2004 e 2015, indicando a manutenção de uma clara dualidade no interior do setor de serviços no período analisado.

FIGURA 1
Dendrograma (2004)



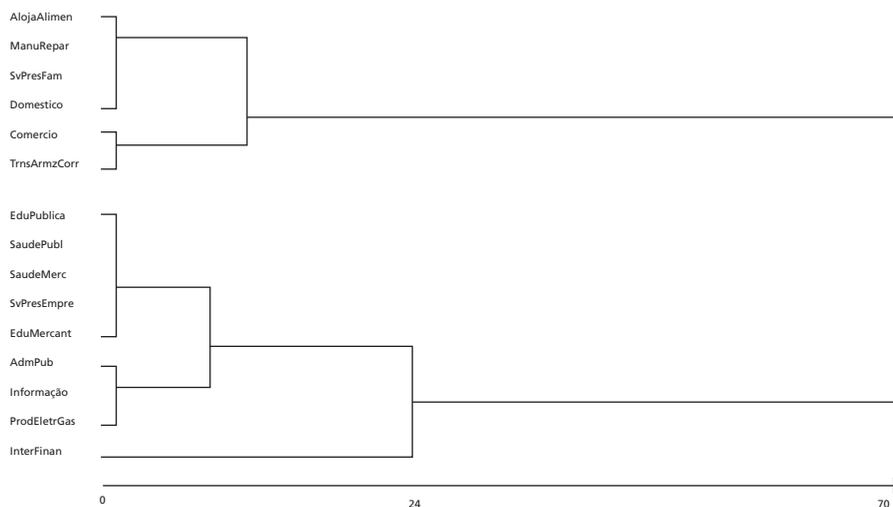
Fontes: PNAD (disponível em: <<https://bit.ly/3dCvysZ>>) e Contas Nacionais/IBGE (disponível em: <<https://bit.ly/3eWSi7D>>).
Elaboração dos autores.

31. Foram testados anos intermediários, sem modificação dos resultados.

32. O segmento atividades imobiliárias e aluguéis foi eliminado da análise multivariada desta seção por conta de sua produtividade ser um *outlier*, o que distorceria os resultados.

33. O dendrograma é uma forma de apresentação gráfica em que o eixo horizontal mede a distância entre os segmentos do setor de serviços analisados segundo as variáveis consideradas. Fica clara a grande distância entre os grupos 1 e 2 e também a diferenciação do setor de intermediação financeira dentro do grupo 2. Por sinal, o segmento de intermediação financeira poderia ser considerado um terceiro grupo, por conta de sua distância em relação ao restante do grupo 2.

FIGURA 2
Dendrograma (2015)



Fontes: PNAD (disponível em: <<https://bit.ly/3dCvysZ>>) e Contas Nacionais/IBGE (disponível em: <<https://bit.ly/3eWSi7D>>).
Elaboração dos autores.

A tabela 4 apresenta os valores médios dos indicadores para os dois grupos identificados na análise de grupamento. Fica clara a superioridade do grupo 2 em relação aos indicadores utilizados. O grupo 1 representava 61,4% da população ocupada em 2015. Seu nível de rendimento é de cerca de metade em relação ao nível do grupo 2, enquanto a produtividade é de um terço. As taxas de formalização e de contribuição previdenciária, além da escolaridade dos trabalhadores, também são bem inferiores.

TABELA 4
Distribuição da população ocupada e valores médios dos indicadores nos grupos 1 e 2 (2004 e 2015)

	Emprego (%)		Formalidade (%)		Contribuições previdenciárias (%)		Escolaridade (%)		Remuneração (R\$ de 2015)		Produtividade (R\$ de 2015)	
	2004	2015	2004	2015	2004	2015	2004	2015	2004	2015	2004	2015
Ano	2004	2015	2004	2015	2004	2015	2004	2015	2004	2015	2004	2015
Grupo 1	64,2	61,4	33,2	43,3	42,7	58,3	32,3	48,6	1.067	1.379	24.135	26.489
Grupo 2	35,8	38,6	69,5	74,2	80,7	87,9	71,7	84,2	2.021	2.677	76.773	76.387
Total	100,0	100,0	46,0	54,9	55,8	69,3	45,9	62,0	1.393	1.875	46.108	49.223

Fontes: PNAD (disponível em: <<https://bit.ly/3dCvysZ>>) e Contas Nacionais/IBGE (disponível em: <<https://bit.ly/3eWSi7D>>).
Elaboração dos autores.

Ao se compararem os dois grupos formados na análise de grupamento com as classificações tradicionalmente utilizadas nos estudos do setor de serviços, conforme a seção 4, verificam-se alguns resultados interessantes que merecem ser

destacados. Utilizando-se, por exemplo, a classificação baseada em Aharoni (2014), todos os segmentos do grupo 1 fazem parte efetivamente dos serviços tradicionais. Com relação ao grupo 2, uma parte (seis segmentos) está incluída nos serviços tradicionais, enquanto a outra (três segmentos) está classificada como PBS.³⁴ A tabela 5 apresenta o cruzamento entre os segmentos pertencentes aos grupos 1 e 2 e a classificação entre segmentos tradicionais e PBS segundo Aharoni.

TABELA 5
Cruzamento entre os grupos da análise de grupamento e da classificação baseada em Aharoni

	PBS	Tradicional	Total
Grupo 1	0	6	6
Grupo 2	3	6	9
Total	3	12	15

Fontes: PNAD (disponível em: <<https://bit.ly/3dCvysZ>>) e Contas Nacionais/IBGE (disponível em: <<https://bit.ly/3eWSi7D>>).
Elaboração dos autores.

Utilizando-se a classificação em quatro grupos de Browning e Singelmann (1975), nota-se que o grupo 1 é integralmente composto por serviços distributivos e pessoais, enquanto o grupo 2 é composto por serviços produtivos e sociais, conforme a tabela 6. Portanto, não há qualquer surpresa nos grandes diferenciais encontrados para os indicadores dos dois grupos.³⁵

TABELA 6
Cruzamento entre os grupos da análise de grupamento e da classificação de Browning e Singelmann

	Industrial	Distributivo	Pessoal	Produtivo	Social	Total
Grupo 1	0	2	4	0	0	6
Grupo 2	1	0	0	3	5	9
Total	1	2	4	3	5	15

Fontes: PNAD (disponível em: <<https://bit.ly/3dCvysZ>>) e Contas Nacionais/IBGE (disponível em: <<https://bit.ly/3eWSi7D>>).
Elaboração dos autores.

Passando-se à análise de componentes principais, foram mais uma vez considerados os anos inicial e final do período – 2004 e 2015. Verificou-se que a primeira componente representa mais de 80% da variância total dos dados – 82,4% e 80,8%, respectivamente, nos dois anos. Ao se incorporar a segunda componente, chega-se a 90,7% e 93,0% nos dois anos. Portanto, a representação dos dados

34. Ver a classificação de Aharoni no quadro A.2 do apêndice A.

35. Na classificação de Browning e Singelmann, os serviços industriais de utilidade pública (eletricidade, gás, água e esgoto) fazem parte do setor transformador, junto com a indústria – daí não terem sido classificados entre os segmentos de serviços.

das cinco variáveis utilizadas por meio dessas duas componentes é amplamente satisfatória.³⁶

A primeira componente apresenta correlação forte e positiva com as cinco variáveis utilizadas, significando que, quanto maior seu valor, melhores são os indicadores do respectivo segmento analisado. A interpretação da segunda componente não é tão clara, uma vez que suas correlações são relativamente baixas, apresentando valores positivos ou negativos. A única exceção é uma forte correlação positiva com a produtividade em 2015. Valores positivos desta segunda componente parecem estar associados a salários e produtividade mais elevados, enquanto valores negativos indicariam níveis de formalidade, de contribuição previdenciária e de escolaridade maiores (tabela 7).

TABELA 7
Matriz de correlação das componentes principais (2004 e 2015)

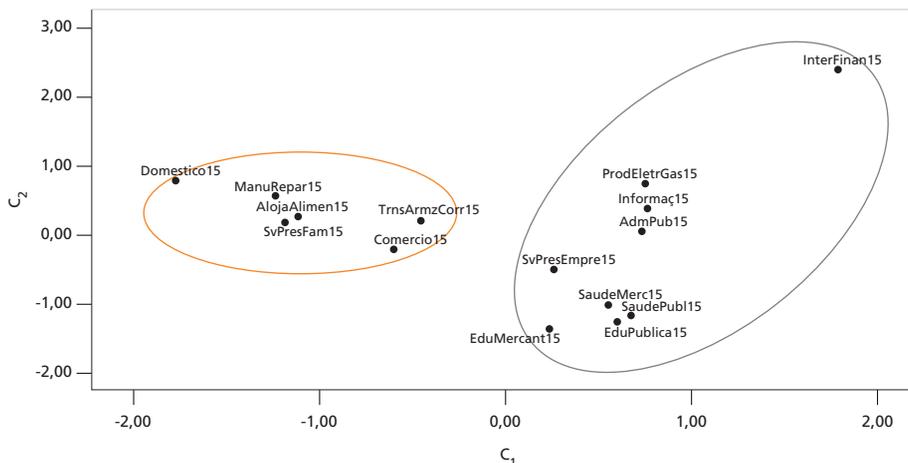
Ano	Formalidade		Contribuições previdenciárias		Escolaridade		Salários		Produtividade	
	2004	2015	2004	2015	2004	2015	2004	2015	2004	2015
C ₁	0,931	0,942	0,951	0,945	0,886	0,864	0,893	0,949	0,877	0,781
C ₂	-0,317	-0,126	-0,284	-0,247	-0,038	-0,351	0,380	0,185	0,295	0,614

Fontes: PNAD (disponível em: <<https://bit.ly/3dCvysZ>>) e Contas Nacionais/IBGE (disponível em: <<https://bit.ly/3eWSi7D>>).
Elaboração dos autores.

A representação dos dois grupos identificados na análise de grupamento no sistema de eixos das duas componentes principais deixa bem nítida a superioridade do grupo 2 em relação ao grupo 1. Ilustramos esse fato com a identificação dos dois grupos em 2015, em que o grupo 2 aparece à direita (valores positivos para a componente 1) e o grupo 1, à esquerda (valores negativos para a componente 1). O destaque para o segmento de intermediação financeira, que aparece como um *outlier* na parte superior do grupo 2, deve-se à sua elevada produtividade frente aos demais segmentos deste grupo. Cabe ainda notar a maior homogeneidade dos segmentos de serviços do grupo 1, posicionados próximos entre si no gráfico 7.

36. Conforme informado no início da seção, as componentes principais são combinações lineares das cinco variáveis utilizadas. Na medida em que as duas componentes principais representam um elevado percentual da variância total dos dados, elas podem ser utilizadas para "substituir" as cinco variáveis, facilitando a análise dos resultados.

GRÁFICO 7

Representação dos setores de serviços dos grupos 1 e 2 no sistema de componentes C_1 e C_2 (2015)

Fontes: PNAD (disponível em: <<https://bit.ly/3dCvysZ>>) e Contas Nacionais/IBGE (disponível em: <<https://bit.ly/3eWSi7D>>).
Elaboração dos autores.

Tendo em vista a forte correlação positiva entre os cinco indicadores utilizados neste artigo e a primeira componente principal, seu valor pode ser utilizado como um indicador-síntese para cada um dos segmentos de serviços analisados. Conforme a tabela 8, todos os segmentos do grupo 1 possuem valores negativos e menores, para o indicador-resumo, do que os segmentos do grupo 2, cujos valores são sempre maiores e positivos. Tomando-se como referência o ano de 2015, os valores variam entre -1,77 nos serviços domésticos e 1,79 na intermediação financeira. Este último, mais uma vez, destaca-se por seu elevado indicador-síntese.

TABELA 8
Valor da primeira componente dos setores de serviços (2004 e 2015)

Setores	2004	2015
Administração pública e seguridade social	0,587	0,735
Comércio	-1,053	-0,603
Educação mercantil	0,240	0,236
Educação pública	0,691	0,606
Intermediação financeira, seguros e previdência complementar	1,588	1,785
Eletricidade, gás, água, esgoto e limpeza urbana	0,818	0,751
Saúde mercantil	0,746	0,556
Saúde pública	0,703	0,673
Serviços de alojamento e alimentação	-1,051	-1,115
Serviços de informação	0,990	0,763
Serviços de manutenção e reparação	-1,170	-1,234
Serviços domésticos	-1,678	-1,773
Serviços prestados às empresas	0,151	0,255
Serviços prestados às famílias e associativas	-1,138	-1,184
Transporte, armazenagem e correio	-0,426	-0,449

Fontes: PNAD (disponível em: <<https://bit.ly/3dCvysZ>>) e Contas Nacionais/IBGE (disponível em: <<https://bit.ly/3eWSi7D>>).
Elaboração dos autores.

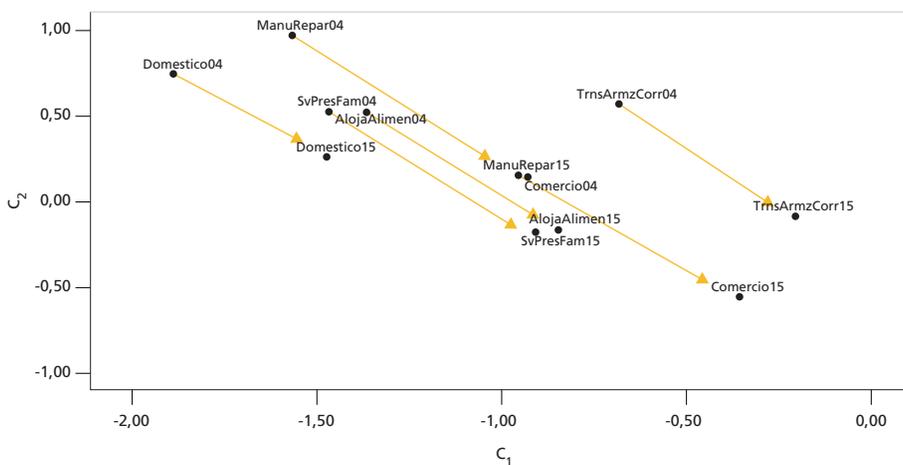
A principal vantagem do indicador-síntese é seu poder de diferenciar os segmentos incluídos em cada um dos dois grupos identificados. Dentro do grupo 1, por exemplo, a situação dos serviços domésticos e do comércio é bem pior do que a de transporte e armazenagem. Em contrapartida, no interior do grupo 2, a intermediação financeira apresenta uma posição muito superior à encontrada na educação mercantil ou nos serviços prestados às empresas. Portanto, o indicador-síntese complementa a análise de grupamento.

Uma nova análise de componentes principais, incluindo conjuntamente os dados de 2004 e 2015, permite que se visualizem as trajetórias dos segmentos de serviços no período 2004-2015. Conforme pode ser observado nos gráficos 8 e 9, todas as trajetórias nos grupos 1 e 2 caminham para a direita, por conta da melhoria dos indicadores em geral.

No caso do grupo 1, as trajetórias deslocam-se também para baixo, provavelmente refletindo a melhora nas taxas de formalidade, de contribuição previdenciária e de escolaridade, que apresentam correlação negativa com a componente 2.

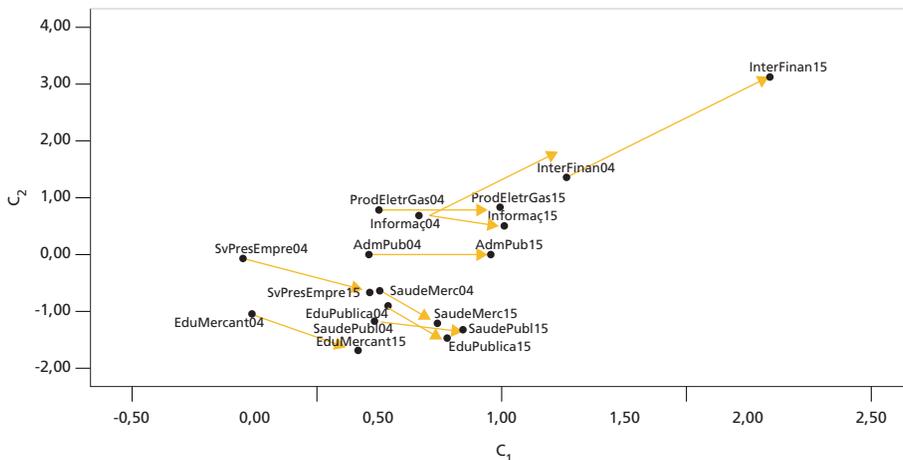
Já no caso do grupo 2, há grande diferenciação entre as trajetórias. Uma parte desloca-se para baixo, outra apenas lateralmente, enquanto os serviços financeiros se diferenciam com forte deslocamento para cima, por conta do grande crescimento de sua produtividade no período.

