jul.
dez.
2016

47

planejamento
e políticas
públicas

PPP

Análise de Convergência de Serviços Públicos Locais no Brasil
Rodolfo Ferreira Ribeiro da Costa
Carlos Eduardo Gasparini
Luciano Menezes Bezerra Sampaio

Interação Espacial nas Despesas Municipais
Vitor Lima Carneiro
Vander M. Lucas

Elasticidades da Pobreza em Relação ao Crescimento e Desigualdade da Renda Monetária e do Dispêndio no Brasil em 2003 e 2009
Cristiana Tristão Rodrigues
João Eustáquio de Lima

Proposta Metodológica de Índice de Inflação da Terceira Idade no Município de Goiânia, Goiás
Sérgio Borges Fonseca Júnior
Alex Felipe Rodrigues Lima

Esforço da Gestão Escolar na Rede Pública de Ensino Fundamental e o Desempenho dos Estudantes no Brasil
Aléssio Tony Cavalcanti de Almeida
Ignácio Tavares de Araújo Júnior
Hilton Martins de Brito Ramalho

O *Modus Operandi* do Crime de Roubo a Transeuntes em Belém
Lucidéia Santos Cavalcante
Silvia dos Santos de Almeida
Adrilayne dos Reis Araújo

Índice de Expectativas do Consumidor no Brasil: uma análise do poder preditivo no período entre 2001 e 2014
Jorge Eduardo Macedo Simões
Márcia Jucá Teixeira Diniz
Marcelo Bentes Diniz
José Nilo de Oliveira Júnior

O Poder da Comunicação do Banco Central: avaliando o impacto sobre juros, bolsa, câmbio e expectativa de inflação
Pedro Lutz Ramos
Marcelo Savino Portugal

Política Industrial no Brasil: uma análise das estratégias propostas na experiência recente (2003-2014)
Guilherme de Queiroz Stein
Ronaldo Herrlein Júnior

A Reciclagem de Alumínio no Brasil e o Mercado Internacional: uma análise quantitativa
Tássia Nunes Dias Pereira
Bruno Milanez
Roberto Malheiros Moreira Filho
Fernando Marques de Almeida Nogueira

Distribuição do PIB *Per Capita* nas Microrregiões Brasileiras: uma análise exploratória espacial
Ricardo Carvalho de Andrade Lima
João Policarpo Rodrigues Lima

Grandes Eventos Esportivos e Turismo: destaque para a Copa do Mundo de 2014
Roberto Meurer
Hoyêdo Nunes Lins

ipea

número 47 | jul./dez. 2016

planejamento e políticas públicas ▪ ppp

ipea

Brasília, 2016

Governo Federal

Ministério do Planejamento, Desenvolvimento e Gestão
Ministro interino Dyogo Henrique de Oliveira

ipea **Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada**

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

Presidente
Ernesto Lozardo

Diretor de Desenvolvimento Institucional, Substituto
Carlos Roberto Paiva da Silva

Diretor de Estudos e Políticas do Estado, das Instituições e da Democracia
João Alberto De Negri

Diretor de Estudos e Políticas Macroeconômicas
Claudio Hamilton Matos dos Santos

Diretor de Estudos e Políticas Regionais, Urbanas e Ambientais
Alexandre Xavier Ywata de Carvalho

Diretoria de Estudos e Políticas Setoriais de Inovação e Infraestrutura
Fernanda De Negri

Diretora de Estudos e Políticas Sociais
Lenita Maria Turchi

Diretor de Estudos e Relações Econômicas e Políticas Internacionais
Sérgio Augusto de Abreu e Lima Florêncio Sobrinho

Chefe de Gabinete
Márcio Simão

Assessora-chefe de Imprensa e Comunicação
Regina Alvarez

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

PPP: PLANEJAMENTO E POLÍTICAS PÚBLICAS
Publicação semestral do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada cujo objetivo é promover o debate e a circulação de conhecimento em planejamento e políticas públicas, representando o esforço do instituto em disseminar pesquisas, avaliações e proposições neste campo.
E-mail: ppp@ipea.gov.br

CORPO EDITORIAL

Membros-Pesquisadores Nacionais
Benny Schvarsberg (UnB)
Michael Christian Lehmann (UnB)
Ramon Garcia (UFABC)
Paulo Calmon (UnB)
Luis Felipe B. Oliveira (Ipea)
Clélio Campolina Diniz (UFMG)

Membros-Pesquisadores Internacionais
Eric Bettinger (Stanford University)
Benjamin Allen (UCLA)

Editor
Maurício Mota Saboya Pinheiro (Ipea)

Coeditor
Marco Aurélio Costa (Ipea)

Apoio Técnico
Francisco de Souza Filho

© Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada – **ipea** 2016

Planejamento e políticas públicas / Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada. – n. 1 (jun. 1989) - .Brasília : Ipea, 1989 -

Semestral.
Editor anterior: de 1989 a março de 1990, Instituto de Planejamento Econômico e Social.

ISSN 0103-4138

1. Economia. 2. Políticas Públicas. 3. Planejamento Econômico. 4. Brasil. 5. Periódicos. I. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada.

CDD 330.05

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

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

NOTA DOS EDITORES

Apresentamos o número 47 da revista *Planejamento e Políticas Públicas* (PPP). Fechando o ciclo de publicações em 2016, este volume contém doze artigos que versam sobre os mais variados assuntos como, por exemplo: cobertura de serviços públicos municipais (infraestrutura urbana, saúde e educação) e interação entre gastos municipais; política industrial; políticas de combate à pobreza e à desigualdade; políticas sociais voltadas para a terceira idade; educação e gestão escolar; política de reciclagem de resíduos sólidos; política macroeconômica e anti-inflacionária; receitas cambiais do turismo; planejamento de grandes eventos esportivos; desenvolvimento regional; segurança pública. Essa diversidade de temas e assuntos, bem como a pluralidade de orientações teórico-metodológicas e recortes temporais, são valores que orientam a linha editorial da revista desde a sua inauguração, há 27 anos.

Esta edição é inaugurada com o artigo *Análise de convergência de serviços públicos locais no Brasil*. Os autores Rodolfo Ferreira Ribeiro Costa, Carlos Eduardo Gasparini e Luciano Menezes Bezerra Sampaio examinam o impacto do Fundo de Participação dos Municípios (FPM) sobre a equidade socioeconômica entre os municípios brasileiros. A análise envoltória de dados (DEA, do inglês *data envelopment analysis*) é usada aqui para calcular a fronteira mais eficiente na cobertura dos serviços municipais, e a matriz de Markov para calcular a probabilidade de convergência intermunicipal naquela cobertura. O trabalho mostra que a carência de oferta de serviços nos períodos analisados (1991 e 2000) foi mais acentuada nos municípios com população entre 5 mil e 50 mil habitantes. Verifica-se também uma tendência à equidade quanto ao nível de cobertura de serviços públicos municipais (infraestrutura urbana, saúde e educação), o que se explica, em parte, pelo FPM, cujo desenho favoreceu um avanço na disponibilidade dos serviços e, consequentemente, uma redução do hiato de atendimento das necessidades locais.

No segundo artigo – *Interação espacial nas despesas municipais* –, os autores Vitor Lima Carneiro e Vander Mendes Lucas usam uma variante do método dos mínimos quadrados ordinários (MQO) para analisar a relação entre gastos intermunicipais (notadamente entre municípios vizinhos), considerando certas categorias de despesas. O estudo conclui que as categorias de *cultura* e *segurança pública* mostraram os maiores coeficientes de interação entre municípios, ao passo que os menores foram observados em *educação*, *saúde* e *administração pública*. Descobriu-se que a intensidade desta interação reduz-se à medida que aumenta o peso no orçamento da categoria de despesa sob análise, o que se explica, em parte, pelo nível de discricionariedade dela – isto é, o grau de arbítrio do gestor municipal para mudar o nível de despesa. Nas categorias de despesas menos discricionárias (educação e saúde, por exemplo), de maior participação relativa

no orçamento, há menos interação entre os municípios. Por sua vez, possuindo menor peso na despesa total, os gastos com segurança pública e cultura (mais discricionários) apresentaram coeficientes de interação positivos e bastante elevados.

O bloco formado pelos três artigos subsequentes trata do assunto políticas sociais *lato sensu*. O primeiro destes artigos – *Elasticidades da pobreza em relação ao crescimento e desigualdade da renda monetária e do dispêndio no Brasil em 2003 e 2009* –, assinado por Cristiana Tristão Rodrigues e João Eustáquio de Lima, analisa os efeitos do crescimento da renda e do dispêndio em consumo sobre a pobreza e a desigualdade. Os autores defendem que variações na renda têm um impacto menor sobre a pobreza do que variações nos dispêndios e que, de 2003 a 2009, houve aumento da sensibilidade da pobreza em relação às duas medidas. Além disso, concluem que as políticas que combinem elevação da renda média com elevação do consumo e melhorias na distribuição de ambas as variáveis podem ser mais efetivas para a redução da pobreza.

O artigo seguinte, na grande esfera da política social, intitulado *Proposta metodológica de índice de inflação da terceira idade no município de Goiânia, Goiás*, é de autoria de Sérgio Borges Fonseca Júnior e Alex Felipe Rodrigues Lima. Os autores procuram fornecer balizamentos metodológicos para a construção de índices municipais de inflação para a terceira idade e, para isso, elaboram um índice para Goiânia (Goiás), o qual poderá ser usado como modelo. Como método, a partir dos microdados da Pesquisa de Orçamentos Familiares (POF) do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), define-se o grupo-alvo, calcula-se uma estrutura de pesos para os diferentes componentes do índice, e se estabelece uma base de preços aos diversos bens e serviços componentes da cesta de consumo típica dos idosos. Os resultados mostram que a inflação dos idosos foi, em média, 0,69 ponto percentual (p.p.) ao ano (a.a.) superior à inflação convencional registrada no município de Goiânia, entre janeiro de 2010 e dezembro de 2014. O público da terceira idade tem participação relativa crescente na população brasileira, o que implica vários desafios às políticas públicas. Em especial, um índice de inflação municipal para a terceira idade pode orientar as políticas de manutenção da renda real dos idosos, na medida em que indique as oscilações do poder de compra deste grupo de pessoas. Políticas de programas sociais para idosos e benefícios previdenciários também podem se beneficiar dos resultados desse estudo.

Ainda no campo das políticas sociais, porém com enfoque na educação, há o estudo intitulado *Esforço da gestão escolar na rede pública de ensino fundamental e o desempenho dos estudantes no Brasil*, de Aléssio Tony Cavalcanti de Almeida, Hilton Martins de Brito Ramalho e Ignácio Tavares de Araújo Júnior. Trata-se de um trabalho voltado para orientar os gestores de políticas educacionais, tanto em nível micro (gestão de escolas) quanto em nível macro (sistemas educacionais).

Os autores analisam os fatores associados ao desempenho dos alunos de escolas públicas brasileiras em exames padronizados, mostrando, em especial, como o esforço empreendido na gestão escolar resulta em ganhos de aprendizagem para o discente. A metodologia consiste *inter alia* na estimação de uma função de produção educacional, a partir dos microdados da Prova Brasil. Os resultados mostraram que as diferenças entre os alunos explicam a maior parcela da variabilidade das notas. Entretanto, os rendimentos dos estudantes relacionam-se diretamente com a elevação do desempenho médio da escola nos anos anteriores e com a maior presença de professores efetivos no quadro docente, ao passo que aqueles rendimentos associam-se inversamente com o histórico de reprovação e/ou abandono na escola. O estudo mostra, enfim, que a gestão escolar é relevante para explicar o desempenho do aluno.

No tópico de segurança pública, este número da PPP traz o artigo *O* modus operandi *do crime de roubo a transeuntes em Belém*. As autoras Lucidéia Santos Cavalcante Silvia dos Santos de Almeida e Adrilayne dos Reis Araújo analisam o modo como agem os perpetradores de crimes de roubo a transeuntes na cidade de Belém (Pará), no período de 2011 a 2013. Ao contribuir com informações que possam proporcionar à polícia meios para reflexão, avaliação e intervenção – por exemplo, a adoção de medidas preventivas alternativas, em locais com maior incidência desse tipo de crime –, o artigo contribui para as políticas de segurança pública, sendo o município de Belém um caso-modelo.

O importante tópico da política macroeconômica está representado no número 47 da revista PPP por dois artigos, sendo o primeiro deles *Índice de expectativas do consumidor no Brasil: uma análise do poder preditivo no período entre 2001 e 2014*, de autoria de Jorge Eduardo Macedo Simões, Márcia Jucá Teixeira Diniz, Marcelo Bentes Diniz e José Nilo de Oliveira Junior. O objetivo do artigo é testar o poder preditivo do Índice Nacional de Expectativas do Consumidor (Inec) com relação aos gastos de consumo no Brasil. Para tanto, os autores usam técnicas de cointegração, modelo de vetores autorregressivos e de correção de erros. Eles concluem que existe uma forte correlação positiva ao longo do tempo entre as evoluções do Inec e a dos gastos de consumo. Evidencia-se também uma relação linear entre as tendências das variáveis citadas, ao se moverem para um estado de equilíbrio de longo prazo. Enfim, dada a importância das expectativas dos consumidores sobre as variações na demanda agregada da economia, da qual o consumo é o principal componente, um índice que preveja razoavelmente o comportamento dos consumidores será muito útil à política macroeconômica e, em particular, à política anti-inflacionária.

Ainda tangenciando o tópico da política macroeconômica, é apresentado o artigo seguinte, *O poder da comunicação do Banco Central: avaliando o impacto*

sobre juros, bolsa, câmbio e expectativa de inflação, assinado por Pedro Lutz Ramos e Marcelo Savino Portugal. Os autores discutem como o Banco Central do Brasil (BCB) pode afetar preços de ativos e expectativas por meio da comunicação. Para atingir seu objetivo principal, o estudo emprega uma técnica que separa o efeito do comunicado do Comitê de Política Monetária (Copom/BCB) sobre a curva de juros em dois componentes não observáveis: um componente associado à surpresa na taxa de juros corrente e seus desdobramentos (*target factor*), e outro associado ao efeito do comunicado não relacionado à taxa de juros corrente (*path factor*). O artigo conclui que a taxa de juros corrente e a comunicação têm tido efeitos significativos sobre os preços de ativos e sobre as expectativas durante a vigência do regime de metas de inflação. As políticas monetária e anti-inflacionária são as aplicações possíveis, entre outras, de políticas públicas dos resultados do estudo.

O bloco seguinte de trabalhos refere-se a um conjunto de políticas que não podem ser vistas na contemporaneidade senão como inter-relacionadas: políticas industriais, ambientais e de desenvolvimento regional. O primeiro artigo deste bloco, intitulado *Política industrial no Brasil: uma análise das estratégias propostas na experiência recente (2003-2014)*, é assinado por Guilherme de Queiroz Stein e Ronaldo Herrlein Júnior. Os autores examinam as políticas industriais levadas a cabo pelo governo federal entre 2003 e 2014, e as analisam segundo certas categorias teóricas, baseadas nos "tipos ideais" weberianos. Os autores concluem que as categorias analisadas (*diretrizes e objetivos*; *instituições e processo de tomada de decisões*; e *instrumentos*) foram marcadas, ao longo dos governos do Partido dos Trabalhadores (PT), por traços neoschumpeterianos, e apresentaram certa continuidade. Esses resultados podem auxiliar na interpretação dos erros e acertos das políticas industriais no passado recente e, com isso, orientar as futuras medidas voltadas para a política industrial do Brasil.

O artigo seguinte é dedicado ao tópico política ambiental e intitula-se *A reciclagem de alumínio no Brasil e o mercado internacional: uma análise quantitativa*, e é assinado por Tássia Nunes Dias Pereira, Bruno Milanez, Roberto Malheiros Moreira Filho e Fernando Marques de Almeida Nogueira. O trabalho tem como objetivo analisar os fatores econômicos que influenciam a reciclagem do alumínio no Brasil. Para atingir este objetivo, os autores usam uma regressão múltipla por etapas (dezesseis variáveis) para a criação de dois modelos quantitativos, a fim de explicar, respectivamente, a taxa de reciclagem de alumínio e o preço pago aos catadores de sucata de alumínio. Os resultados apontam para um impacto significativo do contexto internacional sobre a demanda por alumínio, devendo este contexto ser incorporado na análise de políticas para reciclagem. Lançando luz sobre os determinantes econômicos da reciclagem do alumínio no Brasil, o estudo favorece a política ambiental, na medida em que a fabricação de utensílios de alumínio é altamente intensiva em energia elétrica e potencialmente poluidora

do meio ambiente. Especificamente, os formuladores de políticas de reciclagem de resíduos sólidos podem se beneficiar com os conhecimentos aduzidos do estudo, com benefícios ambientais e sociais (catadores de sucata de alumínio).

O próximo artigo leva o título de *Distribuição espacial do PIB per capita nas microrregiões brasileiras: uma análise exploratória espacial*, e é de autoria de Ricardo Carvalho de Andrade Lima e João Policarpo Rodrigues Lima. Por meio de técnicas de análise exploratória espacial e matrizes de transição, o trabalho visa analisar como se alterou a distribuição espacial do produto interno bruto (PIB) *per capita* nas microrregiões brasileiras, no período de 1970 a 2012. Os resultados indicam que a distribuição espacial do PIB *per capita* permaneceu estável durante o período analisado e que existem economias com alto PIB *per capita* vizinhas de regiões de baixo PIB *per capita*, um indício de ausência de *spillovers* positivos nestas regiões. O estudo lança luz sobre a dinâmica intertemporal do PIB *per capita* entre as microrregiões brasileiras, servindo, assim, como balizador para as políticas de desenvolvimento regional.

Por fim, o último artigo tem por título *Grandes eventos esportivos e turismo: destaque para a Copa do Mundo de 2014*, e é assinado por Roberto Meurer e Hoyêdo Nunes Lins. O estudo examina o impacto da última Copa do Mundo sobre as receitas cambiais brasileiras com viagens internacionais e chega à conclusão de que o período de realização dessa competição registrou um importante salto nos ingressos cambiais para o país. Ficou também evidenciado o papel da taxa de câmbio na determinação do nível das receitas cambiais, em intervalos de três a cinco meses, resultado que é compatível com o prazo necessário ao planejamento e à compra da viagem para o Brasil. O estudo lança luz sobre os efeitos de grandes eventos esportivos (caso da Copa do Mundo de 2014) sobre as receitas cambiais; logo, é útil como orientador das políticas macroeconômicas que envolvam o balanço de pagamentos, além de balizar as discussões sobre os benefícios (ou falta deles) dos grandes eventos esportivos.

Os editores agradecem aos autores dos artigos componentes deste número, aos pareceristas e à equipe da revista PPP por seus trabalhos valorosos e, em especial, ao público leitor, o qual vem demonstrando permanente fidelidade à publicação. A PPP mantém-se cada vez mais viva e motivada a dar continuidade a este trabalho editorial, focado no permanente esforço para oferecer aos interessados um olhar plural e sensível ao universo das políticas públicas brasileiras, em suas diferentes perspectivas teóricas, analíticas e escalares.

Boa leitura!

SUMÁRIO

ANÁLISE DE CONVERGÊNCIA DE SERVIÇOS PÚBLICOS LOCAIS NO BRASIL..... 13
Rodolfo Ferreira Ribeiro da Costa
Carlos Eduardo Gasparini
Luciano Menezes Bezerra Sampaio

INTERAÇÃO ESPACIAL NAS DESPESAS MUNICIPAIS 47
Vitor Lima Carneiro
Vander M. Lucas

ELASTICIDADES DA POBREZA EM RELAÇÃO AO CRESCIMENTO E DESIGUALDADE DA RENDA MONETÁRIA E DO DISPÊNDIO NO BRASIL EM 2003 E 2009..... 83
Cristiana Tristão Rodrigues
João Eustáquio de Lima

PROPOSTA METODOLÓGICA DE ÍNDICE DE INFLAÇÃO DA TERCEIRA IDADE NO MUNICÍPIO DE GOIÂNIA, GOIÁS..... 113
Sérgio Borges Fonseca Júnior
Alex Felipe Rodrigues Lima

ESFORÇO DA GESTÃO ESCOLAR NA REDE PÚBLICA DE ENSINO FUNDAMENTAL E O DESEMPENHO DOS ESTUDANTES NO BRASIL..... 135
Aléssio Tony Cavalcanti de Almeida
Ignácio Tavares de Araújo Júnior
Hilton Martins de Brito Ramalho

O *MODUS OPERANDI* DO CRIME DE ROUBO A TRANSEUNTES EM BELÉM..... 167
Lucidéia Santos Cavalcante
Silvia dos Santos de Almeida
Adrilayne dos Reis Araújo

ÍNDICE DE EXPECTATIVAS DO CONSUMIDOR NO BRASIL: UMA ANÁLISE DO PODER PREDITIVO NO PERÍODO ENTRE 2001 E 2014..... 187
Jorge Eduardo Macedo Simões
Márcia Jucá Teixeira Diniz
Marcelo Bentes Diniz
José Nilo de Oliveira Júnior

O PODER DA COMUNICAÇÃO DO BANCO CENTRAL: AVALIANDO O IMPACTO SOBRE JUROS, BOLSA, CÂMBIO E EXPECTATIVA DE INFLAÇÃO..... 219
Pedro Lutz Ramos
Marcelo Savino Portugal

POLÍTICA INDUSTRIAL NO BRASIL: UMA ANÁLISE DAS ESTRATÉGIAS PROPOSTAS NA EXPERIÊNCIA RECENTE (2003-2014)..... 251
Guilherme de Queiroz Stein
Ronaldo Herrlein Júnior

A RECICLAGEM DE ALUMÍNIO NO BRASIL E O MERCADO INTERNACIONAL: UMA ANÁLISE QUANTITATIVA..... 289
Tássia Nunes Dias Pereira
Bruno Milanez
Roberto Malheiros Moreira Filho
Fernando Marques de Almeida Nogueira

DISTRIBUIÇÃO DO PIB *PER CAPITA* NAS MICRORREGIÕES BRASILEIRAS: UMA ANÁLISE EXPLORATÓRIA ESPACIAL..... 305
Ricardo Carvalho de Andrade Lima
João Policarpo Rodrigues Lima

GRANDES EVENTOS ESPORTIVOS E TURISMO: DESTAQUE PARA A COPA DO MUNDO DE 2014 331
Roberto Meurer
Hoyêdo Nunes Lins

CONTENTS

CONVERGENCE ANALYSIS OF LOCAL PUBLIC SERVICES IN BRAZIL **13**
Rodolfo Ferreira Ribeiro Costa
Carlos Eduardo Gasparini
Luciano Menezes Bezerra Sampaio

SPATIAL INTERACTION ON MUNICIPAL EXPENDITURES **47**
Vitor Lima Carneiro
Vander M. Lucas

ELASTICITIES OF POVERTY IN RELATION TO GROWTH AND INEQUALITY OF MONETARY INCOME AND EXPENDITURE IN BRAZIL IN 2003 AND 2009 ..... **83**
Cristiana Tristão Rodrigues
João Eustáquio de Lima

INFLATION INDEX METHODOLOGY OF THE PROPOSAL ON THE ELDERLY IN COUNTY GOIÂNIA, GOIÁS **113**
Sérgio Borges Fonseca Júnior
Alex Felipe Rodrigues Lima

EFFORTS OF SCHOOL MANAGEMENT IN THE PUBLIC ELEMENTARY SCHOOL AND STUDENT PERFORMANCE IN BRAZIL **135**
Aléssio Tony Cavalcanti de Almeida
Ignácio Tavares de Araújo Júnior
Hilton Martins de Brito Ramalho

***MODUS OPERANDI* OF THE CRIME OF THEFT TO PEDESTRIANS IN BELEM CITY, PARÁ STATE** **167**
Lucidéia Santos Cavalcante
Silvia dos Santos de Almeida
Adrilayne dos Reis Araújo

CONSUMER' EXPECTATIONS INDEX IN BRAZIL: AN ANALYSIS OF THE PREDICTIVE POWER IN PERIOD BETWEEN 2001 AND 2014 ..... **187**
Jorge Eduardo Macedo Simões
Márcia Jucá Teixeira Diniz
Marcelo Bentes Diniz
José Nilo de Oliveira Júnior

THE POWER OF COMMUNICATION OF CENTRAL BANK: ASSESSING THE IMPACT ON INTEREST RATE, STOCK INDEX, EXCHANGE RATE AND INFLATION EXPECTATION **219**
Pedro Lutz Ramos
Marcelo Savino Portugal

INDUSTRIAL POLICY IN BRAZIL: AN ANALYSIS OF THE STRATEGIES PROPOSED IN RECENT EXPERIENCE (2003-2014) **251**
Guilherme de Queiroz Stein
Ronaldo Herrlein Júnior

ALUMINIUM RECYCLING IN BRAZIL AND INTERNATIONAL TRADE: A QUANTITATIVE ANALYSIS **289**
Tássia Nunes Dias Pereira
Bruno Milanez
Roberto Malheiros Moreira Filho
Fernando Marques de Almeida Nogueira

DISTRIBUTION OF GDP *PER CAPITA* ACROSS BRAZILIAN MICRORREGIONS: AN EXPLORATORY SPATIAL DATA ANALYSIS **305**
Ricardo Carvalho de Andrade Lima
João Policarpo Rodrigues Lima

BIG SPORTING EVENTS AND TOURISM: THE 2014 FOOTBALL WORLD CUP **331**
Roberto Meurer
Hoyêdo Nunes Lins

SUMARIO

ANÁLISIS DE CONVERGENCIA DE LOS SERVICIOS PÚBLICOS LOCALES EN BRASIL 14
Rodolfo Ferreira Ribeiro Costa
Carlos Eduardo Gasparini
Luciano Menezes Bezerra Sampaio

INTERACCION ESPACIAL EN LOS GASTOS MUNICIPALES 48
Vitor Lima Carneiro
Vander M. Lucas

ELASTICIDADES DE LA POBREZA CON RELACIÓN AL CRECIMIENTO Y DESIGUALDAD DE LA RENTA MONETARIA Y DEL DISPENDIO EN BRASIL EN 2003 Y 2009 84
Cristiana Tristão Rodrigues
João Eustáquio de Lima

INFLACIÓN LA PROPUESTA METODOLOGÍA EN LA TERCERA EDAD EM LA CIUDAD DE GOIÂNIA, GOIÁS..... 113
Sérgio Borges Fonseca Júnior
Alex Felipe Rodrigues Lima

LOS ESFUERZOS DE LA GESTIÓN ESCOLAR EN LA ESCUELA PRIMARIA PÚBLICA Y EL DESEMPEÑO ESTUDIANTIL EN BRASIL..... 136
Aléssio Tony Cavalcanti de Almeida
Ignácio Tavares de Araújo Júnior
Hilton Martins de Brito Ramalho

***MODUS OPERANDI* DEL DELITO DE ROBO DE TRANSEÚNTES EN LA CIUDAD DE BELÉM DEL ESTADO DE PARÁ 168**
Lucidéia Santos Cavalcante
Silvia dos Santos de Almeida
Adrilayne dos Reis Araújo

ÍNDICE DE EXPECTATIVAS DEL CONSUMIDOR EN BRASIL: UN ANÁLISIS DEL PODER PREDICTIVO EN EL PERÍODO ENTRE 2001 Y 2014..... 188
Jorge Eduardo Macedo Simões
Márcia Jucá Teixeira Diniz
Marcelo Bentes Diniz
José Nilo de Oliveira Júnior

EL PODER DE LA COMUNICACIÓN DEL BANCO CENTRAL: MENSURACIÓN DEL IMPACTO SOBRE LAS TASAS DE INTERÉS, ACCIONES, TIPO DE CAMBIO Y LAS EXPECTATIVAS DE INFLACIÓN..... 220
Pedro Lutz Ramos
Marcelo Savino Portugal

POLÍTICA INDUSTRIAL EN BRASIL: UN ANÁLISIS DE LAS ESTRATEGIAS EN EXPERIENCIA RECIENTE (2003-2014)..... 251
Guilherme de Queiroz Stein
Ronaldo Herrlein Júnior

EL RECICLAJE DE ALUMINIO EN BRASIL Y EL MERCADO INTERNACIONAL: UN ANÁLISIS CUANTITATIVO 290
Tássia Nunes Dias Pereira
Bruno Milanez
Roberto Malheiros Moreira Filho
Fernando Marques de Almeida Nogueira

DISTRIBUCIÓN DE PIB *PER CÁPITA* ENTRE MICRO-REGIONES BRASILEÑAS: UN ANÁLISIS DE DATOS ESPACIALES EXPLORATORIO..... 305
Ricardo Carvalho de Andrade Lima
João Policarpo Rodrigues Lima

GRANDES EVENTOS DEPORTIVOS Y TURISMO: LA COPA MUNDIAL DE FÚTBOL DE 2014 332
Roberto Meurer
Hoyêdo Nunes Lins

SOMMAIRE

ANALYSE DE LA CONVERGENCE DES SERVICES PUBLICS LOCAUX EN BRÉSIL **14**
Rodolfo Ferreira Ribeiro Costa
Carlos Eduardo Gasparini
Luciano Menezes Bezerra Sampaio

INTERACTION SPATIAL ENTRE LES DÉPENSES MUNICIPAUX **48**
Vitor Lima Carneiro
Vander M. Lucas

L'ÉLASTICITÉ DE LA PAUVRETÉ EN RÉLATION À LA CROISSANCE ET DE L'INÉGALITÉ DU REVENU MONÉTAIRE ET DE LA DÉPENSE AU BRÉSIL EN 2003 ET 2009 ..... **84**
Cristiana Tristão Rodrigues
João Eustáquio de Lima

INDEX INFLATION DE LA PROPOSITION METHODOLOGIE DESTINÉ PERSONNE ÂGÉE SITUÉ COMTÉ GOIÂNIA, GOIÁS **114**
Sérgio Borges Fonseca Júnior
Alex Felipe Rodrigues Lima

LES EFFORTS DE GESTION DE L'ÉCOLE À L'ÉCOLE PRIMAIRE PUBLIQUE ET LE RENDEMENT DES ÉLÈVES AU BRÉSIL **136**
Aléssio Tony Cavalcanti de Almeida
Ignácio Tavares de Araújo Júnior
Hilton Martins de Brito Ramalho

***MODUS OPERANDI* DU CRIME DE VOL AUX PIETONS DANS LA VILLE DE BELEM, ÉTAT DU PARÁ** **168**
Lucidéia Santos Cavalcante
Silvia dos Santos de Almeida
Adrilayne dos Reis Araújo

INDICE DES ATTENTES DES CONSOMMATEURS AU BRÉSIL: UNE ANALYSE DU POUVOIR DE PRÉVISION ENTRE LA PÉRIODE DE 2001 ET 2014 ..... **188**
Jorge Eduardo Macedo Simões
Márcia Jucá Teixeira Diniz
Marcelo Bentes Diniz
José Nilo de Oliveira Júnior

LE POUVOIR DE COMMUNICATION DE LA BANQUE CENTRALE: ÉVALUTION DE L'IMPACT SUR LES INTERÉTS, LA BOURSE DES VALEURS, LE TAUX DE CHANGE ET LES ANTICIPATIONS D'INFLATION **220**
Pedro Lutz Ramos
Marcelo Savino Portugal

POLITIQUE INDUSTRIELLE AU BRÉSIL: UNE ANALYSE DES STRATÉGIES PROPOSÉES DANS EXPÉRIENCE RÉCENTE (2003-2014) **252**
Guilherme de Queiroz Stein
Ronaldo Herrlein Júnior

LE RECYCLAGE DE L'ALUMINIUM AU BRÉSIL ET LE MARCHE INTERNATIONAL: UNE ANALYSE QUANTITATIVE **290**
Tássia Nunes Dias Pereira
Bruno Milanez
Roberto Malheiros Moreira Filho
Fernando Marques de Almeida Nogueira

DISTRIBUTION DE PIB PAR HABITANT ENTRE MICRORREGIONES BRÉSILIEN: UNE ANALYSE SPATIALE EXPLORATOIRE DES DONNÉES **306**
Ricardo Carvalho de Andrade Lima
João Policarpo Rodrigues Lima

GRANDS ÉVÉNEMENTS SPORTIFS ET LE TOURISME: LA COUPE DU MONDE DE FOOTBALL DE 2014 ..... **332**
Roberto Meurer
Hoyêdo Nunes Lins

ANÁLISE DE CONVERGÊNCIA DE SERVIÇOS PÚBLICOS LOCAIS NO BRASIL

Rodolfo Ferreira Ribeiro da Costa[1]
Carlos Eduardo Gasparini[2]
Luciano Menezes Bezerra Sampaio[3]

Este trabalho avalia se tem ocorrido convergência na cobertura de serviços públicos municipais ao longo do tempo, ou seja, se existe no país uma trajetória em direção à equidade municipal. Para tanto, foi construída uma fronteira de melhor disponibilidade de serviços, por meio da metodologia análise envoltória de dados (DEA, do inglês *data envelopment analysis*), em que foram considerados 2.677 municípios brasileiros em dois momentos do tempo: 1991 e 2000. Usando matrizes de transição de Markov, estimou-se a probabilidade de convergência na cobertura dos serviços. Os resultados mostraram um maior nível de cobertura nos municípios com até 5 mil habitantes e para aqueles com mais de 50 mil. O melhor nível médio de atendimento aconteceu nos estados do Rio de Janeiro e de São Paulo. No plano regional, o Sul apresentou, em média, a maior cobertura de serviços. Por fim, observou-se uma redução de 28% para 19% no *deficit* relativo médio em serviços municipais no país e se evidenciou uma trajetória convergente na prestação de serviços públicos locais.

Palavras-chave: convergência; serviços públicos; Markov; DEA.

CONVERGENCE ANALYSIS OF LOCAL PUBLIC SERVICES IN BRAZIL

This study evaluates whether there is convergence in the coverage of municipal public services over the time, that is, if there is a trend toward local government equity in Brazil. Using data envelopment analysis (DEA), a frontier of best availability of services was constructed for 2,677 municipalities in two periods of time: 1991 and 2000. By means of Markov's transition matrices, the probability of convergence in the coverage of services was estimated. The results showed a higher level of coverage in municipalities with less than 5 thousand inhabitants and for those with more than 50 thousand. Moreover, there was a better level of local services in the municipalities of Rio de Janeiro and São Paulo states. Regionally, the South has on average the greater coverage of services. Finally, there was a reduction in the average deficit on services from 28% to 19% and a trend for convergence in the provision of services.

Keywords: convergence; public services; Markov; DEA.

---

1. Pós-doutor em economia pelo Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal do Ceará (Caen/UFC) e pós-doutor pela Universidade Federal do Rio Grande do Norte (UFRN). Coordenador do Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade do Estado do Rio Grande do Norte (UERN) e professor adjunto III no Departamento de Economia (DEC) da UERN. *E-mail*: <rodolfofrc@yahoo.com.br>.

2. Doutor em economia pelo Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal de Pernambuco (Pimes/UFPE). *E-mail*: <ceg2@uol.com.br>.

3. Doutor em economia pelo Pimes/UFPE, com estágio doutoral na Universidade Paris 1-Sorbonne (França). Realizou pós-doutorado no Departamento de Economia da University of Illinois (Estados Unidos). Professor do Departamento de Administração e do Programa de Pós-graduação em Administração da UFRN. Bolsista de produtividade no Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq). *E-mail*: <lucianombsampaio@gmail.com>.