GRÁFICO 8
Trajetórias do grupo 1 (2004-2015)



Fontes: PNAD (disponível em: <<https://bit.ly/3dCvysZ>>) e Contas Nacionais/IBGE (disponível em: <<https://bit.ly/3eWSi7D>>).
Elaboração dos autores.

GRÁFICO 9
Trajetórias do grupo 2 (2004-2015)



Fontes: PNAD (disponível em: <<https://bit.ly/3dCvysZ>>) e Contas Nacionais/IBGE (disponível em: <<https://bit.ly/3eWSi7D>>).
Elaboração dos autores.

Em resumo, a análise de grupamento e de componentes principais conseguiu identificar uma estrutura dual entre os setores de serviços, com o surgimento de dois grupos de segmentos de serviços com indicadores claramente diferenciados. O primeiro, com piores indicadores, está associado a serviços pessoais e distributivos, enquanto o segundo é formado por serviços produtivos e sociais. Nos dois casos, houve melhora substancial nos indicadores, mas os grupos permaneceram os mesmos ao longo do período. Em contrapartida, a componente principal mostrou associação forte e positiva com os indicadores, podendo ser utilizada como um indicador-resumo das condições do mercado de trabalho e da produtividade dos diferentes segmentos de serviços.

A comparação entre os resultados de agrupamento da análise estatística multivariada desenvolvida e as classificações utilizadas pelos diversos autores mencionados mostram como os grupos 1 e 2 identificados se ajustam bem à classificação de Browning e Singelmann (1975). Em contrapartida, no caso da classificação de Aharoni, o grupo 1 é inteiramente composto por setores tradicionais, enquanto o grupo 2 se divide entre segmentos tradicionais e PBS. Embora não tenha sido explorada neste trabalho a classificação de Eichengreen e Gupta (2011), verifica-se que os três setores classificados pelos autores como modernos, conforme o quadro A.2, fazem parte do grupo 2.

6 CONCLUSÃO

A análise dos dados do mercado de trabalho no setor terciário no período 2004-2015 mostrou uma evolução favorável, com forte criação de empregos, redução da informalidade e aumento da contribuição previdenciária. Além disso, houve crescimento dos salários e do nível de escolaridade da população ocupada. Tal movimento, entretanto, mostrou retrocesso em alguns indicadores no final do período, quando a economia entrou em recessão.

Apesar da grande melhoria nos indicadores do pessoal ocupado, os dados da produtividade do trabalho apresentaram aumentos modestos, não acompanhando o crescimento da escolaridade e dos salários médios, confirmando a hipótese de que o mercado de trabalho e a produtividade não teriam seguido caminhos paralelos. A produtividade aumentou até 2010, estacionando no mesmo patamar até 2013, reduzindo-se em seguida. Arbache (2015) já havia apontado para o problema da estagnação da produtividade do setor de serviços. O maior crescimento dos salários relativamente à produtividade, por sua vez, vai na mesma direção de Silva, Menezes Filho e Komatsu (2016), com a utilização dos dados da PAS no período 2007-2013.

Um dos resultados mais notáveis a ser destacado a partir do estudo foi o maior crescimento do emprego nos setores mais desenvolvidos do terciário, nos quais são encontrados os maiores rendimentos, produtividade e escolaridade do pessoal ocupado. Tais dados foram confirmados utilizando-se diferentes níveis de agregação setorial.

Outro resultado favorável que também merece ser mencionado é a redução da desigualdade entre os indicadores dos diferentes setores de serviços ao longo do período. Tal fato foi observado para todos os indicadores de mercado de trabalho utilizados (formalização, contribuição previdenciária, escolaridade e salário médio). Note-se, entretanto, que a desigualdade em termos de produtividade mostrou-se bem mais elevada do que nos demais indicadores – além disso, apresentou crescimento em vez de queda.

Uma das contribuições da análise multivariada foi a identificação de dois grupos de segmentos. Embora os dois grupos tenham melhorado seus indicadores, permaneceram bem diferenciados ao longo do período, confirmando a continuidade de uma clara separação dentro do setor de serviços. De um lado, há segmentos tradicionais, com indicadores nitidamente inferiores, como os serviços domésticos, alojamento, alimentação, manutenção, comércio, transportes e serviços prestados às famílias em geral (grupo 1); do outro lado, serviços produtivos e sociais, com dados bem mais favoráveis, como na área de educação, saúde, informática, finanças e serviços prestados às empresas em geral (grupo 2). Nesse último grupo, há destaque para os serviços financeiros que, além de possuírem indicadores mais favoráveis, apresentaram grande melhoria no período.

Agregações do setor de serviços de diversos tipos têm sido utilizadas por vários autores, utilizando cortes como: serviços intensivos *versus* serviços não intensivos em conhecimento; empresas inovadoras *versus* empresas não inovadoras; serviços de valor *versus* serviços de custo; serviços modernos *versus* serviços tradicionais; serviços ao produtor *versus* serviços ao consumidor, entre outros. Conforme destacado na revisão bibliográfica (seção 2), alguns desses cortes têm sido utilizados por autores brasileiros. É o caso, por exemplo, da separação entre serviços de custo e de valor, conforme Arbache (2016), ou ainda dos serviços associados ao consumo final e os serviços intensivos em capital e tecnologia, segundo Silva, Menezes Filho e Komatsu (2016). A principal vantagem no uso da metodologia deste artigo é que a identificação de agrupamentos dentro do setor de serviços é determinada pelos próprios dados, sem necessidade de escolhas prévias dos segmentos que participam de cada um. Com isso, foi possível identificar dois grupos claramente diferenciados entre si.

A componente principal da ACP possui forte correlação positiva com os indicadores utilizados. Seu valor representa um indicador-síntese para os diferentes segmentos do setor terciário. Conforme destacado, o indicador-síntese melhorou em todos os dezesseis setores de serviços analisados no período, repercutindo a melhoria generalizada dos indicadores utilizados no estudo. Apesar disso, há uma nítida diferença de resultados, encontrando-se valores negativos do indicador-síntese nos segmentos do grupo 1 e positivos nos do grupo 2. Conforme discutido no artigo, a utilização do indicador-síntese complementa e enriquece a análise de grupamento desenvolvida.

Em resumo, pode-se concluir que, no período analisado, foi identificada melhoria nas condições do mercado de trabalho na área de serviços, o que não se traduziu em crescimento semelhante para a produtividade. Ao mesmo tempo, observou-se a redução da heterogeneidade entre os diversos segmentos. Apesar disso, o nível de heterogeneidade permaneceu elevado, destacando-se dois grandes grupos de setores de serviços, com indicadores bem distintos, que se mantiveram diferenciados ao longo do período.

Os resultados do artigo trazem algumas implicações econômicas. A estagnação da produtividade no setor de serviços é preocupante não apenas por conta do próprio setor, mas também pela importância do setor de serviços para a produtividade da indústria. Conforme mencionado na revisão bibliográfica (seção 2), o valor adicionado pela indústria depende muito de atividades de serviços nas duas extremidades da “curva sorriso”. Tal fato fica agravado pela grande heterogeneidade encontrada no interior do setor de serviços. É verdade que tal heterogeneidade diminuiu, quando consideradas as condições do mercado de trabalho, mas, em termos de produtividade, parece ter havido ainda mais dispersão. Portanto, medidas em direção ao aumento da produtividade deveriam ser tomadas juntamente com iniciativas de redução de seus desníveis intersetoriais.

Algumas extensões poderiam ser sugeridas para o aprofundamento dos temas tratados neste artigo. Em primeiro lugar, poderia ser feita a sua atualização para os anos mais recentes, para se verificar até que ponto a continuidade da crise pós-2015 teria tido efeitos desfavoráveis sobre o mercado de trabalho e a produtividade dos serviços. Para isso, poderia ser utilizada a PNAD Contínua para o mercado de trabalho e dados mais recentes das Contas Nacionais do IBGE. Alternativamente, poderiam ser utilizadas as informações da Relação Anual de Informações Sociais (Rais) e/ou da PAS, restringindo-se a análise ao segmento formal de serviços. Outra linha de pesquisa seria a utilização de um maior nível de desagregação do setor de serviços capaz de diferenciar subsetores que estão bastante agregados na análise aqui desenvolvida. Finalmente, fica a questão do melhor entendimento da razão pela qual o aumento da escolaridade e dos salários dos trabalhadores e a melhoria do mercado de trabalho em geral teve tão pouca repercussão sobre o nível de produtividade do setor terciário no Brasil. Sem dúvida, é uma questão da maior importância que precisa ser melhor entendida.

REFERÊNCIAS

AHARONI, Y. (Org.) **Coalitions and competition: the globalization of professional business services**. New York: Routledge, 2014.

ANSILIERO, G.; CONSTANZI, R. **Cobertura e padrão de inserção previdenciária dos trabalhadores autônomos no Regime Geral de Previdência Social**. Rio de Janeiro: Ipea, 2017. (Texto para Discussão, n. 2342).

ARBACHE, J. **Is Brazilian manufacturing losing its drive?** Brasília: Editora UnB, 2012. Disponível em: <<https://bit.ly/3xaBvot>>.

_____. Produtividade no setor de serviços. *In*: DE NEGRI, F.; CAVALCANTE, L. R. (Orgs.). **Produtividade no Brasil: desempenho e determinantes**. Brasília: Ipea, 2015. v. 2.

_____. The contribution of services to manufacturing competitiveness. *In*: HERNÁNDEZ, R. *et al.* **Innovation and internationalization of Latin American services**. Santiago: ECLAC, 2016. p. 65-98.

ARBACHE, J.; MACHADO, A.; MOREIRA, R. **Classificação das atividades de serviços**. [s.l.]: Economia de Serviços, 2015. (Nota Técnica). Disponível em: <<https://bit.ly/2QjmVKT>>.

ARBACHE, J.; MOREIRA, R. How can services improve productivity? The case of Brazil. University of Brasilia. *In*: CONGRESSO REDLAS, 4., 2015, Montevideu. **Anais...** Montevideu: Redlas, 2015.

BONELLI, R.; VELOSO, F. (Orgs.). **Panorama do mercado de trabalho no Brasil**. Rio de Janeiro: Editora FGV/IBRE, 2014.

BRASIL. Lei Complementar nº 128, de 19 de dezembro de 2008. Altera a Lei Complementar nº 123, de 14 de dezembro de 2006, altera as Leis nºs 8.212, de 24 de julho de 1991, 8.213, de 24 de julho de 1991, 10.406, de 10 de janeiro de 2002 – Código Civil, 8.029, de 12 de abril de 1990, e dá outras providências. **Diário Oficial**, Brasília, p. 1, 22 dez. 2008. Disponível em: <<https://bit.ly/3sD6SER>>.

_____. Secretaria de Trabalho. Ministério da Economia. **Caged**. Brasília: MTE, 2017. Disponível em: <<https://bit.ly/3ao2Euj>>. Acesso em: 2018.

BROWNING, H; SINGELMANN, J. **The emergence of a service society: demographic and sociological aspects of the sectoral transformation of the labor force in the USA**. Springfield: NTIS, 1975.

CARNEIRO, R.; BALTAR, P.; SARTI, F. **Para além da política econômica**. São Paulo: Editora Unesp, 2018.

CLARK, C. **The conditions of economic progress**. London: Macmillan, 1940.

CRUZ, V. J. M. *et al.* **Structural change and the service sector in Brazil**. Curitiba: Editora UFPR, 2008. (Working Paper, n. 75).

EARP, F. S.; BASTIAN, E.; MODENESI, A. **Como vai o Brasil? A economia brasileira no terceiro milênio**. Rio de Janeiro: Imá, 2014.

EICHENGREEN, B.; GUPTA, P. The two waves of service-sector growth. **Oxford Economic Papers**, v. 65, n. 1, 2011.

FISHER, A. G. B. Production, primary, secondary and tertiary. **Economic Record**, v. 15, n. 1, 1939.

GALINARI, R.; TEIXEIRA JÚNIOR, J. R. Serviços: conhecimento, inovação e competitividade. **BNDES Setorial**, Rio de Janeiro, n. 39, p. 235-279, mar. 2014.

JACINTO, P.; RIBEIRO, E. P. Crescimento da Produtividade no setor de serviços e da indústria no Brasil: dinâmica e heterogeneidade. **Economia Aplicada**, v. 19, n. 3, p. 401-427, 2015.

KON, A. **Economia de Serviços: teoria e evolução no Brasil: inclui uma análise sobre o impacto do setor de serviços no desenvolvimento econômico**. Rio de Janeiro: Elsevier, 2004.

MEIRELLES, D. S. O conceito de serviço. **Revista de Economia Política**, v. 26, n. 1, 2006a.

_____. Características das firmas e dos setores de serviço segundo o processo de trabalho. *In*: DE NEGRI, J. A.; KUBOTA, L. C. (Orgs.). **Estrutura e Dinâmica do Setor de Serviços no Brasil**. Brasília: Ipea, 2006b.

MELO, H. P. D.; TELES, J. **Serviços e informalidade: o comércio ambulante no Rio de Janeiro**. Brasília: Ipea, 2000. (Texto para Discussão, n. 773).

MINGOTI, S. A. **Análise de dados através de métodos de estatística multivariada: uma abordagem aplicada**. Belo Horizonte: Editora UFMG, 2007.

NOGUEIRA, M; OLIVEIRA, J. **Uma análise da heterogeneidade intrasetorial no Brasil na última década**. Brasília: Ipea, 2014. (Texto para Discussão, n. 1972).

OECD – ORGANISATION FOR ECONOMIC CO-OPERATION AND DEVELOPMENT. **Interconnected Economies: Benefiting from Global Value Chains**. Paris: OECD Publishing, 2013.

PINTO, A. Natureza e implicações da “heterogeneidade estrutural” da América Latina. *In*: BIELSCHOWSKY, R. (Org.). **Cinquenta anos de pensamento na Cepal**. Rio de Janeiro: Record, 2000.

SABOIA, J. Baixo crescimento econômico e melhora do mercado de trabalho – como entender a aparente contradição? **Estudos Avançados**, São Paulo, v. 28, 2014.

SABOIA, J.; KUBRUSLY, L. S.; BARROS, A. C. Caracterização e modificações no padrão regional de aglomeração industrial no Brasil no período 2003-2011. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Rio de Janeiro, v. 44, 2014.

SILVA, A. *et al.* **Economia de serviços: uma revisão da literatura**. Brasília: Ipea, 2006. (Texto para Discussão, n. 1.173).

SILVA, C. M.; MENEZES FILHO, N. A.; KOMATSU, B. K. **Uma abordagem sobre o setor de serviços na economia brasileira**. São Paulo: Insper, ago. 2016. (Policy Paper, n. 19).

VELOSO, F. *et al.* O Brasil em comparações internacionais de produtividade: uma análise setorial. *In*: BONELLI, R.; VELOSO, F.; CASTELAR, A. **Anatomia da Produtividade no Brasil**. Rio de Janeiro: Ibre, 2017.