ANÁLISIS DE CONVERGENCIA DE LOS SERVICIOS PÚBLICOS LOCALES EN BRASIL

En este trabajo se evalúa si se ha producido una convergencia en la cobertura de los servicios públicos municipales a través del tiempo, es decir, si hay un camino en el país hacia la capital municipal. Con este fin, hemos construido una mejor disponibilidad límite de servicios a través de la DEA, donde se consideraron los municipios en 2.677 en dos momentos en el tiempo: 1991 y 2000 utilizando matrices de transición de Markov, que estima la probabilidad de convergencia en cobertura de servicios. Los resultados mostraron un mayor nivel de cobertura en los municipios de hasta 5.000 habitantes y para aquellos con más de 50.000. El mejor nivel medio de atención ha pasado en los estados de Río de Janeiro y São Paulo. A nivel regional, el Sur tenía el más alto promedio de cobertura de los servicios. Por último, se observó una reducción del 28% al 19% en el déficit relativo promedio en los servicios municipales en el país y apareció una trayectoria convergente en la prestación de servicios públicos locales.

Palabras clave: convergencia; utilidades; Markov; DEA.

ANALYSE DE LA CONVERGENCE DES SERVICES PUBLICS LOCAUX EN BRÉSIL

Cette étude évalue s'il y a eu convergence dans la couverture des services municipaux au fil du temps, à savoir qu'il existe dans le pays un chemin vers l'équité locale. Par conséquent, mieux une frontière disponibilité des services a été construit à travers l'analyse d'enveloppement des données – Anglais l'Analyse d'Enveloppement des Données (DEA) –, ils ont été considérés comme 2,677 municipalités brésiliennes en deux périodes: 1991 et 2000. Utilisation de tableaux Markov transition, il a estimé que la probabilité de la convergence dans la couverture des services. Les résultats ont montré un niveau plus élevé de la couverture dans les municipalités avec un maximum de 5 mille habitants et ceux qui ont plus de 50 mille. Le meilleur service de niveau intermédiaire a eu lieu dans les Etats de Rio de Janeiro et São Paulo. À l'échelle régionale, le Sud avait, en moyenne, une plus grande couverture des services. Enfin, une réduction de 28% à 19% a été observée dans le déficit relatif moyen dans les services municipaux dans le pays et a montré une trajectoire convergente dans la prestation de services publics locaux.

Mots-clés: convergence; services publics; Markov; DEA.

JEL: H77; R51; R58.

1 INTRODUÇÃO

O Brasil possui um complexo sistema de transferências intergovernamentais. Nele destaca-se o Fundo de Participação dos Municípios (FPM), que tem como um de seus propósitos explícitos na Constituição Federal de 1988 a redução das desigualdades sociais e econômicas entre os municípios brasileiros. Essa ferramenta de redistribuição utilizada pelo governo federal proporciona recursos para que as prefeituras consigam produzir grande parte dos bens e serviços necessários ao atendimento das necessidades locais. Em média, cerca de 51,4%, em 1991, e 40,9%, em 2000, da receita corrente dos municípios no Brasil foi oriunda do FPM.[4]

4. Dados disponíveis no *site* do Ipea ([s.d.]) – Ipeadata. Para mais detalhes sobre as características do FPM, ver Gasparini e Miranda (2006).

O desenho de mecanismos de transferência intergovernamental é elemento-chave para a atuação de qualquer governo federativo. Ele contribui para uma forma mais eficiente e equitativa de alocação e distribuição dos recursos públicos e, consequentemente, pode possibilitar ganhos de bem-estar para a sociedade. Uma das etapas fundamentais para consolidação do sistema adotado diz respeito à sua avaliação. A literatura tem destacado a importância da verificação de desempenho no que tange ao alcance dos objetivos inicialmente estabelecidos pelos formuladores do desenho fiscal do país.

Diante desse cenário, a avaliação dos efeitos do FPM sobre a realidade regional brasileira torna-se uma investigação importante. É fundamental avaliar em que medida o fundo tem atendido ao seu propósito constitucional. Este estudo propõe-se a realizar uma avaliação dinâmica sobre o sistema de transferências brasileiro no tocante às desigualdades regionais, mais especificamente o impacto do FPM sobre o equilíbrio das ações públicas municipais.

A questão do equilíbrio municipal tratada neste trabalho utiliza o conceito de equidade, que diz que a oferta de serviços públicos deve proporcionar o mesmo nível de atendimento para localidades com necessidades semelhantes. Associando este conceito ao papel reservado aos municípios pela Constituição, qual seja, o de ofertar serviços como calçamento de ruas, iluminação pública, coleta de lixo, saúde e educação fundamental, entre outros, a abordagem empírica a ser adotada será baseada no confronto entre indicadores de necessidades locais e indicadores da oferta pública de serviços municipais.

As demandas (necessidades) serão medidas a partir de dados ligados à população, características das residências, incidência de doenças, óbitos e assim por diante. A oferta será baseada em dados sobre serviços públicos municipais em educação, saúde e infraestrutura. Dado o desempenho na satisfação das comunidades locais em diferentes momentos (1991 e 2000), estimar-se-á a probabilidade de convergência no atendimento da demanda pública municipal, ou seja, se o atual sistema de distribuição do FPM tem contribuído para uma trajetória rumo à equidade socioeconômica das municipalidades brasileiras.

Além desta parte introdutória, este trabalho possui mais quatro seções. A seção 2 revisa a literatura sobre avaliação de sistemas de transferências redistributivas. A seção 3 apresenta a metodologia proposta para avaliação do FPM como promotor da equidade na prestação de serviços, bem como detalha a base de dados utilizada. Na seção 4, parte dos resultados são apresentados e discutidos. Por fim, a seção 5 expõe as considerações e as recomendações originadas deste estudo.

2 EQUALIZAÇÃO FISCAL EM UM SISTEMA FEDERATIVO: ALGUMAS PROPOSTAS PARA AVALIAÇÃO DO SISTEMA DE TRANSFERÊNCIAS

A literatura recente sobre federalismo fiscal tem dado grande ênfase à questão da avaliação de sistemas de transferências quanto ao alcance dos objetivos propostos na sua concepção. As principais contribuições levantadas visam avaliar as consequências do sistema de transferências sobre fenômenos como o esforço fiscal, o nível de eficiência nos gastos públicos, a mobilidade de fatores, a provisão de serviços, a equidade no nível de *bem-estar* e assim por diante.

Dafflon e Tóth (2003), por exemplo, avaliam o desempenho do atual sistema de transferências adotado na Suíça. Segundo os autores, a redistribuição de recursos para combate às disparidades regionais é baseada em um índice de capacidade fiscal global (GIFC, do inglês *global index fiscal capacity*), construído a partir de indicadores ligados ao esforço fiscal local e às necessidades de financiamento dos gastos públicos. O indicador sobre o financiamento de gastos a partir de recursos próprios, uma medida do desempenho tributário, é construído a partir da relação entre o esforço de cada localidade e o somatório dos esforços de todas as localidades. O outro indicador, financiamento de gastos com recursos provenientes de concessões, é mensurado a partir de três itens: densidade populacional, nível de atividade econômica e crescimento demográfico. As duas medidas recebem os seguintes pesos na formação do GIFC: dois terços e um terço, respectivamente. Seus resultados identificaram que o sistema de transferências suíço não garante o maior nível de benefícios *per capita* entre os indivíduos. Assim, a ponderação das cotas de recursos entre as classes de municípios precisaria ser reavaliada.

Hofman *et al*. (2006) apresentam alguns cenários para a avaliação do sistema de equalização fiscal da Indonésia. Segundo os autores, um sistema de equalização via transferências não deve agir como um desestímulo para arrecadação de recursos próprios ou mesmo incentivar uma má gestão sobre a alocação de recursos. Assim, eles verificaram que o atual critério de distribuição de transferências na Indonésia assumia um caráter "Robin Hood às avessas", em que regiões mais ricas estavam beneficiando-se com maior volume de recursos em detrimento das regiões mais pobres. Tal fato justificar-se-ia pelos erros de mensuração utilizada nas variáveis para construção da fórmula-base de distribuição, que captavam de forma inadequada as necessidades de gastos e o esforço fiscal assumido pelas províncias.

Petchey e Levtchenkova (2007) avaliam o sistema de equalização fiscal adotado na Austrália. Eles usam um modelo com dois municípios representativos e um governo central, em que o interesse deste último é equilibrar o nível de utilidade entre os primeiros, os quais procuram maximizar a utilidade de seus respectivos cidadãos. Seus resultados mostram que, dada a interação entre os agentes e a dependência das ações assumidas por eles, o atual sistema australiano

provoca um equilíbrio com distorções sobre o fluxo migratório, além de gerar uma alocação espacial de fatores de maneira ineficiente.

Eichhorst (2007), utilizando-se do método Ward, que mensura a heterogeneidade existente em uma amostra por meio da distância euclidiana quadrática, dividiu os 531 municípios da Alemanha saxônica em oito *clusters* diferentes para avaliar a necessidade de gastos públicos em seus respectivos grupos e verificar se o montante provido pelo governo alemão às jurisdições, na forma de transferências, proporciona a elas a quantia necessária para o atendimento das necessidades da população. Baseado na metodologia de análise discriminante, o referido autor identificou padrões diferenciados na provisão de serviços públicos, dadas as características ligadas a variáveis socioeconômicas, demográficas e geográficas. Seus resultados apontaram uma negligência destas variáveis por parte do esquema alemão de transferências. Desta forma, o mecanismo de equalização na Alemanha estaria produzindo um critério cujas cotas não seriam condizentes com as reais necessidades de gastos.

Utilizando dados em painel referentes a 23 países desenvolvidos, entre 1982 e 2000, Kessler e Lessmann (2008) estudaram os efeitos causados pelas transferências federais sobre as disparidades existentes entre os membros das respectivas federações. Eles verificaram que, em países nos quais a fonte de financiamento é altamente baseada em transferências das esferas superiores de governo, há um aumento do hiato existente entre as jurisdições. Entretanto, nos países em que o montante de concessões representava uma pequena parcela da receita efetiva dos governos locais, ocorre uma maior capacidade de convergência.

Zhang e Hu (2009) adotaram um modelo de dados em painel para analisar o sistema de transferência chinês pós-Reforma de 1994. Eles verificaram que a concessão de transferências incondicionais realizada na China provocava uma redução do esforço fiscal realizado pelas províncias, além de causar uma dependência financeira, por parte das jurisdições mais pobres.

Gasparini e Ramos (2003), buscando evidenciar a eficiência das gestões municipais pernambucanas, mediante o sistema de repasses intergovernamentais, na provisão de serviços públicos, propuseram a construção de um indicador de eficiência para oferta de serviços básicos de saúde, educação e infraestrutura. A avaliação da eficiência na prestação de serviços foi conduzida a partir da estimação da fronteira de produção pela abordagem DEA. Em síntese, suas considerações relatam que o padrão de eficiência independe do porte do município e da gestão partidária, sendo tal indicador correspondente ao volume de recursos empregado na provisão de serviços. Assim, como o sistema de repasses privilegia, pelo menos em termos *per capita*, as municipalidades com menor contingente populacional, o sistema de repasses é fundamental para corrigir as diferenças na prestação de serviços.

Gasparini e Ramos (2004b) avaliam os efeitos do mecanismo de repasse do FPM para o contexto fiscal brasileiro. Seguindo uma estrutura teórica para o modelo principal-agente baseada nas premissas da teoria dos contratos, o estudo conclui que este mecanismo não consegue estimular a gestão municipal eficiente, dado que aqueles municípios que apresentam um menor nível de eficiência na gestão de suas receitas e despesas normalmente são contemplados, proporcionalmente à sua população, com um maior volume de repasse. Contudo, se a questão for a busca por uma condição de equidade, pode-se inferir que o esquema de repasse propicia condições favoráveis para aqueles em maior dificuldade.

Mendes e Sousa (2006), seguindo o modelo do eleitor mediano, estimam a demanda por serviços públicos para os municípios brasileiros. Tal indicador baseia-se no conjunto de despesas formado, principalmente se tratando de municípios, pelos recursos provenientes dos repasses intergovernamentais. Seus resultados sugerem que a realização de despesas na prestação de serviços apresenta retornos crescentes de escala em localidades de menor porte e que tal fator, proveniente de uma redução do efeito congestionamento, qualificaria um resultado mais significativo para elas em relação às jurisdições mais populosas.

Souza Júnior e Gasparini (2006) oferecem um diagnóstico sobre os impactos causados pelo atual sistema de transferências brasileiro, mais especificamente pelo Fundo de Participação dos Estados (FPE). Por meio da utilização da metodologia DEA, os autores constroem uma medida de esforço fiscal e outra de eficiência nos gastos para os estados brasileiros e destacam o efeito perverso deste fundo sobre o nível de esforço e o nível de eficiência fiscal realizados. Seus resultados sugerem que os repasses aos estados estão associados à ineficiência e acabam por desestimular uma postura mais ativa na arrecadação de tributos, que culminaria no total atendimento das suas necessidades de gastos.

Gasparini e Miranda (2011) avaliam as desigualdades de atuação do poder público local baseando-se em critérios de eficiência na arrecadação tributária e nos gastos executados. Sua estratégia consiste em analisar tais indicadores e predizer as ações em termos de arrecadação própria e gestão de despesas que poderiam ser realizadas de modo que o repasse sirva como complemento ao orçamento aprovado para geração de serviços. Seus resultados, obtidos por meio da DEA, revelam um cenário insatisfatório no qual as carências na cobertura de serviços regularmente dependem mais dos recursos de sua competência do que dos repasses provenientes do FPM.

A literatura sobre equalização fiscal, como pode ser visto acima, procura tratar o julgamento dos esquemas de transferências a partir de duas questões básicas: capacidade de arrecadação própria e necessidade de gastos. Tais fenômenos são normalmente o foco das avaliações nos principais sistemas federativos

do mundo, sendo as estimações baseadas nas mais diversas abordagens empíricas. Neste estudo, o foco recairá sobre a capacidade de o sistema de transferências contribuir para a equidade na prestação de serviços públicos municipais.

3 AVALIAÇÃO DA EQUIDADE NA GERAÇÃO DE SERVIÇOS PÚBLICOS

Visando observar a ação do FPM como promotor da equidade na prestação de serviços públicos municipais, faz-se necessária, em primeiro lugar, a mensuração da oferta de serviços produzida pelas prefeituras em cada período do tempo. Contudo, como o Brasil é um país com alto grau de diversidades no que se refere às demandas sociais e econômicas, a avaliação sobre a prestação de serviços públicos deve também considerar o conjunto de necessidades presentes em cada localidade.

Tendo como base o trabalho de Puig-Junoy (1999), será construída uma fronteira de *melhor disponibilidade de serviços* para necessidades idênticas.[5] Esta abordagem baliza-se pelo confronto entre oferta de serviços e demandas de uma determinada região. Ela apresenta uma medida do desempenho, neste caso do governo municipal, no atendimento das necessidades da população.

Essa abordagem é semelhante à abordagem de uma fronteira de produção, em que se visualizam as combinações de insumos capazes de produzir um determinado bem. Assim como firmas que se encontram na fronteira são consideradas eficientes em um dado processo produtivo, situar-se na fronteira de melhor disponibilidade representa dispor do nível de serviços que melhor atende às necessidades da sociedade. Ainda, da mesma forma que pontos abaixo da fronteira produtiva são considerados ineficientes, estar abaixo da fronteira de *melhor disponibilidade de serviços* caracteriza um *deficit* relativo de serviços.

Apesar da construção da fronteira de disponibilidade de serviços oferecer uma boa medida para a oferta relativa de serviços públicos, ela possui a característica de uma análise estática, ou seja, ela proporciona "retratos" obtidos em momentos específicos de tempo. Contudo, para que se possa obter uma análise dinâmica da oferta de serviços, é necessária uma ferramenta que possibilite captar, a partir dos dados pontuais oferecidos pelo procedimento anterior, o comportamento da oferta de serviços *ao longo do tempo*.

Uma forma de conseguir captar esse comportamento dinâmico é por meio da matriz de transição de Markov. Essa metodologia consegue, a partir de duas informações em pontos discretos, avaliar a probabilidade de convergência de acordo com o estado inicial assumido por uma amostra.

5. Exemplos de estudos aplicados à realidade brasileira usando esse conceito de fronteira são os trabalhos de Gasparini e Ramos (2004b), Gasparini e Melo (2004) e Souza Júnior e Gasparini (2006).

Assim, o processo utilizado neste trabalho para verificar a promoção ou não de equidade em relação aos serviços públicos locais no Brasil pode ser apresentado em dois passos: no primeiro, será construída uma fronteira de melhor disponibilidade de serviços, que destacará o nível relativo de cobertura de cada município na prestação de serviços em dois momentos distintos de tempo; na segunda etapa, as unidades de análise serão agrupadas, de acordo com seu grau de atendimento dos serviços, em quatro categorias (cada uma limitada a 25% da amostra), para, por meio da matriz de transição de Markov, verificar a probabilidade de convergência entre as ofertas municipais.

Caso a prestação relativa de serviços públicos esteja convergindo para níveis semelhantes, reúnem-se indícios de que o FPM, dado o seu peso nas finanças municipais do Brasil, tem atendido ao seu objetivo de promoção da equidade. Caso contrário, faz-se necessária uma reflexão mais profunda sobre o instrumento e sua capacidade de proporcionar um processo de expansão equitativa na cobertura de serviços, de forma a conduzir os municípios a patamares mais próximos de atuação.

3.1 Fronteira de disponibilidade de serviços

A estimação de fronteiras de eficiência pode ser realizada a partir de métodos de natureza paramétrica e não paramétrica. Os primeiros são caracterizados pela escolha de uma forma funcional padrão, a partir da qual são estimados os níveis de eficiência de cada unidade.[6] O método não paramétrico, por sua vez, não é dependente de uma forma funcional. Assume-se que o conjunto de produção deve atender às propriedades de livre descarte (*free disposal*) e convexidade ou proporcionalidade (implicando a presença de diferentes rendimentos de escala). Esta abordagem possibilita análises do tipo multi-insumos e multiprodutos e determina os níveis de eficiência de cada observação baseada na resolução de um sistema de equações lineares. Seus resultados evidenciam o nível de eficiência relativa entre as observações, o que possibilita uma forma interessante de comparação entre elas.

Um dos métodos não paramétricos extensivamente utilizados na literatura de mensuração do nível de eficiência é o DEA. Baseados no artigo seminal de Farrel (1957), que se propôs a mensurar a eficiência produtiva da indústria, Charnes, Cooper e Rhodes (1978) são os precursores na designação da metodologia como DEA. Seu protótipo, denominado CCR (referente a Charnes, Cooper e Rhodes), foi a primeira formatação empreendida para o método, em que se assumia as propriedades de livre descarte e retornos constantes de escala. Nesse caso, a tecnologia é especificada por um conjunto de restrições, expressas por desigualdades, que serão

6. A determinação *a priori* do formato da função representativa, no entanto, acaba por afetar diretamente os escores de eficiência obtidos. Além disso, essa abordagem torna bem mais complexa a realização de uma análise que inclua tecnologias com múltiplos produtos de forma desagregada.

a base para criação de uma fronteira tecnológica que representa a combinação de insumos necessária para gerar a melhor alternativa de produção (*best pratice*).

Consideremos a existência de $k = 1, 2, ..., Q$ *decision making unit* (DMU)[7] que combinam $n = 1, 2, ..., N$ insumos $x_k = (x_{k1}, ..., x_{kn})$ para produzir $m = 1, 2, ..., M$ produtos diferentes $y_k = (y_{k1}, ..., x_{km})$. Além disso, supõe-se que $x_{kn} \geq 0$ e $y_{km} \geq 0$. A partir dessas informações, o modelo CCR avalia o nível de eficiência produtiva de cada DMU por meio da razão entre o nível de produto obtido e o nível de insumo utilizado. O procedimento característico dessa abordagem é reduzir a análise de multi-insumos e multiprodutos para uma formatação virtual com um único insumo e um único produto para, assim, calcular a razão insumo-produto como função de multiplicadores. Formalmente, a construção desta razão é apresentada por Seiford e Thrall (1990) como segue, onde u e v são os pesos respectivos para os produtos e insumos avaliados:

$$\max h_o(u,v) = \sum_m u_m y_{m0} \,/\, \sum_n v_n x_{n0}. \tag{1}$$

Essa formulação fracionária, no entanto, possui um número infinito de soluções. A partir da inclusão de um conjunto de restrições adicionais, garante-se que a razão entre a utilização do insumo e a quantidade obtida de produto seja menor ou igual à unidade para cada DMU e que o sistema possua uma solução única. Com isso, a medida de eficiência técnica para cada unidade tomadora de decisão pode ser obtida a partir da resolução do seguinte problema de programação linear:

$$\begin{aligned} \max z &= u^T Y_0 \\ & u^T Y - v^T X \leq 0 \\ s.a. \quad & u^T \geq 0 \\ & v^T \geq 0 \end{aligned} \tag{2}$$

Pontos pertencentes à fronteira apresentam um coeficiente unitário, significando que a DMU é "eficiente".[8] Pontos abaixo da fronteira possuem coeficientes inferiores à unidade e são caracterizados como planos de produção ineficientes.

Buscando o aprimoramento da versão CCR, Banker, Charnes e Cooper (1984) desenvolveram a versão conhecida como BCC (referente a Banker, Charnes e Cooper), que relaxou a hipótese de rendimentos constantes de escala.

7. Em português, "unidades tomadoras de decisão", que representam os elementos individuais de análise.

8. Para atender ao conceito de eficiência de Koopmans, além do valor unitário para o índice de eficiência, é preciso que a soma das variáveis de folga seja nula.

Essa modificação do modelo CCR permitiu caracterizar os ganhos e as perdas obtidos por variações na escala produtiva. A abordagem BCC adiciona ao problema de programação linear já descrito mais uma restrição, que impossibilita expansões e contrações ilimitadas das atividades e restringe a possibilidade de redução radial para a origem. Esse artifício proporciona uma caracterização das DMUs com diferentes rendimentos de escala, sendo que em estados iniciais do processo produtivo verifica-se a presença de retornos crescentes de escala, e em níveis mais elevados de produção destaca-se a presença de rendimentos decrescentes. Formalmente, adiciona-se a restrição $v^T X_0 = 1$ ao problema linear já apresentado.

Este estudo construirá uma fronteira de disponibilidade de serviços para os municípios brasileiros, a partir dos esforços realizados pelas prefeituras na prestação de serviços que visam atender às necessidades dos munícipes. Devido à grande variabilidade de necessidades locais e de dimensões das municipalidades, surgem diferenças entre as instituições de governo local, que acabam por trabalhar com escalas produtivas com elevado grau de diferenciação. Devido a essas características, torna-se indicada a construção da fronteira de disponibilidade de serviços a partir da abordagem BCC.

No contexto a ser analisado neste trabalho, cada município oferta um conjunto de serviços $y_k = (y_{k1}, ..., y_{kM})$ que visa atender a um conjunto de necessidades $n_k = (n_{k1}, ..., n_{kL})$. O modelo admitirá as propriedades de *free disposal* e retornos variáveis de escala, além de possuir uma orientação voltada para o produto, visto que o que se pretende mensurar é a *melhor* disponibilidade relativa *de serviços* realizada por cada prefeitura. O escore de eficiência obtido Φ é um índice que informa por quantas vezes a quantidade de serviços efetivamente ofertada precisa ser multiplicada para que o município atinja a fronteira.[9] Seu inverso, $1 / \Phi$, representa o grau de cobertura relativa dos serviços prestados e o seu *deficit* relativo pode ser representado por $1 - (1/\Phi)$.

3.1.1 Identificação de *outliers*: procedimento *jackstrap*

A utilização da técnica DEA requer algumas precauções no que se refere a erros de medidas ou presença de *outliers*, corriqueiramente presentes nas principais bases de dados disponíveis. Um simples erro no conjunto de dados ou a presença de unidades com desempenhos excepcionais pode comprometer seriamente a análise, visto que a identificação de tais problemas afetaria o resultado obtido das demais unidades.

Para superar tais dificuldades, autores como Banker e Gifford (1988) e Wilson (1995) propuseram-se a desenvolver técnicas de inspeção visando identificar e expurgar possíveis erros de medidas e *outliers*. Contudo, as metodologias

9. A estimação do modelo DEA-BCC será realizada pelo *software* Efficiency Measurement System (EMS).

construídas por esses autores baseavam-se em uma inspeção manual que dificultava a sua utilização em trabalhos com grandes amostras.

Sousa e Stošic (2005) apresentam uma técnica de detecção de *outliers* e erros de medidas baseada na associação do procedimento DEA ao método conhecido como *jackstrap*, que é elaborado pela fusão dos esquemas de reamostragem conhecidos como *jackknife* e *bootstrap*. A técnica *jackstrap* baseia-se na construção de uma medida de alavancagem a partir dos resultados oferecidos pela metodologia DEA. Assim, é construída uma medida que retrata a influência de cada DMU sobre as demais, em que aquelas unidades que apresentarem uma forte influência seriam descartadas da amostra por apresentarem características que prejudicariam a comparação feita por meio da metodologia DEA. A escolha deste procedimento deveu-se à sua robustez e capacidade de trabalhar com grandes amostras.

O procedimento *jackstrap* pode ser sintetizado da seguinte forma:

a) algoritmo para calcular as medidas de alavancagem:

- seleciona-se aleatoriamente um subconjunto de L DMUs, geralmente 10% de Q, e calculam-se as medidas de alavancagem, agora denotadas por $\check{\ell}_{K1}$ onde o número 1 no índice indica o primeiro subconjunto gerado;
- repete-se o passo acima um número grande, B, de vezes, obtendo-se $\check{\ell}_{Kb}$, onde $b = 1, 2, ..., B$. Neste caso, encontram-se BL subconjuntos de medidas de alavancagem. Assim, cada DMU, em média, é selecionada $m_k = BL/K$ vezes; e
- calcula-se a alavancagem média para cada DMU e a alavancagem média global.

b) esquema *bootstrap* para reduzir a probabilidade de um *outlier* ser selecionado: usam-se as medidas de alavancagem obtidas na primeira fase. Sousa e Stošic (2005) programaram este esquema a partir das distribuições de probabilidade linear, inversa, exponencial e da *heaviside step function*. Por levar em consideração o tamanho da amostra, neste trabalho foi usada a distribuição *heaviside step function*.[10]

A utilização do *jackstrap*, como reforça Sousa e Stošic (2005), além de garantir que a amostra não contenha unidades excepcionais ou com informações resultantes de erro de medida, também age de forma semelhante a um filtro que minimiza as heterogeneidades existentes entre as unidades. Como o procedimento inibe a presença de unidades que interfiram no desempenho das demais unidades – já que aquelas DMUs que afetam o resultado da fronteira são excluídas da amostra.

10. O procedimento será realizado a partir do *software* <jackstrap.exe>.

Assim, é possível obter uma amostra em que a heterogeneidade entre as unidades não se mostra relevante no processo de disponibilidade de serviços pelo menos para o conjunto de variáveis utilizado, embora haja diferença entre elas no que tange a outras características socioeconômicas. Além disso, dado que a amostra utilizada é composta por municípios da categoria interior, ou seja, aqueles cuja população não supera 142.049 habitantes, e que quase 90% destes não supera os 50 mil habitantes, é razoável supor que as jurisdições possuam uma razão necessidade-serviço pouco distinta.

3.2 Análise de convergência na geração de serviços públicos

A medida construída por meio da fronteira de disponibilidade de serviços representará a oferta relativa de serviços entre os municípios. Um escore de cobertura estará associado a cada município, sendo este uma forma de se caracterizar o comportamento de cada prefeitura no que diz respeito ao atendimento das necessidades da sua população em um dado período de tempo *t*.

A construção de fronteiras para distintos períodos de tempo fornece dados para composição de uma amostra, que caracterizará intertemporalmente os esforços dos municípios na geração de serviços públicos. Tais observações possibilitam a visualização da trajetória de oferta de serviços para cada unidade municipal, possibilitando a análise de um eventual processo de convergência entre estas trajetórias. Caso os *deficit* na produção de serviços estejam reduzindo-se ao longo do tempo, pode-se justificar a ocorrência de um processo que culminará em um atendimento equitativo das necessidades sociais. Caso contrário, o atual formato assumido pelo FPM não está revelando-se suficiente para o atendimento de seu objetivo constitucional.

A abordagem utilizada para realização da análise de convergência dos escores de cobertura na promoção de serviços públicos será o processo conhecido como cadeias de Markov.[11] Esse instrumento constitui-se em uma ferramenta não paramétrica, que visa determinar as chances que um indivíduo ou conjunto de indivíduos, que se encontra em um determinado ponto, tem de alcançar outros pontos possíveis. Tal metodologia baseia-se na determinação da probabilidade de uma variável *x*, pertencente a um estado inicial *i* no tempo *t,* conseguir alcançar um outro estado *j* no período $t + 1$. Formalmente,

$$P\{X(t+1) = j|X(0) = i0, ..., X(t-1) = it-1, X(t) = i\} = P\{X(t+1) = j|X(t) = i\} = P_{ij}. \quad (3)$$

$\forall$ sequência $1, 2, ..., t-1, t, t+1$.

11. Ver Markov (1971) e Rodrigues (2006).

Em (3), assume-se que todas as probabilidades condicionais devem apresentar valores não negativos e que a soma das probabilidades dos indivíduos pertencentes ao estado inicial i no período t deve ser igual à unidade, ou seja, $P_{ij} \geq 0 \ \forall(i, j)$; $n = 0, 1, 2, ...$; e $\sum_{j=0}^{M} P_{ij} \geq 1 \ \forall i$; $n = 0, 1, 2, ...$

Admitindo a existência de n variáveis randômicas, distribuídas em grupos de acordo com o seu estado inicial, é possível realizar o procedimento descrito acima para cada uma das observações e construir uma matriz capaz de retratar a mobilidade destas variáveis para outros estados existentes e também a probabilidade de estas permanecerem no seu estado primitivo. Esta matriz é conhecida como matriz de transição de Markov e apresenta-se da seguinte forma:

$$P_{ij} = \begin{vmatrix} P_{11} & P_{12} & \cdots & P_{1M} \\ P_{21} & P_{22} & \cdots & P_{2M} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ P_{M1} & P_{M2} & \cdots & P_{MM} \end{vmatrix}, \tag{4}$$

onde o índice i representa o estado inicial e o índice j destaca o estado alcançado após um dado intervalo de tempo.

Portanto, o termo P_{11} refere-se à probabilidade que os indivíduos oriundos do estado 1 têm de permanecerem no estado 1 após transcorrer um dado espaço de tempo; P_{12} refere-se à probabilidade de os indivíduos oriundos do estado 1 alcançarem o estado 2 após passar o mesmo período de tempo; P_{21} refere-se à probabilidade de os indivíduos pertencentes ao estado 2 regredirem para o estado 1 após transcurso do tempo, e assim sucessivamente. A diagonal principal desta matriz retrata a probabilidade de os indivíduos permanecerem no seu estado inicial.

De acordo com o nível de atendimento obtido na construção da fronteira de disponibilidade de serviços, os municípios serão agrupados em quatro estados diferentes ($M = 4$), de acordo com o quadro 1.

QUADRO 1
Distribuição dos municípios em estados

Estado 1	Os municípios que apresentaram os 25% menores escores de cobertura.
Estado 2	Os municípios que se encontram com cobertura entre 25,01% e 50%.
Estado 3	Os municípios que se encontram com cobertura entre 50,01% e 75%.
Estado 4	Os municípios com os 25% maiores níveis de cobertura de serviços.

Elaboração dos autores.

Organizada a amostra em níveis distintos, de acordo com o nível de atendimento atingido na prestação de serviços públicos, será iniciada a construção da matriz de transição de Markov, de modo a garantir a mensuração da probabilidade de mobilidade dos municípios para níveis de cobertura superiores ou inferiores aos observados no seu estado inicial, e também a probabilidade de os municípios permanecerem no mesmo estado.[12]

A verificação de um processo de convergência na geração de serviços públicos pode ser feita por meio da concentração das probabilidades em uma das colunas da matriz de transição. Caso a coluna que apresenta as maiores probabilidades seja aquela que representa estados superiores, verifica-se uma trajetória de convergência para cima na geração de serviços, ou seja, o formato atual do FPM estaria conseguindo promover uma equidade desejável no atendimento das necessidades locais.

Entretanto, ainda se pode observar a convergência na geração de serviços se a concentração de probabilidade concentrar-se em coluna que represente estados inferiores, mas esta seria uma convergência indesejável, já que os municípios estariam caminhando para uma elevação do seu *deficit* relativo de serviços. Por fim, caso não se verifique a concentração de probabilidades em uma única coluna, pode-se afirmar que os municípios caminham para um processo divergente no nível de atendimento das necessidades da população.

3.2.1 Testes para matriz de transição markoviana

Segundo Bickenbach e Bode (2001), existem várias propriedades em um processo de Markov que podem ser testadas no contexto de um conjunto de dados agrupados em vários períodos de tempo e de várias regiões. A primeira delas, a homogeneidade ao longo do tempo (*time-stationarity*), pode ser verificada por meio da divisão do total da amostra em T períodos. Este teste verifica se existem diferenças significativas entre a estimação da matriz de transição para cada uma das subamostras T e a matriz estimada a partir da amostra total. Mais especificamente, testa-se H_0: $\forall t{:}P_{ij}(t) = P_{ij}(t = 1, \ldots, T)$ contra a hipótese alternativa de que as probabilidades de transição diferem entre os t períodos: Ha: $\exists t{:}P_{ij}(t) \neq P_{ij}$. A estatística *qui-quadrado* pode ser apresentada como segue:

$$Q^{(T)} = \sum_{t=1}^{T}\sum_{j=1}^{N}\sum_{j\epsilon B_i} n_i\,(t)\frac{(\hat{P}_{ij}(t)-\hat{P}_{ij})^2}{\hat{P}_{ij}} \sim asy\chi^2(\sum_{i=1}^{N}(a_i - 1)(b_i - 1)), \quad (5)$$

12. A construção da matriz de transição de Markov será feita a partir do Stata 10.

onde P_{ij} denota a probabilidade de transição entre a *i-ésima* e a *j-ésima* classe estimada para toda a amostra (conjunto em todos os períodos T) e $P_{ij}(t)$ corresponde à probabilidade de transição estimada a partir da *t-ésima* subamostra.

Desde que $P_{ij}(t)$ sejam assumidos como independentes entre si por meio das subamostras, de acordo com H_0, os N^2 parâmetros podem ser estimados similarmente a (3) como $\hat{P}_{ij}(t) = n_{ij}(t)/n_i(t)$. O termo $n_{it}(t)$ denota o número absoluto de observações inicialmente pertencentes à *i-ésima* classe dentro da *t-ésima* subamostra. Somente aquelas probabilidades positivas são tomadas em conta em toda a amostra, ou seja, $Bi = \{j:\hat{P}_{ij} > 0\}$; probabilidades de transição que não são observações para toda a amostra são excluídas. Note-se que $n_{it}(t)$ pode ser zero: linhas (i) para as quais não estão disponíveis observações dentro de uma subamostra não contribuirão para a estatística de teste.

$Q^{(T)}$ tem uma distribuição de *qui-quadrado* assintótica com os graus de liberdade determinados pelo número de observações em $Q^{(T)}$, com exceção daquelas onde $n_i(t) = 0$, menos o número de probabilidades de transição estimado em P_{ij}, ambos corrigidos para o número de restrições ($\sum_j p_{ij}(t) = 1$ e $\sum_j p_{ij} = 1$). Consequentemente, os graus de liberdade podem ser calculados como $\sum_i a_i(b_i - 1) - (b_i - 1)$, onde $b_i(b_i = |B_i|)$ é o número de entradas positivas na *i-ésima* linha da matriz para toda a amostra e α_i é o número de subamostras (t) em que as observações da *i-ésima* linha estão disponíveis ($\alpha_i = |A_i|$; $A_i = \{t: n_i(t)>0\}$).

A segunda propriedade a ser trabalhada refere-se à homogeneidade espacial (*spatial-homogeneity*). Esse teste realiza uma comparação entre a matriz de transição para toda a amostra e as matrizes estimadas para n subconjuntos dela. Homogeneidade na dimensão de espaço testa H_0: r: $P_{ij}(r) = P_{ij}$ ($r = 1,\ldots, R$) contra Ha:r:$P_{ij}(r) \neq P_{ij}$ ou seja, avalia se existem diferenças entre as probabilidades de transição entre as regiões. A estatística de testes segue uma distribuição de *qui-quadrado* e pode ser apresentada como segue:

$$Q^{(R)} = \sum_{t=1}^{R}\sum_{j=1}^{N}\sum_{j\epsilon B_i} n_i\,(r)\frac{(\hat{P}_{ij}(r)-\hat{P}_{ij})^2}{\hat{P}_{ij}} \sim asy\chi^2(\sum_{i=1}^{N}(c_i - 1)(b_i - 1)), \quad (6)$$

onde $c_i = |C_i|$; $C_i = \{r:n_i(r) > 0\}$.

Esses são os dois principais procedimentos para a validação dos resultados expressos pela matriz de transição markoviana. Como se pode notar, ambos os testes são realizados pela comparação das estimações da amostra global com as matrizes estimadas a partir de subconjuntos provenientes dela. Estes subconjuntos são construídos a partir da divisão da amostra baseada em dois critérios: tempo e espaço. Para este estudo, dada a limitação da amostra utilizada, que corresponde somente a dois períodos (1991 e 2000), torna-se impraticável

a implementação do teste para verificação da hipótese de homogeneidade temporal. No que se refere ao critério de homogeneidade no espaço, a amostra será dividida em cinco subconjuntos, de acordo com a divisão político-administrativa brasileira em regiões.

3.3 Descrição dos dados

Para a estimação de uma fronteira de melhor disponibilidade de serviços são necessários dados referentes a dois conjuntos de informação: um vetor de necessidades e um vetor de serviços ofertados. O vetor de necessidades caracteriza-se por apresentar os principais fatores que geram demanda por serviços públicos, tais como crianças em idade escolar, quantidade de analfabetos, população idosa, ocorrência de doenças ou endemias, carência de infraestrutura e assim por diante. Tais variáveis justificam-se por representarem características que refletem a demanda por serviços locais.

O vetor de serviços caracteriza-se pela oferta em áreas típicas de atuação do setor público municipal: saúde, educação e infraestrutura. A escolha das variáveis do vetor de oferta é justificada na legislação brasileira que retrata os serviços que devem ser postos à disposição dos indivíduos pelas prefeituras. A descrição de tais variáveis é apresentada no quadro 2.

QUADRO 2
Descrição das variáveis

Vetor de necessidades	*Pop19*	População com idade escolar (5 a 19 anos).
	Analf	Número de analfabetos.
	Pop60	População com mais de 60 anos.
	Mort	Número de óbitos por doenças parasitárias e infecciosas.
	Mort1	Números de óbitos antes de completar 1 ano de vida.
	Scol	Número de domicílios sem coleta de lixo.
	Pop	População total.
Vetor de serviços	*Enfer*	Número de enfermeiros.
	Medico	Número de médicos.
	Matinf	Números de matrículas no ensino infantil.
	Matfun	Números de matrículas no ensino fundamental.
	Escinf	Número de escolas de ensino infantil.
	Escfun	Número de escolas de ensino fundamental.
	Docinf	Número de docentes no ensino infantil.
	Docfun	Número de docentes no ensino fundamental.
	Col	Número de domicílios com coleta de lixo.

Elaboração dos autores.

Para representar a demanda por educação, faz-se necessária medida sobre a quantidade de indivíduos que estão habilitados a receber tal serviço. As variáveis utilizadas para essa mensuração foram: o número de indivíduos com idade escolar, ou seja, aqueles que possuem entre 5 e 19 anos, e aqueles indivíduos que são analfabetos. Para indicar a oferta de serviços em educação devem-se buscar valores que relatem o esforço das prefeituras sobre a infraestrutura relacionada à educação, como estrutura física, pessoal capacitado e número de vagas disponíveis. Foram utilizadas como medidas para estas variáveis o número de matrículas no ensino infantil e fundamental, o número de docentes no ensino infantil e fundamental e, por fim, o número de escolas construídas para atender às séries do ensino infantil ao fundamental.

A demanda por saúde das comunidades foi capturada por meio de medidas referentes ao número de contratos realizados junto a empresas especializadas em serviços médicos (número de planos de saúde), problemas com epidemias, número de óbitos e assim por diante. Enfim, seria necessário um conjunto de dados que apresentem as necessidades por serviços ambulatoriais e hospitalares. Devido à dificuldade de obtenção de dados municipais detalhados referentes a este grupo, optou-se por utilizar as seguintes variáveis: número de óbitos por doenças parasitárias e infecciosas e números de óbitos antes de completar 1 ano de vida.

A oferta de serviços de saúde realizada por prefeituras pode ser aproximada pelas informações referentes ao número de leitos e ambulatórios, custos com medicamentos para urgências e tratamentos, número de consultas etc. Levando em conta as limitações quanto a dados para a área de saúde, optou-se por utilizar o número de profissionais de enfermagem e médicos como *proxies* para a oferta de serviços.

Por fim, para evidenciar a oferta e as necessidades por serviços de infraestrutura, como pavimentação de ruas, urbanismo, saneamento básico e assim por diante, utilizou-se o número de residências com coleta de lixo e o número de residências que não são atendidas por tal serviços como *proxies* para a oferta e a demanda, respectivamente, nesse campo. Espera-se que tais variáveis sejam correlacionadas positivamente com o nível de infraestrutura vigente e, assim, sirvam como um bom indicador para representar este grupo de serviços.

As variáveis do grupo da saúde foram coletadas na Base de Informações Municipais (BIM), disponibilizada pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE, 1995; 2001), e no Ministério da Saúde (MS, [s.d.]) – Datasus. As variáveis do grupo da educação foram obtidas na BIM e no Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais Anísio Teixeira (Inep). Os demais dados referentes ao grupo de infraestrutura foram conseguidos no Datasus.

O nível de cobertura dos serviços públicos será obtido para os anos de 1991 e 2000. O Brasil possuía, em 1991 e em 2000, um total de

4.491 e 5.511 municípios, respectivamente. Destes totais foram excluídas as 27 capitais, além de mais 133 municípios integrantes da chamada reserva, tendo em vista que eles possuem um critério diferenciado para o recebimento do FPM.[13]

Além disso, no período analisado ocorreu uma série de desmembramentos, proporcionando a criação de novos municípios. Devido a esse movimento de emancipação, ocorrido em todo o país, gera-se uma impossibilidade de comparação entre alguns resultados, visto a ausência de dados para unidades que foram criadas após 1991. Assim, foram retirados outros 1.020 municípios da amostra. Ainda em relação à criação de novos municípios, destaca-se outro problema: aquelas jurisdições que cederam território e população para novas unidades representam, em 2000, um ente não compatível com aquele que foi analisado em 1991. Para evitar esse tipo de problema de comparação, sem diminuir desnecessariamente a amostra, foram identificados os desmembramentos ocorridos de modo a possibilitar o reagrupamento dos dados e, assim, devolver ao município seus padrões inicias.[14]

Por fim, devem ser extraídos da amostra aqueles indivíduos identificados como *outliers*; caso contrário, ocorrer-se-ia o risco de os valores estimados para o *deficit* relativo de serviços apresentarem-se enviesados. Realizado todo o processo de detecção de *outliers* (via *jackstrap*), reintegração dos desmembramentos e exclusão de municípios com diferenciação no critério de repasse do FPM, a amostra comportará um total de 2.677 municípios brasileiros, correspondendo a cerca de 60% e 50% da população de municípios existentes em 1991 e 2000, respectivamente.

4 ANÁLISE DOS RESULTADOS

Inicialmente será realizada a análise da cobertura dos serviços públicos municipais. A tabela 1 expõe o grau de cobertura média dos serviços públicos fornecidos pelos municípios, agrupados de acordo com o seu contingente populacional, bem como a quantidade de municípios pertencentes à fronteira e os que ficaram abaixo dela, ou seja, aqueles que apresentaram *deficit* relativo na oferta de serviços públicos. Os resultados mostram que, em média, tanto para o ano de 1991 quanto para o de 2000, todas as faixas de enquadramento populacional apresentaram algum *deficit* relativo. A carência de serviços públicos, em ambos

13. Para fins do FPM, os municípios são enquadrados em três categorias: capital, reserva e interior. Municípios que pertencem à categoria capital ou reserva (aqueles com população superior a 142.049 habitantes e que não são capitais) têm a sua cota-parte determinada de acordo com o produto entre o seu coeficiente populacional e o inverso da renda *per capita* do seu estado. Municípios pertencentes à categoria interior têm a sua cota-parte determinada apenas pelo seu coeficiente populacional.

14. Tal processo será realizado por meio do relatório de áreas mínimas comparáveis (AMC) para os anos de 1991, 1993 e 1997, elaborado pelo IBGE (IBGE Depara – 97/93 + IBGE Cria 9193 – 93/91).

os períodos, revelou-se mais acentuada nas municipalidades que possuem população entre 5 mil e 30 mil habitantes.

TABELA 1
Brasil: cobertura dos serviços municipais por faixa de população (1991 e 2000)

População (número de habitantes)	1991			2000		
	Grau de cobertura	Número de municípios na fronteira	Número de municípios com *deficit*	Grau de cobertura	Número de municípios na fronteira	Número de municípios com *deficit*
1 a 5.000	0,7752	51	115	0,8355	40	129
5.001 a 10.000	0,6750	52	486	0,7825	63	462
10.001 a 30.000	0,6569	102	1.221	0,7646	107	1.190
30.001 a 50.000	0,7048	35	317	0,8044	29	315
Mais de 50.000	0,8139	64	234	0,8658	67	275
Brasil	**0,7251**	**304**	**2.373**	**0,8106**	**306**	**2.371**
Mínimo	0,0420	-	-	0,1790	-	-
Máximo	1	-	-	1	-	-

Elaboração dos autores.

Verifica-se também uma elevação dos níveis de cobertura média para todas as faixas de enquadramento entre 1991 e 2000. Esse fato retrata uma possível melhoria no atendimento das necessidades da sociedade e, assim, um aumento no nível de bem-estar. Nessa mesma direção, observa-se uma elevação no piso dos escores de cobertura de 4,20% para 17,90%. A associação desses dois resultados traz alguns indícios sobre um provável nivelamento no atendimento das necessidades, sendo esse diagnóstico possivelmente favorável, pois, além da melhoria obtida pelos municípios menos favorecidos, verifica-se paralelamente uma elevação daqueles mais bem posicionados. Destaca-se, ainda, a redução inicial do nível de cobertura média em relação ao contingente populacional, entre 1991 e 2000, quando se verificaram piores índices para as faixas intermediárias, caracterizando a distribuição com um formato de "U".

Um resultado que contemple uma melhor cobertura de serviços em unidades com menor contingente populacional pode ser comparado ao observado por Gasparini e Melo (2004), que destacam o fato de eles apresentarem retornos de escala superiores àqueles observados nas unidades com maior população; por Sousa e Stošic (2005), que relatam os efeitos negativos da escala de produção sobre o atendimento das demandas locais, indicando que em cidades menores observam-se retornos crescentes de escala propiciados pela redução dos custos e pelo uso eficiente de recursos consequentes de um nível limitado de produção; por Mendes e Sousa (2006), que verificam que o ganho de natureza crescente na cobertura de serviços pode ser facilmente verificado para cidades menores,

visto que a construção de escolas e postos de saúde produzem um retorno marginal superior àquele observado em jurisdições mais povoadas, dado que a proporção destes serviços é bastante moderada para as primeiras localidades. Ainda neste sentido, Gasparini e Ramos (2003; 2004a) reforçam a presença de retornos crescentes de escala nas administrações das cidades pernambucanas e paulistas com menor população, respectivamente, e que tal fato sugere uma melhor condição ao atendimento às necessidades locais.

Outra justificativa para tal configuração talvez derive da diferenciação dos valores assumidos pelos repasses do FPM. Municípios com menores contingentes populacionais recebem relativamente mais recursos do que aqueles com maiores populações. Assim, na medida em que se observam aquelas jurisdições com um maior número de habitantes, verifica-se um menor volume de recursos *per capita* provenientes do FPM, e isso poderia estar afetando a cobertura de serviços oferecida. Entretanto, em grandes centros urbanos verifica-se um maior potencial tributário e uma maior efetividade de arrecadação própria, devido ao nível de desenvolvimento e concentração de atividades nestes espaços que, ao lado do montante recebido de FPM, também afeta a capacidade de provisão de serviços pelas prefeituras. Assim, seria plausível supor que apesar de se verificar um menor volume de FPM *per capita* nas localidades maiores, sua melhor base tributária própria estaria sendo responsável por garantir os recursos necessários para compensar os valores inferiores de FPM, possibilitando um melhor atendimento das necessidades de suas respectivas populações.

No que diz respeito à quantidade de municípios que se localizaram na fronteira, observou-se uma similaridade entre 1991 e 2000. Nesse período, as proporções de 11,36% na fronteira contra 88,64% com *deficit* foram mantidas. A faixa de população até 5 mil habitantes foi a que apresentou a maior proporção de municípios com melhor cobertura de serviços, respectivamente 30,00% e 23,67% em 1991 e 2000. Por fim, observou-se uma maior redução do *deficit* relativo em serviços para as municipalidades entre 5 mil e 30 mil habitantes, durante o período analisado, com um crescimento de 16,39% e 15,93% no nível de cobertura para aqueles municípios com contingente populacional entre 5 mil e 10 mil e 10 mil e 30 mil, respectivamente.

As tabelas 2 e 3 expõem o nível de cobertura média da prestação de serviços públicos municipais por Unidades da Federação (UFs), para os anos de 1991 e 2000, respectivamente. Da mesma forma que na tabela anterior, apresenta-se também o número de municípios pertencentes à fronteira e a quantidade que ficou abaixo dela, o valor máximo e mínimo na cobertura de serviços, bem como os desvios-padrão observados.

TABELA 2
Brasil: cobertura média dos serviços municipais, por UF (1991)

UF	Nível de cobertura[1]	Municípios na fronteira (%)	Municípios com *deficit* (%)	Máximo	Mínimo	Desvio-padrão	Número de municípios
RO	0,6839	9,52	90,48	1	0,3565	0,18	21
AC	0,3914	0,00	100,00	0,5736	0,2950	0,10	9
AM	0,7413	33,33	66,67	1	0,2347	0,29	18
RR	0,0777	0,00	100,00	0,1285	0,0447	0,04	3
PA	0,7020	17,33	82,67	1	0,2189	0,23	75
AP	0,5223	0,00	100,00	0,5393	0,4060	0,09	2
TO	0,6462	9,52	90,48	1	0,2852	0,21	21
MA	0,8986	42,86	57,14	1	0,3901	0,16	35
PI	0,8246	36,11	63,89	1	0,2616	0,21	35
CE	0,8403	20,80	79,20	1	0,4020	0,16	125
RN	0,7330	16,46	83,54	1	0,0420	0,19	79
PB	0,6315	10,00	90,00	1	0,3311	0,17	100
PE	0,6478	3,74	96,26	1	0,2864	0,14	137
AL	0,6181	6,56	93,44	1	0,3790	0,16	61
SE	0,7426	12,20	87,80	1	0,5048	0,14	41
BA	0,7303	9,62	90,38	1	0,2357	0,17	208
MG	0,6160	4,95	95,05	1	0,1502	0,20	454
ES	0,5851	1,89	98,11	1	0,1841	0,19	53
RJ	0,8511	21,43	78,57	1	0,3901	0,17	56
SP	0,8446	14,78	85,22	1	0,1417	0,17	318
PR	0,7128	7,25	92,75	1	0,2690	0,17	262
SC	0,7202	12,82	87,18	1	0,2401	0,19	156
RS	0,8260	17,56	82,44	1	0,2521	0,18	205
MS	0,6374	0,00	100,00	0,9614	0,2787	0,14	55
MT	0,6189	9,62	90,38	1	0,3403	0,18	52
GO	0,6277	4,21	95,79	1	0,1843	0,17	95
Brasil	**0,6720**	**11,36**	**88,64**	**1**	**0,0420**	**0,20**	**2.677**

Elaboração dos autores.
Nota: [1] Média ponderada em relação ao tamanho da população.

A tabela 2 destaca a situação para o ano de 1991. Os resultados permitem observar que a faixa de cobertura dos serviços públicos variou entre 0,042 e 1. O nível de cobertura média foi igual a 0,6720, com um desvio-padrão de 0,20. Além disso, é possível verificar uma maior homogeneidade, no que diz respeito ao atendimento das necessidades da população, pelos municípios de Roraima, do Amapá e do Acre, que apresentaram um desvio-padrão de 0,04, 0,09 e 0,10, respectivamente.

A maior heterogeneidade foi encontrada para as municipalidades amazonenses e paraenses, que apresentaram desvio-padrão de 0,29 e 0,23, respectivamente.

Destaca-se, ainda, a boa cobertura apresentada pelos municípios pertencentes ao Maranhão, ao Rio de Janeiro e a São Paulo, que obtiveram, em média, os maiores níveis de atendimento de serviços públicos. Além disso, evidenciam-se entre os municípios maranhenses e amazonenses as maiores proporções de municípios na fronteira: 42,86% e 33,33%, respectivamente. Os piores desempenhos apresentados pertenceram aos municípios de Roraima, do Acre e do Amapá, pois obtiveram, em média, os menores escores de cobertura entre os estados da região e, também, a menor razão entre unidades na fronteira e o número total de municipalidades: 7,76%, 39,13% e 52,23%, respectivamente.

A tabela 3 aborda a questão dos níveis de cobertura média por UF para o ano 2000. Os resultados permitem observar um limite inferior igual a 0,1790 e o superior igual a 1 nos escores de cobertura das prefeituras brasileiras. O nível de cobertura média dos municípios investigados foi igual a 0,7686, com um desvio-padrão de 0,14. Além disso, identifica-se que os estados do Rio de Janeiro e de Alagoas possuem municípios com maiores similaridades no que se refere ao nível de atendimento da sociedade, visto que eles apresentaram desvio-padrão de 0,09 e 0,10, respectivamente. Os estados que mostraram um comportamento municipal com maiores diferenciais foram Roraima e Amapá, que obtiveram desvio-padrão em torno de 0,29 e 0,28.

De acordo com o nível de cobertura municipal média apresentada pelos estados, verifica-se que os municípios do Rio de Janeiro, de São Paulo e do Rio Grande do Sul apresentaram, em 2000, os maiores escores de atendimento de serviços públicos, com 0,9239, 0,9030 e 0,8928, respectivamente. Os maiores *deficit* continuaram sendo dos municípios de Roraima, que conseguiram um escore médio de apenas 0,4362. Além disso, as maiores proporções entre o número de municípios situados na fronteira e o total de municípios em cada estado foram encontradas nas municipalidades do Amapá, com 33,33%, seguidas pelas paraenses e maranhenses, com 31,87% e 25,93%, respectivamente. As menores razões foram atribuídas aos municípios de Mato Grosso do Sul, com 1,79%, e de Roraima, sem nenhum município pertencendo à fronteira de melhor disponibilidade de serviços.

Dessa forma, os resultados obtidos para o ano 2000 corroboram os encontrados em 1991, colocando as prefeituras cariocas e paulistas nas primeiras posições, em relação aos demais estados do Brasil. Entretanto, os municípios do estado de Roraima apresentaram os maiores *deficit* relativos. Por fim, verificou-se um maior crescimento na cobertura relativa de serviços para as municipalidades do estado de Roraima e do Espírito Santo, entre 1991 e 2000, com 361,66% e 32,31%, respectivamente. Contrariamente, os municípios do Maranhão, do Amazonas, do Piauí e do Ceará aumentaram, em média, seu *deficit* relativo em serviços.

TABELA 3
Brasil: cobertura média dos serviços municipais, por UF (2000)

UF	Nível de cobertura[1]	Municípios na fronteira (%)	Municípios com *deficit* (%)	Máximo	Mínimo	Desvio-padrão	Número de municípios
RO	0,8171	9,52	90,48	1	0,4861	0,15	21
AC	0,5055	10,00	90,00	1	0,4137	0,18	9
AM	0,6736	20,00	80,00	1	0,3822	0,20	18
RR	0,4362	0,00	100,00	0,7506	0,1790	0,29	3
PA	0,8582	31,87	68,13	1	0,4013	0,17	75
AP	0,6555	33,33	66,67	1	0,6003	0,28	2
TO	0,8018	5,00	95,00	1	0,4156	0,14	21
MA	0,8090	25,93	74,07	1	0,5758	0,13	35
PI	0,7645	20,69	79,31	1	0,4988	0,16	35
CE	0,7966	10,00	90,00	1	0,5036	0,12	125
RN	0,7684	10,81	89,19	1	0,4337	0,14	79
PB	0,7646	4,26	95,74	1	0,5602	0,11	100
PE	0,7046	2,83	97,17	1	0,4345	0,11	137
AL	0,7570	5,00	95,00	1	0,5290	0,10	61
SE	0,7687	14,29	85,71	1	0,5636	0,12	41
BA	0,8349	13,76	86,24	1	0,5260	0,13	208
MG	0,7788	6,50	93,50	1	0,3429	0,15	454
ES	0,7741	3,70	96,30	1	0,5020	0,12	53
RJ	0,9239	21,43	78,57	1	0,6795	0,09	56
SP	0,9030	14,78	85,22	1	0,3222	0,11	318
PR	0,7978	3,57	96,43	1	0,4256	0,13	262
SC	0,8669	17,07	82,93	1	0,4110	0,14	156
RS	0,8928	19,52	80,48	1	0,3589	0,13	205
MS	0,7153	1,79	98,21	1	0,5008	0,11	55
MT	0,8008	16,07	83,93	1	0,4999	0,15	52
GO	0,8133	6,19	93,81	1	0,5416	0,11	95
Brasil	**0,7686**	**11,36**	**88,64**	**1**	**0,1790**	**0,14**	**2.677**

Elaboração dos autores.
Nota: [1] Média ponderada em relação ao tamanho da população.

Cabe, ainda, comentar os resultados obtidos, em ambos os períodos, para o percentual de municípios pertencentes à fronteira localizados no Maranhão e em alguns estados da região Norte (Amazonas, em 1991, e Amapá e Pará, em 2000). É fato que, considerando a amostra utilizada, estes estados mostraram uma maior proporção de municipalidades sem *deficit* relativo em serviços.

Embora seja novamente destacado que os resultados de jurisdições com economias mais modestas, como, por exemplo, as do estado do Maranhão, tenham resultados mais significativos no que tange à cobertura de serviços, esse fato não é particularidade deste estudo. Gasparini e Ramos (2004b) também relatam a capacidade de estados como Acre, Amapá, Piauí e o próprio Maranhão na disponibilidade de serviços de saúde, contemplando-os como as melhores coberturas entre todos os estados federados, justificando tal resultado no fato de a sua produção caracterizar-se com rendimentos crescentes de escala. Gasparini e Miranda (2011) apontam o fato de estados como o Maranhão e o Pará apresentarem um maior nível de eficiência nos custos de produção como fator determinante para o nível de cobertura de serviços.

Contudo, vale salientar o reduzido número de jurisdições que entraram na avaliação no caso dessas UFs. Por exemplo, somente 35 municípios do Maranhão foram selecionados, devido a problemas de ausência de dados, agregações ou desmembramentos ocorridos. No caso do Amapá, apenas duas unidades municipais foram consideradas. Assim, mesmo possuindo historicamente um caráter pouco expressivo no que tange aos principais indicadores econômicos utilizados, é possível que grande parte das jurisdições que entrou na amostra seja exatamente aquelas que possuem os melhores desempenhos, justificando a presença de muitos municípios na fronteira de disponibilidade de serviços. De toda forma, esse é um fato que merece uma verificação mais profunda, fora do escopo deste trabalho.

As tabelas 4 e 5 retratam os principais resultados obtidos quanto à fronteira de disponibilidade de serviços, para 1991 e 2000, com os municípios agrupados em suas respectivas regiões.

TABELA 4
Regiões do Brasil: cobertura média dos serviços municipais (1991)

Região	Nível de cobertura[1]	Municípios na fronteira (%)	Municípios com *deficit* (%)	Máximo	Mínimo	Desvio-padrão	Número de municípios
Norte	0,6476	15,44	84,56	1	0,0447	0,25	149
Nordeste	0,7144	13,38	86,62	1	0,0420	0,18	821
Sudeste	0,6774	9,88	90,12	1	0,1417	0,21	881
Sul	0,7154	12,04	87,96	1	0,2401	0,19	623
Centro-Oeste	0,6202	4,46	95,54	1	0,1843	0,16	202
Brasil	**0,6720**	**11,36**	**88,64**	**1**	**0,0420**	**0,20**	**2.677**

Elaboração dos autores.
Nota: [1] Média ponderada em relação ao tamanho da população.

A tabela 4 destaca os resultados da disponibilidade média de serviços, por região, para o ano de 1991. É possível verificar uma maior homogeneidade, no que diz respeito ao atendimento das necessidades da população, na região Centro-Oeste, que apresentou um desvio-padrão de 0,16. A maior heterogeneidade foi encontrada para as regiões Norte e Sudeste, que apresentaram desvio-padrão de 0,25 e 0,21, respectivamente.

Destaca-se, ainda, a boa cobertura apresentada pelos municípios pertencentes à região Sul, que obtiveram, em média, os maiores níveis de atendimento de serviços públicos. Além disso, evidencia-se, entre os municípios da região Norte, a maior proporção de municípios na fronteira: 15,44%. Os piores desempenhos apresentados pertenceram aos municípios do Centro-Oeste, pois obtiveram, em média, os menores escores de cobertura entre as regiões e, também, a menor razão entre unidades na fronteira e o número total de municipalidades: 4,46%.

TABELA 5
Regiões do Brasil: cobertura média dos serviços municipais (2000)

Região	Nível de cobertura[1]	Municípios na fronteira (%)	Municípios com *deficit* (%)	Máximo	Mínimo	Desvio-padrão	Número de municípios
Norte	0,7740	24,83	75,17	1	0,1790	0,19	149
Nordeste	0,7732	9,49	90,51	1	0,4337	0,13	821
Sudeste	0,8037	11,01	88,99	1	0,3222	0,15	881
Sul	0,8047	12,52	87,48	1	0,3589	0,14	623
Centro-Oeste	0,7734	7,92	92,08	1	0,4999	0,13	202
Brasil	**0,7686**	**11,36**	**88,64**	**1**	**0,1790**	**0,14**	**2.677**

Elaboração dos autores.
Nota: [1] Média ponderada em relação ao tamanho da população.

A tabela 5 apresenta os resultados médios do *deficit* relativo em serviços assumidos por cada região em 2000. Verifica-se que a faixa de cobertura municipal, no que tange à oferta de serviços variou entre 0,1790 e 1. O nível de cobertura média entre as regiões brasileiras encontra-se em um patamar de 0,7686, com um desvio-padrão de 0,14. Novamente, é possível verificar uma maior homogeneidade no que diz respeito ao atendimento das necessidades da população na região Centro-Oeste, que apresentou um desvio-padrão de 0,13, e uma maior heterogeneidade nas regiões Norte e Sudeste, que apresentaram desvio-padrão de 0,19 e 0,15, respectivamente. Ainda, destaca-se o bom desempenho dos municípios da região Sul, que obtiveram, mais uma vez, os maiores níveis de atendimento de serviços públicos. Além disso, evidencia-se, entre os municípios da região Norte, a maior proporção de municípios na fronteira: 24,83%. Diferente do ano de 1991, identificou-se que os piores desempenhos apresentados

pertenceram aos municípios do Nordeste, que obtiveram, em média, os menores escores de cobertura entre as regiões. Por fim, a menor razão entre as unidades na fronteira e o número total de municipalidades, mais uma vez, pertenceu à região Centro-Oeste, com apenas 7,92% de seus municípios pertencendo à fronteira de disponibilidade de serviços.

Os resultados no nível regional destacam a redução dos *deficit* em serviços entre 1991 e 2000, justificada pela elevação do nível de cobertura médio praticado no período em questão. Todas as regiões, em média, aproximaram-se mais da fronteira, sendo que a distância percorrida por aquelas menos eficientes apresentaram valores superiores aos daquelas que se encontravam mais próximas a ela. Esse último argumento, mesmo que de maneira ainda insipiente, levanta alguns indícios de que a provisão de serviços públicos pelos municípios brasileiros caminha para um nível mais elevado, ou seja, para um maior atendimento das necessidades locais.

Caracterizada a relação entre a oferta de serviços públicos municipais e as necessidades da sociedade brasileira, passa-se agora para a verificação dos resultados de convergência. A equação (7) representa a matriz de transição de Markov para o dados em tela. Cada elemento desta matriz representa a probabilidade de um município que estava em 1991, em um dado nível *i* de cobertura, encontrar-se em 2000 no estado *j* em relação ao atendimento dos serviços.

$$P_{ij} = \begin{vmatrix} 0{,}14 & 0{,}34 & 0{,}39 & 0{,}13 \\ 0{,}04 & 0{,}21 & 0{,}52 & 0{,}23 \\ 0{,}02 & 0{,}11 & 0{,}42 & 0{,}45 \\ 0{,}01 & 0{,}05 & 0{,}21 & 0{,}73 \end{vmatrix}. \qquad (7)$$

A primeira linha dessa matriz destaca a probabilidade de o município que estava no estado 1 em 1991 permanecer no próprio estado ou passar para os demais níveis em 2000. Como se pode notar, a maior probabilidade encontrada (0,39) é que estes municípios atinjam o estado 3, seguida da probabilidade de que estas localidades alcancem o estado 2 (0,34). Dada a probabilidade bastante significativa de os municípios alcançarem os estados 2 e 3, associada aos valores bem menos expressivos das probabilidades de alcançar o estado 4 ou permanecer no seu estado inicial, é plausível supor que, ao longo do período em questão, a maioria dos municípios do estado 1 conseguiu evoluir para uma situação melhor. Assim, o nível de cobertura de serviços apresentado pelos municípios do estado 1 estaria crescendo mais, em média, do que o das demais municipalidades, o que poderia facilitar um processo de convergência.

A segunda linha destaca a probabilidade de o município que estava no estado 2, em 1991, regredir para o estado 1, permanecer no mesmo estado ou, ainda, evoluir para os demais estados (3 e 4) em 2000. Para esse grupo de localidades, verifica-se uma pequena probabilidade (0,04) de que percam em cobertura relativa de serviços e regridam para os patamares do nível 1. Observa-se, ainda, uma probabilidade de 0,21 de permaneceram no mesmo patamar, de 0,52 de atingirem o nível 3, e de 0,23 de alcançarem a classe superior. Esses resultados caracterizam um comportamento em que as municipalidades conseguiram organizar sua estrutura de oferta de serviços de forma a garantir uma evolução dos níveis de cobertura anteriormente atingidos. Tal fato é justificado pelos expressivos valores (0,52 e 0,23, respectivamente) das probabilidades de estes atingirem níveis mais elevados de cobertura.

A terceira linha apresenta as probabilidades de os municípios que pertenciam inicialmente ao estado 3 mudarem de estado ou permanecerem no mesmo padrão. Assim como foi observado para o comportamento da classe anterior, os elementos do estado 3 apresentaram probabilidades bem elevadas para permanência ou o avanço de estado. Observa-se que os resultados destacam a vantagem no sentido da permanência no nível 3 (0,42) ou para a evolução ao patamar 4 (0,45).

Finalmente, na última linha são mostradas as probabilidades de um município que se encontrava no estado 4, em 1991, regredir ou permanecer no mesmo enquadramento no ano 2000. Verifica-se uma significativa probabilidade (0,73) de permanência no estado inicial, sendo pouco expressivas as probabilidades de estes municípios elevarem seus *deficit* em cobertura de serviços.

As colunas da matriz de transição apresentam as probabilidades de os municípios encontrarem-se em um dado estado independentemente do estado inicial. A concentração de probabilidades em uma das colunas pode evidenciar a ocorrência de um processo de convergência para aquele nível. Entretanto, a dispersão de valores em mais de uma coluna traz consigo a possibilidade de formação de clubes de convergência.

A partir dos resultados anteriores, a hipótese de convergência na oferta de serviços públicos parece plausível, haja vista as expressivas probabilidades encontradas na última coluna da matriz de transição. Como se pode constatar, a maioria dos municípios pertencentes ao estado 1 e parte expressiva dos que inicialmente estavam no estado 2 conseguiram atingir os estados seguintes em 2000, ou seja, eles melhoraram seu desempenho no atendimento das necessidades locais, trajetória esta também seguida por boa parte dos municípios que se enquadravam no estado 3 em 1991. Além disso, parte bastante significativa (0,73) dos municípios pertencentes ao estado 4 permaneceu no mesmo patamar em 2000. Como os resultados destacam, os municípios estão melhorando seus *deficit* relativos na

provisão de serviços públicos. Assim, a formação de um bloco de municípios que convergem para um patamar de cobertura mais expressivo ganha fortes evidências.

Inicialmente, dividiu-se a amostra em quatro partes, contendo 670 municípios no primeiro grupo e 669 em cada um dos demais, de acordo com a disponibilidade de serviços oferecida em 1991 (matriz A_0). Usando a matriz de transição já calculada em (7) e a pré-multiplicando pela matriz A_0, é possível verificar a quantidade de municípios presentes em cada grupo no ano 2000. A matriz A_1 (8) apresenta o novo enquadramento assumido pelos municípios em 2000.

$$A_1 = A_0 \text{ x } P_{ij} = |146 \quad 475 \quad 1036 \quad 1018|. \tag{8}$$

Como se pode verificar, a distribuição dos municípios foi alterada. Houve uma redução de 78,21% na quantidade de municípios com *deficit* relativo abaixo de 54,79% (estado 1) e uma redução de 29,00% no número de jurisdições com *deficit* entre 54,80% e 68,24% (estado 2). Na direção contrária, observou-se um crescimento superior a 150,00% no número de municípios com faixa de cobertura entre 68,25% e 84,29% (estado 3) e 84,30% e 100,00% (estado 4), respectivamente. Esses resultados confirmam a hipótese de convergência entre os municípios brasileiros, que estão caminhando para a diminuição da carência relativa na oferta de serviços públicos.[15]

Assim, identifica-se uma trajetória convergente para cobertura de serviços públicos locais no Brasil entre 1991 e 2000. Esse resultado indica que o mecanismo atual de repartição do FPM tem contribuído para garantir que os municípios brasileiros caminhem em direção a níveis equitativos na cobertura de serviços públicos, uma vez que representa a principal fonte de receita local.

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Com o propósito de avaliar se o FPM tem atendido ao seu propósito constitucional de promover o equilíbrio socioeconômico entre as localidades brasileiras, este trabalho procurou identificar o grau de atendimento dos serviços públicos locais em dois momentos do tempo: 1991 e 2000. Para isso, foram empregadas técnicas de programação linear conhecidas como DEA, com o intuito de estimar uma fronteira de melhor disponibilidade de serviços para idênticas necessidades. Esse procedimento proporcionou o acompanhamento das municipalidades no que tange à oferta de serviços públicos (educação, saúde e infraestrutura), dadas as diversas demandas e necessidades locais. Em seguida, partiu-se para uma análise dinâmica do comportamento dos *deficit* municipais brasileiros, por meio de uma matriz de transição markoviana.