APÊNDICE A

QUADRO A.1
Classificação dos setores de acordo com a CNAE-Domiciliar e a CNAE 2.0

CNAE-Domiciliar	CNAE 2.0
Administração pública e seguridade social	Administração pública, defesa e seguridade social
	Serviços sociais
Atividades imobiliárias e aluguéis	Atividades imobiliárias
Comércio	Comércio e reparação de veículos automotores e motocicletas; e comércio a varejo de combustíveis (exceto reparação)
	Comércio a varejo e por atacado; e reparação de objetos pessoais e domésticos (exceto reparação)
Educação mercantil	Educação regular, supletiva e especial particular
	Outras atividades de ensino
Educação pública	Educação regular, supletiva e especial pública
Intermediação financeira, seguros e previdência complementar e serviços relacionados	Intermediação financeira, exclusive seguros e previdência privada
	Seguros e previdência privada
	Atividades auxiliares da intermediação financeira
Produção e distribuição de eletricidade, gás, água, esgoto e limpeza urbana	Eletricidade, gás e água quente
	Limpeza urbana e esgoto; e atividades conexas
Saúde mercantil	Saúde particular
	Outras atividades de saúde
	Serviços veterinários
Saúde pública	Saúde pública
Serviços de alojamento e alimentação	Alojamento e alimentação
Serviços de informação	Telecomunicações
	Atividades de informática e conexas
	Pesquisa e desenvolvimento das ciências sociais e humanas
Serviços de manutenção e reparação	Reparação e manutenção de eletrodomésticos
	Reparação de calçados
	Reparação de objetos pessoais e domésticos – exceto de eletrodomésticos e calçados
	Serviços de reparação e manutenção de veículos automotores
Serviços domésticos	Serviços domésticos
Serviços prestados às empresas	Aluguel de veículos, máquinas e equipamentos sem condutores ou operadores e de objetos pessoais e domésticos
	Serviços prestados principalmente às empresas

(Continua)

(Continuação)

CNAE-Domiciliar	CNAE 2.0
Serviços prestados às famílias e associativas	Atividades associativas
	Atividades recreativas, culturais e desportivas
	Serviços pessoais
Transporte, armazenagem e correio	Transporte terrestre
	Transporte aquaviário
	Transporte aéreo
	Atividades anexas e auxiliares do transporte e agências de viagem
	Atividades de correio

Fonte: Comissão Nacional de Classificação (Concla) do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE).

Elaboração dos autores.

Obs.: CNAE – Classificação Nacional de Atividades Econômicas.

QUADRO A.2

Classificação dos setores de serviços de acordo com as diferentes tipologias mencionadas no artigo

Atividades	Aharoni	Arbache	Eichengreen e Gupta	Destinação	Browning e Singelmann	<i>Standard Industrial Classification</i>
Administração pública e seguridade social	Tradicional	Custo	Tradicional	Final	Social	Sem fins lucrativos
Atividades imobiliárias e aluguéis	PBS	Custo	Tradicional	Empresas	Produtivo	Empresas
Comércio	Tradicional	Custo	Tradicional	Final	Distributivo	Distributivo
Educação mercantil	Tradicional	Custo	Tradicional	Final	Social	Consumidor
Educação pública	Tradicional	Custo	Tradicional	Final	Social	Sem fins lucrativos
Intermediação financeira, seguros e previdência complementar e serviços relacionados	PBS	Custo	Moderno	Empresas	Produtivo	Empresas
Produção e distribuição de eletricidade, gás, água, esgoto e limpeza urbana	Tradicional	Custo	Tradicional	Empresas	Industrial ¹	Distributivo
Saúde mercantil	Tradicional	Custo	Tradicional	Final	Social	Consumidor
Saúde pública	Tradicional	Custo	Tradicional	Final	Social	Sem fins lucrativos
Serviços de alojamento e alimentação	Tradicional	Custo	Tradicional	Final	Pessoal	Consumidor
Serviços de informação	PBS	Valor	Moderno	Empresas	Produtivo	Empresas
Serviços de manutenção e reparação	Tradicional	Custo	Tradicional	Empresas	Pessoal	Consumidor
Serviços domésticos	Tradicional	Custo	Tradicional	Final	Pessoal	Consumidor
Serviços prestados às empresas	PBS	Custo	Moderno	Empresas	Produtivo	Empresas
Serviços prestados às famílias e associativas	Tradicional	Custo	Tradicional	Final	Pessoal	Consumidor
Transporte, armazenagem e correio	Tradicional	Custo	Tradicional	Empresas	Distributivo	Distributivo

Elaboração dos autores.

Nota: ¹ Para Browning e Singelmann (1975), os serviços industriais de utilidade pública fazem parte do setor secundário.

Obs.: PBS – *professional business services*.

REFERÊNCIA

BROWNING, H; SINGELMANN, J. **The emergence of a service society:** demographic and sociological aspects of the sectoral transformation of the labor force in the USA. Springfield: NTIS, 1975.

Originais submetidos em: dez. 2018.

Última versão recebida em: nov. 2019.

Aprovada em: nov. 2019.

ESTRUTURA PRODUTIVA E DISTRIBUIÇÃO INTERPESSOAL DE RENDA NO ESTADO DA BAHIA¹

Libania Araújo Silva²

Luiz Carlos Santana Ribeiro³

Kênia Barreiro de Souza⁴

Este estudo apresenta a discussão acerca da influência da estrutura produtiva sobre as alterações na distribuição interpessoal de renda no estado da Bahia. Nesse caso, a análise está centrada na aplicação do modelo de insumo-produto denominado Leontief-Miyazawa, versão alternativa ao modelo original desenvolvida por Miyazawa (1976), a partir do qual foram estimados os impactos de mudanças exógenas sobre a renda. Para tanto, foram utilizados os dados da matriz insumo-produto da Bahia para o ano-base de 2009 (Perobelli *et al.*, 2015), bem como as informações de consumo e rendimento das famílias baianas. Na sequência, foram realizadas duas simulações visando analisar o impacto da redução nas transferências governamentais de renda (benefícios previdenciários e políticas de transferência direta), respectivamente, às famílias pobres e extremamente pobres, e calculados os indicadores de desigualdade de Gini. Os resultados obtidos sugerem que os setores produtivos possuem capacidades distintas entre si de provocar mudanças sobre a distribuição de renda e na geração de emprego, e que as transferências governamentais atuam como redutores das desigualdades de rendimentos no estado.

Palavras-chave: distribuição de renda; estrutura produtiva; Bahia; insumo-produto.

PRODUCTIVE STRUCTURE AND INTERPERSONAL INCOME DISTRIBUTION IN THE BRAZILIAN STATE OF BAHIA

The present study brings a discussion about the productive structure influence on the changes in the interpersonal income distribution in the Brazilian State of Bahia. In this case, the base of the analysis is the application of Leontief-Miyazawa's (1976) model and the impact measurement of exogenous changes on the income. For this purpose, we used data from an input-output matrix of the Bahia state for the year 2009 (Perobelli *et al.*, 2015), as well as information about families consumption and income. Following, we run two simulations aiming to analyze the governmental income's transfer impact, respectively, on poor and extremely poor families, and the measurement of the Gini's coefficients. The results suggest that the productive sectors present different capacities among themselves to cause changes upon the income distribution, and that governmental transfer cause the reduction of income inequality in the Brazilian State of Bahia.

Keywords: income distribution; productive structure; Bahia; input-output models.

JEL: O15; R15.

1. DOI: <http://dx.doi.org/10.38116/ppe50n3art7>

2. Bolsista de doutorado pela Fundação de Amparo à Pesquisa do Estado de Minas Gerais (Fapemig) no Programa de Pós-graduação em Economia da Universidade Federal de Juiz de Fora (PPGE-UJFJ).

3. Professor do Programa Acadêmico de Pós-graduação em Economia (PPGE) e do Departamento de Economia e da Universidade Federal de Sergipe (UFS); coordenador do Laboratório de Economia Aplicada e Desenvolvimento Regional (LEADER) e Bolsista de Produtividade em Pesquisa do CNPQ.

4. Professora do Departamento de Economia e do Programa de Pós-Graduação em Desenvolvimento Econômico da Universidade Federal do Paraná (PPGE-UFPR). e Bolsista de Produtividade em Pesquisa do CNPQ.

1 INTRODUÇÃO

A distribuição interpessoal de renda da Bahia configurou-se nos períodos mais recentes como uma das mais desiguais do país, além do estado possuir proporção significativa de indivíduos em situação de pobreza (Araújo e Campos, 2012). Essa afirmação é corroborada pela análise dos principais indicadores de desigualdade, conforme dados disponibilizados por Ipea (2017). Os resultados referentes ao coeficiente de Gini revelam que, durante o período 2001-2014, a disparidade de rendimentos entre a população da Bahia seguiu a trajetória do Brasil e do Nordeste, com alteração positiva entre 2012 e 2013 e queda nos anos posteriores. Entretanto, desde o ano de 2007, o estado permanece com tais indicadores superiores aos obtidos pela região Nordeste e, a partir de 2009, apresenta resultados mais elevados que a média nacional. No início do período analisado, a Bahia encontrava-se entre os dez estados brasileiros com os piores indicadores (0,594) e, apesar das transformações recentes, configurou-se em 2014 como o quinto estado mais desigual do país (0,527) e o segundo da região Nordeste, sendo superado apenas pelo Maranhão.

A redução da desigualdade nesse período foi seguida por alterações positivas na renda domiciliar *per capita* média que, apesar de ser superior à média nordestina, foi expressivamente menor que os valores nacionais nos anos considerados. Entre 2001 e 2014, ocorreu redução da razão entre a renda dos 10% mais ricos e os 40% mais pobres no âmbito da população brasileira, nordestina e baiana. No entanto, embora tenha apresentado queda absoluta para o estado da Bahia, ocorreram algumas flutuações na medida durante o período. Ainda que nos três primeiros anos o indicador foi menor a nível estadual e regional que os valores obtidos pelo país, entre 2005 e 2013, a Bahia revela tal razão como superior aos resultados do Nordeste e do Brasil. Em 2014, embora permaneça alguma diferença, os valores alcançaram resultados próximos à convergência entre os três âmbitos espaciais (Ipea, 2017).

De modo sequencial, os indicadores relacionados à incidência de pobreza revelam que, entre os anos 2001 e 2014, ocorreu queda absoluta na proporção de indivíduos pobres e extremamente pobres, com leve ascensão relativa de ambas as medidas no ano de 2003. Assim, a redução ocorrida no período foi de 59,5% e 74,6%, respectivamente, para os indicadores de pobreza e extrema pobreza da população. Todavia, apesar das transformações positivamente ocorridas ao longo do período, a Bahia permaneceu no ano de 2014 entre os dez estados brasileiros com maior proporção de população pobre e extremamente pobre, sendo acompanhada principalmente por outros estados nordestinos (Ipea, 2017).

Nesse contexto, este artigo visa avaliar a relação entre a estrutura produtiva e a dinâmica da distribuição de renda na Bahia, bem como verificar os efeitos de mudanças nos rendimentos setoriais sobre os níveis de desigualdade. Para tanto,

utiliza-se a matriz de insumo-produto estimada para a economia baiana por Perobelli *et al.* (2015) para o ano-base de 2009 e microdados da Pesquisa de Orçamento Familiar (POF) e da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílio (PNAD) para a implementação do modelo de Leontief-Miyazawa (1976). Tal modelagem permite investigar a relação entre a estrutura produtiva e a distribuição de rendimentos entre indivíduos ou grupos específicos.

A principal contribuição deste artigo está no exame detalhado das conexões entre os setores econômicos e a estrutura de rendimentos das famílias baianas. Tais conexões são analisadas por meio de um ferramental analítico consolidado, permitindo uma análise do comportamento estrutural dos rendimentos do estado, bem como a obtenção de cenários contrafactuais no quais são exploradas alterações potenciais nessa estrutura.

Além desta seção introdutória, o artigo está dividido em quatro partes. A seção 2 apresenta a revisão da literatura, de caráter teórico e empírico, acerca da distribuição e desigualdade de renda. Na seção 3, são descritos os métodos e dados utilizados neste artigo. Na seção 4, são detalhados os padrões de consumo e rendimento das famílias baianas identificados por meio das informações contidas em pesquisas domiciliares (POF e PNAD), e são apresentados e discutidos os resultados obtidos com o modelo de insumo-produto, com simulações previamente especificadas e a mensuração de indicadores de desigualdade. Por fim, são tecidas as considerações finais.

2 REVISÃO DA LITERATURA

O conceito de distribuição de renda está associado ao modo como a repartição dos rendimentos se configura entre as diferentes categorias da estrutura econômica, a partir dos quais são estabelecidas discussões de caráter atemporal. Os estudos acerca da distribuição interpessoal de renda adquiriram maior centralidade nos estudos econômicos a partir das investigações realizadas por Kuznets (1955). O autor propôs a hipótese do *U* invertido, segundo a qual a desigualdade de renda entre classes distintas é crescente até um ponto específico a partir do qual passa, sequencialmente, a decrescer, acompanhando diretamente o processo de desenvolvimento econômico.⁵

Esse princípio foi concebido, conforme Haughton e Khandker (2009), por meio da análise da trajetória histórica apresentada por Estados Unidos, Reino Unido e Alemanha na primeira metade do século XX, para os quais foram verificados esses padrões. Nessa perspectiva, estudos desenvolvidos posteriormente buscaram avaliar essa hipótese em distintos contextos e períodos. Entre os estudos internacionais

5. Embora sejam conceitos distintos, na abordagem aqui apresentada as definições de desenvolvimento e crescimento econômico se confundem.

que tratam desse âmbito, podem-se citar os trabalhos de Thornton (2001), Angeles (2010), Barros e Gomes (2008) e Figueiredo, Silva Júnior e Jacinto (2011).

O debate foi renovado principalmente com os trabalhos de Piketty (2003; 2005), cujo foco são os efeitos de longo prazo da distribuição de renda com ênfase nos maiores rendimentos. Nessa perspectiva, Piketty e Saez (2014) explicam que a desigualdade de renda combina diversas forças que provêm da desigualdade na propriedade e renda do capital, e na desigualdade da renda do trabalho. Especificamente, Piketty (2015) afirma que a influência da estrutura econômica sobre os aspectos distributivos das sociedades está relacionada à existência de disparidades salariais estabelecidas a partir das diferenças de produtividade, da heterogeneidade da força de trabalho e das qualificações profissionais exigidas pelas distintas atividades. Ademais, o autor salienta que, entre os múltiplos elementos associados à trajetória da desigualdade e do processo distributivo de renda, estão associadas as questões fiscais e a configuração da estrutura econômica e dos rendimentos repassados pelo mercado de trabalho.

Segundo Atkinson, Piketty e Saez (2011), os avanços da literatura nessa linha foram possíveis fundamentalmente pelo uso de dados de impostos de renda.⁶ No caso do Brasil, essa perspectiva foi adotada por Souza e Medeiros (2015) e Souza (2016), apontando que os dados de pesquisas domiciliares podem subestimar a desigualdade no país.

Outro elemento inserido no debate apresentado, e enfatizado neste artigo, é a pobreza que, embora seja um conceito distinto, está inter-relacionado com a existência de desigualdade de renda. Conforme Medeiros (2012), sua definição está ligada às ideias de privação, que podem ser monetárias ou associadas ao não atendimento de necessidades básicas, de acordo com as diferentes abordagens. Por outro lado, a identificação dos indivíduos pobres e da amplitude dessa pobreza depende do estabelecimento de uma medida, como por exemplo a linha de pobreza, utilizada como critério de comparação. Nesse sentido, pode-se observar que são essas comparações entre indivíduos ou grupos pobres e não pobres que permitem que seja apontada a existência de desigualdade.

A conexão entre os conceitos é sintetizada por Bourguignon (2004), que propõe uma relação triangular entre a pobreza, a desigualdade e o crescimento econômico, verificada por ele no contexto de distintos países por meio de métodos empíricos.⁷ A partir disso, o autor considera que transformações significativas nos níveis de pobreza decorrem de dois elementos vinculados entre si: o efeito crescimento e o efeito distributivo, advindos de alterações positivas na renda agregada. Dessa forma,

6. Para uma revisão da literatura internacional no tema, ver Atkinson, Piketty e Saez (2011).

7. Análises estatísticas e econométricas nas quais são avaliadas essa relação, com a obtenção da elasticidade-renda e a elasticidade-desigualdade da pobreza.

o processo de crescimento econômico gera, *a priori*, uma mudança proporcional no rendimento de todos os indivíduos, para o qual a distribuição de renda permanece inalterada, o efeito crescimento, e ao mesmo tempo, uma alteração sobre a distribuição da renda relativa entre setores produtivos, fatores de produção e por consequência indivíduos, que é independente da média, e caracteriza o efeito distribuição.⁸ A atuação conjunta dos dois efeitos provoca reflexos sobre os indicadores de pobreza e desigualdade. Outros autores que atuam em perspectiva semelhante a essa análise são Kakwani e Pernia (2000), Ravallion (2001) e Son (2004).