15. Para verificar a robustez dos resultados, foi testada a propriedade de homogeneidade espacial, confirmada com 95% de confiança. Devido à limitação dos dados, a propriedade de homogeneidade temporal não pôde ser checada.

Considerando os resultados obtidos para os municípios agrupados conforme estratos populacionais, observa-se que a carência de oferta pública de serviços em ambos os períodos revelou-se mais acentuada nas municipalidades com população entre 5 mil e 50 mil habitantes. Isso imprime à distribuição da cobertura média de serviços um formato de "U", em que os municípios com população inferior a 5 mil habitantes e aqueles com mais de 50 mil apresentam os menores *deficit* relativos de serviços. Paralelamente, a faixa de população até 5 mil habitantes foi a que apresentou a maior proporção de municípios com melhor cobertura de serviços (respectivamente 30,00% e 23,67%) em 1991 e 2000.

Do ponto de vista dos estados, este trabalho identificou que as prefeituras do estado do Rio de Janeiro, seguidas das do estado de São Paulo, apresentaram, em média, os melhores desempenhos no tocante à disponibilidade relativa de serviços públicos. Entretanto, municípios do estado de Roraima apresentaram os maiores *deficit* relativos em termos de atendimento, em ambos os períodos analisados. Por fim, com relação aos resultados relacionados ao desempenho regional, verificou-se que as regiões Sudeste e Sul foram as que obtiveram o melhor nível de cobertura na prestação de serviços para o ano 2000, enquanto a região Nordeste apresentou a maior carência na provisão desse tipo de ação pública no mesmo ano.

Por meio da matriz de transição de Markov, foi possível observar uma tendência rumo a uma situação mais equitativa quanto ao nível de cobertura de serviços. A trajetória assumida pelos municípios brasileiros no período estudado apresenta uma forte tendência de convergência para o conjunto da amostra, tendo em vista a redução, na grande maioria dos casos observados, do *deficit* de serviços.

Como destacado anteriormente, grande parte da receita corrente dos municípios brasileiros é oriunda do FPM. Dada essa relevância, os resultados encontrados neste estudo sugerem que o desenho atual do mecanismo tem contribuído para a diminuição das desigualdades em termos de acesso aos serviços públicos, ou seja, pelo menos no tocante ao setor público local, observa-se um avanço na disponibilidade de serviços e, consequentemente, uma redução do hiato de atendimento das necessidades locais. E isso é uma excelente notícia, principalmente diante de nossas profundas disparidades regionais e da missão constitucional atribuída ao FPM. Mas cumpre lembrar que este artigo nada assevera sobre os custos associados a esse mecanismo equilibrador. A enorme quantidade de críticas que o FPM tem recebido quanto aos incentivos perversos em relação à eficiência dos gastos e à arrecadação própria indicam que esse é um ponto que não pode ser desconsiderado em uma avaliação mais ampla do fundo.

Entretanto, apesar da clareza com que os resultados apontam para a trajetória de convergência na oferta pública municipal, as conclusões deste trabalho precisam ser interpretadas com a devida cautela. Este artigo possui algumas limitações no que se refere ao banco de dados, já que grande parte das informações

municipais sobre oferta de serviços só está disponível em anos censitários. Isso proporciona poucas observações temporais para amostra. Além disso, informações mais detalhadas sobre a oferta de alguns serviços somente estão disponíveis para poucas unidades (é o caso da área de saúde e infraestrutura), o que leva à utilização de algumas *proxies* não tão boas, como, por exemplo, o número de médicos e de enfermeiros, que normalmente deveriam ser considerados como insumos, mas que foram usados como alternativa, ainda que imprecisa, para captar a oferta de serviços nesse setor. Além disso, a própria metodologia empregada possui algumas limitações e é sempre importante estar atento a elas.

Mesmo levando em conta os cuidados interpretativos, os resultados indicam a efetividade do papel do FPM para o equilíbrio municipal brasileiro. Certamente não é possível apontá-lo como causador único da trajetória convergente, pois além de existirem outras fontes significativas de recursos para os municípios, a própria forma de atuação municipal deve ser considerada na análise. Mas é certo que, apesar das críticas, o seu objetivo constitucional foi atendido, ao menos para a amostra analisada.

REFERÊNCIAS

BANKER, R. D.; CHARNES, A.; COOPER, W. W. Some models for estimating technical and scale inefficiencies in data envelopment analysis. **Management Science**, v. 13, n. 9, p. 1078-1092, Sept. 1984.

BANKER, R. D.; GIFFORD, J. L. **A relative efficiency model for the evaluation of public health nurse productivity**. Pittsburgh: Carnegie Mellon University, 1988. Mimeografado.

BICKENBACH, F.; BODE, E. **Markov or not Markov**: this should be a question. Kiel: Kiel Institute of World Economics, 2001. (Kiel Working Paper, n. 1086).

BRASIL. Ministério da Saúde. Sistema Único de Saúde. Datasus. **Indicadores e dados básicos**. [s.l.]: [s.d.]. Disponível em: <https://goo.gl/ATDH4Y>.

CHARNES, A.; COOPER, W. W.; RHODES, E. Measuring the efficiency of decision making units. **European Journal of Operational Research**, v. 2, issue 6, p. 429-444, 1978.

DAFFLON, B.; TÓTH, K. **Local fiscal equalization in Switzerland**: the case of the Canton Fribourg. Fribourg: University of Fribourg, 2003. (Working Paper, n. 363).

EICHHORST, A. Evaluating the need assessment in fiscal equalization schemes at the local government level. **The Journal of Socio-Economics**, v. 36, issue 5, p. 745-770, 2007.

FARRELL, M. J. The measurement of productive efficiency. **Journal of The Statistical Society**, v. 120, n. 3, p. 253-281, 1957.

GASPARINI, C. E.; MELO, L. S. C. **Equidade e eficiência municipal**: uma avaliação do Fundo de Participação dos Municípios – FPM. Brasília: Secretaria do Tesouro Nacional, 2004.

GASPARINI, C. E.; MIRANDA, R. B. **Evolução dos aspectos legais e dos montantes de transferências realizadas pelo Fundo de Participação dos Municípios**. Brasília: Ipea, 2006. (Textos para Discussão, n. 1243).

_____. Transferências, equidade e eficiência municipal no Brasil. **Planejamento e Políticas Públicas**, Brasília, n. 36, p. 311-349, 2011.

GASPARINI, C. E.; RAMOS, F. S. Avaliação da eficiência pública municipal: o caso de Pernambuco. **Revista Econômica do Nordeste**, v. 34, n. 2, p. 288-307, 2003.

_____. Incentivos à eficiência na descentralização fiscal brasileira: o caso dos municípios paulistas. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Rio de Janeiro, v. 34, n. 1, p. 1-70, 2004a.

_____. Relative deficit of health services in Brazilian states and regions. **Brazilian Review of Econometrics**, v. 24, n. 1, p. 75-107, 2004b.

HOFMAN, B. *et al*. **Evaluating fiscal equalization in Indonesia**. Washington: World Bank, 2006. (Policy Research Working Paper, n. 3911).

IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Base de Informações Municipais (BIM)**. 1. ed. Rio de Janeiro: IBGE, 1995.

_____. **Base de Informações Municipais (BIM)**. 3. ed. Rio de Janeiro: IBGE, 2001.

IPEA – INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA. **Dados regionais**. [s.l.]: [s.d.]. Disponível em: <www.ipeadata.gov.br>.

KESSLER, A. S.; LESSMANN, C. **Interregional redistribution and regional disparities**: how equalization does (not) work. Graz: University of Graz, 2008. Disponível em: <https://goo.gl/Z9Vfbp>.

MARKOV, A. A. Extension of the limit theorems of probability theory to a sum of variables connected in a chain. *In*: HOWARD, R. (Ed.). **Dynamic probabilistic systems**. New Jersey: John Wiley & Sons, 1971. v. 1.

MENDES, C. C.; SOUSA, M. C. S. Estimando a demanda por serviços públicos nos municípios brasileiros. **Revista Brasileira de Economia**, v. 60, n. 3, p. 281-296, 2006.

PETCHEY, J.; LEVTCHENKOVA, S. Fiscal capacity equalization and economic efficiency. *In*: MARTINEZ-VAZQUEZ, J.; SEARLE, B. (Eds.). **Fiscal equalization**: challenges in the design of intergovernmental transfers. New York: Springer, 2007. c. 2, p. 13-30.

PUIG-JUNOY, J. **Radial measures of public services deficit for regional allocation of public funds**. Pernambuco: UFB, 1999. (UPF Economics Working Paper, n. 439).

RODRIGUES, C. F. L. **Cadeias de Markov clássicas e quânticas**. 2006. Dissertação (Mestrado) – Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Porto Alegre, 2006.

SEIFORD, L. M.; THRALL, R. M. Recent developments in DEA: the mathematical programming approach to frontier analysis. **Journal of Econometrics**, v. 46, n. 1, p. 7-38, 1990.

SOUSA, M. C. S.; STOŠIC, B. Technical efficiency of the Brazilian municipalities: correcting nonparametric frontier measurements for outliers. **Journal of Productivity Analysis**, v. 24, issue 2, p. 157-181, 2005.

SOUZA JÚNIOR, C. V. N.; GASPARINI, C. E. Análise da equidade e da eficiência dos estados no contexto do federalismo fiscal brasileiro. **Estudos Econômicos**, São Paulo, v. 36, n. 4, p. 803-832, 2006.

WILSON, P. Detecting influential observations in deterministic non-parametric frontiers models. **Journal of Business and Economic Statistics**, v. 11, n. 3, p. 319-323, 1995.

ZHANG, H.; HU, W. Impact of fiscal transfer of effort of Chinese provincial government. **Frontiers of Economics in China**, v. 4, n. 3, p. 406-424, 2009.

BIBLIOGRAFIA COMPLEMENTAR

AHMAD, E.; SINGH, R.; FORTUNA, M. **Toward more effective redistribution**: reform options for intergovernmental transfers in China. Washington: IMF, 1998. (IMF Working Paper, n. 04/98).

BAHL, R. W. **Descentralização fiscal**: uma perspectiva mundial. Brasília: Esaf, 1998.

BESLEY, T.; COATE, S. Centralized versus decentralized provision of local public goods: a political economy approach. **Journal of Public Economics**, v. 87, issue 12, p. 2611-2637, 2003.

BOEX, J.; MARTINEZ-VAZQUEZ, J. **Designing intergovernmental equalization transfers with imperfect data**: concepts, practices and lessons. Georgia: Georgia State University, 2004. (Working Paper, n. 04-21).

BRASIL. Emenda Constitucional nº 18, de 1º de dezembro de 1965. Reforma do Sistema Tributário. **Diário Oficial da União**, Brasília, 1965. Disponível em: <http://goo.gl/BvcLIJ>.

_____. Lei Ordinária nº 5.172, de 25 de outubro de 1966. Dispõe sobre o sistema tributário nacional e institui normas gerais de direito tributário aplicáveis à União, aos estados e aos municípios. **Diário Oficial da União**, Brasília, 1966. Disponível em: <http://goo.gl/nbkQRd>.

_____. Decreto-Lei nº 1.881, de 17 de agosto de 1981. Altera a Lei nº 5.172, de 25 de outubro de 1966, cria a reserva do Fundo de Participação dos Municípios – FPM e dá outras providências. **Diário Oficial da União**, Brasília, 1981. Disponível em: <http://goo.gl/X51ZeR>.

_____. **Constituição da República Federativa do Brasil**. Brasília: Senado Federal, 1988. Disponível em: <http://goo.gl/dL6gI9>.

_____. Lei Complementar nº 82, de 28 de dezembro de 1989. Estabelece normas sobre o cálculo, a entrega e o controle das liberações dos recursos dos fundos de participação e dá outras providências. **Diário Oficial da União**, Brasília, 1989. Disponível em: <http://goo.gl/rPLDzT>.

_____. Emenda Constitucional nº 55, de 20 de setembro de 2007. Altera o art. 159 da Constituição Federal, aumentando a entrega de recursos pela União ao Fundo de Participação dos Municípios. **Diário Oficial da União**, Brasília, 1996. Disponível em: <http://goo.gl/yYzVI0>.

_____. Secretaria do Tesouro Nacional. **Cartilha FPE/FPM**. Brasília: STN, 2011. Disponível em: <http://goo.gl/BsVyiL>.

CHARNES, A.; COOPER, W. W.; RHODES, E. Evaluating program and managerial efficiency: an application of data envelopment analysis to program follow through. **Management Science**, v. 27, n. 6, p. 668-697, Jun. 1981.

DAFFLON, B.; MISCHLER, P. Expenditure needs equalization at the local level. *In*: COPENHAGEN WORKSHOP, 2007, Copenhagen. **Annals**… Copenhagen: Ministry of Social Affairs and the Interior, 2007.

GASPARINI, C. E. **Uma análise da eficiência na provisão de serviços públicos municipais no estado de Pernambuco**. 2000. Dissertação (Mestrado) – Universidade Federal de Pernambuco, Recife, 2000.

MINZHONG, L.; LISHAN, K. Reconstructing the nonlinear dynamical systems by evolutionary computation techniques. **Journal of Natural Sciences**, v. 11, n. 3, p. 520-524, 2006.

MUSGRAVE, R. A. Devolution, grants, and fiscal competition. **The Journal of Economics Perspectives**, v. 11, n. 4, p. 65-72, 1997.

MUSGRAVE, R. A.; MUSGRAVE, P. B. **Public finance in theory and practice**. 4th ed. New York: McGraw-Hill Book Company, 1984.

NAKAMURA, M.; NAKAMURA, A. O. A Markov analysis of per capita state and local police expenditures and the allocation problem of federal aid. **Operational Research Quarterly**, v. 28, n. 2, part 1, p. 293-304, 1977.

NOGUEIRA, F. **Simulações e modelagem**: cadeias de Markov. Rio de Janeiro: UFRJ, [s.d.]. Notas de aula. Disponível em: <https://goo.gl/J2712U>.

OATES, W. E. An essay on fiscal federalism. **Journal of Economic Literature**, v. 37, n. 3, p. 1120-1149, 1999.

_____. Toward a second-generation theory of fiscal federalism. **International Tax and Public Finance**, v. 12, issue 4, p. 349-373, 2005.

PRADO, S. R. R. **Transferências fiscais e financiamento municipal no Brasil**. 2001. Rio de Janeiro: Ebap; Fundação Konrad Adenauer, 2001. (Relatório de Pesquisa). Disponível em: <https://goo.gl/Jqmu4F>.

PRUD'HOMME, R. **On the dangers of decentralization**. Washington: World Bank, 1994. (Policy Research Working Paper, n. 1252).

RAMOS, F. S.; SOUZA, M. C. S. Criação de municípios e a necessidade de mensuração da performance dos gestores públicos municipais: o caso do Nordeste. *In*: LIMA, J. P. R. (Org.). **Economia e região, Nordeste e economia regional**: ensaios. Recife: Editora Universitária, 1999. p. 69-81.

SANTOS, R. J. **Cadeias de Markov**. Minas Gerais: Editora da UFMG, 2006. Disponível em: <http://goo.gl/jcTeJ3>.

SEABRIGHT, P. Accountability and decentralization ingovernment: an incomplete contracts model. **Europe Economic Review**, v. 40, issue 1, p. 61-89, 1996.

SOUSA, M. C. S.; RAMOS F. S. Eficiência técnica e retornos de escala na produção de serviços públicos municipais: uma avaliação não-paramétrica dos custos associados à descentralização política no Brasil. *In*: ENCONTRO BRASILEIRO DE ECONOMETRIA, 20., 1998, Vitória. **Anais**... Vitória: SBE, 1998.

_____. Eficiência técnica e retornos de escala na produção de serviços públicos municipais: o caso do Nordeste e do Sudeste brasileiros. **Revista Brasileira de Economia**, v. 53, n. 4, p. 433-461, out.-dez. 1999.

SOUSA, M. C. S.; STOŠIC, B. **Technical efficiency of the Brazilian municipalities**: correcting non-parametric frontier measurements for outliers. Brasília: UnB, 2003. (Texto para Discussão, n. 294).

Originais submetidos em novembro de 2014. Última versão recebida em novembro de 2015. Aprovado em novembro de 2015.

INTERAÇÃO ESPACIAL NAS DESPESAS MUNICIPAIS[1]

Vitor Lima Carneiro[2]
Vander M. Lucas[3]

Este trabalho testa a ocorrência de interação estratégica entre os gastos municipais motivados por *spillover* no ano de 2012. Para tanto, foram estimadas as curvas de reação para dez categorias de despesa utilizando o método *generalized spatial two-stage least squares* (GS2SLS). Os resultados indicaram que as curvas de reação são relevantes e positivamente inclinadas para nove entre dez tipos de serviços públicos, apontando relação de complementaridade entre despesas de municípios próximos. Com relação à intensidade dos coeficientes de interação, sugere-se que sua maior magnitude esteja relacionada ao maior poder discricionário do governo local. Assim, existe maior liberdade para se efetuar mudanças nos dispêndios com cultura e segurança pública, em face da elevada magnitude no coeficiente de interação. Todavia, despesas com educação, saúde e administração pública são pouco reativas a mudanças dos municípios vizinhos, em virtude da existência de restrições legais que limitam o poder de manobrar essas variáveis. Argumenta-se que a intensidade da interação estratégica pode ser um vetor importante de indução à expansão das despesas governamentais.

Palavras-chave: *spillover*; interação estratégica; gasto municipal; GS2SLS.

SPATIAL INTERACTION ON MUNICIPAL EXPENDITURES

This work tests for the presence of strategic interaction in municipal spendings motivated by spillover in 2012. To accomplish this goal, the reaction functions of ten spending categories were estimated by generalized spatial two-stage least squares (GS2SLS). The results showed that reaction functions are relevant and positively sloped to nine of ten categories of public services, indicating complementarity relationship between expenditure in neighboring municipalities. With regard to the intensity of the interaction coefficients, higher values seem to be related to greater discretionary power of local government. Thus, it follows that there is more freedom to make changes in expenditures for culture and public safety, due to the sizeable magnitude of the interaction coefficient. On the other hand, expenditure on education, health and public administration are poorly responsive to changes in neighboring municipalities, because of the existence of legal restrictions that limit the power to manipulate these variables. It is argued that the intensity of strategic interaction can be an important vector of induction to the expansion of government expenditure.

Keywords: spillover; strategic interaction; municipal spending; GS2SLS.

---

1. Os autores agradecem ao apoio da Fundação de Apoio à Pesquisa do Distrito Federal (FAP-DF) e da Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior (Capes) para a realização deste artigo.

2. Bacharel em economia e mestre em economia do setor público pela Universidade de Brasília (UnB). *E-mail*: <vitlc@yahoo.com.br>.

3. Mestre e doutor em economia pela Université Catholique de Louvain (Bélgica). Professor no Departamento de Economia (ECO) da UnB, coordenador do curso de Mestrado em Economia do Setor Público no ECO/UnB e pesquisador no Centro de Estudos em Regulação de Mercados da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade (Cerme/Face) da UnB. *E-mail*: <vlucas@unb.br>.

INTERACCION ESPACIAL EN LOS GASTOS MUNICIPALES

El trabajo pone a prueba la existencia de la interacción estratégica entre el gasto municipal motivados por *spillover* en 2012. Por lo tanto, las curvas de reacción son estimadas para diez categorías de gastos utilizando el método *generalized spatial two-stage least squares* (GS2SLS). Los resultados indicaron que las curvas de reacción son relevantes e inclinadas positivamente a nueve de cada diez tipos de servicios públicos, entre ellos relación de complementariedad entre los costos de municipios cercanos. Mientras a la intensidad de los coeficientes de interacción, se sugiere que su mayor magnitud está relacionada con la mayor discreción del gobierno local. Por lo tanto, hay una mayor libertad de hacer cambios en los gastos para la cultura y seguridad pública, a causa de gran magnitud en el coeficiente de interacción. Sin embargo, el gasto en educación, la salud y la administración pública son poco sensibles a los cambios en los municipios vecinos, debido a la existencia de restricciones legales que limitan el poder de manejar estas variables. Se argumenta que la intensidad de la interacción estratégica puede ser un vector importante de la inducción a la expansión del gasto público.

Palabras clave: *spillover*; interacción estratégica; los gastos municipales; GS2SLS.

INTERACTION SPATIAL ENTRE LES DÉPENSES MUNICIPAUX

Le papier teste l'existence de l'interaction stratégique entre les dépenses municipales motivé par le *spillover* en 2012. Par conséquent, les fonctions de reaction estimés pour dix catégories de dépenses en utilisant la méthode *generalized spatial two-stage least squares* (GS2SLS). Les résultats indiquent que les courbes de réaction sont pertinentes et inclinées positivement pour neuf entre dix types des services publics, y compris relation de complémentarité entre les coûts de municipalités avoisinantes. En ce qui concerne l'intensité des coefficients d'interaction, il est suggéré que sa plus grande amplitude est associée à une plus grande discrétion de l'administration locale. Ainsi, il y a une plus grande liberté de faire des changements dans les dépenses pour la culture et la sécurité publique, grâce à la forte magnitude dans le coefficient d'interaction. Toutefois, les dépenses sur l'éducation, la santé et l›administration publique sont mal réactive aux changements dans les municipalités voisines, en raison de l›existence de restrictions juridiques qui limitent le pouvoir de gérer ces variables. Il est soutenu que l›intensité de l›interaction stratégique peut être un vecteur important de l›induction à l›expansion des dépenses publiques.

Mots-clés: *spillover*; l'interaction stratégique; les dépenses municipales; GS2SLS.

JEL: H50; H23; H70.

1 INTRODUÇÃO

A provisão de serviços públicos é de fundamental importância no desenvolvimento de regiões em que o setor privado é pequeno ou não possui incentivos para investir. Do ponto de vista das firmas, algumas despesas do governo podem ser encaradas como insumos para o seu funcionamento, a exemplo de gastos com infraestrutura e saneamento, constituindo possível fator de atração para elas. A população residente usualmente aufere benefícios quando as despesas do ente governamental são empregadas na provisão de bens e serviços públicos, cujo consumo permite elevar o seu bem-estar.

No contexto do federalismo fiscal, a Constituição Federal atribui aos governos locais a responsabilidade de prover serviços básicos (distribuição de água e esgoto, transporte público, iluminação, educação fundamental e saúde básica), enquanto a esfera federal responsabiliza-se pelas forças armadas, pelo comércio internacional e pelo controle monetário. Uma das justificativas para essa divisão de papéis baseia-se na ideia de que há ganho de eficiência quando se realiza a descentralização fiscal, uma vez que, no caso dos governos locais, a sua maior proximidade da população residente implica menor assimetria de informação, permitindo aos municípios atender melhor às necessidades dos eleitores. Outra justificativa importante reside na hipótese de Tiebout (1956), sob a qual, na ausência de custos de transação, os residentes de uma jurisdição mudar-se-iam para outras cidades próximas em busca de um nível de provisão de bem público mais adequado à sua preferência. Desta maneira, a heterogeneidade das preferências dos consumidores seria compatível com diferentes níveis de provisão nos governos locais, favorecendo a descentralização.

Embora a hipótese de Tiebout (1956) possa ser considerada muito restritiva, tendo em vista que o cidadão representativo mudaria de residência para outra localidade em função do nível de provisão de bens públicos, não é difícil supor que os habitantes de uma dada jurisdição beneficiem-se também de serviços públicos providos por cidades vizinhas ao se deslocarem temporariamente para elas, como no caso das cidades-dormitórios. Neste sentido, o aumento da mobilidade urbana, por meio da escolha por transportes mais ágeis,[4] além do natural avanço da urbanização, confere incentivos a esse comportamento.

Assim, cabe considerar que não raro residentes de municípios vizinhos locomovem-se para cidades próximas, seja para estudar, seja para conseguir melhor atendimento médico ou ainda visitar exposições e eventos culturais, para citar apenas alguns exemplos. Tais situações são um indicativo para a existência de externalidades ou efeito *spillover* entre as localidades próximas.

A presença de *spillover* pode induzir os governos vizinhos ao comportamento estratégico. Nota-se que a estrutura de federalismo fiscal favorece a interdependência de decisões entre os governos, seja ela motivada por competição de recursos, seja por questões políticas ou por interferência mútua via provisão diferenciada de bens públicos. Em relação a esta última, assume-se que durante a escolha do nível de gasto público que maximiza o bem-estar de sua população, os governos locais podem levar em consideração que o bem público ofertado pelas cidades vizinhas também afeta o nível de satisfação dos seus residentes. Em outras palavras,

4. De acordo com a pesquisa do Ipea, intitulada *Sistema de Indicadores de Percepção Social (Sips) – Mobilidade Urbana*, no questionário aplicado a pessoas de 18 anos ou mais, a característica de rapidez predomina na escolha do meio de transporte. De maneira secundária, os usuários adotariam os critérios de disponibilidade e custo para selecionar o melhor transporte (Ipea, 2011).

da condição de primeira ordem obtida desse arranjo deriva a função de reação, que mostra a melhor resposta de um governo à mudança nos gastos dos demais.

Este artigo baseia-se no modelo de *spillover* orçamentário ou de gastos proposto por Case, Hines Júnior e Rosen (1993) para testar a existência de interação estratégica entre as despesas dos municípios brasileiros no ano de 2012. Isto é feito por meio da estimação da curva de reação entre os governos vizinhos locais. Como a literatura econômica não restringe a direção do coeficiente de reação, podemos encontrar uma relação positiva, indicando complementaridade nas despesas vizinhas; uma relação negativa, que apontaria para a relação de substituição nos gastos; ou até mesmo uma relação inexistente, no caso de a inclinação da curva não ser estatisticamente significante.

Partindo-se do modelo de Case, Hines Júnior e Rosen (1993), a significância da inclinação da curva de interação permite-nos identificar a ocorrência do *spillover*. Avaliar a existência desse mecanismo é importante porque na presença de externalidades positivas geralmente os benefícios sociais são superiores aos benefícios privados, tendo como consequência a subprovisão do serviço público.

Outro argumento que motiva o desenvolvimento do trabalho refere-se à possibilidade de percepção do governo federal com respeito aos gastos municipais. Nessa ótica, pode ser importante para a esfera superior conhecer a função de reação e em que direção ela ocorre, no intuito de melhor alinhar as políticas de provisão de bens e serviços públicos. Assim, para tornar mais eficiente o mecanismo de transferências voluntárias da União, por exemplo, seria necessário considerar se prepondera relação de substituição ou complementaridade para a categoria de gasto em questão.

Resumidamente, este trabalho contribui de três maneiras. Em primeiro lugar, é importante notar que existe ainda pouca contribuição nessa linha de pesquisa na literatura nacional, destacando-se os trabalhos de Mattos e Videira (2011) e Menezes (2012) como referências relevantes. Sendo assim, este estudo é uma tentativa de preencher essa lacuna. Diferentemente dos dois trabalhos citados, o modelo motivador desta análise – *spillover* orçamentário – é mais geral e menos restritivo em comparação com o modelo *yardstick competition* empregado pelos autores. Por consequência, sua aplicação é imediata, no sentido que não precisa atender a tantas hipóteses.

Um segundo ponto inovador refere-se à tentativa de disseminação de um método de estimação ainda pouco usado, mas eficiente e computacionalmente menos oneroso, o *generalized spatial two-stage least squares* (GS2SLS), sugerido por Kelejian e Prucha (1998). Grande parte dos estudos retratados baseia-se na estimação por máxima verossimilhança (MV). Assim, Kelejian e Prucha (1998) observam que a aplicação da MV em grandes amostras pode implicar elevado

esforço computacional, traduzido na forma de um tempo de processamento consideravelmente superior ao produzido por GS2SLS.

Em terceiro lugar, de maneira diferente das contribuições anteriores, a análise de interação estratégica é estendida para várias funções de despesa além do gasto total. Deste modo, permite-se compreender melhor a influência dos diferentes tipos de gasto na curva de reação resultante da despesa agregada. Além disso, torna-se possível uma comparação relativa à intensidade de interação por tipo de gasto.

Este trabalho está estruturado em seis seções, incluindo esta introdução. A seção 2 ilustra os principais modelos teóricos que levam à interação estratégica entre os governos. Na seção 3 estão resumidos os três estágios envolvidos no método de estimação por GS2SLS. A seção 4 discorre sobre as variáveis empregadas na modelagem e também apresenta as principais medidas estatísticas. Na seção 5 realiza-se a análise e a interpretação dos resultados obtidos para as curvas de reação. Por fim, a seção 6 encerra o trabalho com a exposição das principais considerações.

2 MODELOS DE INTERAÇÃO ESTRATÉGICA

Há na literatura econômica do setor público uma vasta quantidade de modelos teóricos de interação estratégica entre governos (Brueckner e Saavedra, 2001). Principalmente após os avanços da econometria espacial, com os modelos espaciais autorregressivos de Cliff e Ord (1973), Paelinck e Klaassen (1979) e de contribuições de Anselin (1988), houve expressivo aumento do número de trabalhos empíricos voltados para a estimação de curvas de interação entre entes federados.

De acordo com Brueckner (2003), esses modelos teóricos podem ser divididos em duas categorias: *spillover* e fluxo de recursos. Enquanto a primeira categoria diferencia-se por assumir interação direta entre as variáveis de escolha, na última as variáveis estratégicas afetam-se indiretamente. Assim, nos *spillovers* é comum encontrar estudos que relacionam gastos em serviços públicos sendo afetados diretamente pelos gastos de governos vizinhos. Já nos modelos baseados em fluxos de recursos, variáveis como despesas ou alíquotas de imposto de governos próximos afetam a alocação e a movimentação de algum recurso produtivo, capital ou trabalho, que, por sua vez, afeta a variável fiscal das jurisdições vizinhas.

Apesar da diferença entre as hipóteses adotadas pelas representações teóricas, tanto os modelos *spillover* quanto aqueles baseados na movimentação de recursos levam à derivação de funções de reação. Estimar tais funções permite inferir se existe ou não interação estratégica entre os entes governamentais e em que direção esta ocorre. A seguir, são exploradas as principais referências que compõem estas representações teóricas.

2.1 Efeito *spillover*

Os modelos que abordam o efeito *spillover* assumem que os benefícios de bens ou serviços públicos locais providos por um governo transbordam para governos vizinhos (Revelli, 2005). Residentes de cidades vizinhas podem se beneficiar de gastos com estradas de responsabilidade de uma outra cidade próxima ao transitarem por ela, por exemplo. Ou ainda, o aumento do gasto público em escolas por um município poderia induzir a redução do gasto nesse mesmo tipo de serviço de uma jurisdição vizinha, caso os estudantes possam aproveitar e migrar para a escola de mais recursos situada em outra cidade.

O caso clássico é atribuído a Case, Hines Júnior e Rosen (1993) na análise *spillovers* orçamentários entre estados norte-americanos. Os autores concluem que os governos subnacionais não tomam suas decisões de maneira isolada, dado que os dispêndios entre os governos estaduais de características semelhantes apresentaram dependência espacial. Neste sentido, estimaram (por meio do coeficiente da função de reação) que o impacto de US$ 1 de aumento no dispêndio de estados vizinhos seria respondido por um aumento médio de US$ 0,70 no próprio gasto de um estado representativo.

Em estudo mais recente que também focaliza a interdependência de despesas entre os estados dos Estados Unidos, Baicker (2005) obtém resultados que apontam para *spillovers* bem mais elevados do que os obtidos por Case, Hines Júnior e Rosen (1993), de praticamente um para um. Destaca-se que ambos os trabalhos distinguem-se no modo como qualificam os governos vizinhos. Em Case, Hines Júnior e Rosen (1993), a melhor forma de interação que explica a interdependência no gasto dá-se por proximidade racial. Assim, os vizinhos são estados que têm percentual de população negra semelhante. Já em Baicker (2005), os governos são vizinhos quando há forte mobilidade da população entre eles.

Solé-Ollé (2005) destaca que *spillovers* via gastos públicos podem ocorrer beneficiando populações de municípios vizinhos, mas que devido à externalidade gerada, os benefícios sociais superam os benefícios privados, levando à subprovisão do bem público. A esse respeito, o autor interpreta a magnitude do coeficiente da função de reação como sendo proporcional à ineficiência gerada pela não internalização das externalidades positivas, uma vez que os subsídios do governo central seriam insuficientes para corrigir a distorção.

Uma das poucas análises empíricas sobre *spillover* orçamentário em governos locais, o estudo de Solé-Ollé (2005) parece confirmar a existência de interação estratégica no gasto público em municípios da Espanha para o ano de 1999. Mais especificamente, o autor inova ao considerar a existência de congestionamento no bem público quando a população vizinha passa a consumir em outra localidade. Com respeito à definição de vizinhança, Solé-Ollé (2005) usa a ideia de

proximidade e institui uma distância máxima de 30 km para que jurisdições próximas sejam afetadas.

Em uma típica configuração de *spillover* sobre os gastos, como em Case, Hines Júnior e Rosen (1993), o bem-estar de um cidadão representativo residente na jurisdição i depende do consumo do bem privado (c_i), das características exógenas do local (X_i), dos níveis de dispêndio com serviços públicos do governo no qual reside (g_i) e dos governos adjacentes (g_n):

$$\mu_i = \mu(c(y_i, g_i), g_i, g_n, X_i). \tag{1}$$

O consumo do bem privado (c_i) é função da renda *per capita* (y_i) e dos gastos com serviços públicos (g_i):[5]

$$c_i = y_i - g_i. \tag{2}$$

Ao maximizar (1) com respeito a g_i, a condição de primeira ordem é:

$$\frac{\partial u}{\partial c_i}\frac{\partial c_i}{\partial g_i} + \frac{\partial u}{\partial g_i} = 0. \tag{3}$$

Como mostram Case, Hines Júnior e Rosen (1993), a maneira como g_n afeta g_i (a inclinação da função de reação) pode ser obtida diferenciando-se totalmente a condição (3) e rearranjando os termos:

$$\frac{\partial g_i}{\partial g_n} = \frac{\frac{\partial^2 u}{\partial g_i \partial g_n} - \frac{\partial^2 u}{\partial g_n \partial c_i}}{2\frac{\partial^2 u}{\partial g_i \partial c_i} - \frac{\partial^2 u}{\partial {g_i}^2} - \frac{\partial^2 u}{\partial {c_i}^2}}. \tag{4}$$

Uma vez que o denominador do lado direito da expressão (4) é positivo, o que vai determinar o sinal de $\partial g_i/\partial g_n$ é o numerador. Assim, a direção desse efeito depende se as despesas com serviços públicos dos governos vizinhos (g_n) são mais complementares com os gastos públicos próprios (g_i) ou se existe maior complementaridade com o consumo privado (c_i). Caso essa relação seja mais forte entre g_n e g_i e do que entre g_n e c_i , então $\partial g_i/\partial g_n > 0$. Portanto, conforme atestam Borck, Caliendo e Steiner (2006), a teoria não restringe quanto ao sinal da função de reação, sendo necessário estimá-la empiricamente para conhecer sua direção.

5. O gasto com serviço público pode ser visto como um bem público impuro (Brueckner, 2003). Além disso, Case, Hines Júnior e Rosen (1993) adicionam que o bem público é financiado totalmente com um imposto *lump-sum* (T_i) sobre os consumidores, de tal maneira que $T_i = g_i$.