Enquanto a análise de Bourguignon (2004) inclui a observação de que mudanças setoriais potencialmente alteram o efeito do crescimento econômico sobre a distribuição de rendimentos, outros autores, como Furtado (1961), Tavares e Serra (1972) e Pinto (1976), enfatizam a relação entre a distribuição de renda e a estrutura produtiva no sentido inverso, ou seja, analisaram como alterações na distribuição de renda podem provocar significativas mudanças nos hábitos de consumo das classes de rendimentos mais baixos e, conseqüentemente, geram impactos na estrutura produtiva da economia em análise, assim como mudanças positivas no grau de heterogeneidade estrutural (Cardoso, 2016).

Em termos empíricos, a relação entre a estrutura produtiva e a desigualdade foi analisada sob o aspecto multisetorial, a partir da utilização de modelos de insumo-produto, matrizes de contabilidade social e equilíbrio geral computável. A título de exemplo, os trabalhos desenvolvidos por Santos e Haddad (2007), Moreira *et al.* (2007), Lopes, Rodrigues e Perobelli (2009) e Tavares e Araújo Júnior (2014) utilizaram o modelo de insumo-produto de Leontief-Miyazawa (1976) para mensurar os impactos que mudanças das demandas setoriais provocam na dinâmica dos rendimentos interclasses. Por sua vez, Muniz (2008), Cardoso (2016) e Silva e Ferreira Filho (2018) investigam, a partir de modelos de equilíbrio geral computável, modificações na distribuição de renda associadas à implementação de programas de transferências governamentais e às modificações em políticas tributárias de caráter concentrador.

3 PROCEDIMENTOS METODOLÓGICOS E BASE DE DADOS

Nesta seção são descritos os métodos utilizados na análise, o modelo de insumo-produto de Leontief-Miyazawa e, sequencialmente, as estratégias de simulação implementadas, bem como os dados necessários.

8. No contexto deste trabalho, o detalhamento entre os rendimentos das famílias e sua conexão com os setores econômicos permitem caracterizar o efeito distribuição, ou seja, as desigualdades internas ao processo produtivo de uma região, e que se refletem na estrutura de rendimentos das famílias.

3.1 Modelos de insumo-produto

O modelo insumo-produto parte da definição do valor bruto da produção como a soma entre a demanda intermediária e a demanda final. Considerando-se n setores econômicos, o vetor de valor bruto da produção setorial $(x)_{n \times 1}$ será igual ao consumo intersetorial $(Z)_{n \times n}$ mais a demanda final setorial $(y)_{n \times 1}$.

A solução do modelo de insumo-produto proposto por Leontief pode ser especificada pela equação (1):

$$x = (I - A)^{-1}y = By, \quad (1)$$

em que x é o vetor que indica o valor bruto da produção, I é uma matriz identidade, A é a matriz de coeficientes técnicos (em que cada elemento corresponde ao valor do fluxo intermediário entre os dois setores a_{ij} é dividido pelo valor bruto da produção do setor j), f é o vetor de demanda final e $B = (I - A)^{-1}$ é a matriz inversa de Leontief.

Conforme Miller e Blair (2009), uma das principais utilizações das informações obtidas nos modelos insumo-produto refere-se à avaliação de impactos das mudanças em elementos exógenos sobre a economia por meio da obtenção dos multiplicadores, que podem estar relacionados a elementos distintos como renda ou emprego, por exemplo. Para fins desta análise, são calculados os multiplicadores de renda simples e total,⁹ que mensuram o impacto de variações na demanda final sobre a renda das famílias. O cálculo desse indicador permite mensurar o valor de renda adicional gerada dada uma variação na demanda final. Além dos multiplicadores de renda mensurados a partir dos modelos de Leontief aberto e fechado,¹⁰ foram calculados também os resultados decorrentes do modelo de Leontief-Miyazawa, sequencialmente descrito.

Para Miyazawa (1976), a análise de insumo-produto padrão desenvolvida por Leontief (1953), ao estabelecer a demanda por consumo como uma variável exógena, não é apropriada para a análise relacionada à distribuição de renda entre setores da economia, sendo necessária a apresentação do consumo e rendimentos do trabalho em níveis desagregados.

Logo, foi formulada por ele uma extensão ao modelo de Leontief com a incorporação do processo de distribuição de renda e despesa, na qual a parcela do valor adicionado referente à remuneração das famílias é subdividida em grupos de rendimentos e a demanda final é desagregada em duas partes, consumo das famílias, por grupos de rendimentos e restante da demanda final. Cada família possui uma

9. Os multiplicadores simples incorporam os efeitos diretos e indiretos. Por outro lado, aqueles que capturam, além dos efeitos diretos e indiretos, os efeitos induzidos são definidos como multiplicadores totais (Miller e Blair, 2009).

10. O modelo fechado para as famílias endogeniza o consumo e a renda das famílias no sentido de capturar o efeito induzido. Acerca da formalização desse procedimento, ver Miller e Blair (2009).

renda total y e uma renda exógena (não relacionada ao trabalho) representada pelo vetor g . Assim, para tornar possível o consumo das famílias endógeno, o sistema de insumo produto precisa ser expandido da seguinte forma:

$$\begin{bmatrix} x \\ y \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} A & C \\ V & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} x \\ y \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} f^* \\ g \end{bmatrix}, \quad (2)$$

em que C é uma matriz $n \times r$, na qual a dimensão r representa os grupos de rendimentos (ou famílias representativas) e cada elemento corresponde ao coeficiente de consumo, isto é, o consumo da família r no setor i dividido pela renda total da família r . A variável V é a matriz $n \times r$ de coeficientes dos rendimentos do trabalho setoriais, em que cada elemento corresponde ao valor total pago aos trabalhadores de cada grupo r de rendimento em cada um dos setores i sobre o valor bruto da produção setorial. A variável f^* é o consumo final total – exceto consumo das famílias. A equação (2) pode ser modificada para o seguinte sistema de equações:

$$\begin{cases} x = Ax + Cy + f^* \\ y = Vx + g \end{cases}. \quad (3)$$

O restante da demanda final (f^*) permanece exógeno, porém o consumo das famílias ($f^c = Cy$) passa a ser endogenamente determinado pela renda de cada grupo. Substituindo as equações:

$$f^c = C(Vx + g) = CVx + Cg. \quad (4)$$

Para calcular os multiplicadores considerando o componente endógeno da renda, assume-se $g = 0$. Assim, ao substituir a função de consumo endógeno (4) em (3), obtém-se:

$$x = Ax + CVx + f^* = B(I - CVB)^{-1}f^*. \quad (5)$$

Nessa abordagem, a equação (5) revela o efeito total da demanda exógena final sobre a produção via consumo induzido das atividades. Ainda considerando $g = 0$, a partir do resultado de (5) e da segunda equação do sistema (3), o multiplicador de renda multisetorial pode ser calculado da seguinte forma:

$$y = VB(I - CVB)^{-1}f^*, \quad (6)$$

em que: $y = Vx$ representa a estrutura de distribuição de renda do trabalho.

Conforme Tavares e Araújo Júnior (2014), é possível ainda obter resultados mais detalhados relativos à análise da distribuição de renda setorial. Definindo $VBC = L$ e $K = (I - L)^{-1}$, a equação (6) pode ser reescrita como:

$$y = KVBf^*. \quad (7)$$

A matriz $K = (1 - L)^{-1} = (I - VBC)^{-1}$ de ordem $(r \times r)$ pode ser interpretada como o conjunto de multiplicadores interclasses que mostra qual a renda advinda de uma elevação nos rendimentos autônomos. Esses multiplicadores permitem a análise da influência do comportamento no consumo de determinadas classes sobre as demais no que condiz à estrutura distributiva da renda. Não obstante, a matriz KVB , de dimensão $(r \times n)$, representa os multiplicadores multissetoriais da renda, a partir dos quais são revelados os impactos da variação da demanda final dos setores sobre o rendimento das famílias representativas (Tavares e Araújo Júnior, 2014).

3.2 Estratégia de simulações

Com base no modelo de Leontief-Miyazawa foram realizadas duas simulações, que visam mensurar o impacto provocado por mudanças exógenas na composição da parcela da renda das famílias baianas economicamente vulneráveis que não provém do trabalho. Vale ressaltar que essa parcela dos rendimentos domiciliares provém de fontes distintas, como a renda de capital, a renda da terra, as pensões e aposentadorias e as de políticas de transferências pelo governo. Nesse âmbito é razoável supor que para as famílias mais pobres essa parte da sua renda é repassada, de forma direta, por meio de benefícios previdenciários e políticas de cunho distributivo.

Especificamente, na primeira, busca-se verificar o efeito da suspensão do total de transferências governamentais (benefícios previdenciários e políticas de transferência direta) repassadas às famílias baianas que se encontram abaixo da linha de pobreza,¹¹ isto é, cuja renda domiciliar *per capita* é inferior a R\$ 140. Para a segunda simulação, são considerados os mesmos repasses públicos direcionados apenas às famílias em situação de extrema pobreza, cujos rendimentos médios *per capita* são menores que R\$ 70.

Para fins desta análise, antes da implementação das simulações foi necessária a identificação, por meio de informações contidas na PNAD 2009, das famílias residentes no estado da Bahia que se enquadram nos critérios de pobreza e extrema pobreza, conforme mostra a tabela 1.

11. Foram definidas pelo Ministério de Desenvolvimento Social e Combate à Fome (MDS) como linhas de miséria e pobreza, respectivamente, a renda *per capita* de R\$ 70 e R\$140 (Tronco e Ramos, 2017).

TABELA 1
Descrição das famílias baianas consideradas pobres e extremamente pobres, segundo os dados da PNAD 2009

Décimo de renda	Número de famílias	Número de famílias potenciais beneficiárias ¹	Participação sobre o total (%)	Proporção de famílias pobres (%)	Proporção de famílias extremamente pobres (%)
H1	338.561	338.561	43,57	100	71,76
H2	368.417	368.417	47,41	100	0
H3	370.053	70.125	9,02	18,95	0
H4	343.059	0	0	0	0
H5	361.602	0	0	0	0
H6	337.506	0	0	0	0
H7	311.765	0	0	0	0
H8	381.109	0	0	0	0
H9	364.161	0	0	0	0
H10	374.085	0	0	0	0

Fonte: Informações contidas na PNAD 2009 (IBGE, 2010b).

Elaboração dos autores.

Nota: ¹ Famílias beneficiárias de programas de transferência direta.

Desta forma, considerando diferentes tipos de famílias e suas conexões setoriais em termos de consumo e renda do trabalho, foi possível examinar, em cada simulação, a importância do repasse de benefícios governamentais aos domicílios baianos pobres e extremamente pobres, bem como seus efeitos sobre os setores econômicos (em termos de produção e emprego) e sobre as demais unidades familiares. Vale ressaltar que, no que remete às famílias que não são classificadas como pobres ou extremamente pobres, os efeitos esperados são indiretos e correspondem à redução endógena na renda do trabalho em decorrência de reduções nas transferências para os primeiros décimos de renda. Ademais, em termos setoriais, o resultado esperado depende diretamente da demanda das famílias pobres e extremamente pobres e indiretamente da demanda proveniente de todo o restante da economia, afetado indiretamente pela redução da renda total.

3.3 Base de dados

A principal fonte de dados é a matriz de insumo-produto da Bahia de 2009 (MIP-BA 2009) estimada por Perobelli *et al.* (2015). Essa matriz, composta por 27 setores econômicos, foi desenvolvida a partir das informações da Tabela de Recursos e Usos da Bahia (TRU-BA) para o ano de 2009, disponibilizada pela Superintendência de Estudos Econômicos e Sociais da Bahia (SEI). Além disso, foram utilizadas informações de consumo e rendimento dos domicílios baianos obtidos por meio da POF 2002/2003¹² e da PNAD 2009, necessárias para a abertura dos vetores de consumo e rendimento das famílias baianas para

12. Sua escolha, em detrimento da POF 2008/2009, justifica-se pelo fato de que para a construção da TRU-Bahia de 2009 foram utilizados dados da POF 2002/2003. Desse modo, optou-se por manter a consistência dos dados. Buscando-se maior robustez na análise, foi verificado que a estrutura de consumo do estado referente a POF 2002/2003 e 2008/2009 são semelhantes, logo a utilização da primeira não alterou significativamente a consistência da análise realizada.

a aplicação do método Leontief-Miyazawa. Nesse sentido, foram estabelecidos décimos baseados na divisão da quantidade populacional total, a partir dos quais foram classificados os rendimentos domiciliares *per capita*.

Para a abertura do vetor de consumo foram escolhidas informações disponibilizadas pela POF para o período 2002-2003 que, conforme Moreira *et al.* (2007), propõe-se a calcular a dimensão de consumo, gastos e renda das famílias. A POF 2002/2003 é constituída por quatorze arquivos, dos quais são utilizados dez neste artigo, correspondentes aos itens que fazem parte do consumo das famílias (IBGE, 2004b).¹³ Para que fosse possível a obtenção das informações de consumo domiciliar requeridos para esta análise, o primeiro passo foi realizar a classificação das famílias de acordo com as classes de renda domiciliar *per capita* definidas anteriormente, utilizando-se para tanto as informações contidas no arquivo “Pessoas”.

Em sequência, o conjunto de informações dos tipos de itens dispendidos por cada unidade de consumo foram compatibilizados com as atividades econômicas da MIP-BA 2009.¹⁴ A partir dos valores anualizados e deflacionados dos dispêndios apresentados pela POF 2002/2003, obteve-se ao final o somatório da quantidade consumida pelo total de famílias pertencentes a cada um dos dez grupos de renda de acordo com os 27 setores econômicos. Cabe ressaltar também que, em meio aos procedimentos realizados para a obtenção dos resultados, foram considerados somente os dados para o estado da Bahia.

As informações de rendimento, também necessárias para a implementação do modelo Leontief-Miyazawa, foram obtidas na PNAD para o ano de 2009. Nos dados disponibilizados pela PNAD 2009 contém as informações requeridas acerca do rendimento domiciliar do trabalho principal, do rendimento domiciliar total e do rendimento domiciliar *per capita*. Para possibilitar a desagregação dos vetores de rendimentos, requeridos pelo modelo utilizado, foi feita a compatibilização das atividades econômicas da PNAD para os 27 setores da MIP-BA 2009.¹⁵ De forma sequencial, esses rendimentos foram classificados por setor e por décimos de renda relativo à proporção populacional.

4 RESULTADOS E DISCUSSÕES

Nesta seção, são apresentados os resultados obtidos por meio da implementação dos modelos de insumo-produto descritos anteriormente. Para tanto, são expostos inicialmente, para fins de comparação, os multiplicadores de renda, sendo examinadas na sequência

13. Os seguintes arquivos da POF 2002/2003 utilizados neste trabalho: i) domicílios; ii) pessoas; iii) bens duráveis; iv) despesa de 90 dias; v) despesa de 12 meses; vi) outras despesas; vii) despesas com serviços domésticos; viii) caderneta despesas coletivas; ix) despesas individuais; e x) despesas com veículos.

14. Ver apêndice A, tabela A.1.

15. Ver apêndice A, tabela A.2.

as matrizes interclasses e multissetoriais, K e KVB , construídas a partir do modelo de Leontief-Miyazawa. Ademais, são descritos e discutidos os resultados decorrentes das duas simulações realizadas e do cálculo dos indicadores de Gini para a Bahia.

4.1 Padrões de consumo e rendimento das famílias baianas

O objetivo desta seção é apresentar informações estatísticas sobre os décimos de renda¹⁶ considerados nesta análise, bem como descrever o padrão setorial de consumo e rendimento.