Segundo Brueckner (2003), outro importante mecanismo de *spillover* é o chamado *yardstick competition*. Nesse modelo, desenvolvido por Besley e Case (1995), os eleitores não conseguem perceber o nível de eficiência do gasto público observando diretamente os gastos da sua jurisdição devido à assimetria de informação. Desta forma, via *spillovers* de informação dos governos próximos, o eleitorado pode comparar o nível de serviços públicos provido na sua cidade (relativamente à carga tributária) com o provido nas adjacências e inferir se há desperdício de recursos. Na percepção de desperdício ou ineficiência do gasto público, os eleitores podem punir o governante ao não votarem nele na próxima eleição. Sabendo desse comportamento do eleitorado e com o propósito de sinalizar sua conduta, o governante passa a replicar o comportamento fiscal dos governos vizinhos, elevando a provisão de bens públicos caso aqueles o façam, por exemplo, ou ainda diminuindo a alíquota de imposto quando os governos adjacentes realizam esse movimento.

A maior parte dos trabalhos que investiga a presença de *yardstick competition* encontra uma relação positiva entre os impostos locais. Exemplos disso são os estudos de Gérard, Jayet e Paty (2009) para municípios na Bélgica; Solé-Ollé (2003) em municípios espanhóis; e Schaltegger e Kuttel (2002) na interação dos cantões na Suíça. Para o Brasil, cabe destacar os estudos de Mattos e Videira (2011) e Menezes (2012), que adotaram as despesas dos governos municipais como variável estratégica, em vez de utilizarem a alíquota de imposto.

Após investigar o padrão de gastos municipais com educação entre os anos de 2002 a 2008, Menezes (2012) encontrou indícios de *yardstick competition*, isto é, os prefeitos, em anos de eleição, parecem imitar o comportamento dos municípios vizinhos, ao elevarem a despesa com educação para sinalizar à população de que eles estão provendo serviços públicos. Além disso, os resultados de Menezes (2012) apontam que os governos cujos prefeitos não podem ser reeleitos passam a responder com menor intensidade ao aumento da despesa na vizinhança, visto que não possuem incentivos para sinalizar sua qualidade ao eleitorado.

No trabalho de Mattos e Videira (2011), as variáveis de interesse são os dispêndios públicos com investimentos, saúde e educação no período compreendido entre 1997 e 2008. Os resultados sugeriram que há interação espacial positiva nos gastos de saúde e educação e que os governos locais respondem, ainda, mais aos seus vizinhos em anos eleitorais. Contudo, sabendo que a função de reação obtida por *yardstick competition* e por *spillover* orçamentário é a mesma, os autores não definem qual efeito prevalece, abrindo a possibilidade para a existência dos dois mecanismos de interação estratégica.

2.2 Modelos de fluxo de recursos

Nessa abordagem, os recursos referem-se basicamente aos fatores de produção capital e trabalho. A hipótese principal é de que estes recursos são sensíveis a variáveis fiscais controladas pelos governos nos quais residem. Em resposta à mudança local no nível dos impostos, por exemplo, os recursos movimentam-se para as localidades vizinhas cujo nível de imposto é mais baixo. Tal comportamento alinha-se com o modelo de Tiebout (1956), cuja expressão "*voting with their feet*" indica que os eleitores ou residentes insatisfeitos com a provisão de bens públicos ou grau de tributação mudam-se para outra cidade na busca de maximizar o seu bem-estar.

Os governos, cientes da sensibilidade dos recursos produtivos, passam a manipular as variáveis de escolha, de maneira a atrair os fatores produtivos para sua região. A aplicação mais comum do modelo baseado em fluxo de recursos ocorre em *tax competition*, ou competição tributária. Nessa representação teórica baseada em Mintz e Tulkens (1986), assume-se que um dos fatores (capital ou trabalho) é móvel e que, no equilíbrio, seu retorno líquido iguala-se entre as localidades. Neste caso, o retorno líquido do capital equivale ao seu produto marginal deduzido do imposto pago por unidade desse fator. Dada a mobilidade do capital, caso o governo local aumente o imposto sobre essa base, o retorno líquido recuará imediatamente. Em resposta, o capital migra para outra localidade em que o imposto é menor, até o ponto em que o aumento do produto marginal compensa totalmente o acréscimo do imposto, reestabelecendo a condição de equilíbrio.

Intuitivamente, em competição tributária o sinal esperado é positivo para a interação entre o imposto de um determinado governo e o imposto cobrado pelos governos vizinhos (Revelli, 2005). Em virtude desse comportamento para atrair a base de tributação, cada governo tende a reduzir tanto a sua alíquota de imposto que sua receita auferida pode se tornar incompatível com a provisão eficiente de bens públicos, levando a um nível subótimo (Winner, 2012). Todavia, Madiès (2008) ressalta que a previsão teórica é ambígua quanto ao sinal do relacionamento entre os impostos de diferentes governos. Segundo o autor, essa observação alinha-se com os resultados empíricos obtidos em Besley e Rosen (1998), Goodspeed (2000) e Boadway e Hayashi (2001).

Em estudo sobre o relacionamento de alíquotas de imposto sobre propriedade, Brueckner e Saavedra (2001) identificaram interação estratégica positiva entre setenta cidades na região metropolitana (RM) de Boston.[6] Outro aspecto importante desse estudo refere-se ao efeito redutor no coeficiente da função de

6. Embora os resultados sejam consistentes com competição tributária, os autores adicionam que o sinal positivo por si só não garante que se trata de *tax competition*, uma vez que não há rigorosamente uma direção definida para a inclinação da curva de reação derivada desse modelo. Assim, acrescentam que os modelos de *spillover* são igualmente importantes para explicar o resultado obtido.

reação quando medidas restritivas (como um teto para o imposto, por exemplo) são adicionadas, o que cria, portanto, um menor incentivo para responder à elevação dos impostos dos demais governos.

Com modelo semelhante, Buettner (2001) verificou evidências de complementaridade nos impostos locais sobre o faturamento das firmas na Alemanha. Ainda que impondo a escolha dos impostos de hoje com base nas características observadas no passado, os resultados indicaram relação positiva entre as variáveis fiscais dos governos vizinhos. Além disso, componentes exógenos importantes dos orçamentos locais, a exemplo das transferências, respondem negativamente ao aumento de imposto, apontando que uma queda nesses recursos faz com que os próprios governos locais aumentem seus impostos para financiar bens públicos.

Fredriksson, Millimet e List (2004) acrescentam que a interação estratégica entre os governos pode ocorrer também de maneira multidimensional, ou seja, além de escolherem o nível de imposto dada a escolha dos demais governos, também podem engajar-se simultaneamente em políticas alternativas para atrair capital e investimentos. Desta maneira, considerando como variáveis de escolha os gastos totais, o nível de imposto e os gastos com política antipoluição, concluem que uma vez que os estados vizinhos expandem seus dispêndios com bens públicos, a melhor resposta pode ser intervir em outra variável estratégica, como, por exemplo, reduzir o nível de poluição. Segundo Fredriksson, Millimet e List (2004), enquanto a alocação de capital é influenciada negativamente com o crescimento do imposto local sobre essa base, gastos com políticas antipoluição podem conferir mais incentivo à entrada do capital.

A literatura de interação estratégica por competição tributária foi estendida para captar o seu efeito na composição dos gastos públicos. De acordo com Keen e Marchand (1997), na busca por atrair capital os governos aumentam os gastos públicos com infraestrutura (insumos públicos às firmas); em compensação, acabam reduzindo o dispêndio com bens públicos de finalidade social, como gastos com políticas habitacionais e seguridade.

Em linha com a extensão teórica de Keen e Marchand (1997) e usando amostra de dezoito países da Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Econômico (OCDE), Winner (2012) identifica que a competição fiscal entre nações está positivamente associada com gastos públicos em infraestrutura, educação e saúde, mas negativamente relacionada com despesa pública em seguridade social e bem-estar. Baseando-se em modelo semelhante de competição fiscal, Borck, Caliendo e Steiner (2006) realizam um estudo de corte transversal para 435 municípios alemães e verificam que a despesa em infraestrutura de um município representativo reage positivamente ao gasto nessa modalidade por governos vizinhos, sugerindo relação de complementaridade. Entretanto, esses autores percebem uma relação de substituição entre as despesas municipais com ciência, cultura e benefícios sociais, ao que relacionam com efeitos *spillover*.

Ainda com respeito à contribuição de Borck, Caliendo e Steiner (2006), destaca-se a adoção da hipótese de complementaridade capital-trabalho qualificado,[7] com a qual se justifica a movimentação do capital em função da migração de trabalhadores de elevado capital humano. Assim, esses autores explicam que despesas públicas com cultura, tal como em teatros de ópera, podem ser uma forma de atrair mão de obra mais educada, que, por sua vez, atrai capital.

Outro modelo que pode ser enquadrado como pertencente à classe de fluxo de recursos é o *welfare competition*. Baseado em Wildasin (1991), o modelo parte do pressuposto de que o indivíduo representativo é altruísta e se beneficia ao contribuir para a redução da pobreza na região em que vive e, por isso, realiza transferências monetárias. Comparativamente ao *tax competition*, nesse esquema o recurso móvel é o trabalhador de baixa renda que se movimenta em resposta às transferências recebidas. Os benefícios transferidos aos pobres fazem o papel da variável estratégica.[8]

Enfim, a ampla variedade de estudos sobre influência mútua nas variáveis fiscais entre diferentes governos denota a importância do assunto. Conforme apresentado ao longo desta seção, existe suficiente suporte teórico que justifica a interação estratégica entre governos próximos, enquanto estes buscam maximizar o bem-estar de seus residentes. Esta interação pode ocorrer de diversas formas e por canais ou variáveis distintos. Ignorar tal processo pode ofuscar o entendimento de como administrações locais realizam sua política fiscal.

3 METODOLOGIA

A maioria dos trabalhos mencionados faz uso do método de MV para estimar empiricamente os modelos discutidos na seção anterior. Todavia, este método pode ser computacionalmente oneroso quando a amostra torna-se relativamente grande, como é o caso da análise de dados municipais. Além disso, Fiva e Rattso (2004) observam que o procedimento MV assume por hipótese que o erro da regressão possui distribuição normal, o que pode não ser apropriado. Optou-se, então, pelo método GS2SLS sugerido por Kelejian e Prucha (1998).

Com a finalidade de avaliar a ocorrência de *spillovers* entre os municípios, a seguinte função de reação é estimada com dados de corte transversal:

$$g_i^k = \lambda \sum_{j \neq i}^{n} w_{ij} g_j^k + x_i \beta + \varepsilon_i, \tag{5}$$

7. A hipótese de complementaridade entre capital e trabalho qualificado foi proposta por Griliches (1969). Neste sentido, espera-se maior elasticidade de substituição entre capital e trabalhadores com pouca habilidade do que entre capital e trabalhadores de elevado capital humano.

8. Uma explanação mais detalhada sobre *welfare competition* pode ser encontrada em Figlio, Kolpin e Reid (1999) e Saavedra (2000), na avaliação de programas de transferência dos Estados Unidos, além de Fiva e Rattso (2004) em estudo sobre políticas de distribuição de renda na Noruega.

em que g_i^k é o gasto *per capita* do município i com a função de despesa k; w_{ij} é o peso espacial que possibilita a ligação entre os municípios i e j; g_j^k é a despesa *per capita* do município j com a função de despesa k; x_i refere-se a um conjunto de características exógenas de i; e ε_i é o termo de distúrbio aleatório.

Uma vez que os dispêndios vizinhos afetam-se mutuamente, a estimação de (5) por simples mínimos quadrados ordinários (MQO) levará a estimadores inconsistentes devido à presença de endogeneidade no termo $w_{ij}g_j^k$ (Anselin, 1988). Uma forma usual de lidar com esse problema é realizar a estimação por variáveis instrumentais (VI), isto é, usar uma ou mais variáveis que estaria(m) correlacionada(s) com o termo $w_{ij}g_j^k$ mas que não seja(m) relacionada(s) com o termo de erro aleatório ε_i. Em relação a esse procedimento, adotam-se como VI as características exógenas dos vizinhos, como sugerido por Kelejian e Robinson (1993).

De maneira a simplificar o procedimento GS2SLS, torna-se útil expressar a equação 5 na forma matricial:

$$g = \lambda Wg + x\beta + \varepsilon. \tag{6}$$

Agora, g passa a denotar um vetor $n \times 1$, de observações da variável dependente. A matriz W, por sua vez, possui extensão $n \times n$ e contém os termos w_{ij} que relacionam espacialmente as jurisdições i e j, sendo chamada de matriz de pesos espaciais. Isto posto, o termo Wg é um vetor $n \times 1$ que é tipicamente referenciado como *lag* espacial,[9] cuja aplicação representa os gastos dos municípios próximos sob possível interação estratégica. A matriz X possui dimensão $n \times k$, com k variáveis exógenas, em que β é o vetor $k \times 1$ de parâmetros correspondentes.

Em relação a (6), o interesse do trabalho recai sobre a estimação do parâmetro espacial autorregressivo λ. Caso seja estatisticamente diferente de zero, surge indicativo de interação estratégica via *spillovers* nas despesas dos governos locais. Quando positivo, o sinal deste parâmetro indica que existe relação de complementaridade nas despesas públicas. Se for negativo, então prevalece a relação de substituição na variável estratégica.

Revelli (2005) atenta para o fato de que, para identificar a presença de *spillovers*, é preciso lidar com a possibilidade de o erro ε em (6) também seguir um processo espacial autorregressivo. Tal possibilidade poderia ser explicada pela ocorrência de choques de custos na provisão de serviços públicos em regiões vizinhas. Essa relação também poderia derivar da omissão no modelo de alguma variável importante que esteja correlacionada no espaço e que afeta os governos vizinhos de maneira semelhante.

9. Lesage (1999) destaca que essa denominação pode ser compreendida como uma analogia aos termos defasados temporalmente da econometria de séries temporais.

Seguindo, então, a recomendação de Revelli (2005), permite-se, no GS2SLS, que o erro de (6) assuma dependência espacial:

$$\varepsilon = \rho M\varepsilon + \mu. \tag{7}$$

Assim como na expressão anteriormente apresentada, a matriz de pesos espaciais M é responsável por indicar o nível de relacionamento entre os erros vizinhos. Aliás, uma vez que não há restrição entre M e W, para fins de simplificação assume-se neste trabalho que ambas são iguais, isto é, $M = W$.[10] Com respeito a μ, adota-se a hipótese de que este seja um erro bem-comportado.

Há diversas formas de se criar uma matriz de pesos espaciais. A maneira mais comum é por contiguidade, isto é, $w_{ij} = 1$ se as jurisdições i e j fazem fronteira entre si; caso contrário, $w_{ij} = 0$, com w_{ij} sendo nulo se $i = j$ (dado que uma cidade não é considerada vizinha dela mesmo). Outra maneira é atribuir a qualidade de vizinhos a jurisdições que possuam características ou populações semelhantes, mesmo que sejam separadas por grande distância. Para esse estudo de *spillovers* nas despesas dos governos locais, pode ser pouco aderente à nossa realidade considerar como influentes apenas os municípios de fronteira, excluindo cidades próximas não adjacentes, mas possivelmente influentes. Logo, não ignoramos a possibilidade de existência de transbordamento de benefícios advindos de gastos públicos de municípios maiores para municípios pequenos e afastados. Por conseguinte, lança-se mão de uma matriz de pesos espaciais baseada no inverso da distância, na qual:

$$w_{ij} = \begin{cases} \frac{1}{d_{ij}}, & \text{se } 0 < d_{ij} \leq C \\ 0, & \text{caso contrário} \end{cases}, \tag{8}$$

em que d_{ij} é a distância calculada entre os pontos centrais das unidades i e j com o auxílio das coordenadas geográficas (longitude e latitude); e C é o *cut-off* ou distância máxima na qual ainda existe interação entre as jurisdições. Quando a distância entre duas cidades quaisquer supera C, assumimos que não existe interação estratégica ou que ela é desprezível.

Para definir o *cut-off*, foi computada a distância mínima necessária na amostra para que todos os governos locais possuam pelo menos um vizinho. Procedendo desta maneira, é possível atender à convenção de normalização das linhas de W e M,

10. Tal pressuposto é tradicionalmente adotado nesta literatura de maneira implícita ou explícita (Kelejian e Prucha, 1998; Case, Hines Júnior e Rosen, 1993; Anselin, 1988). De maneira explícita, alguns autores testaram a possibilidade de $M \neq W$ e mostram que os resultados são semelhantes, o que nos fez seguir a análise com $M = W$.

ou seja, a soma dos pesos w_{ij} para cada linha deve ser igual à unidade.[11] Na prática, a aplicação do critério "pelo menos um vizinho" acaba sendo determinada pelo raio médio do município de maior área mais a menor distância necessária para alcançar o centro da cidade mais próxima deste.

Para satisfazer (8) sem remover nenhuma observação, o *cut-off* considerado foi de 275 km para toda a amostra. A exceção foi a função de despesa com segurança pública, cujos valores apresentaram-se geograficamente muito dispersos, sendo necessário usar um *cut-off* relativamente maior, de 350 km.[12]

A vantagem de se operar com o critério de matriz de pesos baseada em distância é que os municípios passam a ter ponderações distintas, com maior influência daqueles mais próximos, diferentemente da associação por contiguidade, na qual todos os municípios possuem igual peso. Isto não torna o mecanismo escolhido o único correto, uma vez que a elaboração de matrizes de pesos espaciais está sujeita à subjetividade do pesquisador, que deve ter como preocupação checar se os relacionamentos de vizinhança atendem às hipóteses do modelo a ser testado (Anselin, 1988). Neste sentido, acredita-se que é importante considerar os possíveis *spillovers* que ocorrem entre municípios próximos para além daqueles que fazem fronteira.

Arbia e Fingleton (2008) destacam que podem existir críticas a respeito da arbitrariedade na escolha de , isto é, os resultados da interação estratégica seriam sensíveis à seleção da forma da matriz de pesos. Em oposição à essa crítica, recentemente Lesage e Pace (2010) mostraram, por meio de simulações, que diferentes variações de matrizes espaciais baseadas em localização geográfica[13] levam a resultados semelhantes na estimação do parâmetro da curva de reação. Além do que, Lesage e Pace (2010) perceberam que alguns dos estudos anteriores (que criticam a subjetividade de W) podiam sofrer de má especificação no modelo, conjugada à errônea interpretação de que β[14] refletiria o verdadeiro efeito *ceteris paribus* de mudanças em na variável dependente.

11. De acordo com Kelejian e Prucha (2010), a normalização das matrizes espaciais é uma das hipóteses que garante com que os parâmetros λ e ρ situem-se em módulo, entre 0 e 1.

12. Um parecerista alertou-nos sobre a necessidade de testes com *cut-offs* menores. Tais análises foram realizadas, e quando utilizamos distâncias menores, o surgimento de "ilhas" foi crescente. Inclusive, quando tentávamos remover as observações das "ilhas", surgiram novas "ilhas". Isto deixou de ocorrer com os *cut-offs* estabelecidos neste trabalho, o que nos garante a existência de ao menos um vizinho (não "ilhas").

13. As matrizes espaciais podem ser construídas com base em "distâncias econômicas", condicionando interações em função da renda semelhante, por exemplo. Porém, Lesage e Pace (2010) alertam que tais configurações podem levar à dependência entre e , tornando a interpretação do modelo mais complicada. Segundo os autores, a adoção de matrizes baseadas em localização seria mais vantajosa devido à sua exogeneidade.

14. Drukker, Prucha e Raciborski (2013) esclarecem que uma mudança em uma observação na variável exógena X pode afetar todos os n valores da variável dependente endógena, visto que se trata de um sistema de equações simultâneas, indicando que β não pode ser interpretado como nos modelos de MQO. Mas empiricamente, os efeitos marginais de X na variável dependente podem ser numericamente muito próximos de β.

Em relação à estimação de (6) com (7), Anselin e Florax (1995) a denominam por modelo Sarar(1,1) devido ao processo espacial autorregressivo de primeira ordem na variável dependente e no termo de erro. Tendo em vista que o método GS2SLS é apropriado para lidar com o processo Sarar(1,1), apresenta-se a seguir os três estágios envolvidos na aplicação desse procedimento.

Com base em Kelejian e Prucha (1998), o primeiro estágio do GS2SLS envolve a introdução de variável instrumental para se obter uma estimativa de Wg não correlacionada com ε. Segundo os autores, são considerados como bons instrumentos as características exógenas dos vizinhos de primeira e segunda ordens (WX e W^2X), além das próprias características exógenas da unidade de investigação:

$$\widehat{Wg} = X\beta + \delta WX + \gamma W^2X + \xi. \tag{9}$$

Após o computo de (9), basta inserir a matriz $\widehat{Wg}$ na equação de interesse:

$$g = \lambda_1 \widehat{Wg} + X\beta + \epsilon. \tag{10}$$

Embora o problema de endogeneidade tenha sido resolvido, ainda não é possível inferir interação estratégica pelo coeficiente λ_1, visto que é preciso lidar com o possível processo espacial autorregressivo no erro.

No segundo estágio, os resíduos obtidos em (10) são empregados no método generalizado dos momentos para se estimar o coeficiente de *lag* espacial no erro (ρ). Basicamente, esse passo é definido pelos valores de ρ e σ_ε^2 – este último sendo a variância do termo em (7) – que minimizam a expressão:

$$\left[f_n - F_n\begin{pmatrix}\rho\\ \rho^2\\ \sigma_\mu^2\end{pmatrix}\right]'\left[f_n - F_n\begin{pmatrix}\rho\\ \rho^2\\ \sigma_\mu^2\end{pmatrix}\right], \tag{11}$$

em que as matrizes f_n e F_n relacionam os momentos amostrais baseados no resíduo $\hat{\epsilon}$:

$$F_n = \frac{1}{n}\begin{bmatrix} 2\sum \hat{\epsilon}_i\hat{\bar{\epsilon}}_i & -\sum \hat{\bar{\epsilon}}_i^2 & 1\\ 2\sum \hat{\bar{\epsilon}}_i\hat{\bar{\bar{\epsilon}}}_i & -\sum \hat{\bar{\bar{\epsilon}}}_i^2 & Tr(M'M)\\ \sum[\hat{\epsilon}_i\hat{\bar{\bar{\epsilon}}}_i + \hat{\bar{\epsilon}}_i^2 & -\sum \hat{\bar{\epsilon}}_i\hat{\bar{\bar{\epsilon}}}_i & 0\end{bmatrix}, \qquad f_n = \frac{1}{n}\begin{bmatrix}\sum \hat{\epsilon}_i^2\\ \sum \hat{\bar{\bar{\epsilon}}}_i^2\\ \sum \hat{\bar{\epsilon}}_i\hat{\bar{\bar{\epsilon}}}_i\end{bmatrix}. \tag{12}$$

Vale notar que os termos $\overline{\epsilon_i}$ e $\overline{\overline{\epsilon_i}}$ referem-se ao *lag* espacial de primeira e segunda ordens do distúrbio aleatório, respectivamente. Ou seja, $\overline{\epsilon_i} = M\epsilon$ e $\overline{\overline{\epsilon_i}} = M^2\epsilon$.

Uma vez estimado $\hat{\rho}$, faz-se necessário considerá-lo para que λ corresponda ao verdadeiro efeito de interação estratégica. Essa imputação é executada no terceiro passo do método GS2SLS pela transformação de Cochrane-Orcutt.[15] Deste modo, a equação (10) pode ser reestimada depois que for efetuado o ajuste nas variáveis gastos públicos e características exógenas:

$$g_* = g - \hat{\rho}Wg, \tag{13}$$

$$X_* = X - \hat{\rho}WX, \tag{14}$$

$$g_* = \lambda_2 Wg_* + X_*\beta + \epsilon. \tag{15}$$

Na presença de autocorrelação espacial significante no termo de erro, λ_2 deve divergir de λ_1, indicando existência de viés caso ela não seja controlada. Portanto, a estimação de (15) passa a ser o foco da parte empírica a ser discutida na seção 5. Na seção seguinte, analisamos os dados empregados e discutimos os seus possíveis efeitos dentro do modelo.

4 APRESENTAÇÃO DOS DADOS

Para avaliar a existência de interdependência nos gastos dos governos municipais, foram escolhidas dez no total de 28 funções de despesa referentes ao ano de 2012, além do gasto consolidado. O critério de escolha destas despesas justifica-se em face da sua representatividade enquanto responsabilidade[16] dos governos locais como entes federados.

Durante o período em análise, existiam 5.565 municípios, dos quais 5.175 disponibilizaram informações sobre receitas e despesas no relatório Finanças do Brasil (Finbra). Após remover as unidades que assinalaram gasto nulo ou possuíam informações incompletas, restaram 5.154 observações, que foram usadas para realizar o estudo em corte transversal. Na abertura por categoria de despesa, o número de observações muda porque nem todos os governos dispõem ou efetuam gastos nessas modalidades. Os dados e sua definição são apresentados no quadro 1.

15. Esse procedimento foi inicialmente proposto por Cochrane e Orcutt (1949) para lidar com autocorrelação no termo de erro em séries temporais, sendo posteriormente estendido para a econometria espacial.

16. Segundo Rezende (2007), algumas despesas que são atribuídas por lei a uma esfera de governo podem ser, na prática, alocadas por outra. Esse é o caso da provisão de serviços de assistência social, cuja responsabilidade legislativa é federal; no entanto, os governos locais têm assumido sua execução. Desta forma, as despesas selecionadas neste trabalho seguem o perfil da responsabilidade observada (de facto), conforme Resende (2007).

QUADRO 1
Descrição dos dados

Variável	Definição	Fonte
Longitude	Longitude da localidade em grau decimal.	IBGE
Latitude	Latitude da localidade em grau decimal.	IBGE
Densidade	Densidade populacional em habitantes/km².	IBGE
Desemprego	Percentual da população desocupada de 16 anos ou mais no ano de 2010.	Datasus
Inativos_i	Percentual da população com até 14 anos.	Datasus
Inativos_s	Percentual da população com 65 anos ou mais.	Datasus
PIB[1]	Produto interno bruto (PIB) *per capita* municipal em reais correntes de 2010.	IBGE
Rural	Variável *dummy* que assume valor 1 se o município é rural.	IBGE
Rz. imp	Percentual calculado como razão entre arrecadação própria com impostos e receita orçamentária. São considerados o Imposto sobre a Propriedade Predial e Territorial Urbana (IPTU), o Imposto sobre Serviços de Qualquer Natureza (ISS) e o Imposto sobre Transmissão "Intervivos" de Bens Imóveis e de Direitos Reais sobre Imóveis (ITBI).	Finbra
Transf. União[2]	Transferências intergovernamentais da União: soma das cotas do Fundo de Participação dos Municípios (FPM), Imposto sobre a Propriedade Territorial Rural (ITR), Imposto sobre Operações de Crédito (IOF) ouro, cotas por exploração de recursos naturais, transferências do Sistema Único de Saúde (SUS), Fundo Nacional de Assistência Social (FNAS), Fundo Nacional de Desenvolvimento da Educação (FNDE) e transferências financeiras do Imposto sobre Circulação de Mercadorias e Serviços (ICMS).	Finbra
Total[2]	Despesa total do município.	Finbra
Assist. social[2]	Gastos com assistência social. Envolve as subfunções: assistência ao idoso; ao portador de deficiência; à criança e ao adolescente; e comunitária.	Finbra
Administrativo[2]	Gastos com administração geral. Compreende despesas com planejamento e orçamento, administração geral, administração financeira, controle interno, normatização e fiscalização, tecnologia da informação (TI), ordenamento territorial, formação de recursos humanos, administração de receitas, administração de concessões e comunicação social.	Finbra
Cultura[2]	Gastos com cultura. Abrange despesas com patrimônio histórico, artístico e arqueológico e difusão cultural.	Finbra
Desporto e lazer[2]	Despesa com desporto e lazer. Envolve despesas com desporto de rendimento, desporto comunitário e lazer.	Finbra
Educação[2]	Constam nessa função: gastos com ensino fundamental, médio, profissional, educação infantil, educação de jovens e adultos (EJA) e educação especial.	Finbra
Habitação[2]	Soma de gastos com habitação rural e urbana.	Finbra
Saneamento[2]	Envolve saneamento básico rural e urbano.	Finbra
Saúde[2]	Os gastos com saúde compreendem atenção básica, assistência hospitalar e ambulatorial, suporte profilático e terapêutico, vigilância sanitária e epidemiológica, e alimentação e nutrição.	Finbra
Seg. pública[2]	Compreende os dispêndios com policiamento, defesa civil e informação e inteligência.	Finbra
Urbanismo[2]	Gastos com infraestrutura urbana, serviços urbanos e transporte coletivo urbano.	Finbra

Elaboração dos autores.
Notas: [1] Cabe notar que a variável produto interno bruto (PIB) *per capita* pode sofrer de algum grau de endogeneidade em função de possuir, na sua composição, a arrecadação de impostos. Em face da importância do PIB para controlar as mudanças de renda entre os municípios, optou-se por mantê-lo na estimação.
[2] Despesas e transferências em reais *per capita* de 2012.

As variáveis de controle empregadas referem-se a características macroeconômicas e demográficas, comumente usadas neste tipo de trabalho. O efeito destas variáveis exógenas é o de deslocar o intercepto da curva de reação. Deste modo, considera-se como características: densidade populacional, taxa de desemprego, percentual de jovens e idosos, produto interno bruto (PIB),

transferências recebidas da União, peso do imposto próprio arrecadado na receita e se o município possui mais de 50% de domicílios em área rural.

A densidade populacional contém dois elementos importantes: número de habitantes e área do município. É importante considerar essas duas características em conjunto, pois lidam com o possível problema de supervalorização de municípios que têm grande população total em função de maior área habitável, mas que podem não exercer muita influência nos demais. Espera-se que a densidade populacional apresente sinal positivo, uma vez que importantes cidades são mais densamente povoadas, constituindo um fator de pressão por mais serviços públicos.

O desemprego foi adicionado para capturar a situação do mercado de trabalho e da renda. A maior taxa de desocupação (29,41%) está localizada na região Nordeste; entretanto, o mercado de trabalho confere mais oportunidades na região Sul, em que o percentual é quase metade da média nacional. O sinal esperado para esse componente pode variar dependendo do tipo de gasto a ser considerado. De maneira geral, um mercado de trabalho aquecido implica maior fluxo de renda e, portanto, maior demanda por bens e serviços. Mas cabe considerar a possibilidade de o governo atuar com políticas anticíclicas, o que poderia indicar sinal positivo para o desemprego.

Outra variável que atua como controle para a renda é o PIB *per capita*. Para essa característica, há uma enorme disparidade: a razão entre a renda *per capita* mais alta e a menor é cerca de 123 vezes. As maiores rendas são de cidades ligadas ao setor industrial, tendo os municípios do estado de São Paulo elevada representação nesse aspecto. Uma vez que a arrecadação de impostos cresce com o aumento da produção de bens e serviços, entende-se que o PIB *per capita* deve contribuir positivamente para as despesas dos governos locais.

O peso da população em idade potencialmente inativa é outro fator que auxilia a captar as preferências das unidades de estudo. Foram incluídos dois grupos – jovens e idosos. Um maior quantitativo de ambos indica alta dependência em relação à força de trabalho em idade produtiva. Se, por um lado, maior dependência implica menos renda em circulação e possível redução da demanda em função desta, por outro, pode suscitar a atenção do governo local para maior aplicação de recursos em modalidades que sejam representativas para essas faixas etárias. Assim, a direção na qual essas variáveis entram na estimação pode divergir em face da categoria de despesa analisada. Cabe destacar que nos últimos anos o país vem enfrentando o envelhecimento da sua população e redução da proporção de jovens, contribuindo para isso a redução da taxa de fecundidade e o aumento da expectativa de vida.

Com o propósito de diferenciar o efeito da urbanização no nível de gastos, foi adicionada a variável *dummy* "*Rural*". Conforme tabela 1, 28,15% da amostra encontra-se em área rural. Nesse aspecto, as regiões menos urbanizadas são o Nordeste e o Sul,

com 41,70% e 35,10%, respectivamente. Como o desenvolvimento das cidades faz-se acompanhado pelo aumento da disponibilidade de novos produtos e serviços, intuitivamente espera-se que a variável "*Rural*" apresente sinal negativo.

TABELA 1
Estatística descritiva

Variável	Número de observações	Média	Desvio-padrão	Mínimo	Máximo
Longitude	5.154	-46,37	6,38	-72,92	-34,82
Latitude	5.154	-16,93	8,17	-33,52	4,48
Densidade	5.154	113,03	591,83	0,10	13.024,60
Desemprego	5.154	6,22	3,61	0,06	29,41
Inativos_i	5.154	25,02	4,83	7,43	49,35
Inativos_s	5.154	8,50	2,43	1,47	20,49
PIB	5.154	12.945,15	14.180,58	2.404,20	296.884,70
Rural	5.154	0,28	0,45	0,00	1,00
Rz. imp	5.154	4,96	5,43	0,06	46,39
Transf. União	5.154	1.253,00	767,32	171,71	9.066,10
Total	5.154	2.491,66	1.200,04	277,47	18.253,99
Assist. social	5.117	102,34	81,54	0,40	1.340,92
Administrativo	5.148	389,73	352,83	21,52	8.161,05
Cultura	4.666	32,06	42,69	0,01	828,56
Desporto e lazer	4.777	31,73	45,71	0,01	776,73
Educação	5.124	717,10	269,86	19,37	3.481,42
Habitação	1.957	33,97	104,71	0,00	2.343,58
Saneamento	3.364	68,38	102,84	0,00	1.797,48
Saúde	5.111	551,07	258,36	6,08	3.196,99
Seg. pública	2.166	14,95	27,22	0,00	344,50
Urbanismo	5.011	232,21	210,34	0,02	3.269,45

Elaboração dos autores.[17]

Quanto aos recursos disponíveis, é relevante incluir nas variáveis independentes as transferências recebidas da União.[18] Tais recursos representam em torno de 50,0% da dotação orçamentária dos governos locais. Na sua composição, chama atenção o elevado peso do Fundo de Participação dos Municípios (FPM), com 72,1%, seguido pelas transferências relativas ao Sistema Único de Saúde (SUS), com 15,0%. Com relação ao FPM, este é formado basicamente por parte da arrecadação do Imposto de Renda (IR) e pelo Imposto sobre Produtos Industrializados (IPI),

17. Agradecemos a um parecerista por nos alertar sobre a existência de valores próximos de zero ou mesmo nulos. Cabe salientar que tais valores dizem respeito a variáveis *dummy* (0 ou 1) e outras em que os valores mínimos são realmente próximos de zero, mas na tabela são apresentados com valor zero por considerarmos somente duas casas decimais.

18. Uma justificativa que nos leva a considerar as transferências da União baseia-se na possibilidade de estas condicionarem a ocorrência de algum padrão espacial entre os dispêndios de municípios vizinhos. Neste sentido, poderia ser importante também considerar as transferências dos estados aos governos locais; entretanto, constatamos tratar-se de valores pouco expressivos quando comparados com as transferências da União. Em média, as transferências do governo federal aos municípios representam aproximadamente 3,5 vezes a transferência dos estados.

ambos de responsabilidade do governo federal, sendo que sua distribuição depende do tamanho da população do município e da renda *per capita* de cada estado.

Além das transferências da União, foi acrescentado o percentual de arrecadação própria em relação à receita orçamentária para considerar a eficiência relativa na captação dos governos locais. Para compor esse fator, foram usados o Imposto sobre a Propriedade Predial e Territorial Urbana (IPTU), o Imposto sobre Serviços de Qualquer Natureza (ISS) e o Imposto sobre Transmissão "Intervivos" de Bens Imóveis e de Direitos Reais sobre Imóveis (ITBI). Entre estes impostos, o mais importante é o ISS, responsável por 65,3% dessa captação. Entretanto, tendo em vista a grande dependência das transferências de recursos da União, a arrecadação pelo ISS responde por apenas 3,0% do orçamento total.

5 ANÁLISE DOS RESULTADOS

Antes da realização das estimações, foram computadas as estatísticas Moran I para todas as despesas, com a finalidade de testar a ocorrência de autocorrelação espacial. Os resultados (Apêndice) indicam que os dispêndios vizinhos possuem interação espacial positiva entre si.

Na tabela 2 foram geradas diferentes regressões para dez categorias de despesa, além do gasto agregado. O número de observações (N) diverge para cada coluna devido à remoção dos municípios cujos gastos foram declarados como nulos para as categorias em questão. Para fins de comparação e análise da evolução dos parâmetros, o resultado de cada passo da estimação por GS2SLS foi disponibilizado.

Os valores dos coeficientes de interesse (λ e ρ) são, em módulo, menores do que a unidade, atendendo à hipótese de inversão da matriz ($I - \lambda W$) quando W é linha-normalizada, como proposto por Anselin (1988). A alta significância apresentada no segundo estágio para o coeficiente de erro espacial (ρ) indica que é importante controlarmos para esse efeito. Conforme discutido anteriormente, a alta significância no erro espacial revela a possibilidade de ocorrência de choques não observáveis relacionados a ciclos econômicos, ou ainda devido à omissão de alguma outra variável que esteja correlacionada com a distância. Revelli (2005) adiciona que a correlação no erro espacial também pode surgir no caso em que se ignora interação vertical com os governos de ordem superior. Esse não parece ser o caso, visto que foram consideradas as transferências da União aos municípios.

Em particular, apenas no grupo de saneamento básico o modelo de erro espacial não se ajusta adequadamente, o que, neste caso, contribui para que os coeficientes das variáveis explicativas não sofram grandes alterações após o cômputo do método Cochrane-Orcutt do terceiro estágio. De fato, nessa categoria, a inclinação da curva de reação é muito semelhante no primeiro e no último estágios.

Ainda com respeito aos valores obtidos de ρ, o sinal positivo apresentado na maioria dos casos implica viés de alta para os coeficientes da função de reação obtida no primeiro estágio. Desta forma, após controlarmos para a ocorrência de erro espacial, a magnitude do coeficiente λ tornou-se menor no terceiro estágio, visto que estava superestimado anteriormente, quando o erro espacial não era considerado. De maneira contrária, o valor de λ cresceu no terceiro estágio, quando o coeficiente do modelo de erro espacial foi negativo e significante. Esse é o caso dos gastos municipais na categoria habitação.

Em relação aos gastos totais, a inclinação da curva de reação é positiva e relativamente pequena, sendo estatisticamente significante a apenas 10%. Esse resultado chama atenção para a possibilidade de alguns componentes ofuscarem a interação espacial. Destaca-se que dentro da despesa total estão incluídos gastos que não se alinham com a provisão de serviços públicos, como encargos especiais ligados a refinanciamento da dívida.

Ao se observar a abertura por função de despesa, as evidências de interação estratégica entre municípios próximos ficam mais fortes em quase todas as categorias estudadas. Em praticamente todas elas, a melhor resposta de um município quando seus vizinhos próximos elevam seus gastos é de aumentar sua própria despesa, o que sinaliza interação de complementaridade.

A exceção a esse comportamento fica por conta das despesas com educação. Nessa categoria, a inclinação da função de reação é pequena e negativa, o que poderia indicar um efeito substitutivo em função da ocorrência de *spill in*, isto é, o aumento de recursos para escolas por um município poderia fazer com que cidades vizinhas reduzam o seu dispêndio quando percebem que seus estudantes tiram proveito dessa situação, ao se movimentarem para escolas com mais recursos. Mas a ausência de significância do parâmetro de educação não permite fazer essa inferência. Há que se considerar a existência de pouca discricionariedade nessa categoria. Segundo o Artigo 212 da Constituição Federal,[19] os estados e municípios devem aplicar um mínimo de 25% da receita para a manutenção e o desenvolvimento do ensino. De fato, em relação às receitas orçamentárias, em 2012 os municípios aplicaram até mais, cerca de 30% do seu orçamento para despesas com educação, o que sinaliza um elevado comprometimento de recursos para essa finalidade. Além disso, é possível que a interação estratégica em gastos educacionais tenha se reduzido continuamente no tempo, tornando-se insignificante no ano de 2012. Em adição à essa observação, Menezes (2012) verificou que após a introdução do Índice de Desenvolvimento da Educação Básica (Ideb) em 2007, foi percebida uma redução da interação espacial quanto às despesas municipais em educação.

19. Disponível em: <http://goo.gl/zaRrL>.

Com relação à saúde, percebe-se interação positiva e significante, porém relativamente pouco reativa. Para essa função de despesa, a exemplo da educação, deve existir menor discricionariedade do governo para efetuar mudanças no nível de provisão desse serviço. Reforça esse argumento a Lei Complementar (LC) nº 141 de 2012,20 pela qual os municípios devem aplicar anualmente um mínimo de 15% da arrecadação dos impostos em serviços públicos de saúde. É importante ressaltar que as transferências da União incluem os recursos do SUS, que, por terem destinação específica, contribuem para a menor necessidade de desembolso adicional para esta função de despesa, justificando a baixa interação.

Em Mattos e Videira (2011), tanto a educação quanto a saúde responderam positivamente aos gastos vizinhos, com coeficientes de magnitude considerável. Porém, é preciso notar que esses autores realizaram uma composição diferente nas variáveis para que fossem comparáveis ao longo do tempo. Assim, descrevem que na rubrica saúde foi incluída a categoria saneamento, enquanto para educação foram adicionadas as despesas com cultura e desporto. É bem possível que esse ajuste nas variáveis possa ter contribuído para elevar o coeficiente de reação.

Na variável que representa as despesas administrativas também há indício de menor sensibilidade aos movimentos dos vizinhos. Como essa categoria representa o funcionamento da máquina pública local, a maior rigidez pode estar relacionada a subcomponentes que são pouco flexíveis a mudanças, como folha de pagamentos.

Pelo lado das funções de despesa com maior inclinação, figuram os gastos com segurança pública e cultura. O alto coeficiente encontrado para segurança pública pode indicar que, em resposta ao aumento de policiamento das cidades vizinhas, há forte incentivo para elevar mais o próprio gasto em segurança, em aversão à possibilidade de migração da criminalidade de áreas que receberam reforço policial para localidades vizinhas.

No que se refere à cultura, a maior inclinação da curva de reação relativamente à função de desporto e lazer remete-nos à interpretação de Borck, Caliendo e Steiner (2006). Segundo esses autores, enquanto os serviços públicos de cultura são mais acessados pela população de alta renda e mais instruída, serviços de desporto e lazer são demandados pelo público de renda mais baixa e de menor instrução. Sob esse ponto de vista, o coeficiente mais elevado para a cultura indicaria maior disposição do governo local de atrair mão de obra instruída. Em observação a esse argumento, adiciona-se que os gastos com assistência social estão possivelmente associados à população de baixa renda, sendo o seu coeficiente de reação bastante semelhante à categoria que compreende desporto e lazer.

20. Disponível em: <http://goo.gl/UhmSZ3>.

TABELA 2
Resultado da Estimação por *Generalized Spatial Two-Stage Least Squares* (GS2SLS)

	G. Tot.	Adm.	Seg.	Educ.	Saúde	Lazer	A. soc	Urb.	Cult.	San.	Hab.
					1ª estágio						
Constante	-369,132**	-316,241***	-14,602	-391,481***	125,898***	-17,283*	-96,445***	-133,937***	-72,995***	38,216	-72,038**
	(153,911)	(69,419)	(9,305)	(66,303)	(42,081)	(10,140)	(14,890)	(48,396)	(13,100)	(32,114)	(33,233)
PIB	0,029***	0,008***	0,000***	0,006***	0,005***	0,001***	0,001***	0,003***	0,001***	0,001**	0,000**
	(0,003)	(0,002)	(0,000)	(0,001)	(0,001)	(0,000)	(0,000)	(0,001)	(0,000)	(0,000)	(0,000)
Desemprego	-7,135***	3,878***	0,298	-1,153	-1,002	-0,176	1,024***	3,403***	0,724***	0,143	0,495
	(2,503)	(1,372)	(0,188)	(0,865)	(0,838)	(0,205)	(0,365)	(0,666)	(0,233)	(0,511)	(0,658)
Densidade	-0,010	-0,005	0,001***	-0,017*	0,006	-0,001	-0,002	-0,004	-0,002***	0,005	0,002
	(0,029)	(0,005)	(0,001)	(0,009)	(0,008)	(0,001)	(0,001)	(0,006)	(0,001)	(0,005)	(0,002)
Rural	76,610***	6,584	0,741	70,981***	-10,085**	-1,020	-7,247***	-30,941***	-1,476	0,179	-11,366***
	(17,109)	(9,127)	(0,932)	(6,811)	(4,315)	(1,484)	(1,932)	(5,413)	(1,329)	(3,924)	(4,329)
Inativos_i	13,160***	4,678***	0,126	20,662***	-2,811***	0,072	1,983***	1,608	1,246***	-0,989	1,192
	(3,410)	(1,605)	(0,212)	(1,296)	(0,881)	(0,226)	(0,330)	(1,011)	(0,288)	(0,656)	(0,785)
Inativos_s	-10,180	-0,366	-0,203	1,627	-4,673**	-0,585	-1,375**	-2,193	0,772*	-3,404**	1,512
	(7,683)	(3,500)	(0,419)	(2,340)	(1,907)	(0,448)	(0,634)	(2,236)	(0,460)	(1,434)	(1,588)
Transf. União	1,188***	0,253***	0,003**	0,204***	0,235***	0,022***	0,070***	0,112***	0,018***	0,025***	0,031***
	(0,018)	(0,016)	(0,001)	(0,007)	(0,006)	(0,002)	(0,003)	(0,009)	(0,002)	(0,005)	(0,005)
Rz. imp	39,635***	4,518***	0,613***	8,857***	6,481***	0,473**	0,959***	8,049***	0,376	1,244**	0,645
	(3,251)	(1,347)	(0,170)	(0,900)	(0,690)	(0,207)	(0,265)	(1,405)	(0,251)	(0,529)	(0,639)
λ	0,231***	0,328***	0,886***	0,276***	0,278***	0,422***	0,469***	0,490***	0,916***	0,536***	0,490*
	(0,030)	(0,054)	(0,098)	(0,081)	(0,040)	(0,094)	(0,044)	(0,055)	(0,099)	(0,156)	(0,270)
					2º estágio						
ρ	0,953***	0,589***	0,377**	0,959***	0,777***	0,663***	0,717***	0,602***	0,400***	-0,128	-0,625***
	(0,068)	(0,091)	(0,182)	(0,042)	(0,054)	(0,089)	(0,070)	(0,113)	(0,115)	(0,213)	(0,158)
					3ª estágio						
Constante	-202,108	-270,520***	-9,512	-264,796**	150,850**	-5,460	-83,369***	-75,147	-67,509***	35,654	-81,145***
	(231,456)	(74,459)	(9,882)	(122,976)	(56,943)	(12,088)	(17,335)	(57,448)	(13,448)	(31,114)	(27,682)
PIB	0,028***	0,008***	0,000***	0,005***	0,005***	0,001***	0,001***	0,003***	0,001***	0,001**	0,000***
	(0,003)	(0,002)	(0,000)	(0,001)	(0,001)	(0,000)	(0,000)	(0,001)	(0,000)	(0,000)	(0,000)
Desemprego	-4,278	3,296**	0,196	-3,729***	-1,100	-0,411*	0,523	2,149***	0,589**	0,189	0,554
	(2,749)	(1,485)	(0,195)	(0,944)	(0,866)	(0,227)	(0,398)	(0,773)	(0,252)	(0,490)	(0,529)
Densidade	-0,021	-0,004	0,001	-0,027***	0,005	-0,001	-0,002	-0,005	-0,002***	0,005	0,002
	(0,032)	(0,006)	(0,001)	(0,010)	(0,010)	(0,001)	(0,001)	(0,006)	(0,001)	(0,005)	(0,001)
Rural	58,338***	3,019	0,148	62,059***	-6,922	-0,622	-6,098***	-32,106***	-2,056	0,087	-10,310***
	(17,444)	(9,176)	(0,944)	(6,830)	(4,376)	(1,482)	(1,950)	(5,616)	(1,365)	(3,900)	(3,894)
Inativos_i	17,449***	3,564**	-0,021	27,184***	-3,228***	-0,225	1,955***	0,400	1,120***	-0,926	1,398**
	(3,933)	(1,745)	(0,227)	(1,520)	(1,056)	(0,277)	(0,371)	(1,171)	(0,288)	(0,635)	(0,633)
Inativos_s	-6,838	0,141	-0,325	0,065	-4,509**	-0,750	-1,550**	-3,160	0,705	-3,403**	1,522
	(8,761)	(3,701)	(0,448)	(2,664)	(2,139)	(0,506)	(0,689)	(2,498)	(0,475)	(1,409)	(1,355)
Transf. União	1,218***	0,258***	0,003***	0,219***	0,239***	0,023***	0,071***	0,117***	0,019***	0,024***	0,029***
	(0,019)	(0,016)	(0,001)	(0,008)	(0,006)	(0,002)	(0,003)	(0,009)	(0,002)	(0,005)	(0,005)
Rz. imp	38,196***	4,671***	0,619***	8,404***	6,446***	0,499**	1,092***	8,213***	0,409	1,220**	0,672
	(3,447)	(1,311)	(0,173)	(0,919)	(0,693)	(0,215)	(0,274)	(1,459)	(0,256)	(0,523)	(0,580)
λ	0,122*	0,275***	0,876***	-0,079	0,247***	0,327**	0,363***	0,408***	0,855***	0,533***	0,625***
	(0,074)	(0,075)	(0,136)	(0,145)	(0,065)	(0,139)	(0,086)	(0,089)	(0,142)	(0,146)	(0,179)
R^2	0,81	0,47	0,30	0,49	0,72	0,28	0,55	0,36	0,25	0,11	0,08
N	5.154	5.148	2.166	5.124	5.111	4.777	5.117	5.011	4.666	3.364	1.957

Elaboração dos autores.
Notas: * Significante a 10%.
** Significante a 5%.
*** Significante a 1%.
Obs.: 1. Desvio-padrão entre parênteses.
2. R^2 refere-se ao primeiro estágio.

As funções de gasto com urbanismo, saneamento e habitação apontam para ocorrência de moderada interação estratégica positiva. A proximidade dessas funções em termos de magnitude na inclinação da curva de reação pode refletir o seu grau de complementaridade. A execução de programas habitacionais é acompanhada frequentemente da ampliação dos serviços de saneamento e infraestrutura urbana. Esse fato justifica que a reação aos gastos vizinhos seja parecida nas três modalidades.

Entre as variáveis independentes do modelo, sobressaem-se o PIB e as transferências da União devido à sistemática significância apresentada em todas as estimações. Ambas afetam os dispêndios municipais de maneira positiva, com maior magnitude para as transferências.

Conforme esperado, a arrecadação de impostos próprios na receita também contribui positivamente para maior gasto agregado. Porém, nas categorias de cultura e habitação, o seu coeficiente não é estatisticamente diferente de zero.

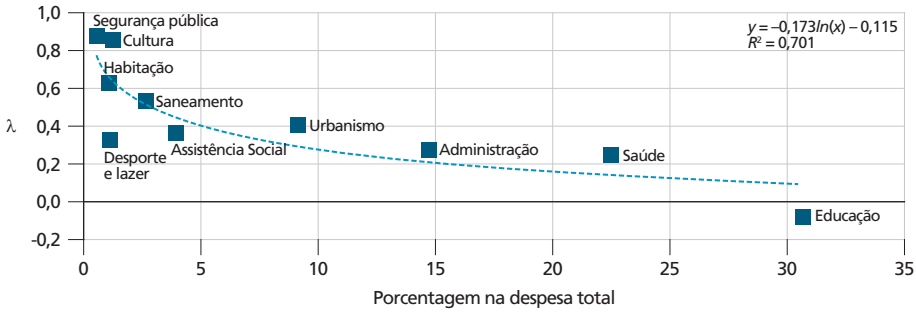
Para as demais variáveis que capturam as características exógenas dos municípios, houve alternância dos sinais e de nível de significância, dependendo da categoria de despesa.

Ao plotarmos as inclinações das curvas de reação em função dos respectivos pesos na despesa total, surge um padrão interessante. A magnitude de reação reduz-se à medida que a despesa analisada ganha espaço. Uma plausível explicação para esse fato é de que a discricionariedade dos governos municipais é reduzida quando se trata de certas categorias de despesa. Parece existir pouca margem para os gestores públicos modificarem gastos com educação, saúde e administração, por exemplo. Nessas modalidades, a pressão da sociedade por melhores serviços cresceu bastante nos últimos anos, tornando esses dispêndios elevados e com baixa possibilidade de manobra.

Entretanto, no caso da necessidade de uma redução de gastos, tanto para o município em questão quanto para os vizinhos, uma maior redução relativa seria percebida nas funções de cultura e segurança pública do que nas demais. Isto é, os municípios reagiriam reduzindo despesas mais fortemente nessas categorias do que na saúde e na educação. Com respeito à segurança pública, cabe lembrar que grande parte do efetivo com policiamento advém dos estados, o que tornaria menos importante ao município despender recursos nessa categoria.

De maneira geral, os resultados apontam para a existência de interação estratégica positiva para a maioria dos gastos dos municípios. Este resultado alinha-se com a observação de Brueckner (2003) de que a curva de reação positivamente inclinada é um resultado comum em análises empíricas que se focam em interação horizontal entre governos de um mesmo nível.

GRÁFICO 1
Relação entre λ e peso na despesa total



Elaboração dos autores.

Recobrando Solé-Ollé (2005) e à luz da interpretação do modelo de *spillover* orçamentário, a significância dos coeficientes obtidos sugere a ocorrência de externalidade positiva, sendo um possível indicativo de subprovisão nos serviços públicos. Nesse aspecto, abre-se espaço para que o mecanismo de transferências intergovernamentais, conforme sugerido por Dalhby (1996) em tais situações, não seja suficiente para resolver o problema da externalidade. Assim, seguindo Haughwout (1999), seria importante considerar outros métodos para se alcançar um nível de provisão eficiente, como a introdução de impostos sobre não residentes e o incentivo à cooperação entre os municípios.

Embora o modelo de *spillover* seja pouco restritivo e de aplicação imediata, no sentido em que são necessárias poucas hipóteses para satisfazê-lo, não se descarta que a interação estratégica ora observada também seja gerada por *yardstick competition*. Até porque, no ano de 2012, ocorreram eleições municipais, o que pode implicar incentivos ao incumbente em sinalizar sua qualidade ao eleitorado. Tal possibilidade também pode ser detectada na alta significância do erro espacial, que revela a ocorrência de choques não observáveis relacionados a ciclos políticos, por exemplo.

A dificuldade na percepção de qual modelo explica melhor a interação estratégica provém do fato de as curvas de reação obtidas teoricamente serem as mesmas. Portanto, como argumentam Besley e Case (1995) e Revelli (2005), devido à inexistência de um instrumental rigoroso que permita descartar ou aprovar dado modelo, é importante atentar para a aderência das hipóteses dele à realidade da estrutura institucional. Neste sentido, acredita-se ser menos provável que o comportamento observado seja derivado do *tax competition*, uma vez que capital e trabalho são tributados pelo governo federal.

6 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Há suficiente suporte teórico que justifica a ocorrência de interação estratégica entre os governos, o que corrobora a importância do assunto. Na revisão literária foi visto que os relacionamentos podem ocorrer nas variáveis fiscais de maneira direta ou indireta. Enquanto os mecanismos de *tax competition* e *welfare competition* baseiam-se na interação indireta, por intermédio da movimentação de algum recurso, nos modelos de *spillover* de gastos e *yardstick competition* supõe-se que as variáveis estratégicas afetam-se diretamente.

A motivação deste trabalho em analisar a ocorrência de *spillovers* justifica-se em função da facilidade de sua implementação no tocante às hipóteses envolvidas enquanto representação teórica. Nesse modelo, basta que a população beneficie-se em algum grau dos serviços públicos providos em cidades vizinhas, além, é claro, dos serviços públicos locais disponibilizados. Além disso, assume-se que o governo, sabendo desse transbordamento, o considera no seu problema de maximização, derivando daí as funções de reação que relacionam a despesa própria condicional às despesas das jurisdições vizinhas.

Uma vez que a teoria não restringe a direção da interação estratégica, buscou-se estimar empiricamente a magnitude e o sinal das funções de reação nos gastos municipais. No tocante ao gasto total, os resultados indicam evidência pouco expressiva de interação espacial entre governos vizinhos. Porém, ao se analisar separadamente por categoria de gasto, o coeficiente de inclinação da curva de reação tornou-se significante e positivo para quase todas as funções estudadas. Assim, a melhor resposta de um dado município quando os demais municípios elevam suas despesas é de reagir elevando também seu próprio gasto, o que aponta para uma relação de complementaridade entre dispêndios vizinhos.

A exceção ocorreu nas despesas educacionais, cuja inclinação apresentou-se estatisticamente insignificante, sugerindo ausência de interação estratégica nessa variável. Esse resultado diverge das conclusões de Mattos e Videira (2011) e de Menezes (2012), que apontaram para funções de reação positivamente inclinadas na educação. Com relação aos primeiros autores, destaca-se que a inclusão dos dispêndios com cultura e desporto dentro da variável educação podem ter contribuído para elevar o coeficiente de interação, tornando difícil a comparabilidade com os resultados aqui apresentados. Em relação ao trabalho de Menezes (2012), foi observada queda no coeficiente de interação após a introdução do Ideb em 2007, devido à redução de assimetria de informação no qual o modelo *yardstick competition* se pauta. Sendo assim, é possível que a continuidade desse padrão de comportamento tenha feito com que a intensidade de interação se dissipasse ao longo do tempo.

A análise conjunta dos coeficientes de reação mostrou que a intensidade de interação reduz-se à medida que a despesa analisada passa a ter maior peso no orçamento. A explicação para esse resultado apoia-se no nível de discricionariedade. As despesas menos discricionárias possuem alta representatividade em termos de gastos totais, a exemplo de gastos com educação, saúde e administração. Nessas categorias há pouca margem para mudanças, dadas as restrições legais existentes, o que justifica a menor inclinação da curva de reação. Essa interpretação é compatível com a redução de interação fiscal verificada por Brueckner e Saavedra (2001) após a imposição de uma limitação no imposto de propriedade nas imediações de Boston.

Possuindo menor peso na despesa total, os gastos com segurança pública e cultura apresentaram coeficiente de interação positivo e bastante elevado. Para essas funções, cabe salientar que não existem restrições que fixem ou limitem esses dispêndios, ficando a cargo do gestor público a movimentação para esses recursos.

A obtenção de inclinação significativa para as funções de reação é um resultado compatível com o modelo de *spillover*. Todavia, não se pode garantir que essa interação estratégica seja originada apenas desse mecanismo, abrindo a possibilidade para comportamento do tipo *yardstick competition*. Essa indefinição decorre do fato das curvas de reação providas pela teoria serem as mesmas. Além disso, é importante notar que a interação entre prefeituras no Brasil pode ser mais rudimentar do que o modelo teórico prevê, tendo em vista a distância efetiva e a qualidade de infraestrutura que conecta as cidades.

Isso não significa que os resultados apresentados deixam de ser importantes. Independentemente da origem da interação, é relevante reconhecer que os coeficientes de reação obtidos podem ser usados em proveito da melhor condução da política fiscal. Por exemplo, no hipotético contexto de redução do *superavit* fiscal para abaixo da meta, parte considerável poderia ser atribuída à resposta de elevação dos gastos via interação estratégica. Essa observação torna-se indispensável no cenário em que os gastos dos entes governamentais ganham cada vez mais espaço em termos de PIB. Diante disso, a imposição de restrições legais por parte do governo central atuaria na diminuição do coeficiente de reação, o que minimizaria a contribuição do componente de interação na composição do dispêndio total.

Dado que o trabalho em questão tratou de interação horizontal, sugere-se que estudos futuros sejam realizados para se avaliar a ocorrência de interação estratégica em estrutura vertical, por exemplo, entre estados e municípios.

REFERÊNCIAS

ANSELIN, L. **Spatial econometrics**: methods and models. Boston: Kluwer Academic Publishers, 1988.

ANSELIN, L.; FLORAX, R. **New directions in spatial econometrics**. London: Springer, 1995.

ARBIA, G.; FINGLETON, B. New spatial econometric techniques and applications. **Regional Science**, v. 87, n. 3, p. 311-317, 2008.

BAICKER, K. The spillover effects of state spending. **Journal of Public Economics**, v. 89, n. 2-3, p. 529-544, 2005.

BESLEY, T.; CASE, A. Incumbent behavior: vote seeking, tax setting and yardstick competition. **American Economic Review**, v. 85, n. 1, p. 25-45, 1995.

BESLEY, T.; ROSEN, H. Vertical externalities in tax setting: evidence from gasoline and cigarettes. **Journal of Public Economics**, v. 70, n. 3, p. 383-398, 1998.

BOADWAY, R.; HAYASHI, M. An empirical analysis of intergovernmental tax interaction: the case of business income taxes in Canada. **Canadian Journal of Economics**, v. 34, n. 2, p. 481-503, 2001.

BORCK, R.; CALIENDO, M.; STEINER, V. **Fiscal competition and the composition of public spending**: theory and evidence. Bonn: IZA, 2006. (IZA Discussion Paper, n. 2428).

BRUECKNER, J. K. Strategic interaction among governments: an overview of empirical studies. **International Regional Science Review**, v. 26, n. 2, p. 175-188, 2003.

BRUECKNER, J. K.; SAAVEDRA, L. A. Do local governments engage in strategic property: tax competition? **National Tax Journal**, v. 54, n. 2, p. 203-230, 2001.

BUETTNER, T. **Local business taxation and competition for capital**: the choice of the tax rate. Munich: Cesifo, 2001. (Cesifo Working Paper, n. 440).

CASE, A. C.; HINES JÚNIOR.; ROSEN, H. S. Budget spillovers and fiscal policy interdependence: evidence from the states. **Journal of Public Economics**, v. 52, n. 3, p. 285-307, 1993.

CLIFF, A. D.; ORD, J. K. **Spatial autocorrelation**. London: Pion, 1973.

COCHRANE, D.; ORCUTT, G. H. Application of least squares regression to relationships containing auto-correlated error terms. **Journal of the American Statistical**, v. 44, n. 245, p. 32-61, 1949.

DALHBY, B. Fiscal externalities and the design of intergovernmental grants. **International Tax and Public Finance**, v. 3, p. 397-412, 1996.

DRUKKER, D. M.; PRUCHA, I. R; RACIBORSKI, R. Maximum-likelihood and generalized spatial two-stage least-squares estimators for a spatial-autoregressive model with spatial-autoregressive disturbances. **The Stata Journal**, v. 13, n. 2, p. 221-241, 2013.

FIGLIO, D. N.; KOLPIN, V. W.; REID, W. E. Do states play welfare games? **Journal of Urban Economics**, v. 46, n. 3, p. 437-454, 1999.

FIVA, J.; RATTSO, J. **Welfare competition in Norway**. Trondheim: NTNU, 2004. (NTNU Working Paper Series, n. 7).

FREDRIKSSON, P. G.; MILLIMET, D. L.; LIST, J. A. Chasing the smokestack: strategic policymaking with multiple instruments. **Regional Science and Urban Economics**, v. 34, p. 387-410, 2004.

GÉRARD, M.; JAYET, H.; PATY, S. **Tax interactions among Belgian municipalities**: does language matter? Munich: Cesifo, 2009. (Cesifo Working Paper, n. 2558).

GOODSPEED, T. J. Tax structure in federation. **Journal of Public Economics**, v. 75, issue 3, p. 493-506, 2000.

GRILICHES, Z. Capital-skill complementarity. **Review of Economics and Statistics**, v. 51, n. 4, p. 465-468, 1969.

HAUGHWOUT, A. K. Regional fiscal cooperation in metropolitan areas: an exploration. **Journal of Policy Analysis and Management**, v. 18, n. 4, p. 579-600, 1999.

IPEA – INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA. **Sistema de Indicadores de Percepção Social (Sips) – Mobilidade Urbana**. Brasília: Ipea, 2011.

KEEN, M.; MARCHAND, M. Fiscal competition and the pattern of public spending. **Journal of Public Economics**, v. 66, n. 1, p. 33-53, 1997.

KELEJIAN, H. H.; ROBINSON, D. A suggested method of estimation for spatial interdependent models with autocorrelated errors, and an application to a county expenditure model. **Regional Science**, v. 72, n. 3, p. 297-312, 1993.

KELEJIAN, H.; PRUCHA, I. A generalized spatial two-stage least squares procedure for estimating a spatial autoregressive model with autoregressive disturbances. **Journal of Real Estate Finance and Economics**, v. 17, n. 1, p. 99-121, 1998.

_____. Specification and estimation of spatial autoregressive models with autoregressive and heteroskedastic disturbances. **Journal of Econometrics**, v. 157, p. 53-67, 2010.

LESAGE, J. P. **The theory and practice of spatial econometrics**. Ohio: University of Toledo, 1999.

LESAGE, J. P.; PACE, R. K. **The biggest myth in spatial econometrics**. New York: SSRN, 2010.

MADIÈS, T. Do vertical tax externalities lead to tax rates being too high? A note. **Regional Science**, v. 42, n. 1, p. 225-233, 2008.

MATTOS, E.; VIDEIRA, R. A. Ciclos políticos eleitorais e a interação espacial de políticas fiscais entre os municípios brasileiros. **Economia Aplicada**, v. 15, n. 2, p. 259-286, 2011.

MENEZES, R. T. Yardstick competition in education spending: a spatial analysis based on different educational and electoral accountability regimes. *In*: MEETING OF THE BRAZILIAN ECONOMETRIC SOCIETY, 32., 2012, Porto de Galinhas. **Annals**… Porto de Galinhas: SBE, 2012.

MINTZ, J.; TULKENS, H. Commodity tax competition between member states of a federation: equilibrium and efficiency. **Journal of Public Economics**, v. 29, n. 2, p. 133-172, 1986.

PAELINCK, J.; KLAASSEN, L. **Spatial econometrics**. Farnborough: Saxon House, 1979.

REVELLI, F. On spatial public finance empirics. **International Tax and Public Finance**, v. 12, n. 4, p. 475-492, 2005.

REZENDE, F. **A global dialogue on federalism**. *In*: The practice of fiscal federalism: comparative perspectives. Quebec: McGill-Queen's Press, 2007. v. 4.

SAAVEDRA, L. A. A model of welfare competition with evidence from AFDC. **Journal of Urban Economics**, v. 47, n. 2, p. 248-279, 2000.

SCHALTEGGER, C. A.; KUTTEL, D. Exit, voice, and mimicking behavior: evidence from swiss cantons. **Public Choice**, v. 113, n. 1-2, p. 1-23, 2002.

SOLÉ-OLLÉ, A. Electoral accountability and tax mimicking: the effects of electoral margins, coalition government, and ideology. **European Journal of Political Economy**, v. 19, n. 4, p. 685-713, 2003.

_____. Expenditure spillovers and fiscal interactions: empirical evidence from local governments in Spain. **Journal of Urban Economics**, v. 59, n. 1, p. 32-53, 2005.

TIEBOUT, C. A pure theory of local expenditures. **The Journal of Political Economy**, v. 64, n. 5, p. 416-424, 1956.

WILDASIN, D. E. Income redistribution in a common labor market. **The American Economic Review**, v. 81, n. 4, p. 757-773, 1991.

WINNER, H. Fiscal competition and the composition of public expenditure: an empirical study. **Contemporary Economics**, v. 6, n. 3, p. 38-54, 2012.