Na tabela 2 são apresentadas as estatísticas descritivas atribuídas aos décimos de renda definidos a partir da POF para a obtenção das informações relativas ao consumo das famílias baianas. Assim, em relação ao comportamento do rendimento domiciliar *per capita* dentro dos dez grupos, verifica-se que seus valores médios crescem de forma constante entre H1 e H5. Todavia, nas classes sequenciais a variação da renda média passa a ser gradualmente maior, destacando-se os dois grupos superiores. O desvio-padrão ratifica essa observação ao revelar que os cinco primeiros décimos possuem significativa homogeneidade em relação à dispersão da média, além de obterem resultados semelhantes em tal quesito. No entanto, os resultados das demais classes são crescentes, com H10 se mostrando consideravelmente mais heterogênea em termos de distribuição da renda média *per capita* quando comparada aos grupos anteriores, o que é observado também na distinção apresentada entre seus valores mínimo e máximo.

TABELA 2
Descrição dos décimos de renda da Bahia conforme a POF 2002/2003

Décimo de renda	Renda domiciliar <i>per capita</i> (R\$)				Participação no consumo total (%)
	Média	Desvio-padrão	Mínimo	Máximo	
H1	54,02	18,38	10,53	83,74	6,31
H2	107,25	15,4	83,9	134,33	7,26
H3	156,64	14,53	134,79	183,55	7,28
H4	209,33	15,83	184,4	242,92	5,57
H5	273,4	19,05	243,33	309,86	6,67
H6	357,33	26,68	310,67	404,81	7,20
H7	457,82	39,2	405,23	573,41	7,03
H8	651,01	68,02	545	776,52	12,24
H9	1.003,04	158,54	779,05	1.321,87	13,53
H10	2.577,86	2.175,79	1.359,25	31.533,04	26,91

Fonte: Dados da POF 2002/2003 (IBGE, 2004b).
Elaboração dos autores.

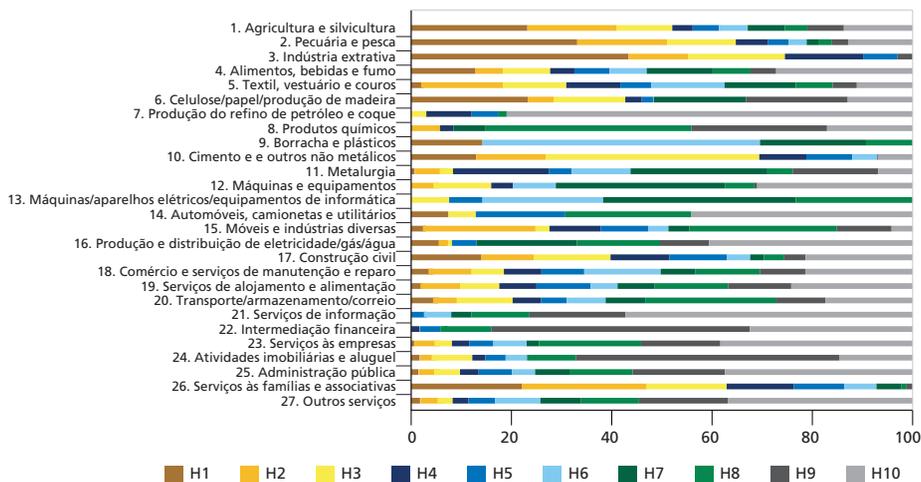
16. As diferenças na classificação dos valores atribuídos aos décimos para a análise dos padrões de consumo e de rendimento ocorrem por serem informações decorrentes de pesquisas distintas.

No que diz respeito à participação das despesas de consumo dos domicílios baianos representados na POF 2002/2003, é possível observar que, conforme esperado, sua variação ocorre de forma crescente ao longo dos décimos. Assim, de acordo com a tabela 2, as famílias baianas com os maiores rendimentos domiciliares (H10) respondem por uma parcela expressiva do consumo total (26,91%). Esse resultado é acompanhado pelos grupos H8 e H9, cuja participação é, respectivamente, de 12,24% e 13,53%. O restante do consumo é dividido entre os demais décimos, sendo que esses exprimem a menor parcela de consumo sobre o total considerado, com participação percentual que varia entre 5,57% e 7,28%.

Foi possível ainda, conforme mostrado no gráfico 1, observar como o consumo de cada um dos 27 setores econômicos considerados neste estudo se distribui entre as dez classes de renda. Nesse contexto, a participação dos primeiros décimos é mais significativa sobre o consumo total dos bens advindos dos setores básicos – como agricultura e silvicultura, pecuária e pesca e indústria extrativa –, bem como dos serviços com menor grau de especialização – como a atividade de serviços prestados às famílias e associativas. Ademais, à medida que a renda das famílias se torna mais elevada, a participação sobre o dispêndio em tais setores decresce, sendo direcionado para atividades econômicas com maior nível de complexidade e serviços mais sofisticados. Desse modo, verifica-se, por exemplo, que a contribuição das classes de renda superiores para o consumo total dos setores é mais elevada na aquisição de produtos de refino de petróleo e coque, na intermediação financeira, nas atividades imobiliárias e aluguéis, e nos serviços prestados às empresas. Em termos gerais, os dados observados corroboram a importância da separação entre famílias por faixas de rendimento, ao demonstrarem que mudanças nos hábitos domiciliares de consumo estão associadas às variações positivas no rendimento dos décimos, refletindo perfis distintos de consumo e, conseqüentemente, diferentes inter-relações com o sistema produtivo.

GRÁFICO 1

Participação do consumo domiciliar da Bahia, por décimos de renda e pelos 27 setores da MIP-BA 2009
(Em %)



Fonte: Dados da POF 2002/2003 (IBGE, 2004b).

Elaboração dos autores.

A tabela 3 apresenta a descrição dos décimos considerados para a obtenção das informações relativas aos rendimentos das famílias baianas, de acordo com a PNAD 2009. Tais dados revelam que, a última classe, H10, além de apresentar renda média significativamente superior às demais, possui também diferença expressiva entre seus valores mínimo e máximo. A partir dos resultados do desvio-padrão é observado que a homogeneidade da renda em relação ao desvio de seu valor médio se reduz ao longo dos décimos. Dessa forma, os rendimentos se distribuem de forma mais heterogênea entre as famílias classificadas dentro das duas últimas classes.

TABELA 3

Descrição dos décimos de renda da Bahia conforme a PNAD 2009

Décimo de renda	Renda domiciliar <i>per capita</i> (R\$)				Participação na renda total (%)
	Média	Desvio-padrão	Mínimo	Máximo	
H1	53,81	22,05	0	85	1,37
H2	110,04	13,75	86	132	3,40
H3	153,16	12,14	133	175	4,33
H4	202,14	16,17	176	231	4,99
H5	253,61	15,86	232	282	5,85
H6	315,28	19,13	283	350	6,47
H7	397,59	29,37	351	455	8,06
H8	507,35	40,28	456	598	9,02
H9	742,27	103,53	599	953	14,58
H10	2.201,06	2.187,70	954	65.000	41,93

Fonte: Dados da PNAD 2009 (IBGE, 2010b).

Elaboração dos autores.

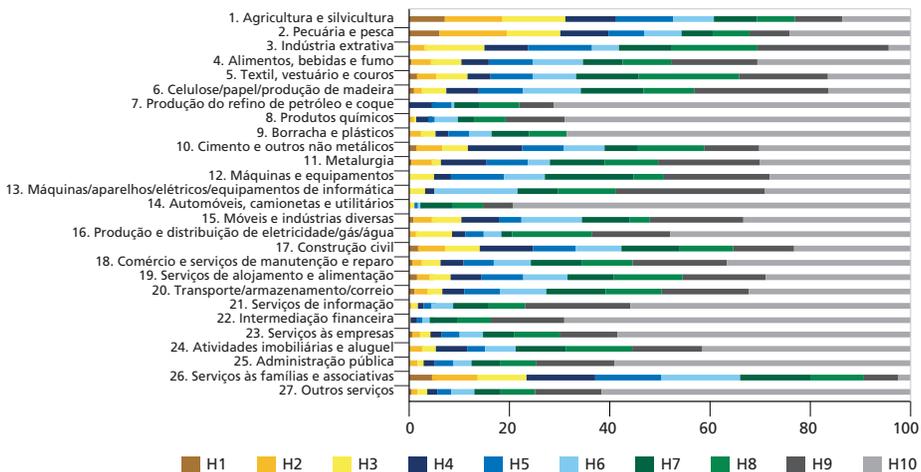
No tocante ao nível de participação das famílias pertencentes a cada décimo sobre o rendimento total no estado da Bahia, observa-se que o grupo H10 detém sua maior parcela (41,93%), sequencialmente acompanhado por H9 (14,58%). Por outro lado, a renda total remanescente está distribuída entre os demais décimos, para os quais a participação percentual varia entre 1,37% e 9,02%.

Com relação ao modo como os rendimentos pagos por cada um dos 27 setores se distribuem entre as faixas de renda, conforme apresentado no gráfico 2, observou-se que os padrões ocorrem de forma semelhante aos verificados anteriormente na análise do consumo. Desse modo, as famílias classificadas nos primeiros décimos possuem participação mais significativa sobre a renda total dispendida pelos setores associados às atividades agropecuárias e aos serviços às famílias e associativas, bem como à produção alimentícia e à construção civil. Ao mesmo tempo, os pagamentos realizados pelas atividades econômicas que exigem maior especialização e qualificação profissional são absorvidos majoritariamente pelas famílias de maior renda, como nos setores de produção automobilística, serviços de informação e intermediação financeira. É observado também que, com exceção dos serviços às famílias e associativas, a maior parcela dos rendimentos pagos pelos setores está concentrada nas duas classes superiores, H9 e H10, o que ratifica as informações já vistas na tabela 3.

GRÁFICO 2

Participação do rendimento das famílias baianas, por décimo de renda e pelos 27 setores da MIP-BA 2009

(Em %)



Fonte: Dados da PNAD 2009 (IBGE, 2010b).

Elaboração dos autores.

De forma geral, a análise exploratória apresentada mostra a heterogeneidade presente no padrão de consumo e de rendimento das famílias baianas classificadas entre as dez classes de renda consideradas na análise. As informações preliminares aqui expostas auxiliarão as interpretações dos resultados apresentados na seção seguinte.

4.2 Multiplicadores de renda

Na tabela 4 são exibidos os multiplicadores de renda setoriais da Bahia calculados a partir dos modelos de insumo-produto aberto (simples) e fechado (total) e do de Leontief-Miyazawa. Embora ambos mensurem o impacto de variações na demanda final dos setores sobre a renda, verifica-se que os valores obtidos pelos multiplicadores totais são levemente superiores aos simples. Isso decorre do fato de que no segundo caso são considerados, além dos efeitos diretos e indiretos provocados pelas alterações na demanda final, os efeitos induzidos resultantes da inserção dos rendimentos e do consumo como elementos endógenos ao modelo.

Do mesmo modo, semelhante procedimento é aplicado no modelo de Leontief-Miyazawa. No entanto, esse processo se dá, agora, por meio da desagregação desses dois componentes em dez famílias representativas obtidas com o cálculo da participação dessas faixas de renda na estrutura econômica do estado a partir de informações advindas das pesquisas domiciliares (POF e PNAD). De acordo com Santos *et al.* (2013), tal endogenização faz com que os multiplicadores mensurados sejam superiores aos dois tipos citados anteriormente.

TABELA 4
Multiplicadores de renda

Setores	Leontief		Leontief-Miyazawa
	Simples	Total	
Agricultura/silvicultura	0,25	0,31	0,46
Pecuária/pesca	0,25	0,31	0,45
Indústria extrativa	0,17	0,21	0,26
Alimentos/bebidas/fumo	0,27	0,32	0,44
Têxtil/vestuário/couros	0,19	0,23	0,29
Celulose/papel/produção de madeira	0,19	0,23	0,29
Produção de petróleo/coque	0,17	0,20	0,23
Produtos químicos	0,22	0,27	0,31
Borracha/plásticos	0,21	0,25	0,30
Cimento/não-metálicos	0,17	0,21	0,26
Metalurgia	0,15	0,18	0,22
Máquinas/equipamentos	0,17	0,20	0,24

(Continua)

(Continuação)

Setores	Leontief		Leontief-Miyazawa
	Simplex	Total	
Máquinas/aparelhos elétricos/informática	0,21	0,26	0,30
Automóveis/camionetes/utilitários	0,22	0,26	0,30
Móveis/indústrias diversas	0,16	0,19	0,23
Produção e distribuição de eletricidade/gás/água	0,12	0,14	0,17
Construção civil	0,28	0,34	0,45
Comércio e serviços de manutenção e reparo	0,33	0,40	0,48
Serviços de alojamento e alimentação	0,39	0,47	0,60
Transporte/armazenamento/correio	0,10	0,12	0,15
Serviços de informações	0,22	0,26	0,31
Intermediação financeira	0,10	0,12	0,14
Serviços às empresas	0,36	0,44	0,51
Atividades imobiliárias e aluguel	0,05	0,06	0,07
Administração/saúde/educação pública	0,57	0,69	0,78
Serviços às famílias e associativas	0,39	0,48	0,69
Outros serviços	0,38	0,46	0,53

Elaboração dos autores.

Os multiplicadores obtidos no último modelo, central neste trabalho, permitem verificar o efeito provocado por alterações na demanda exógena¹⁷ dos setores sobre os rendimentos totais da estrutura econômica baiana. Nesse sentido, observa-se que os valores mais expressivos foram alcançados pelas atividades econômicas altamente intensivas em trabalho e de baixa produtividade, como: administração, saúde e educação públicas e seguridade social, serviços prestados às famílias e associativas e serviços de alojamento e alimentação. Compreende-se, então, que um estímulo de uma unidade monetária na demanda final desses setores acarreta acréscimos na sua renda de, respectivamente, 0,78, 0,69 e 0,60. No entanto, os menores multiplicadores são apresentados pelos setores imobiliário e de aluguéis (0,07), de intermediação financeira, serviços de previdência (0,14) e de produção e distribuição de eletricidade e gás, água, esgoto e limpeza urbana (0,15), para os quais mudanças exógenas na demanda ocasionam impactos reduzidos sobre os rendimentos, quando comparados às demais atividades.

Como já descrito, com a obtenção das matrizes de multiplicadores interclasses (K) e multissetoriais (KVB), elaboradas a partir da implementação do modelo de Leontief-Miyazawa, é possível analisar com maior detalhamento o comportamento da distribuição de renda entre setores e famílias representativas frente a possíveis mudanças na estrutura produtiva. Nessa perspectiva, de acordo

17. Demanda final, exceto demanda das famílias.

com Santos *et al.* (2013), a partir da primeira matriz é possível identificar a renda gerada para cada décimo (representado pelas linhas) decorrente de um acréscimo exógeno na renda do décimo h^{18} (representado pelas colunas). Por outro lado, a análise da matriz permite verificar como alterações exógenas na demanda final dos setores distintos se refletem sobre a renda das famílias representativas. Tais resultados obtidos para o contexto econômico baiano são apresentados, respectivamente, nas tabelas 5 e 6.

TABELA 5
Matriz dos multiplicadores de renda interclasses (K)

Décimo de renda	H1	H2	H3	H4	H5	H6	H7	H8	H9	H10	Total
H1	1,099	0,033	0,020	0,011	0,010	0,009	0,008	0,007	0,004	0,003	1,204
H2	0,205	1,070	0,043	0,024	0,023	0,021	0,017	0,016	0,010	0,007	1,437
H3	0,244	0,089	1,055	0,032	0,031	0,030	0,025	0,024	0,014	0,011	1,555
H4	0,261	0,100	0,062	1,038	0,035	0,034	0,026	0,027	0,017	0,012	1,611
H5	0,290	0,114	0,071	0,044	1,042	0,041	0,031	0,033	0,020	0,015	1,701
H6	0,310	0,127	0,078	0,049	0,048	1,048	0,035	0,039	0,023	0,016	1,774
H7	0,326	0,138	0,087	0,056	0,054	0,056	1,040	0,046	0,028	0,020	1,849
H8	0,348	0,151	0,097	0,063	0,063	0,064	0,049	1,056	0,034	0,025	1,949
H9	0,459	0,205	0,133	0,087	0,090	0,097	0,071	0,085	1,052	0,037	2,315
H10	1,063	0,470	0,315	0,212	0,227	0,245	0,182	0,231	0,149	1,110	4,204
Total	4,605	2,498	1,961	1,617	1,624	1,645	1,483	1,563	1,350	1,256	-

Elaboração dos autores.