APÊNDICE

TESTE DE AUTOCORRELAÇÃO ESPACIAL (MORAN)

GRÁFICO 1
Autocorrelação espacial para despesa total

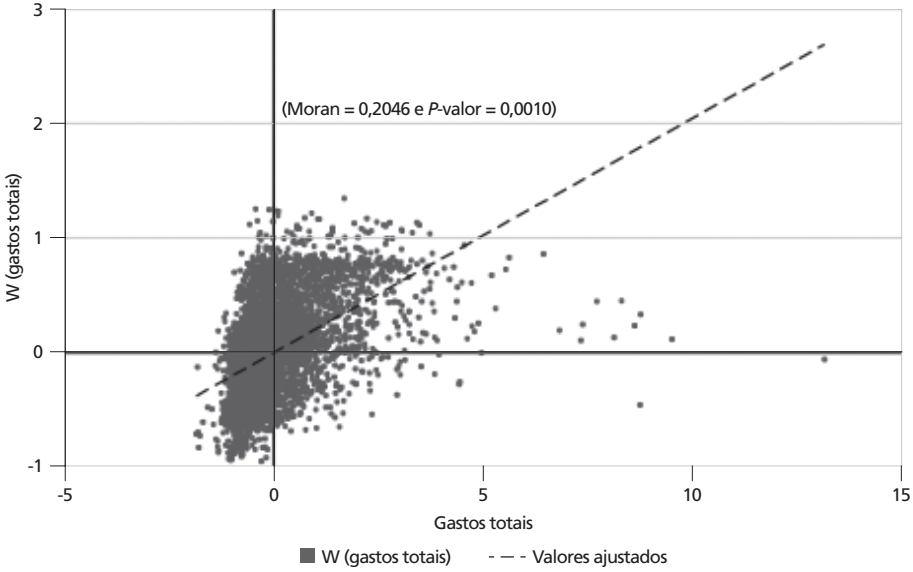


GRÁFICO 2
Autocorrelação espacial para gastos administrativos

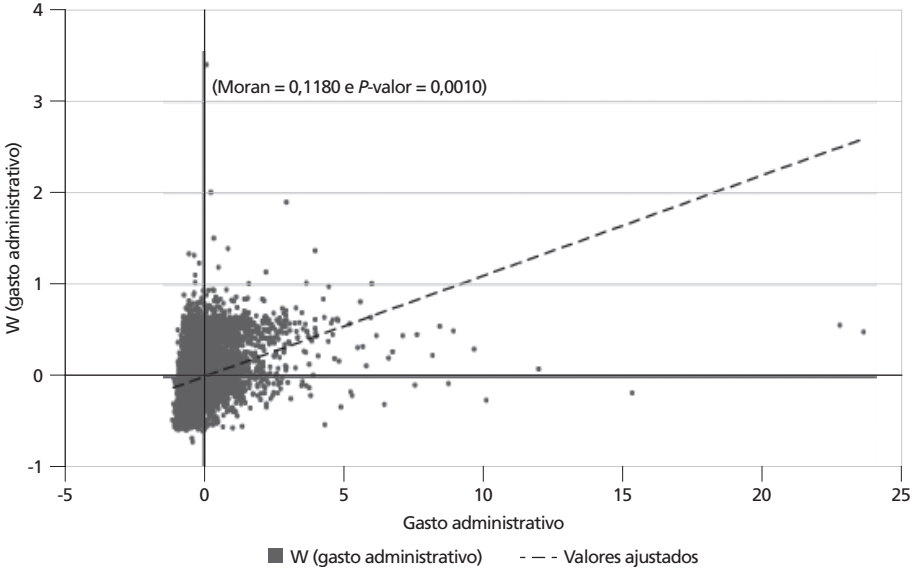


GRÁFICO 3
Autocorrelação espacial para despesa com educação

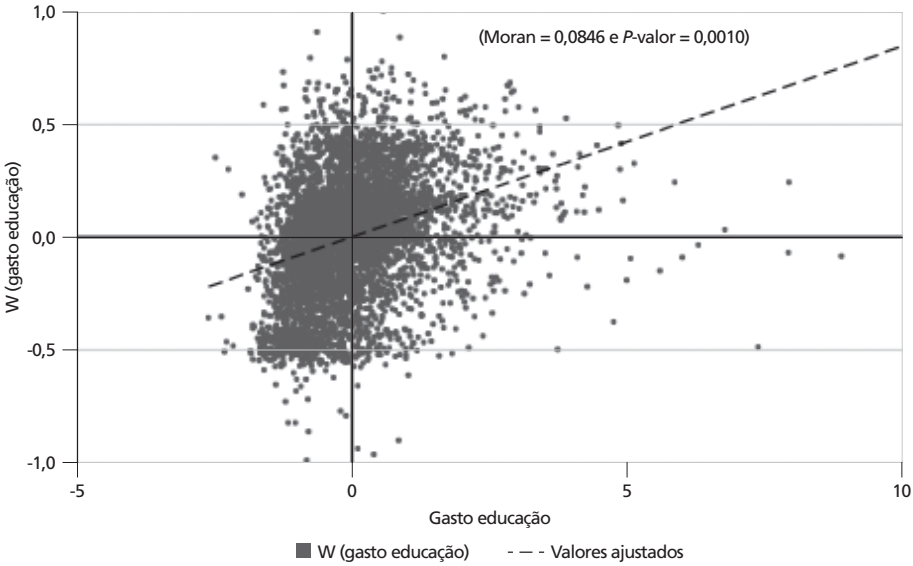


GRÁFICO 4
Autocorrelação espacial para despesa com saúde

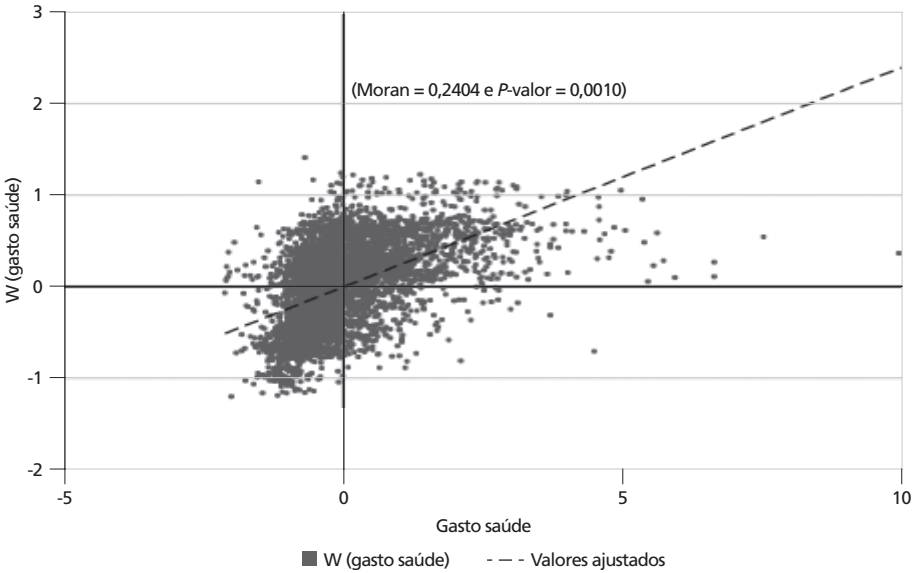


GRÁFICO 5
Autocorrelação espacial para despesa com assistência social

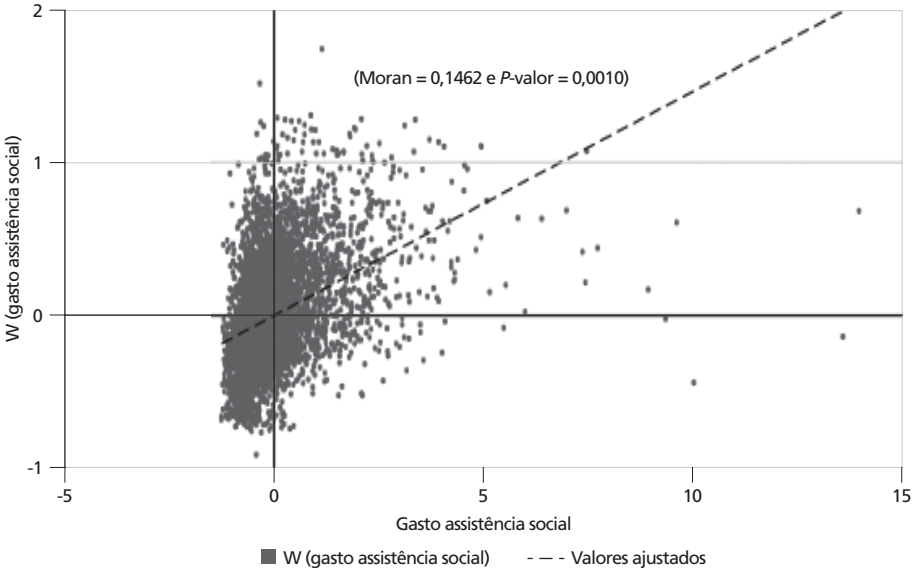


GRÁFICO 6
Autocorrelação espacial para despesa com desporto e lazer

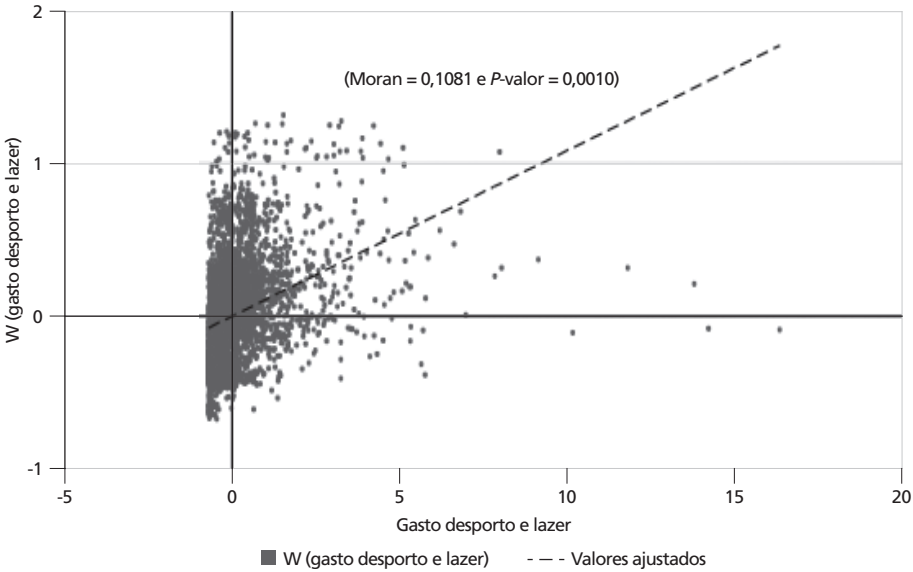


GRÁFICO 7
Autocorrelação espacial para despesa com urbanismo

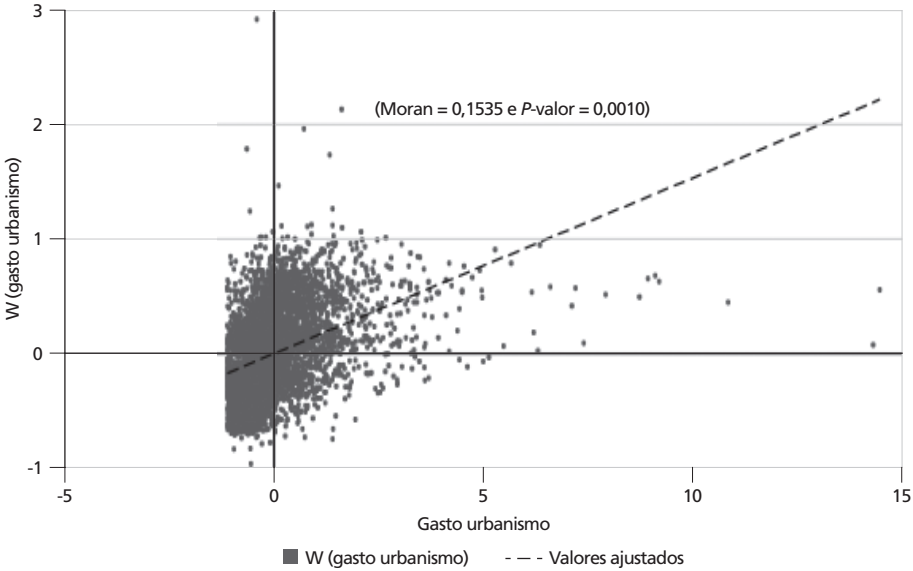


GRÁFICO 8
Autocorrelação espacial para despesa com cultura

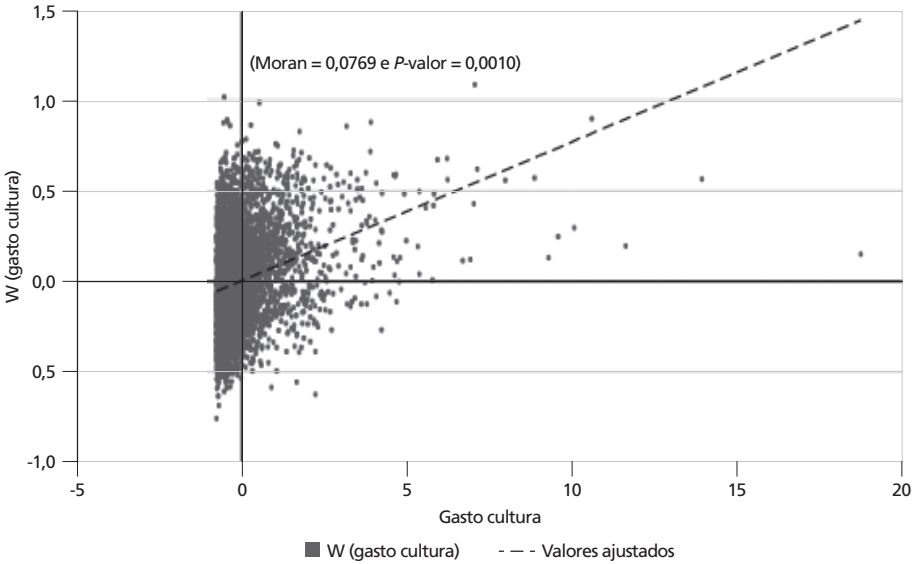


GRÁFICO 9
Autocorrelação espacial para despesa com saneamento

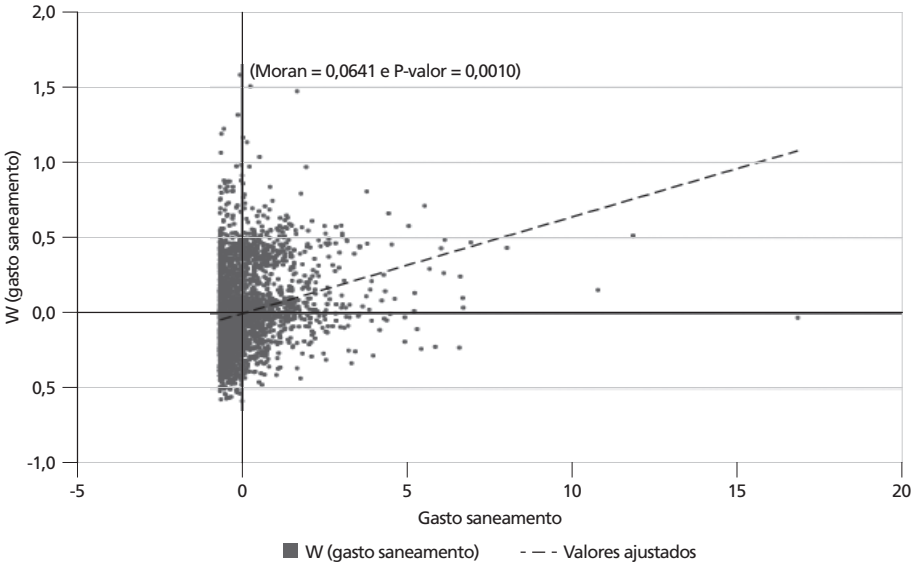


GRÁFICO 10
Autocorrelação espacial para despesa com habitação

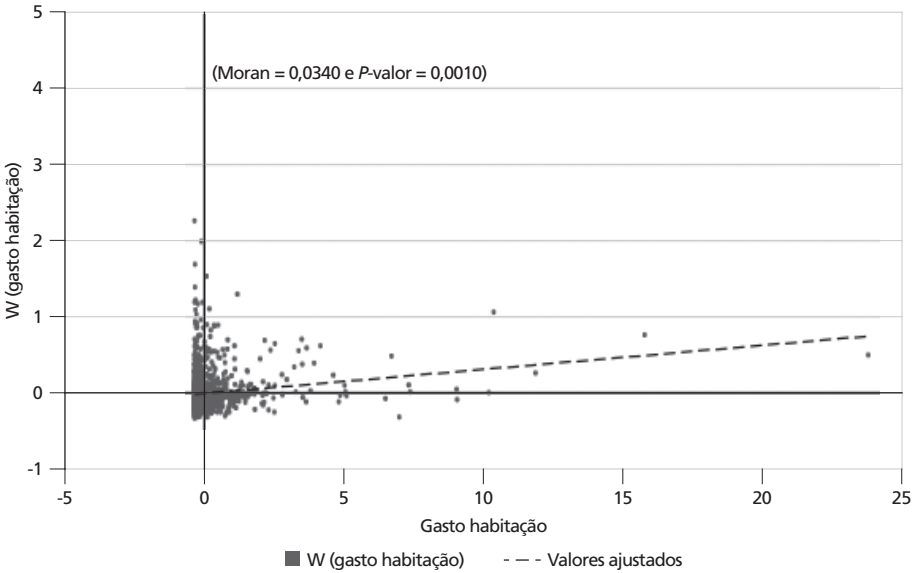
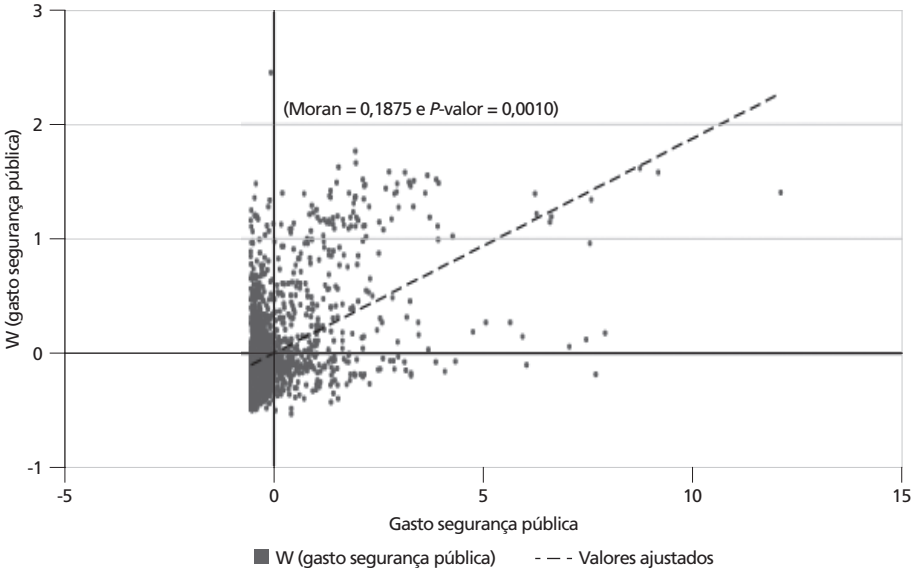


GRÁFICO 11
Autocorrelação espacial para despesa com segurança pública



Elaboração dos autores.

Originais submetidos em abril de 2015. Última versão recebida em janeiro de 2016. Aprovado em janeiro de 2016.

ELASTICIDADES DA POBREZA EM RELAÇÃO AO CRESCIMENTO E DESIGUALDADE DA RENDA MONETÁRIA E DO DISPÊNDIO NO BRASIL EM 2003 E 2009

Cristiana Tristão Rodrigues[1]
João Eustáquio de Lima[2]

Os padrões de crescimento econômico, em relação à renda monetária e ao dispêndio em consumo, poderão ter impactos diferentes sobre os níveis de pobreza. Sendo assim, o objetivo principal deste artigo é analisar o efeito do crescimento da renda e do dispêndio sobre a pobreza, bem como os efeitos da desigualdade, com base nos dados das Pesquisas de Orçamentos Familiares (POFs) 2002-2003 e 2008-2009 do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE, 2004; 2010). Analisando-se os principais resultados, nota-se que variações na renda têm um impacto menor sobre o crescimento da pobreza do que variações nos dispêndios, e que a desigualdade de renda tem impactos maiores na pobreza do que a desigualdade em dispêndios. Em termos de políticas públicas, investimentos que garantam aumento nos dispêndios em consumo das famílias poderão ter maiores efeitos na redução da pobreza e vulnerabilidade. Ações de políticas que possibilitem a redução da desigualdade, tanto da renda quanto do dispêndio, também terão efeitos expressivos sobre a redução das taxas de pobreza e vulnerabilidade das famílias.

Palavras-chave: elasticidades de pobreza; crescimento e desigualdade de renda monetária e dispêndio; POF.

ELASTICITIES OF POVERTY IN RELATION TO GROWTH AND INEQUALITY OF MONETARY INCOME AND EXPENDITURE IN BRAZIL, IN 2003 AND 2009

The patterns of economic growth, with respect to the monetary income and expenditure in consumption, may have an impact on poverty levels. Thus, the main objective of this paper is to analyze the effect of monetary income and expenditure growth on poverty, and as well and the effects of inequality, based on data from POF 2002-2003 and 2008-2009. Analyzing the main results, we note that changes in income have less impact on the growth of poverty than changes in expenditures. And income inequality has greater impact on poverty than expenditures inequality. In terms of public policy, investments to ensure increase in household consumption in expenditures may have greater effects in reducing poverty and vulnerability. Policy actions that enable the reduction of inequality, with respect to the income and the expenditure, will also have significant effects on reducing poverty rates and vulnerability of families.

Keywords: elasticity of poverty; growth and inequality of monetary income and expenditure; POF.

1. Doutora em Economia Aplicada (2014) pela Universidade Federal de Viçosa. Professora no Departamento de Economia da Universidade Federal de Viçosa (UFV). *E-mail*: <cristiana.rodrigues@ufv.br>.

2. Pós-doutor em Ciências Sociais Aplicadas pela University of Florida, Estados Unidos. Professor no Departamento de Economia Rural da UFV. *E-mail*: <jelima@ufv.br>.

ELASTICIDADES DE LA POBREZA CON RELACIÓN AL CRECIMIENTO Y DESIGUALDAD DE LA RENTA MONETARIA Y DEL DISPENDIO EN BRASIL, EN 2003 Y 2009

Los patrones de crecimiento económico, con relación a la renta monetaria y al dispendio en consumo, podrán tener impactos diferentes sobre los niveles de pobreza. Así, el objetivo principal de este artículo es analizar el efecto del crecimiento de la renta y del dispendio sobre la pobreza, así como los efectos de la desigualdad, con base en los datos de la Encuesta de Presupuestos Familiares – Pesquisas de Orçamentos Familiares (POFs) – 2002-2003 y 2008-2009, del Instituto Brasileño de Geografía y Estadística (IBGE, 2004; 2010). Analizando los principales resultados, se nota que las variaciones en la renta tienen un impacto menor sobre el crecimiento de la pobreza que las variaciones en los dispendios, y que la desigualdad de renta tiene impactos mayores en la pobreza que la desigualdad en dispendios. En términos de políticas públicas, inversiones que garantizan el aumento en los dispendios en consumo de las familias podrán tener mayores efectos en la reducción de la pobreza y vulnerabilidad. Acciones de políticas que posibiliten la reducción de la desigualdad, tanto de la renta como del dispendio, también tendrán efectos expresivos sobre la reducción de las tasas de la pobreza y vulnerabilidad de las familias.

Palabras clave: elasticidades de pobreza; crecimiento y desigualdad de renta monetaria y dispendio; POF.

L'ÉLASTICITÉ DE LA PAUVRETÉ EN RÉLATION À LA CROISSANCE ET DE L'INÉGALITÉ DU REVENU MONÉTAIRE ET DE LA DÉPENSE AU BRÉSIL, EN 2003 ET 2009

Les étalons de la croissance économique en rélation au revenu monétaire et à la dépense en consommation pourront générer des impacts différents aux niveaux de la pauvreté. En ce qui concerne ce sujet, l'objectif de ce travail est analyser l'effect de la croissance du revenu et de la dépense sur la pauvreté, ainsi que, les effects de l'inégalité, selon les donnés fournies par les Recherches des Budgets Familiaux – Pesquisas de Orçamentos Familiares (POFs) – 2002-2003 et 2008-2009 de l'Institut Brésilien de Géographie et Statistique (IBGE, 2004; 2010). En analysant les principaux résultats, on note que les variations de revenu ont moins d'influence sur la croissance de la pauvreté que les variations de dépenses, ainsi que, l'inégalité de revenu génère plus d'impact en rélation à la croissance de la pauvreté que l'inégalité de dépenses. En utilisant les termes de la politique publique, les investissements qui ont comme but d'assurer l'accroissement des dépenses en consommation familliale auront plus d'effects sur la réduction de la pauvrété et de la vulnérabilité. Actions politiques qui permettent la réduction de l'inégalité, soit le revenu soit la dépense, génèrent aussi des effects importants sur la réduction du taux de pauvreté et vulnérabilité des familles.

Mots-clés: élasticités de la pauvreté; la croissance et l'inégalité de revenu monétaire et de dépenses; POF.

JEL: I3; I31; I32.

1 INTRODUÇÃO

Nas últimas décadas, com a adoção das metas do milênio do Programa das Nações Unidas para o Desenvolvimento (Pnud), as questões sobre monitoramento da pobreza ganharam importância na formulação de políticas internacionais de combate à pobreza. Um dos oito objetivos do Pnud é a redução, pela metade,

da proporção de pessoas com nível de renda abaixo de US$ 1 por dia no mundo, no período 1990-2015 (UN, 2008).

O Brasil tem apresentado resultados bem favoráveis na evolução dos índices de pobreza para o cumprimento dessas metas (Barros, Henriques e Mendonça, 2000; Rocha, 2013). Vários fatores têm contribuído para o declínio da pobreza no país (Barros *et al.*, 2010; Gasparini e Lustig, 2011). Neste processo, cabe destacar que os programas de transferência de renda, em particular o Programa Bolsa Família (PBF), têm desempenhado um papel de destaque.[3]

Nesse contexto, é importante destacar que a forma como o crescimento da renda afeta as mudanças nos índices de pobreza são muito sensíveis à escolha das linhas de pobreza. De acordo com Duclos (2009), ao assumir que a renda dos pobres sempre aumenta com o crescimento da economia, isto implica que o impacto do crescimento sobre a pobreza variará entre os países ou as regiões, de acordo com suas respectivas densidades da renda em torno da linha de pobreza escolhida.

Pobreza é, tradicionalmente, mensurada por meio de medidas monetárias de renda e consumo usando pesquisas domiciliares representativas nacionalmente (World Bank, 2006). No Brasil, conforme destaca Rocha (2000), é relativamente comum estudar a pobreza utilizando renda como medida de bem-estar. Porém, esta medida está sujeita a diversas limitações, como, por exemplo, o fato de que a renda é apenas um indicador indireto das condições de pobreza. A renda é um indicador pouco confiável, pois as pessoas geralmente fornecem informações inexatas e, assim, há uma taxa, relativamente alta, de subdeclarações de renda. Ela, então, tende a flutuar mais do que o consumo; portanto, não é uma boa medida de longo prazo. Assim, não é uma medida apropriada para captar oportunidades de bem-estar.

Muitos autores (por exemplo, Gafar, 1998; Deaton, 1997; Silva, 2008; Deaton e Zaidi, 2002, entre outros) afirmam que a estrutura de consumo das famílias é a fonte mais adequada em estudos de pobreza. Eles apontam algumas vantagens de se utilizar os gastos em consumo, em vez da renda, como medida de bem-estar. Argumentam que os gastos de consumo refletem não apenas o que um agregado familiar pode fazer com sua renda, mas também se tem acesso aos mercados de crédito. Assim, este seria um dos pontos favoráveis para eleição do consumo como indicador do nível de bem-estar dos agregados familiares (Quintães *et al.*, 2006). Pode-se destacar, ainda, o fato de que o consumo é uma melhor medida do bem-estar em longo prazo, visto que a renda apresenta maiores flutuações no curto prazo e, além disso, o fato de o consumo captar o bem-estar

3. O PBF é hoje o maior programa de transferência de renda condicionada do mundo, tendo beneficiado, em 2007, 11,1 milhões de famílias ou 46 milhões de pessoas. Em 2013, esses números foram de 13,8 milhões e 50 milhões, respectivamente (Brasil, 2013).

mais precisamente do que a renda, visto que é uma medida mais apropriada de oportunidades de bem-estar. Meyer e Sullivan (2012) destacam que medidas de renda não conseguem captar diferenças ao nível das famílias e ao longo do tempo na acumulação de bens ou de acesso ao crédito. Além disso, o consumo é mais suscetível para refletir as transferências privadas e governamentais. Esses autores destacam, ainda, que a taxa de pobreza tende a cair quando se utiliza o consumo como medida de bem-estar e apresentam mais uma evidência de que o consumo é uma medida melhor do que a renda na parte inferior da distribuição.

Mayer e Sullivan (2012) apresentam fortes indícios em seus resultados de que uma medida de pobreza baseada no consumo é preferível tanto em relação à medida oficial da pobreza quanto em relação à medida suplementar de pobreza dos Estados Unidos para determinar quem são os mais desfavorecidos. Ambas são baseadas na renda como medida de bem-estar. Segundo os autores, a renda anual não irá capturar o padrão de vida dos indivíduos e suas mudanças ao longo do tempo, bem como a acumulação de riqueza, a posse de bens duráveis, como casas e carros, ou o acesso ao crédito entre domicílios. Os autores destacam, ainda, que outra vantagem do consumo é que este parece predizer melhor a privação de renda; em particular, dificuldades materiais e outros resultados familiares adversos. O consumo ainda parece ser mais precisamente reportado do que a renda para as famílias mais desfavorecidas. Relatos de consumo excedem renda declarada na parte inferior da distribuição, mesmo para aqueles com pouco ou nenhum ativo ou dívida (Meyer e Sullivan, 2012). A renda tem sido substancialmente subnotificada e este problema tem se agravado ao longo do tempo.

Em termos das análises sobre os efeitos do crescimento econômico, nota-se que muitos estudos permanecem com foco na renda, buscando analisar o efeito do crescimento dela sobre a pobreza, como Chen e Ravallion (2001), Ravallion (2001), Ravallion e Datt (2002) e Eclac (2002), na literatura internacional, e Neder e Silva (2004) e Hoffmann (2005), na literatura nacional, analisando especificamente o Brasil. Estes estudos empíricos buscaram testar a forma como o crescimento econômico, mais especificamente relacionado à renda, contribui para a redução da pobreza, o que é conhecido como crescimento pró-pobre. Porém, a questão central deste artigo está associada ao fato de que determinados padrões de crescimento econômico, em relação à renda monetária e ao dispêndio em consumo monetário, poderão ter impactos diferentes sobre os níveis de pobreza. Sendo assim, este trabalho inova ao analisar os efeitos do crescimento dos dispêndios em consumo sobre a pobreza, comparando-os aos efeitos do crescimento na renda monetária.

É importante ainda considerar que os efeitos do crescimento sobre a pobreza dependerão da forma como a renda encontra-se distribuída, já que uma elevada

desigualdade de renda tende a reduzir os efeitos do crescimento econômico para mitigação da pobreza. Em uma sociedade com elevados índices de desigualdade, os recursos gerados são direcionados àqueles que pertencem às classes mais elevadas de renda. Neste sentido, é interessante analisar também os efeitos da desigualdade sobre a pobreza, tanto da renda monetária quanto dos dispêndios em consumo, já que maior desigualdade reduz o impacto do crescimento sobre a redução da pobreza (Ravallion e Chen, 1997; Chen e Ravallion, 2001; Barros, Henriques e Mendonça, 2000; Eclac, 2002; Kanbur e Lyn, 2001).

Assim, este artigo busca estimar as elasticidades da pobreza de Foster--Greer-Thorbecke (FGT),[4] considerando o crescimento da renda monetária e o dispêndio em consumo, bem como os efeitos da desigualdade para o Brasil e as macrorregiões do país. Para tanto, estabelece-se diferentes intervalos possíveis de linhas de pobreza que definem o conjunto de pobres e se comparam os resultados encontrados em dois pontos do tempo, com base nos dados das Pesquisas de Orçamentos Familiares (POFs) de 2003 e 2009 (IBGE, 2004; 2010). Essa é uma pesquisa representativa a nível nacional que inclui perguntas detalhadas sobre as duas medidas de bem-estar: consumo e renda. Assim, pode-se verificar como se deu a evolução das elasticidades ao longo do tempo. A escolha do período em questão dá-se pelo fato da ocorrência de importantes transformações socioeconômicas na sociedade brasileira.

O método adotado permite utilizar diferentes níveis de linhas de pobreza calculadas de forma consistente[5] para diferentes regiões do Brasil, possibilitando uma investigação robusta acerca dos impactos do crescimento econômico e da desigualdade sobre a pobreza. A análise temporal dá-se por meio de estimativas comparáveis, utilizando-se a mesma base de dados, mesma medida de bem-estar e mesma metodologia de estimação das linhas de pobreza, as quais são utilizadas na estimação das elasticidades FGT nos dois anos considerados.

Por meio dessas análises, é possível alcançar não apenas um entendimento mais amplo sobre os efeitos do crescimento econômico e das mudanças na desigualdade social sobre o fenômeno da pobreza no Brasil, mas também apontar as implicações de diferentes medidas de bem-estar para ações de políticas públicas, dando ênfase às políticas que visam reduzir a vulnerabilidade e os riscos a que estão sujeitos os mais pobres, os quais, mesmo cruzando o limiar da pobreza, podem, a qualquer momento, retornar à situação de pobreza. A determinação dos efeitos do crescimento econômico e da desigualdade, em relação à renda monetária e ao

4. Calculadas com base nas medidas de pobreza de Foster, Greer e Thorbecke (1984), considerando renda monetária e dispêndio como medidas de bem-estar.

5. O conceito de consistência requer que a linha de pobreza real, definida como a linha de pobreza nominal depois do ajustamento das diferenças de custo de vida entre regiões, seja a mesma para todas as regiões (World Bank, 2006). Os valores das linhas de pobreza para o Brasil e as regiões, em 2003 e 2009, encontram-se na tabela A.2 do anexo.

dispêndio em consumo, sobre a sensibilidade da pobreza, considerando diferentes intervalos possíveis de linhas de pobreza que definem o conjunto de pobres, permite inferir sobre o estado de insegurança das famílias e a possibilidade de perder o pouco que se tem. Pode-se, desta forma, contribuir para que as políticas sociais voltadas para a proteção e a garantia de renda dos mais vulneráveis sejam mais bem formuladas e direcionadas.

Este artigo está divido em três seções, além desta introdução. Na seção 2 são descritos os procedimentos adotados para a estimação das linhas de pobreza, de alimentos e de itens não alimentícios, bem como para o cálculo das elasticidades de pobreza. Na seção 3, apresenta-se primeiramente uma discussão sobre o fluxo de renda monetária e dispêndio *per capita* nos domicílios do Brasil em 2003 e 2009; em seguida, quantifica-se o efeito do crescimento da renda e do dispêndio sobre a pobreza, bem como os efeitos da desigualdade. Por fim, na seção 4 tem-se as considerações finais.

2 METODOLOGIA

2.1 Estimação da linha de pobreza com base no consumo alimentar

Para definir a linha de pobreza alimentar,[6] primeiramente um grupo de referência da população é escolhido para determinar a composição da cesta de alimentos das necessidades básicas.[7] Depois, a cesta de alimentos de necessidades básicas é construída considerando três propriedades: *i)* a composição da cesta reflete a variedade de itens alimentícios consumidos por uma população de referência, perto do limiar esperado para pobreza; *ii)* ela deve prover as exigências de energia de alimentos de 2.300 kcal *per capita* por dia;[8] e *iii)* as recomendações calóricas são derivadas de uma variedade suficientemente diversa de alimentos (por exemplo, um pouco de carne e frutas e legumes, e não apenas arroz e outros cereais).

Seguindo os procedimentos adotados por World Bank (2006), a seleção dos itens alimentares específicos que compõem a cesta básica de necessidades foi realizada com base nas etapas a seguir descritas.

6. A linha de pobreza alimentar é também definida como a linha de extrema pobreza, pois abaixo desse limiar as famílias não são capazes nem de satisfazer às suas necessidades básicas em alimentos (World Bank, 2006).

7. A população de referência escolhida para determinar a cesta de necessidades básicas é o conjunto de famílias no percentil de 20 a 40 da distribuição do total de gastos *per capita*. Não há um critério fixo para escolha da população de referência, mas esta população deve ter uma cesta de consumo representativa das necessidades básicas e deve estar próxima ao limiar da pobreza. Para se possibilitar comparações, optou-se por utilizar os mesmos percentis da distribuição utilizados pelo Banco Mundial (World Bank, 2006).

8. Segundo a Organização das Nações Unidas para Agricultura e Alimentação (FAO, do inglês Food and Agriculture Organization of the United Nations), a exigência calórica média diária requerida para o Brasil é estimada em 2.300 kcal *per capita* por dia. É importante ter em mente que a fixação de exigência de energia de alimentos de 2.300 kcal *per capita* por dia é uma média, já que as necessidades energéticas de alimentos variam de acordo com idade, sexo e nível de atividade física (World Bank, 2006).

Dado o grande número de itens alimentares presentes na POF, em primeiro lugar, os 5.442 diferentes itens foram inicialmente agrupados em 41 grupos de alimentos (isto é, cereais, feijão, legumes etc). Depois, a escolha de itens específicos de alimentos é realizada, selecionando-se itens alimentares mais frequentemente comprados nos grupos de alimentos. A cesta de necessidades básicas de consumo de alimentos resultante tem 26 itens de alimentos específicos.[9]

Em seguida, as quantidades foram expressas em termos *per capita* e por dia, sendo divididas pelo número de membros do agregado familiar residente no domicílio. A quantidade média de cada um dos itens que compõem a cesta de alimentos foi redimensionada para garantir que esta cesta de alimentos gere 2.300 kcal *per capita* por dia. Esse procedimento foi realizado pela multiplicação da quantidade média de cada um dos itens alimentares por um fator de conversão (k). Este fator é obtido a partir da razão entre a exigência calórica diária recomendada (Organização das Nações Unidas para Agricultura e Alimentação – FAO, do inglês Food and Agriculture Organization of the United Nations), *per capita* e o total de calorias geradas pelas quantidades médias *per capita* por dia na cesta de alimentos de pobreza.

O próximo passo consiste em estimar a linha de pobreza para cada região pela valoração da cesta de necessidades básicas separadamente em cada região. Especificamente, a linha de pobreza alimentar em cada macrorregião e áreas urbanas e rurais (FPL^R) é estimada usando a expressão:

$$FPL^R = \sum_{i=1}^{n} p_i^R (q_i^0 * k), \tag{1}$$

em que o sobrescrito R denota as diferentes macrorregiões do país e áreas rurais e urbanas; p_i^R é o valor médio de itens alimentícios i na região R; q_i^0 é a quantidade média de item alimentício i na cesta; e k é o fator de conversão. As unidades de valores p_i^R são definidas como a despesa total reportada para um item específico dividida pela quantidade total comprada de cada item.