Os resultados da matriz K expressos na tabela 5 revelam que os maiores multiplicadores de renda interclasse estão localizados em sua diagonal principal, sendo superiores a um. Conforme Tavares e Araújo Júnior (2014), isso significa que o impacto de elevações na renda paga a famílias representativas específicas é maior para a própria classe. As informações observadas na última linha da matriz K permitem concluir que o aumento de uma unidade adicional na renda da H1, por exemplo, geraria 4,60 de acréscimo na economia do estado.

Sob outra perspectiva, a última coluna da mesma matriz revela que o efeito induzido ocorrido em função de um acréscimo de renda na economia como um todo é crescente ao longo dos décimos. Desse modo, pode-se verificar que, conforme esperado, as famílias associadas aos rendimentos mais baixos apresentam menor capacidade de absorção da renda gerada na economia em análise do que aquelas classificadas nas faixas superiores. Assim, a renda absorvida pelos grupos H1 e H10, por exemplo, em decorrência do acréscimo de uma unidade na economia do estado é

18. Uma vez que o rendimento do trabalho é considerado de forma endógena, as alterações exógenas de renda são decorrentes de outras fontes de rendimento, que não sejam provenientes do trabalho.

relativa aos seguintes valores: 1,20 e 4,20. Logo, conclui-se que, neste caso, as famílias representativas com menor rendimento, apesar de apresentarem maior impacto na geração de renda na economia baiana, são as que menos absorvem a renda gerada, ao passo que nas classes superiores tal dinâmica ocorre no sentido contrário.

Na tabela 5, é exposta, de forma transposta, a matriz dos multiplicadores de renda multissetoriais (*KVB*) mensurada para a economia baiana, na qual são apresentados os efeitos relativos a alterações na demanda final de cada um dos 27 setores sobre as dez classes de renda consideradas na análise.

Observa-se a partir dos resultados obtidos que, com algumas exceções, os multiplicadores multissetoriais apresentam tendência crescente ao longo dos décimos, isto é, a capacidade de geração de renda a partir de choques nos setores é mais significativa sobre os grupos de maior rendimento. A título de exemplificação, pode-se analisar de forma específica os resultados apresentados pelo setor de produção têxtil, vestuário e calçados. Portando, nota-se com a observação dos multiplicadores calculados, que o efeito do acréscimo, por exemplo, de R\$ 1 mil na demanda exógena dessa atividade tem a capacidade de gerar sobre as distintas classes, de H1 a H10, valores monetários entre R\$ 5 e R\$ 87.

Outra observação relevante identificada na tabela 5, e que corrobora a análise realizada com a descrição dos padrões de consumo e rendimentos dos setores e famílias representativas na Bahia, é a de que os grupos inferiores tendem a apresentar multiplicadores multissetoriais de renda mais elevados para as atividades de caráter primário e de consumo básico, como agricultura e silvicultura, pecuária e pesca e alimentos, bebidas e fumo. Na medida em que a posição das classes cresce, o padrão dos resultados se altera, com setores mais especializados adquirindo maior espaço na análise, principalmente aqueles ligados à oferta de serviços. Assim, no grupo de rendimento mais elevado – H10, por exemplo –, verifica-se que os maiores multiplicadores são obtidos pelos setores relacionados à administração e serviços públicos, outros serviços (nos quais são considerados os serviços privados de saúde e educação), serviços prestados às empresas e serviços de alojamento e alimentação.

TABELA 6
Matriz dos multiplicadores de renda multissetoriais (KVB)

Setores	Décimos de renda									
	H1	H2	H3	H4	H5	H6	H7	H8	H9	H10
Agricultura/silvicultura	0,020	0,034	0,04	0,036	0,041	0,036	0,039	0,040	0,054	0,119
Pecuária/pesca	0,018	0,039	0,036	0,035	0,032	0,034	0,034	0,039	0,051	0,135
Indústria extrativa	0,002	0,007	0,017	0,016	0,021	0,016	0,023	0,032	0,048	0,076
Alimentos/bebidas/fumo	0,011	0,025	0,030	0,029	0,034	0,035	0,036	0,040	0,060	0,136
Têxtil/vestuário/couros	0,005	0,011	0,016	0,015	0,021	0,022	0,029	0,039	0,045	0,087
Celulose/Papel/produtos de madeira	0,005	0,010	0,015	0,017	0,022	0,025	0,028	0,028	0,053	0,087
Produção de petróleo/coque	0,001	0,003	0,005	0,011	0,012	0,008	0,015	0,021	0,026	0,126
Produtos químicos	0,002	0,006	0,007	0,012	0,012	0,017	0,019	0,025	0,042	0,165
Borracha/plásticos	0,003	0,009	0,012	0,013	0,016	0,018	0,023	0,026	0,028	0,153
Cimento/não-metálicos	0,003	0,010	0,012	0,019	0,018	0,019	0,020	0,029	0,035	0,096
Metalurgia	0,002	0,008	0,007	0,016	0,016	0,013	0,021	0,023	0,039	0,081
Máquinas/equipamentos	0,001	0,004	0,010	0,011	0,019	0,018	0,030	0,020	0,043	0,086
Máquinas/aparelhos elétricos/informática	0,002	0,005	0,011	0,011	0,011	0,031	0,025	0,031	0,063	0,115
Automóveis/camionetes/utilitários	0,002	0,005	0,008	0,008	0,011	0,013	0,022	0,025	0,035	0,167
Móveis/indústrias diversas	0,002	0,008	0,012	0,015	0,013	0,022	0,021	0,017	0,039	0,085
Produção e distribuição de eletricidade/gás/água	0,001	0,003	0,009	0,006	0,008	0,008	0,009	0,021	0,025	0,078
Construção civil	0,007	0,020	0,026	0,037	0,034	0,037	0,045	0,046	0,059	0,136
Comércio e serviços de manutenção e reparo	0,004	0,012	0,020	0,023	0,029	0,035	0,045	0,049	0,082	0,185
Serviços de alojamento e alimentação	0,009	0,019	0,028	0,035	0,045	0,048	0,053	0,071	0,093	0,195
Transporte/armazenamento/correio	0,001	0,003	0,005	0,007	0,009	0,010	0,013	0,015	0,021	0,064
Serviços de informações	0,002	0,006	0,008	0,010	0,013	0,018	0,024	0,026	0,054	0,146
Intermediação financeira	0,001	0,002	0,003	0,004	0,005	0,006	0,009	0,011	0,020	0,076
Serviços às empresas	0,004	0,010	0,016	0,016	0,023	0,028	0,035	0,048	0,064	0,266
Atividades imobiliárias e aluguel	0,004	0,002	0,002	0,004	0,003	0,004	0,006	0,008	0,009	0,028
Administração/saúde/educação pública	0,004	0,015	0,019	0,025	0,035	0,036	0,050	0,063	0,120	0,416
Serviços às famílias e associativas	0,021	0,044	0,051	0,066	0,068	0,079	0,077	0,072	0,075	0,141
Outros serviços	0,004	0,009	0,016	0,017	0,021	0,029	0,034	0,043	0,073	0,285

Elaboração dos autores.

Foram apresentados até aqui os resultados dos efeitos multiplicadores da renda para os distintos setores e famílias representativas associadas aos impactos de alterações na estrutura econômica do estado da Bahia. Na próxima seção, serão reportados os efeitos de simulações específicas aplicadas ao cenário analisado.

4.3 Simulações

Como descrito previamente, foram aplicadas duas simulações referentes à mensuração do impacto provocado pela suspensão da parcela dos rendimentos domiciliares baianos advinda de transferências. Assim, conforme informações descritas na tabela 1, foram identificadas, *a priori*, as famílias residentes na Bahia consideradas pobres e extremamente pobres de acordo com as informações recolhidas na PNAD 2009. A partir dos dados levantados, os potenciais beneficiários foram identificados nos três primeiros décimos, sendo que aproximadamente 90% dessas famílias se concentravam nas classes H1 e H2, encontrando-se abaixo da linha de pobreza. Concomitantemente, 71,76% das famílias concentradas no primeiro décimo, H1, são consideradas extremamente pobres. Por outro lado, no grupo H3 encontrava-se a parcela remanescente das famílias baianas aptas a receberem as transferências de renda, representadas por 18,95% dos domicílios pobres.

Na tabela 7 são apresentados os resultados obtidos com as simulações implementadas para os décimos considerados no estudo, no que diz respeito às variações ocorridas nos níveis de renda e emprego.

TABELA 7
Resultados dos choques sobre a renda dos décimos¹

Décimos de renda	Renda inicial (R\$)	Simulação 1				Simulação 2			
		Renda final (R\$)	Variação (%)	Variação direta (%)	Variação indireta (%)	Renda final (R\$)	Variação total (%)	Variação direta (%)	Variação indireta (%)
H1	709,38	489,66	-30,97	-28,24	-2,73	581,24	-18,06	-16,98	-1,08
H2	1.696,11	1.418,13	-16,39	-13,90	-2,49	1.679,73	-0,97	0	-0,97
H3	2.172,62	2.074,67	-4,51	-2,24	-2,27	2.153,90	-0,86	0	-0,86
H4	2.739,25	2.685,17	-1,97	0	-1,97	2.719,17	-0,73	0	-0,73
H5	3.062,50	3.006,11	-1,84	0	-1,84	3.041,75	-0,68	0	-0,68
H6	3.403,21	3.340,83	-1,83	0	-1,83	3.380,63	-0,66	0	-0,66
H7	4.014,58	3.949,74	-1,62	0	-1,62	3.991,31	-0,58	0	-0,58
H8	4.815,79	4.748,71	-1,39	0	-1,39	4.792,23	-0,49	0	-0,49
H9	7.584,49	7.500,31	-1,11	0	-1,11	7.555,42	-0,38	0	-0,38
H10	23.849,70	23.653,42	-0,82	0	-0,82	23.781,97	-0,28	0	-0,28

Elaboração dos autores.

Nota: ¹ Valores em R\$ milhão.

Conforme explicado na seção metodológica, foram simuladas, com base nos resultados iniciais obtidos com o modelo Leontief-Miyazawa, as alterações exógenas no sentido de eliminar os rendimentos das famílias advindos de outras fontes, sendo eles associados ao repasse de renda pelo governo para as famílias de baixa renda, tanto na forma de transferências diretas quanto aposentadorias e pensões. Embora tais simulações tenham sido implementadas para dois cenários específicos, a partir

de alterações nos rendimentos das famílias baianas apenas em situação de pobreza e extrema pobreza, os resultados revelam que seus efeitos se estendem suavemente às demais famílias. Isso é explicado pela inter-relação dos distintos elementos que compõem a estrutura econômica. Conforme Cardoso (2016), em decorrência desse vínculo, mudanças nos aspectos distributivos da economia ocasionam efeitos sobre o consumo das famílias mais pobres e, conseqüentemente, causa alterações na estrutura produtiva e nas remunerações dos demais grupos.

Verifica-se que o efeito ocasionado pela primeira simulação sobre a renda inicial dos décimos é mais expressivo para as famílias que receberam os choques, conforme esperado. O mesmo pode ser observado para a segunda simulação, cujo resultado é significativamente mais elevado para H1, em que se encontram as famílias extremamente pobres do estado para as quais são eliminados os rendimentos repassados exogenamente. Em ambos os casos é possível notar que, em termos percentuais, a variação da renda decorrente das alterações simuladas decresce ao longo das classes. Pode-se observar, ainda, a decomposição dessa variação em direta e indireta: i) o elemento direto advém do choque dado, ou seja, é verificada apenas para os primeiros décimos; e ii) o elemento indireto é constatado para todos os décimos e decorre dos perfis de consumo das famílias diretamente afetadas, isto faz com que a alteração exógena na renda se propague para o restante da economia, afetando todos os setores e assim, indiretamente, todas as famílias.

TABELA 8
Resultado dos choques sobre a renda produzida pelos setores¹

Setor	Produção inicial (R\$)	Simulação 1		Simulação 2	
		Produção final (R\$)	Variação (%)	Produção final (R\$)	Variação (%)
Agricultura/silvicultura	10.363,19	9.863,88	-4,82	10.154,85	-2,01
Pecuária/pesca	33.76,47	3.161,31	-6,37	3.281,12	-2,82
Indústria extrativa	34.85,28	3.461,26	-0,69	3.476,04	-0,27
Alimentos/bebidas/fumo	10.027,70	9.604,14	-4,22	9.842,85	-1,84
Têxtil/vestuário/couros	4.086,98	3.964,79	-2,99	4.059,29	-0,68
Celulose/papel/produção de madeira	4.006,57	3.978,25	-0,71	3.994,69	-0,30
Produção de petróleo/coque	17.227,32	17.082,15	-0,84	17.174,50	-0,31
Produtos químicos	16.520,64	16.419,42	-0,61	16.483,20	-0,23
Borracha/plásticos	3.653,06	3.622,78	-0,83	3.640,38	-0,35
Cimento/não-metálicos	1.079,94	1.070,03	-0,92	1.076,46	-0,32
Metalurgia	7.572,74	7.551,67	-0,28	7.565,21	-0,10
Máquinas/equipamentos	1.205,15	1.197,94	-0,60	1.203,14	-0,17
Máquinas/aparelhos elétricos/informática	3.193,17	3.176,04	-0,54	3.187,21	-0,19

(Continua)

(Continuação)

Setor	Produção inicial (R\$)	Simulação 1		Simulação 2	
		Produção final (R\$)	Variação (%)	Produção final (R\$)	Variação (%)
Automóveis/camionetes/utilitários	6.556,02	6.519,89	-0,55	6.539,42	-0,25
Móveis/indústrias diversas	1.187,82	1.141,94	-3,86	1.178,57	-0,78
Produção e distribuição de eletricidade/gás/água	9.744,43	9.496,21	-2,55	9.640,23	-1,07
Construção civil	16.422,44	16.410,26	-0,07	16.418,04	-0,03
Comércio e serviços de manutenção e reparo	24.119,57	23.628,61	-2,04	23.964,63	-0,64
Serviços de alojamento e alimentação	6.750,39	6.564,73	-2,75	6.700,14	-0,74
Transporte/armazenamento/correio	11.713,33	11.501,35	-1,81	11.636,72	-0,65
Serviços de informações	5.639,31	5.586,37	-0,94	5.620,57	-0,33
Intermediação financeira	7.528,42	7.461,62	-0,89	7.504,04	-0,32
Serviços às empresas	6.758,21	6.667,65	-1,34	6.726,73	-0,47
Atividades imobiliárias e aluguel	10.918,43	10.686,69	-2,12	10.844,45	-0,68
Administração/saúde/educação pública	30.469,25	3.0454,26	-0,05	30.464,35	-0,02
Serviços às famílias e associativas	5.027,27	4.651,76	-7,47	4.886,74	-2,80
Outros serviços	7.920,29	7.768,13	-1,92	7.872,65	-0,60

Elaboração dos autores.

Nota: ¹ Valores a R\$ milhão correntes de 2009.

Os resultados apresentados na tabela 8 revelam que os setores mais afetados corresponderiam às atividades ligadas a administração, saúde e educação públicas, comércio e serviços de manutenção e reparação, refino de petróleo e produção química. No entanto, os setores menos afetados seriam cimentos e não-metálicos, móveis e indústrias diversas, e máquinas e equipamentos. No que condiz à variação decorrente dos choques, verifica-se que, na simulação dada para as famílias pobres do estado, as mudanças mais significativas concerniriam aos serviços prestados às famílias e associativas, à pecuária e pesca, à agricultura e silvicultura, e à produção de alimentos, bebidas e fumo. Os setores de administração, saúde e educação públicas, construção civil e metalurgia apresentariam os resultados menos expressivos entre os demais.

No segundo contexto, no qual os choques são aplicados diretamente apenas sobre as famílias extremamente pobres, as atividades com maiores e menores impactos são semelhantes às verificadas na simulação anterior, o que pode ser explicado pelo perfil de demanda semelhante entre famílias diretamente afetadas em ambas as simulações.

Ou seja, tais resultados refletem o padrão de consumo das famílias pobres e extremamente pobres, que receberam os choques de forma direta. Como descrito na seção 3.3, as famílias de menor renda domiciliar *per capita*, classificadas nos primeiros décimos, apresentam considerável participação no consumo dos bens

produzidos por setores primários, como agricultura e silvicultura, pecuária e pesca, e serviços que exigem menor grau de especialização, como àqueles direcionados às famílias e associativas. Logo, é razoável supor que mudanças nos rendimentos dessas famílias, como aqui suposto, sejam refletidas em significativas alterações na produção e renda proveniente desses setores cuja participação sobre o consumo é mais elevada.

Adicionalmente, podem ser observados também resultados em termos de mudanças na quantidade de empregos setoriais. Assumindo que o coeficiente técnico do fator trabalho permanece o mesmo após a simulação, ou seja, que a relação entre a quantidade de trabalhadores por unidade produzida não se altera, e que a variação percentual nos postos de trabalho setoriais é idêntica à variação na produção setorial. Assim, na tabela 9, é exposto o número de empregos iniciais apresentados pelos setores e a quantidade de postos que seriam perdidos em decorrência das simulações realizadas.

TABELA 9
Resultado dos choques sobre a quantidade de empregos setoriais

Setor	Emprego inicial	Simulação 1		Simulação 2		Total de postos perdidos
		Número de postos perdidos	Variação no emprego final (%)	Número de postos perdidos	Variação no emprego final (%)	
Agricultura/silvicultura	1.707.575	82.273	-4,82	34.329	-2,01	1.741.904
Pecuária/pesca	611.937	38.994	-6,37	17.280	-2,82	629.217
Indústria extrativa	21.812	150	-0,69	57	-0,27	21.869
Alimentos/bebidas/fumo	94.470	3.990	-4,22	1.741	-1,84	96.211
Têxtil/vestuário/couros	148.987	4.454	-2,99	1.009	-0,68	149.996
Celulose/papel/produção de madeira	32.957	232	-0,71	98	-0,30	33.055
Produção de petróleo/coque	5.766	48	-0,84	17	-0,31	5.783
Produtos químicos	30.540	187	-0,61	69	-0,23	30.609
Borracha/plásticos	33.814	280	-0,83	117	-0,35	33.931
Cimento/não-metálicos	636	5	-0,92	2	-0,32	638
Metalurgia	10.949	30	-0,28	10	-0,10	10.959
Máquinas/equipamentos	28.759	172	-0,60	47	-0,17	28.806
Máquinas/aparelhos elétricos/informática	7.645	41	-0,54	14	-0,19	7.659
Automóveis/camionetes/utilitários	18.002	99	-0,55	45	-0,25	18.047
Móveis/indústrias diversas	81.720	3.156	-3,86	636	-0,78	82.356
Produção e distribuição de eletricidade/gás/água	30.536	777	-2,55	326	-1,07	30.862
Construção civil	484.313	359	-0,07	129	-0,03	484.442

(Continua)

(Continuação)

Setor	Emprego inicial	Simulação 1		Simulação 2		Total de postos perdidos
		Número de postos perdidos	Varição no emprego final (%)	Número de postos perdidos	Varição no emprego final (%)	
Comércio e serviços de manutenção e reparo	1.375.936	28.007	-2,04	8.839	-0,64	1.384.775
Serviços de alojamento e alimentação	261.532	7.193	-2,75	1.947	-0,74	263.479
Transporte/armazenamento/correo	188.263	3407	-1,81	1.231	-0,65	189.494
Serviços de informações	66.600	625	-0,94	221	-0,33	66.821
Intermediação financeira	20.324	180	-0,89	66	-0,32	20.390
Serviços às empresas	584.520	7.832	-1,34	2723	-0,47	587.243
Atividades imobiliárias e aluguel	36.849	782	-2,12	250	-0,68	37.099
Administração/saúde/educação pública	651.448	320	-0,05	105	-0,02	651.553
Serviços às famílias e associativas	2.238	167	-7,47	63	-2,80	2.301
Outros serviços	748.690	14.383	-1,92	4503	-0,60	753.193

Elaboração dos autores.

Nota-se a *priori* que a quantidade mais elevada de empregos observados foi proveniente das atividades ligadas a agricultura e silvicultura, comércio e serviços de manutenção e reparação e outros serviços, ou seja, em setores intensivos em trabalho e que seriam afetados pela queda na demanda das famílias. Por outro lado, os setores que mostraram menor número de empregos no cenário-base são aqueles que ao mesmo tempo possuem baixa intensidade no uso do fator trabalho e baixa participação no consumo das famílias, tais como: cimento e não metálicos; serviços prestados às famílias e associativas; e produtos do refino do petróleo e coque.

No tocante à variação provocada pelas simulações, é possível constatar que, após o primeiro choque, o maior número de postos de trabalho perdidos seria atribuído aos setores de agricultura e silvicultura, pecuária e pesca, comércio e serviços de manutenção e reparação e outros serviços. Não obstante, as perdas menos significativas são vistas nas atividades relacionadas à produção de cimento e outros não metálicos, à metalurgia, à produção de máquinas, aparelhos elétricos e de informática e aos produtos do refino de petróleo.

Os resultados obtidos no segundo choque revelam, assim como àqueles obtidos para a renda setorialmente produzida, que não haveria mudanças significativas no padrão de mudanças no emprego setorial entre as duas simulações, tendo em vista que no último caso os setores que apresentariam as maiores e menores perdas nos postos de trabalho são os mesmos apresentados pelas primeiras. No que condiz à variação entre a quantidade de empregos inicial e àquela verificada após os choques, observa-se que as atividades que apresentariam a maior taxa seriam os

serviços às famílias e associativas, a pecuária e pesca e a agricultura e silvicultura. No entanto, as menores variações seriam expressas pelos setores de administração, saúde e educação públicas, construção civil e metalúrgico.

Com base em tais resultados, em suma, a perda na quantidade de postos de trabalho se mostrou mais expressiva nos setores primários, marcadamente agricultura e silvicultura e pecuária e pesca, que são àqueles para os quais as famílias pertencentes aos décimos relativos às menores rendas domiciliares *per capita* apresentam significativa participação em termos de consumo e de rendimentos recebidos.

No que remete aos resultados obtidos pela economia baiana como um todo, as informações da tabela 10 revelam que a eliminação das transferências recebidas pelas famílias pobres e extremamente pobres do estado, conforme suposto nas duas simulações, provocaria variação respectiva de -1,63% e -0,60% no valor bruto da produção. Em relação aos postos de trabalho observados, os choques realizados provocariam a redução do número de empregos total na Bahia em 2,72%, para o primeiro caso, e 1,04%, para a segunda simulação. Esse resultado, ao supor a inter-relação entre os distintos elementos que compõem a economia discutida anteriormente, aponta que a redução da renda disponível para as famílias se reflete numa queda do seu consumo de bens e serviços e, conseqüentemente, leva à diminuição do valor da produção e do emprego.

TABELA 10
Resultados totais dos choques sobre a economia baiana

	Cenário-base	Simulação 1		Simulação 2	
		Valor final	Variação (%)	Valor final	Variação (%)
Valor produzido ¹	236.553,42	232.693,10	-1,63	235.136,18	-0,60
Empregos	7.286.828	7.088.674	-2,72	7.210.946	-1,04

Elaboração dos autores.

Nota: ¹ Valores em R\$ 1 milhão correntes de 2009.

Averiguados tais resultados referentes à variação provocada pelos choques sobre a renda dos grupos considerados, são analisadas na sequência as transformações no âmbito da desigualdade de rendimentos por meio dos indicadores de Gini.

4.4 Coeficientes de Gini

No que tange à mensuração da desigualdade na distribuição de renda entre os décimos, são exibidos na tabela 11 os coeficientes de Gini calculados para os cenários base e pós-choques. Para tanto, foram utilizados nos cálculos do indicador os rendimentos agregados que compõem cada uma das classes de renda consideradas na análise. Assim, de acordo com os resultados, a eliminação das transferências exógenas para

as famílias baianas mais pobres provocaria o aumento da concentração de renda, uma vez que os coeficientes calculados após as simulações são mais elevados do que o Gini inicial.

TABELA 11
Índice de Gini da Bahia

Cenário	Inicial	Simulação 1	Simulação 2
Gini	0,496	0,508	0,498

Elaboração dos autores.

Não obstante, verifica-se que o coeficiente de Gini para a solução obtida com os choques dados pela primeira simulação, inserido diretamente sobre as famílias classificadas abaixo da linha da pobreza, apresentaria variação relativa ao cenário base de 2,83%. Por outro lado, os resultados por meio da segunda simulação, dado de forma direta apenas sobre as famílias extremamente pobres, revela que o indicador de desigualdade variaria 0,81% em relação ao valor inicial. A diferença apresentada entre as duas situações pode ser explicada por dois elementos observados na análise: i) a maior quantidade de famílias afetada pelo primeiro choque, que se concentra nas faixas H1, H2 e H3, enquanto o último choque impacta apenas o primeiro décimo (H1); e ii) o volume de transferências repassadas é mais elevado no primeiro caso do que no segundo.

Dessa forma, constata-se que as políticas públicas de transferências de renda revelaram a capacidade redistributiva e desconcentradora para a Bahia, conforme observada a variação do Gini entre os três cenários propostos. Essa conclusão é coerente com os resultados obtidos por estudos empíricos relacionados ao tema e aplicados ao contexto nacional, como a análise realizada por Soares *et al.* (2006). Os autores identificaram que, entre os anos de 1995 e 2004, os benefícios advindos de pensões e aposentadorias públicas referentes a um salário mínimo influenciaram em cerca de 32% a queda da desigualdade no país, evidenciada por meio da redução do Gini. Não obstante, outros estudos verificaram empiricamente o papel desconcentrador que os programas governamentais de transferência de renda – marcadamente o Programa Bolsa Família (PBF) – apresentaram em períodos distintos de análise para o contexto brasileiro (Muniz, 2008; Silveira Neto e Azzoni, 2011; Cardoso, 2016; Silva e Ferreira Filho, 2018) e para a região Nordeste (Leão, Moreira e Cunha, 2016).

Apesar dos resultados das simulações apontarem que repasses governamentais de renda pelo governo produzem impactos positivos sobre a dinâmica da desigualdade, no âmbito da Bahia, observa-se ainda pequena variação entre os coeficientes de Gini para os três cenários analisados. Conforme Zimmermann e Espínola (2015),

que analisam de forma específica o PBF, as transferências de renda repassadas pelo governo, embora contribuam diretamente para a elevação do poder aquisitivo dos indivíduos, constituem medidas paliativas que devem ser acompanhadas pela implementação de políticas direcionadas a mudanças educacionais e no mercado de trabalho, e que, conseqüentemente, gerem efeitos positivos na estrutura de distribuição de renda no longo prazo. Nesse sentido, podem ser ressaltadas as políticas de valorização de salário mínimo, bem como àquelas direcionadas às transformações no mercado de trabalho que objetivem a qualificação profissional, o aumento de postos disponíveis e a qualidade desses, como elementos que podem provocar mudanças significativas na amplitude da desigualdade (Silveira Neto e Azzoni, 2011; Barros *et al.*, 2006).

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Considerando-se a inter-relação existente na estrutura econômica, no que diz respeito a dinâmica do consumo e do pagamento de rendimentos às famílias, buscou-se analisar sua influência sobre a distribuição de renda no estado da Bahia. Para tanto, o estudo foi centrado na aplicação do modelo de Leontief-Miyazawa, desenvolvido de forma específica para a avaliação de tais relações. Associado a isso, foram também realizadas simulações no sentido de avaliar os impactos provocados pela redução das transferências governamentais de renda repassadas pelo governo às famílias pobres e extremamente pobres, bem como seus efeitos sobre os demais grupos de renda e sobre a desigualdade da economia baiana.

Os resultados obtidos revelaram que, no que diz respeito à distribuição das remunerações advindas do trabalho, determinadas atividades econômicas impactam mais significativamente do que outras sobre a geração de renda na economia. Por sua vez, em relação à partilha dos pagamentos dos setores entre as dez classes consideradas, foi observado que as famílias representativas de rendimento mais baixo, apesar de possuírem expressiva relevância na geração de renda, foram as que apresentaram menor capacidade de absorção. Por outro lado, a situação contrária foi observada nos grupos superiores.

A análise do impacto de alterações no componente exógeno da renda das famílias pobres e extremamente pobres do estado, atribuídas aos benefícios públicos repassados por meio de programas sociais e previdenciários, mostrou que essas mudanças gerariam efeitos para todos os grupos de renda que compõem a estrutura econômica, ainda que em menor magnitude, e não apenas para aqueles que receberam os choques iniciais. Além disso, a eliminação das transferências de renda do governo produziria piora na desigualdade de renda do estado da Bahia.

Uma limitação dos dados que merece ser destacada é a subdeclaração dos estratos de renda mais altos em pesquisas domiciliares, como é o caso tanto da POF quanto da PNAD. Uma forma de se atenuar este problema e que tem sido discutido na literatura recente sobre desigualdade de renda seria a utilização de dados tributários. No entanto, seu acesso tem se mostrado bastante restrito.

Ponderando-se que este artigo não pretende esgotar as discussões acerca da relação entre distribuição de renda e estrutura econômica setorial no contexto baiano, as análises aqui apresentadas podem incentivar o seu aprofundamento em estudos futuros. Nesse sentido, algumas propostas a serem levadas em consideração estão relacionadas à aplicação dos métodos descritos por meio de informações decorrentes de bases de dados mais atualizadas, a implementação de simulações em modelos de equilíbrio geral computável calibrados com matrizes de contabilidade social e a análise do impacto de políticas alternativas sobre a dinâmica da distribuição de renda e da desigualdade de renda no estado.

REFERÊNCIAS

ANGELES, L. An alternative test of Kuznets' hypothesis. **The Journal of Economic Inequality**, v. 8, n. 4, p. 463-473, 2010.

ARAÚJO, K. F.; CAMPOS, K. O. Análise da pobreza na Bahia sob os enfoques unidimensional e multidimensional. *In*: SEMANA DE ECONOMIA DA UESB, 7., 2012, Vitória da Conquista, Bahia. **Anais...** Vitória da Conquista: UESB, 2012.

ATKINSON, A. B.; PIKETTY, T.; SAEZ, E. Top Incomes in the Long Run of History. **Journal of Economic Literature**, v. 49, n. 1, p. 3-71, 2011.

BARROS, L. C.; GOMES, F. A. R. Desigualdade e desenvolvimento: a hipótese de Kuznets é válida para os municípios brasileiros? **Análise Econômica**, v. 26, n. 50, p. 81-57, 2008.

BARROS, R. P. *et al.* Consequências e causas imediatas da queda recente da desigualdade de renda brasileira. **Parcerias Estratégicas**, v. 11, n. 22, p. 89-119, 2006.

BOURGUIGNON, F. **The poverty-growth-inequality triangle**. Washington: The World Bank, 2004.

CARDOSO, D. F. **Capital e trabalho no Brasil no século XXI: o impacto de políticas de transferência e de tributação sobre desigualdade, consumo e estrutura produtiva**. 2016. 170 f. Tese (Doutorado) – Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional, Universidade Federal de Minas Gerais, Belo Horizonte, 2016.

FIGUEIREDO, E. A.; SILVA JÚNIOR, J. C. A.; JACINTO, P. A. A hipótese de Kuznets para os municípios brasileiros: Testes para as formas funcionais e estimações não-paramétricas. **Revista Economia**, v. 12, n. 1, p. 149-165, 2011.

FURTADO, C. **Desenvolvimento e subdesenvolvimento**. Rio de Janeiro: Fundo de Cultura, 1961.

HAUGHTON, J.; KHANDKER, S. R. **Handbook on poverty and inequality**. Washington: The World Bank, 2009.

HOFFMAN, R. Distribuição de renda e crescimento econômico. **Estudos Avançados**, v. 15, n. 14, p. 67-76, 2001.

IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Pesquisa de Orçamentos Familiares 2002-2003** – primeiros resultados. Rio de Janeiro: IBGE, 2004a.

_____. **Pesquisa de Orçamentos Familiares 2002-2003 – microdados**: Brasil e grandes regiões. Rio de Janeiro: IBGE, 2004b.

_____. **Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios** – síntese de indicadores 2009. Rio de Janeiro: IBGE, 2010a. Disponível em: <<https://bit.ly/2Qo0rsb>>. Acesso em: 15 fev. 2018.

_____. **Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios**: microdados. Rio de Janeiro: IBGE, 2010b.

IPEA – INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA. **Ipeadata**. Ipea, 2017. Disponível em: <<https://bit.ly/3tUdFv6>>. Acesso em: 20 jan. 2017.

KAKWANI, N.; PERNIA, E. What is pro-poor growth? **Asian Development Review**, v. 16, n. 1, p. 1-22, 2000.

KUZNETS, S. Economic Growth and Income Inequality. **American Economic Review**, v. 45, n. 1, p. 1-28, 1955.

LEÃO, I. D. S.; MOREIRA, T. B.; CUNHA, G. Impactos do bolsa família sobre a pobreza e a desigualdade no Nordeste. **Hegemonia – Revista Eletrônica de Relações Internacionais do Centro Universitário Unieuro**, n. 20, p. 120-147, 2016.

LEONTIEF, W. **Input-output analysis**: an appraisal. Princeton: Princeton University Press, 1955.

LOPES, B. S.; RODRIGUES, D. S.; PEROBELLI, F. S. **Análise da variação de renda para a economia brasileira**: uma abordagem de insumo-produto. Juiz de Fora: FEA-UFJF, 2009. (Texto para Discussão, n. 19).

MEDEIROS, M. **Medidas de desigualdade e pobreza**. Brasília: Editora UnB, 2012.

MILLER, E. R.; BLAIR, P. D. **Input-output analysis: foundations and extensions**. Cambridge: Cambridge University Press, 2009.

MIYAZAWA, K. **Input-output analysis and the structure of income distribution**. New York: Springer-Verlag, 1976.

MOREIRA, G. R. C. *et al.* Productive structure and income distribution: The Brazilian. **Quarterly Review of Economics and Business**, v. 48, p. 320-332, 2007.

MUNIZ, R. C. **Transferência de renda e desigualdade: uma abordagem inter-regional de equilíbrio geral para o Brasil**. 2008. 128 f. Dissertação (Mestrado) – Universidade Federal do Paraná, Curitiba, 2008.

PEROBELLI, F. S. *et al.* Estimativa da matriz de insumo-produto da Bahia (2009): características sistêmicas da estrutura produtiva do estado. **Revista Econômica do Nordeste**, v. 46, n. 4, p. 97-115, 2015.

PIKETTY, T. Income inequality in France, 1901-1998. **Journal of Political Economy**, v. 111, n. 5, p. 1.004-1.042, 2003.

_____. Top income shares in the long run: an overview. **Journal of the European Economic Association**, v. 3, n. 2-3, p. 382-392, 2005.

_____. **A economia da desigualdade**. Rio de Janeiro: Intrínseca, 2015.

PIKETTY, T.; SAEZ, E. Inequality in the long run. **Science**, v. 344, n. 6.186, p. 838-843, 2016.

PINTO, A. Heterogeneidad estructural y modelo de desarrollo reciente de la América Latina. *In*: PINTO, A. **Inflación: raíces estructurales**. Ciudad de México: Fondo de Cultura Económica, 1976.

PORSSE, A. A. **Multiplicadores de impacto na economia gaúcha: aplicação do modelo de insumo-produto fechado de Leontief**. Porto Alegre: FEE, 2002. (Documentos FEE, n. 52).

RAVALLION, M. Growth, inequality and poverty: looking beyond averages. **World Development**, v. 29, n. 11, p. 1.803-1.815, 2001.

SANTOS, A. S. *et al.* Simulações de impactos setoriais sobre a distribuição de renda e o crescimento econômico: evidências para o Brasil. *In*: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA ANPEC, 16., 2014, Niterói, Rio de Janeiro. **Anais...** Niterói: Anpec, 2014.

SANTOS, R. A. C.; HADDAD, E. A. Uma análise de insumo-produto da distribuição interestadual da renda no Brasil. **Revista Economia**, v. 8, p. 121-138, 2007.

SEI – SUPERINTENDÊNCIA DE ESTUDOS ECONÔMICOS E SOCIAIS DA BAHIA. **TRU – Tabela de recursos e usos do estado da Bahia 2009**. Salvador: Governo do Estado da Bahia, 2013. Disponível em: <<https://bit.ly/3v8wQBK>>. Acesso em: 24 abr. 2018.

SILVA, D. I.; FERREIRA FILHO, J. B. S. Impactos dos programas de transferência de renda Benefício de Prestação Continuada e Bolsa Família sobre a economia brasileira: uma análise de equilíbrio geral. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 48, n. 1, p. 161-183, abr. 2018.

SILVEIRA NETO, R. M., AZZONI, C. R. Non-spatial government policies and regional income inequality in Brazil. **Regional Studies**, v. 45, n. 4, p. 453-461, 2011.

SOARES, F. V. *et al.* **Programas de transferência de renda no Brasil: impactos sobre a desigualdade**. Brasília: Ipea, 2006. (Texto para Discussão, n. 1.228).

SON, H. H. A note on pro-poor growth. **Economics Letters**, v. 82, n. 3, p. 307-314, 2004.

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.

SOUZA, P. H. G. F.; MEDEIROS, M. Top income shares and inequality in Brazil, 1928-2012. **Sociologies in Dialogue**, v. 1, n. 1, p. 119-132, 2015.

TAVARES, F. B.; ARAÚJO JÚNIOR, I. T. Estrutura setorial da produção e distribuição interpessoal de renda no Nordeste em 2004. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 44, n. 1, p. 213-240, 2014.

TAVARES, M. C.; SERRA, J. Além da estagnação. *In*: TAVARES, M. C. **Da substituição de importações ao capitalismo financeiro**. Rio de Janeiro: Zahar, 1972.

THORNTON, J. The Kuznets inverted-U hypothesis: panel data evidence from 96 countries. **Applied Economic Letters**, v. 1, n. 1, p. 15-16, 2001.

TRONCO, G. B.; RAMOS, M. P. Linhas de pobreza no Plano Brasil Sem Miséria: análise crítica e proposta de alternativas para a medição da pobreza conforme metodologia de Sonia Rocha. **Revista de Administração Pública**, v. 51, n. 2, p. 294-311, 2017.

ZIMMERMANN, C. R.; ESPÍNOLA, G. M. Programas sociais no Brasil: um estudo sobre o Programa Bolsa Família no interior do Nordeste brasileiro. **Caderno CRH**, v. 28, n. 73, p. 147-164, 2015.

APÊNDICE A

TABELA A.1
Compatibilização entre atividades econômicas de SCN, POF e MIP-BA 2009

Setor da MIP-BA	Código SCN_46	Código das atividades econômicas da POF 2002/2003
Agricultura/silvicultura	1	1101 a 1118, 2001, 2002
Pecuária/pesca	2	1201 a 1209, 1300, 1401, 1402, 1500, 5001, 5002,
Indústria extrativa	4	10000, 12000, 13001, 13002, 14001 a 14004,
Alimentos/bebidas/fumo	5,6	15010
Têxtil/vestuário/couros	7, 8, 9	17001, 17002, 18001, 18002, 19011, 19012, 19020,
Celulose/papel/produção de madeira	10, 11, 12	20000, 21001, 21002, 22000
Produção de petróleo/coque	3, 13, 14	11000, 23010, 23020, 23030, 23400
Produtos químicos	15, 16	224010, 24020, 24030, 24090
Borracha/plásticos	17	25010, 25020
Cimento/não-metálicos	10	26010, 26091, 26092
Metalurgia	19, 20	27001, 27002, 27003, 28001, 28002
Máquinas/equipamentos	21	29001
Máquinas/aparelhos elétricos/ informática	22, 23, 24, 26	29002, 30000, 31001, 31002, 32000, 33001 a 33005
Automóveis/camionetes/utilitários	27, 28, 29	34001, 34002, 34003, 35010, 35020, 35030, 35090
Móveis/indústrias diversas	30	36010, 36090, 37000
Produção e distribuição de eletricidade/gás/água	31	40010, 40020, 41000, 90000
Construção civil	32	45005, 45999
Comércio e serviços de manutenção e reparo	33, 38	50010 a 50050, 53010, 53020, 53030, 53041, 53042, 53050, 53061 a 53068, 53060, 53070, 53090, 53101, 53102, 5311, 53112, 53112
Serviços de alojamento e alimentação	39	55010, 55020, 55030
Transporte/armazenamento/correio	34	60010, 60020, 60031, 60032, 60040, 60091, 60092, 61000, 62000, 63010, 63021, 63030, 64010
Serviços de informações	35	64020, 72010, 72020, 73000, 92011 a 92014
Intermediação financeira	36	65000, 66000, 67010, 67020
Serviços às empresas	40	74011, 74012, 74021, 74022, 74030 a 74090
Atividades imobiliárias e aluguel	37	70001, 70002, 71010, 71020, 71030
Administração/saúde/educação pública	44, 45, 46	75011 a 75020, 80011, 85011
Serviços às famílias e associativas	46	95000
Outros serviços	41, 42, 46	80012, 80090, 85012, 85013, 85020, 85030, 91010, 91020, 91091, 91092, 92015, 92020, 92030, 92040, 93010, 93020, 93030, 93091, 93092, 99000

Fonte: MIP-BA 2009, Sistema de Contas Nacionais e documentação da POF 2002/2003.

TABELA A.2
Compatibilização entre atividades econômicas de SNC, PNAD e MIP-BA 2009

Setor da MIP-BA	Código SCN_46	Código das atividades econômicas da PNAD 2009
Agricultura/silvicultura	1	1101, 1103 a 1118, 2001, 2002
Pecuária/pesca	2	1102, 1201 a 1209, 1300, 1401, 1402, 1500, 5001, 5002
Indústria extrativa	4	10000, 12000, 13001, 13002, 14001 a 14004,
Alimentos/bebidas/fumo	5,6	15010, 15021, 15022, 15030, 15041, 15043, 15055, 16000
Têxtil/vestuário/couros	7, 8, 9	17001, 17002, 18001, 18002
Celulose/papel/produção de madeira	10, 11, 12	19011, 19012, 19020, 20000, 21001, 21002, 22000
Produção de petróleo/coque	3, 13, 14	11000, 23010 a 23040
Produtos químicos	15, 16	24010, 24020, 24030, 24090
Borracha/plásticos	17	25010, 25020
Cimento/não-metálicos	10	23010, 23091, 23092
Metalurgia	19, 20	27001, 27002, 27003, 28001, 28002
Máquinas/equipamentos	21	29001
Máquinas/aparelhos elétricos/informática	22, 23, 24, 26	27002, 30000, 31001, 31002, 32000, 33001 a 33002
Automóveis/camionetes/utilitários	27, 28, 29	34001, 34002, 34003, 35010, 35020, 35030, 35090
Móveis/indústrias diversas	30	36010, 36090, 37000
Produção e distribuição de eletricidade/gás/água	31	40010, 40020, 41000, 90000
Construção civil	32	45000, 45999
Comércio e serviços de manutenção e reparo	33, 38	50010, 50030, 50050, 53010, 53020, 53030, 53061 a 53068, 53070, 53080, 53090, 53101, 53101, 50020, 50030, 53111, 53112, 53113
Serviços de alojamento e alimentação	39	55010, 55020, 55030
Transporte/armazenamento/correio	34	60010, 60020, 60031, 60031, 60032, 60040, 60091, 60092, 61000, 62000, 63010, 63021, 63022, 63030, 64010
Serviços de informações	35	64020, 72010, 72020, 92011 a 92014, 92020
Intermediação financeira	36	65000, 66000, 67010, 67020
Serviços às empresas	40	73000, 74011, 74012, 74021, 74022, 74030, 74040, 74050, 74090
Atividades imobiliárias e aluguel	37	70001, 70002, 71010, 71020, 71030
Administração/saúde/educação pública	44, 45, 46	85011, 75011 a 75017, 75020
Serviços às famílias e associativas	46	75011 a 75017; 75020
Outros serviços	41, 42, 46	80012, 80090, 85012, 85013, 85020, 85030, 91010, 91020, 91091, 91092, 92030, 92040, 93010, 93020, 93030, 93091, 93092, 95000, 99000

Fonte: MIP-BA 2009, Sistema de Contas Nacionais e documentação da PNAD 2009.

Originais submetidos em: abr. 2018.

Última versão recebida em: out. 2019.

Aprovada em: out. 2019.

NOTA AOS COLABORADORES DE PESQUISA E PLANEJAMENTO ECONÔMICO

1. A revista só analisa, com vistas a eventual publicação, artigos com conteúdo inédito, tanto no país quanto no exterior. Além disso, o seu tema deve se inserir em uma das áreas da ciência econômica, contribuindo de modo significativo ao avanço do conhecimento científico nessa área.

2. Resenhas de livros recentemente publicados poderão ser consideradas para publicação, mas resenhas temáticas e os textos essencialmente descritivos não serão, de um modo geral, aceitos.

3. As contribuições não serão remuneradas, e a submissão de um artigo à revista implica a transferência dos direitos autorais ao Ipea, caso ele venha a ser publicado.

4. Em geral, os artigos submetidos à revista devem ser escritos em português. Em casos excepcionais, poderão ser recebidos textos em língua inglesa para análise, mas se ele vier a ser aceito para publicação, o autor deverá se responsabilizar por sua tradução.

5. Só serão publicados artigos em português, mas sua versão em inglês poderá ser disponibilizada no sítio da revista na internet. Os anexos muito longos ou complexos para serem publicados, bem como as bases de dados necessárias para reproduzir os resultados empíricos do trabalho, serão também oferecidos aos leitores em versão virtual.

6. Caso o trabalho seja aceito para publicação, cada autor receberá 3 (três) exemplares do número da revista correspondente.

7. Para submeter um trabalho à revista, o autor deve acessar a página de Pesquisa e Planejamento Econômico na internet, em <http://ppe.ipea.gov.br/index.php/pppe/index>, e seguir os procedimentos ali descritos.

8. Os artigos recebidos que estejam de acordo com as instruções acima serão avaliados pelo Corpo Editorial com o auxílio de dois pareceristas escolhidos pelo Editor. O trabalho dos pareceristas é feito observando-se o método duplamente cego: o autor não saberá quem são os pareceristas, nem estes quem é o autor. Dessa análise poderá resultar a aceitação do artigo, condicionada, ou não, à realização de alterações; sua rejeição, com ou sem a recomendação de nova submissão após modificações; ou a rejeição definitiva. No caso de uma segunda submissão, o artigo será novamente avaliado por pareceristas, podendo vir a ser enquadrado em qualquer das situações acima. A rotina de análise se repete até que uma decisão final de rejeição ou aceitação seja alcançada. O processamento do artigo é conduzido pelo Editor, a quem cabe também a comunicação com os autores.

9. A decisão final quanto à publicação dos artigos cabe ao Corpo Editorial, que se reúne ordinariamente para decidir a composição de cada um dos números da revista, por recomendação do Editor. A aprovação do artigo para publicação só então é comunicada aos autores dos artigos respectivos, por escrito.

Ipea – Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada

EDITORIAL

Chefe do Editorial

Reginaldo da Silva Domingos

Assistentes da Chefia

Rafael Augusto Ferreira Cardoso

Samuel Elias de Souza

Supervisão

Camilla de Miranda Mariath Gomes

Everson da Silva Moura

Revisão

Alice Souza Lopes

Amanda Ramos Marques

Ana Clara Escórcio Xavier

Clícia Silveira Rodrigues

Luiz Gustavo Campos de Araújo Souza

Olavo Mesquita de Carvalho

Regina Marta de Aguiar

Hellen Pereira de Oliveira Fonseca (estagiária)

Ingrid Verena Sampaio Cerqueira Sodré (estagiária)

Editoração

Aeromilson Trajano de Mesquita

Anderson Silva Reis

Cristiano Ferreira de Araújo

Danilo Leite de Macedo Tavares

Jeovah Herculano Szervinsk Junior

Leonardo Hideki Higa

*The manuscripts in languages other than Portuguese
published herein have not been proofread.*

Livraria Ipea

SBS – Quadra 1 – Bloco J – Ed. BNDES, Térreo

70076-900 – Brasília – DF

Tel.: (61) 2026-5336

Correio eletrônico: livraria@ipea.gov.br

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



9 770100 055040

Apoio editorial



ipea Instituto de Pesquisa
Econômica Aplicada

MINISTÉRIO DA
ECONOMIA