2.2 Ajustando a linha de pobreza de custo de necessidades básicas de alimentos para o custo de necessidades básicas não alimentares

Há uma série de fatores que impedem a aplicação da abordagem custo de necessidades básicas para determinação da linha de pobreza para os itens não alimentares.

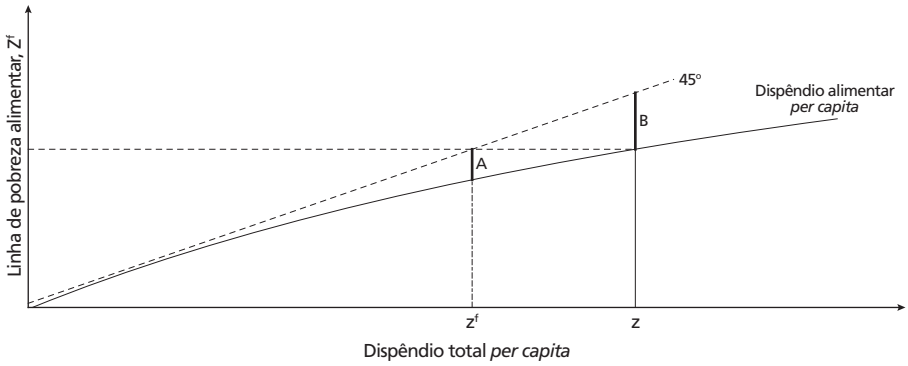
9. Os itens de alimentos selecionados para compor a cesta de pobreza incluem: arroz, feijão, refrigerante, tomate, cebola, batata-inglesa, banana, farinha de mandioca, farinha de trigo, fubá de milho, macarrão, pão francês, biscoito, carne de boi de primeira, carne de boi de segunda, carne suína, frango, ovo de galinha, leite, queijo, açúcar, chocolate em pó, óleo de soja, margarina, embutido e café. O agrupamento de cada um dos itens alimentícios que compõem a cesta seguiu as categorias descritas pelo IBGE (2004). Informações adicionais estão disponíveis com os autores.

Por exemplo, para determinar a composição da cesta de alimentos para a linha de pobreza, pode-se usar a exigência de energia dos alimentos recomendada como uma base para definir o consumo de alimentos. Porém, é praticamente impossível elaborar um método semelhante para determinar os requisitos específicos de cada item não alimentar (como habitação, transporte, utilidades do lar, roupas etc).

Para lidar com esse problema, este trabalho utiliza a metodologia proposta por Ravallion (1998), que sugere duas maneiras de estimar o ajuste para cima da linha de pobreza alimentar, levando-se em conta as necessidades básicas não alimentares. O primeiro método (método A) baseia-se em famílias cujo total de dispêndio *per capita* é igual à linha de pobreza alimentar. Desde que as famílias com esse nível de gastos totais gastam algo em produtos não alimentícios, segue-se que elas estão dispostas a renunciar a algumas despesas de alimentos para satisfazer a algumas das suas necessidades básicas não alimentares. Graficamente, o segmento A no gráfico 1 representa a provisão para as necessidades básicas não alimentares que deve ser adicionada à linha de pobreza alimentar. O segmento A representa a quantidade de gastos que as famílias com as despesas totais *per capita* igual à linha de pobreza de alimentos (*Zf*) renunciam, a fim de comprar produtos básicos não alimentares.

O segundo método (método B) baseia-se nas famílias cujo dispêndio alimentar *per capita* é igual ao valor da linha de pobreza alimentar. Como o gráfico 1 mostra, estas famílias acabam por gastar um montante adicional representado pelo segmento de linha B para itens não alimentares. Claramente, uma vez que o ajuste para despesas não alimentares básicas com o método A é menor do que o ajuste com o método B, a forma de ajuste A rende uma linha de pobreza mais baixa, enquanto a forma B rende uma linha de pobreza superior.

GRÁFICO 1
Custo de necessidades básicas não alimentares



Fonte: World Bank (2006).

Seguindo Ravallion (1998), o ajustamento à linha de pobreza alimentar para produtos não alimentícios básicos pode ser realizado estimando-se uma curva de Engel do tipo:

$$w_F^h = \alpha_0 + \sum_{j=1}^{n-1} \alpha_j R_j + \beta \ln\left(PCE^h / FPL\right) + \gamma X^h + \varepsilon \,, \tag{2}$$

em que w_F^h é a participação dos gastos com alimentação do domicílio h; α_0 é um termo constante; R_j é um conjunto de variáveis binárias para as macrorregiões e áreas rurais e urbanas do Brasil; o *PCE* é a despesa total *per capita*; a *FPL* é a linha de pobreza alimentar; e X^h denota as características dos domicílios como idade, sexo, anos de escolaridade do chefe e total de pessoas no domicílio.

O ajustamento mais baixo da linha de pobreza alimentar para produtos não alimentícios (método A), para cada região, é obtido, primeiramente, por meio da estimação da participação alimentar das famílias com despesa total *per capita* próxima à linha de pobreza alimentar. De posse da estimativa da participação de alimentos das famílias, a linha de pobreza mais baixa*10* pode ser estimada como:

$$PL^R(baixa) = FPL^R + (1 - w_F^R(baixa))FPL^R. \tag{3}$$

Dado que $PCE = FPL$, $(1 - w_F^R)PCE$ = quantidade de gastos não alimentares na região R.

A linha de pobreza superior é baseada na estimativa da participação alimentar para a qual a despesa total em alimentos *per capita* é igual à linha de pobreza alimentar. Deixe $w_F^R(alta)$ denotar a participação dos alimentos na região R, estimada com base no método B para ajustamento mais alto da linha de pobreza alimentar. Ou seja, a diferença no método B é que a regressão é estimada com base nos domicílios que possuem o dispêndio total *per capita* com alimentos próximo à linha de pobreza alimentar. É importante destacar que, em termos de estimação, não é possível encontrar domicílios que possuam dispêndio total *per capita* (método A) ou dispêndio alimentar total *per capita* (método B) exatamente igual à linha de pobreza alimentar; sendo assim, procurou-se definir um intervalo ao redor da linha de pobreza alimentar, no qual se encontram as famílias que farão parte de cada um dos modelos de ajustamento da linha de pobreza alimentar para produtos não alimentícios. Para definir este intervalo seguiu-se o

10. À cesta de pobreza mais baixa são dados vários nomes diferentes: cesta de subsistência mínima, cesta intermediária e linha de pobreza baixa.

procedimento adotado por Ravallion (1998). A estimativa mais alta da linha de pobreza pode ser obtida como:

$$w_F^R(alta) = \hat{\alpha}^R + \hat{\beta}\ln\left(\frac{1}{w_F^R(alta)}\right) = \hat{\alpha}^R + \hat{\beta}\ln\left(\frac{PCE^h}{FPL}\right), \tag{4}$$

em que $\hat{\alpha}^R = \hat{\alpha}_0 + \hat{\alpha}_j R_j + \hat{\gamma}\overline{X}^h$.

Então, a estimativa mais alta da linha de pobreza pode ser obtida como:

$$PL^R(alta) = \frac{FPL^R}{w_F^R(alta)}. \tag{5}$$

Definida a linha de pobreza, a questão seguinte é construir uma medida-resumo adequada do agregado de pobreza. Neste estudo, utiliza-se o índice FGT (1984). Esse indicador considera a proporção de pobres (incidência da pobreza), a distância (hiato) que estes estão da linha de pobreza (profundidade) e a desigualdade entre eles (hiato quadrático), constituindo-se, assim, em um indicador mais completo da pobreza. Na subseção 3.2, são fornecidos exemplos de como as novas linhas de pobreza impactam a medição de incidência da pobreza.

2.3 Elasticidades de pobreza

Nesta subseção será apresentado o método para cálculo das elasticidades de crescimento e desigualdade das medidas de pobreza FGT proposto por Araar e Duclos (2007). As elasticidades são estimadas com base nos dados das POFs 2002-2003 e 2008-2009, considerando tanto a renda monetária quanto o dispêndio em consumo como medida de bem-estar. Além disto, no cálculo das elasticidades são considerados diferentes valores de linhas de pobreza para cada região e estão expostas na tabela A.2 do anexo.

2.3.1 Elasticidade FGT em relação ao crescimento da renda média e do dispêndio médio

Araar e Duclos (2007) apresentam uma forma alternativa de obtenção das elasticidades de crescimento e da desigualdade das medidas de pobreza FGT. O cálculo das elasticidades parte do índice de pobreza FGT.

O índice de pobreza normalizado da classe FGT (1984) é definido como:

$$\bar{P}(z;\alpha) = \int_0^1 \left(\frac{z-y_i}{z}\right)^{\alpha} dp, \tag{6}$$

em que α é uma medida da sensibilidade do índice à pobreza; z é a linha de pobreza; e y_i é o valor do rendimento do dispêndio *per capita* para o i-ésimo agregado familiar. Neste estudo, calculou-se as elasticidades considerando-se $\alpha = 0$, ou seja, as elasticidades são calculadas com base apenas na medida de proporção de pobres.

Assumindo-se que a variação na pobreza é resultado exclusivamente do crescimento da renda e do dispêndio dentro do grupo k (subgrupo da população no qual o rendimento ou o dispêndio enquadrou-se), e que dentro deste grupo a desigualdade é neutra, a elasticidade do crescimento total da pobreza (ECP) é dada pela equação (7):

$$ECP = \begin{cases} \frac{-zf(k,z)}{F(z)} & se\ \alpha = 0 \\ \frac{\alpha \overline{P}(k,z;\alpha) - \overline{P}(k,z;\alpha-1)}{\overline{P}(z,\alpha)} & se\ \alpha \geq 0 \end{cases}, \quad (7)$$

em que z é a linha de pobreza;[11] k é o subgrupo da população no qual o crescimento ocorre; $f(k,z)$ é a função densidade no nível de renda ou dispêndio z do grupo k; α é uma medida da sensibilidade do índice à pobreza; $F(z)$ é o índice *headcount* (proporção de pobres).

Dessa forma, isola-se o efeito da desigualdade e se capta apenas o efeito do crescimento da renda e do dispêndio. De acordo com Araar e Duclos (2007), o crescimento nas elasticidades ocorre exclusivamente em função do crescimento dentro do grupo k.

Optou-se por utilizar, neste estudo, os procedimentos adotados por Araar e Duclos (2007) para estimação das elasticidades, pois os referidos autores desenvolveram um modelo microanalítico para investigar as ligações complexas e específicas que existem entre a pobreza, a desigualdade e o crescimento. Outro resultado importante que essa modelagem possibilita é ajudar a compreender o impacto potencial de choques econômicos e de políticas econômicas tanto sobre a pobreza quanto sobre a desigualdade. Este modelo é conceptualmente análogo, mas metodologicamente diferente, ao modelo de avaliação da contribuição do crescimento e das mudanças na desigualdade para a evolução da pobreza em Datt e Ravallion (1992), Kakwani (1997), Shorrocks (1999) e Araar e Awoyemi (2006).

Cabe destacar que o cálculo das elasticidades pode ser realizado considerando-se outras medidas de pobreza (índice Watts, índice de Sen-Shorrocks-Thon) e desigualdade (índice Atikinson, índice de Theil T e Theil L).

11. Mais informações sobre a metodologia utilizada para estimação das linhas de pobreza e os resultados obtidos podem ser encontradas em Rodrigues (2014). No anexo encontram-se algumas informações sobre valores das linhas de pobreza que foram obtidos por Rodrigues (2014).

2.3.2 Elasticidade FGT em relação à desigualdade

As elasticidades da pobreza em relação às mudanças na desigualdade na distribuição têm por base o coeficiente de Gini. A elasticidade do crescimento global da pobreza, quando o crescimento vem exclusivamente de mudança na desigualdade dentro de um grupo *k* (EDP), é dada por:

$$EDP = \begin{cases} \frac{(\emptyset(k)f(k,z)(\mu(k-z)}{F(z)} \Big/ \frac{\emptyset(k)\mu(k)}{\mu}\frac{C(k)}{I} & se\ \alpha = 0 \\ \alpha\,\overline{P}(k,z,\alpha) - ((\mu(k)-z)/z)\overline{P}(k,z,\alpha-1) \Big/ \frac{\emptyset(k)\mu(k)}{\mu}\frac{C(k)}{I} & se\ \alpha \geq 1 \end{cases}, \quad (8)$$

em que *k* é o subgrupo populacional em que o crescimento ocorre; *z* é o limiar da pobreza; *f*(*k*,*z*) é a função densidade ao nível de renda *z* do grupo *k*; e *F*(*z*) é o índice *headcount* (proporção de pobres). *C*(*k*) é o coeficiente de concentração do grupo *k* quando a renda ou a despesa em consumo do grupo complemento é dada por μ(*k*), sendo μ a renda média global. *I* é o índice de Gini.

2.4 Fonte de dados

Este trabalho utiliza como base de dados os microdados da POF realizada pelo IBGE. Essa pesquisa fornece informações sobre a composição do orçamento doméstico e visa, principalmente, mensurar as estruturas de consumo, dos gastos, dos rendimentos e parte da variação patrimonial das famílias. A POF traz informações detalhadas sobre as duas medidas de bem-estar – consumo e renda – e é uma pesquisa representativa a nível nacional. São coletadas informações sobre as despesas monetárias e não monetárias, bem como renda monetária e não monetária. A pesquisa classifica como despesas monetárias os gastos realizados em dinheiro, cartão de crédito ou cheque. As despesas não monetárias correspondem a todos os tipos de autoconsumo ou comércio sem dinheiro envolvido. A renda monetária refere-se à renda obtida por meio do trabalho, das transferências e de outras rendas, acrescida da variação patrimonial, que compreende vendas de imóveis, recebimentos de heranças e saldo positivo da movimentação financeira. Considera-se como rendimento não monetário a parcela equivalente às despesas não monetárias, que são aquelas efetuadas sem pagamento monetário, ou seja, aquisição obtida por meio de doação, retirada do negócio, troca, produção própria, pescado, caçado e coletado durante o período de referência da pesquisa, disponíveis para utilização. As valorações das despesas não monetárias foram realizadas pelos próprios informantes, considerando os preços vigentes no mercado local (IBGE, 2010). Os dados utilizados neste trabalho são de dois pontos no tempo: POF de 2002-2003 (IBGE, 2004) e POF de 2008-2009 (IBGE, 2010).

Tanto na POF 2002-2003 quanto na POF 2008-2009 adotou-se um plano amostral complexo, conglomerado em dois estágios, com estratificação geográfica e estatística (a partir de variável que caracteriza os estratos socioeconômicos) das unidades primárias de amostragem que correspondem aos setores da base geográfica do Censo Demográfico de 2000. As unidades secundárias de amostragem são os domicílios particulares permanentes. Os setores foram selecionados por amostragem sistemática com probabilidade proporcional ao número de domicílios no setor, ao passo que os domicílios foram selecionados por amostragem aleatória simples sem reposição, dentro dos setores selecionados. Em seguida, foi aplicado procedimento de distribuição dos setores (e respectivos domicílios selecionados) ao longo dos doze meses de duração da pesquisa, garantindo, em todos os trimestres, a coleta em todos os estratos geográficos e socioeconômicos. A estratificação estatística, construída em cada estrato geográfico, foi feita usando a média de anos de estudo dos responsáveis pelos domicílios no setor.

Um dos aspectos específicos dessas POFs refere-se principalmente à estratificação, tanto geográfica quanto estatística. A estratificação geográfica teve por intuito espalhar geograficamente a amostra, garantindo a participação na amostra das diferentes partes do território brasileiro. Ainda para efeito de comparação, nas regiões metropolitanas (RMs) consideradas foi mantida a estratificação geográfica das POFs passadas, de núcleo e periferia. O município da capital constituiu o núcleo, enquanto o restante da RM foi chamado de periferia. Para o caso do Distrito Federal, foram criadas duas subdivisões: uma contendo apenas a região administrativa (RA) de Brasília, e outra contendo as demais RAs.

A POF 2002-2003 conta com 48.470 observações; já a POF 2008-2009 conta com 55.970 observações. Em termos de estimações, o fator de expansão da amostra (peso 2) foi considerado tanto no cálculo das linhas de pobreza quanto das elasticidades, utilizando-se do *software* Stata 12.

3 RESULTADOS

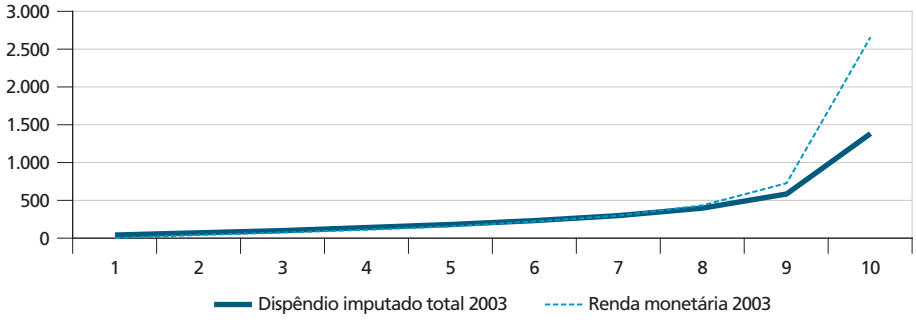
3.1 Renda monetária e dispêndio *per capita* nos domicílios do Brasil em 2003 e 2009

Embora o consumo, por diversas razões apontadas em muitos estudos (por exemplo, Gafar, 1998; Deaton, 1997; Silva, 2008; Deaton e Zaidi, 2002), seja uma medida de bem-estar mais acurada do que a renda, pesquisas domiciliares no Brasil têm, tradicionalmente, coletado dados sobre renda monetária e a tem utilizado, na maioria das vezes, como medida de bem-estar em estudos de pobreza. Os resultados destes estudos de pobreza podem diferir significativamente, dependendo de qual medida de bem-estar e linha de pobreza se está utilizando.

Analisando-se dados sobre renda monetária e dispêndio em consumo nos domicílios brasileiros, encontrou-se que o valor médio da renda monetária *per capita* é maior do que o valor médio do dispêndio *per capita*, em ambas as pesquisas. Na POF 2002-2003, estes valores são de R$ 461,13 e R$ 344,84, respectivamente. Já na POF 2008-2009, o valor médio da renda monetária *per capita* é de R$ 715,76 e o valor médio do dispêndio *per capita* é de R$ 523,95.[12]

Ao se proceder à análise gráfica das duas variáveis em questão (renda monetária e dispêndio *per capita*), nota-se que o comportamento delas difere entre os decis. Calculou-se a renda monetária *per capita* e o dispêndio *per capita* em dez decis e utilizou-se análise gráfica para compreender o comportamento destas variáveis por decis. Por meio dos gráficos 1 e 2, verifica-se que, tanto em 2003 quanto em 2009, a renda monetária tende a ser maior que o dispêndio *per capita* nos decis maiores, a partir do sexto decil. Desta forma, observa-se que, para os segmentos mais pobres, a renda tende a ser igual ao dispêndio. O fato de a renda ser elevada nos decis maiores é que faz com que a renda monetária na média seja mais elevada do que o dispêndio médio nos domicílios. Nos decis mais baixos, a renda monetária aproxima-se muito do dispêndio, conforme pode ser visto nos gráficos 1 e 2.[13]

GRÁFICO 2
Dispêndio total *per capita versus* renda monetária *per capita* por decil para o Brasil, com base nos dados da POF 2002-2003
(Em R$)



Elaboração dos autores.

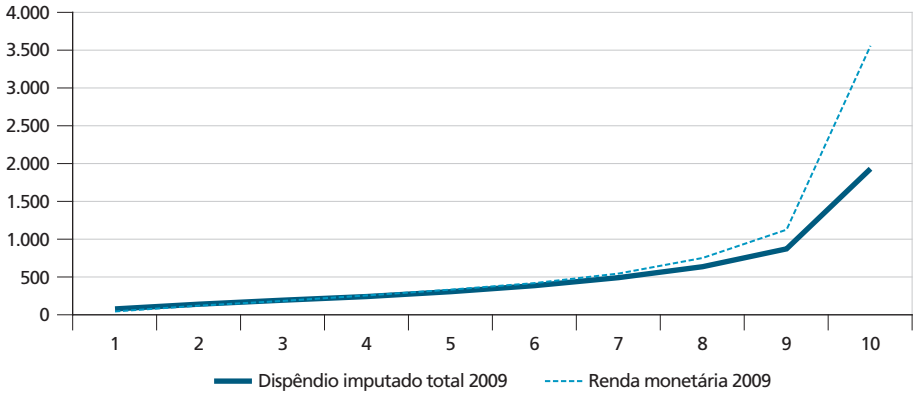
Conforme pode ser visto nas tabelas A.3 e A.4 do anexo, a renda monetária é menor que os dispêndios nos decis mais baixos de renda. Na POF de 2003, somente a partir do oitavo decil é que a renda torna-se mais elevada do que os dispêndios. Em relação à POF 2009, a partir do quarto decil já se percebe

12. As estatísticas descritivas da renda monetária e do dispêndio *per capita* encontram-se na tabela A.1 do anexo.
13. Os dados do gráfico podem ser visualizados também nas tabelas A.1 e A.2 do anexo.

a mudança e a renda é maior do que os dispêndios. Esse resultado possibilita inferir que, provavelmente, essas famílias têm algum acesso ao mercado de crédito.

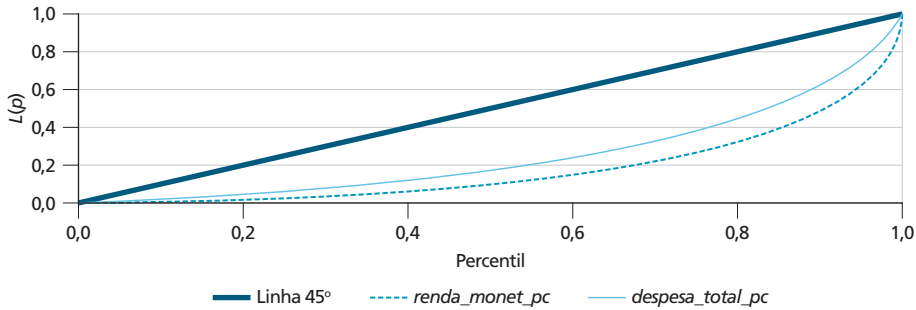
Portanto, os dispêndios têm uma distribuição mais igualitária do que a renda monetária, já que os valores desta última são maiores do que os dos dispêndios apenas nos decis maiores. Neste sentido, é interessante fazer também uma representação visual do nível de distribuição da renda monetária e do dispêndio. Para isto, utiliza-se a curva de Lorenz para representar a distribuição relativa dessas variáveis.

GRÁFICO 3
Dispêndio total *per capita versus* renda monetária *per capita* por decil para o Brasil, com base nos dados da POF 2008-2009
(Em R$)



Elaboração dos autores.

GRÁFICO 4
Curva de Lorenz: renda monetária *per capita versus* dispêndio per capita para 2003

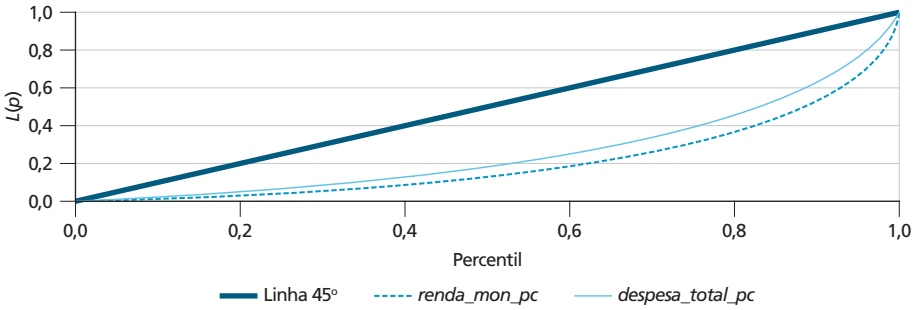


Elaboração dos autores.

Nos gráficos 3 e 4, apresenta-se a curva de Lorenz da renda monetária e dos dispêndios *per capita*, no ano de 2003 e 2009. No eixo horizontal, tem-se o percentual acumulado dos domicílios que se apropriam de certo percentual acumulado de renda

monetária e dispêndio, que é descrito no eixo vertical. Desta maneira, quanto mais próxima (longe) da reta de 45º, mais (menos) igualitária é a distribuição da renda ou do dispêndio. As curvas abaixo permitem a representação visual do nível de distribuição da renda monetária e do dispêndio. Nota-se que os dispêndios estão mais próximos da reta de 45º do que a renda monetária, o que confirma a distribuição menos igualitária desta última em comparação ao dispêndio *per capita*.

GRÁFICO 5
Curva de Lorenz: renda monetária *per capita versus* dispêndio *per capita* para 2009



Elaboração dos autores.

3.2 Sensibilidade da pobreza em relação ao crescimento e desigualdade da renda monetária e do dispêndio

Nesta subseção, apresentam-se as estimativas das elasticidades da pobreza em relação ao crescimento e à desigualdade, tanto da renda monetária quanto do dispêndio em consumo, com o objetivo de analisar os efeitos de mudanças neles sobre o crescimento da pobreza e da desigualdade. Esses resultados permitem apontar as implicações para as políticas públicas e inferir sobre os riscos a que estão sujeitas as famílias mais pobres. Essas análises também são realizadas por macrorregiões, a fim de identificar características específicas e compará-las.

Analisando-se, primeiramente, a sensibilidade da pobreza para o Brasil em relação ao crescimento nos dispêndios, nota-se que as elasticidades foram de -1,55, em 2003, e -1,64, em 2009 (tabela 1). Esse resultado mostra que houve aumento da sensibilidade da taxa de crescimento da pobreza em relação ao crescimento nos dispêndios em consumo. Sendo assim, uma variação de 1% nos dispêndios em consumo teve um impacto maior sobre a pobreza em 2009. Se há aumento de 1% nos dispêndios, a pobreza cai em maior proporção em 2009; porém, se há queda de 1% nos dispêndios, a pobreza aumenta em maior proporção em 2009. Tal resultado é um bom indicativo, caso a renda e, consequentemente, os dispêndios, estejam aumentando. Porém, esta maior sensibilidade da pobreza pode indicar uma maior vulnerabilidade das famílias, caso se considere um contexto econômico

não muito favorável. Neste sentido, é importante atentar para as famílias que conseguem ultrapassar o limite da pobreza, mas ainda assim permanecem próximas a este limite, podendo facilmente retornar à condição de pobreza.

Esse resultado torna-se preocupante no sentido de que o maior risco de cair na pobreza pode favorecer a perpetuação dela. Se houver uma redução no crescimento econômico, diante do risco e da necessidade de diminuir a vulnerabilidade, as famílias tendem a tomar medidas que impedem a superação da pobreza, como, por exemplo, o desestímulo a investimentos ou o engajamento em atividades de maior retorno de longo prazo, como, por exemplo, cortando ou reduzindo investimentos na educação. Essa situação tende a se agravar pelo fato de que não há fácil acesso ao crédito às famílias mais pobres (UFRGS, Pnud e PUC-Minas, 2004).

TABELA 1
Elasticidade do crescimento da pobreza em relação à renda monetária e ao dispêndio para o Brasil e macrorregiões, em 2003 e 2009, considerando a linha de pobreza *lower*

Grupos: país e macrorregiões	Medida de bem-estar	ECP 2003	ECP 2009
Brasil	**Dispêndio**	**-1,55**	**-1,64**
	Renda monetária	**-0,81**	**-1,26**
Sudeste	Dispêndio	-1,12	-1,10
	Renda monetária	-0,75	-0,86
Sul	Dispêndio	-1,24	-1,05
	Renda monetária	-0,79	-0,82
Norte	Dispêndio	-2,23	-2,25
	Renda monetária	-0,98	-1,89
Nordeste	Dispêndio	-2,30	-2,72
	Renda monetária	-0,77	-2,08
Centro-Oeste	Dispêndio	-1,62	-1,68
	Renda monetária	-0,99	-1,19

Elaboração dos autores.
Obs.: 1. A linha de pobreza *lower* para o Brasil em 2003 tem valor de R$ 114,58. Para 2009, considerou-se a linha de pobreza *lower* de 2003 corrigida para janeiro de 2009; este valor foi de R$ 162,32. Os valores das linhas de pobreza para cada região estão especificados na tabela A.1, no anexo.
2. O erro-padrão para todas as elasticidades calculadas foi baixo e todas as elasticidades encontram-se dentro do intervalo de confiança ao nível de 95%.

Cabe ressaltar que os valores encontrados para as elasticidades são baixos em relação aos valores encontrados por Ravallion e Chen (2003), que sugere como média mundial elasticidade de -2,5.[14] Quanto menor as elasticidades há

14. Essas diferenças podem surgir devido às diferenças nas linhas de pobreza adotadas, bem como na metodologia de estimação delas.

uma maior estabilidade nas taxas de pobreza. Neste sentido, políticas públicas que visem reduzir a pobreza terão que direcionar um investimento maior para alcançar um maior efeito sobre a redução da pobreza. Apesar de os resultados deste estudo indicarem elasticidades menores, em 2003, do que a média sugerida por Ravallion e Chen (2003), estas elasticidades mostram-se crescentes ao longo do tempo.

Considerando-se variações na renda monetária, nota-se que a sensibilidade da pobreza em relação ao crescimento é bem menor: de -0,81, em 2003, e -1,26, em 2009 (tabela 1). Esse resultado mostra que variações na renda têm um impacto menor sobre a pobreza do que variações nos dispêndios. Neste caso a pobreza torna-se mais estável, sendo necessários maiores investimentos para redução dela. Portanto, variações na renda tendem a ter efeitos mais suaves sobre as taxas de pobreza ao longo do tempo. Neste sentido, em termos de políticas públicas, investimentos que garantam aumento nos dispêndios em consumo das famílias poderão ter maiores efeitos na redução da pobreza.

Em relação às elasticidades da pobreza por macrorregiões, nota-se que nas regiões mais pobres, as elasticidades do crescimento em relação ao dispêndio são consideravelmente maiores, indicando que mudanças nessa variável terão grandes impactos sobre o crescimento da pobreza, tanto em 2003 quanto em 2009. Em relação às elasticidades do crescimento da renda monetária, em 2009 observa-se esse mesmo comportamento, com as regiões que historicamente têm apresentado maiores taxas de pobreza, ou seja, Norte e Nordeste, apresentando as maiores elasticidades. Porém, em 2003, as elasticidades do crescimento em relação à renda monetária não seguiram este comportamento. Por outro lado, as regiões mais ricas apresentam elasticidades do crescimento do dispêndio mais baixas, em 2003 e 2009, e elasticidades do crescimento da renda monetária mais baixas em 2009, próximas de 1, indicando maior estabilidade nas taxas de pobreza. Assim, além das regiões Norte e Nordeste do Brasil apresentarem maiores taxas de pobreza, resultado que tem se mantido historicamente, elas se mostram também mais instáveis em relação à pobreza, ou seja, estão sujeitas a um crescimento proporcionalmente maior na pobreza, caso haja redução na renda monetária ou dispêndio. Entretanto, melhorias na renda desta população tendem a gerar bons resultados na redução da pobreza nestas regiões, dada a elevada sensibilidade dela, tanto em relação à renda monetária quanto ao dispêndio.

Na tabela 2 constam os resultados das elasticidades do crescimento da pobreza em relação à renda monetária e ao dispêndio, mas considerando a linha de pobreza administrativa adotada pelo governo federal para elegibilidade do PBF. As elasticidades calculadas por meio desta linha de pobreza são mais elevadas do que as elasticidades mostradas anteriormente, com base na linha de pobreza mais baixa (linha de necessidade básica dos não alimentícios). Este resultado indica maior sensibilidade das taxas de crescimento da pobreza em relação às

variações na renda monetária ou nos dispêndios e, assim, uma maior instabilidade nas taxas de pobreza. Neste caso, pode-se inferir que a população estará mais vulnerável, já que, caso ocorra uma recessão econômica, a queda no crescimento dessas variáveis terá efeitos maiores sobre o aumento nas taxas de pobreza.

TABELA 2
Elasticidade do crescimento da pobreza em relação à renda monetária e ao dispêndio para o Brasil, em 2003 e 2009, considerando a linha de pobreza administrativa

Grupos: país e macrorregiões	Medida de bem-estar	ECP 2003	ECP 2009
Brasil	**Dispêndio**	**-1,64**	**-1,75**
	Renda monetária	**-0,84**	**-1,30**
Sudeste	Dispêndio	-1,09	-1,09
	Renda monetária	-0,72	-0,82
Sul	Dispêndio	-1,24	-1,04
	Renda monetária	-0,80	-0,82
Norte	Dispêndio	-2,49	-2,51
	Renda monetária	-1,07	-2,14
Nordeste	Dispêndio	-2,76	-3,21
	Renda monetária	-0,94	-2,35
Centro-Oeste	Dispêndio	-1,77	-1,73
	Renda monetária	-1,04	-1,17

Elaboração dos autores.
Obs.: O valor da linha de pobreza administrativa, em 2003, era de R$ 100,00. Em 2009, este valor foi reajustado para R$ 140,00.

Esse resultado reforça a necessidade de utilização de uma linha de pobreza mais elevada para o Brasil que permita suprir as necessidades básicas com itens alimentícios e não alimentícios (Rodrigues, 2014). Pode-se inferir que a consideração destas linhas administrativas no cálculo da elasticidade do crescimento da pobreza implica maior vulnerabilidade para as famílias, já que, se houver uma queda na renda monetária ou no dispêndio, haverá um impacto maior no crescimento das taxas de pobreza. As famílias, neste caso, tornam-se muito mais vulneráveis à pobreza. Neste sentido, maior direcionamento dos investimentos públicos para aumentar o limiar de elegibilidade do programa tende a gerar bons resultados sobre a redução da pobreza, além de reduzir a vulnerabilidade a que as famílias estão sujeitas. Ao considerar a linha administrativa, a elasticidade da pobreza em relação ao dispêndio também foi maior do que em relação à renda monetária. Se houver aumento de 1% nos dispêndios em consumo, a pobreza irá reduzir em maior proporção do que se houver o mesmo aumento na renda monetária, mostrando que um aumento nos dispêndios destas famílias terá efeito importante sobre a pobreza.

O argumento que defende o aumento do limiar da pobreza leva em consideração a insegurança em que as famílias pobres vivem e a possibilidade de perder o pouco que se tem. Essa discussão torna-se de fundamental importância em um país com as características do Brasil, no qual a renda dos pobres está sujeita a muitas oscilações. O aumento das taxas inflacionárias tende a afetar de forma mais severa a população de baixa renda, que não possui mecanismos de proteção contra a corrosão inflacionária. Some-se a isto o fato de que a população de baixa renda tem maior parte de sua renda comprometida com itens essenciais à sua sobrevivência. Cabe destacar, ainda, a grande informalidade no mercado de trabalho que está fortemente associada à pobreza no Brasil, já que no mercado informal não há acesso a seguro-desemprego e outros mecanismos que poderiam suavizar choques de renda, contribuindo para deixar estas famílias ainda mais vulneráveis. Assim, a manutenção das famílias fora da pobreza torna-se uma questão quase tão importante quanto a retirada delas dessa condição.

Dessa forma, tem-se razões para acreditar que as linhas de pobreza administrativas do governo são muito baixas. Portanto, o governo, ao utilizar estas linhas para elegibilidade de programas sociais, pode estar deixando de atender a uma importante parcela da população que precisa de auxílio, e outra parcela da população que precisa de mecanismos de proteção para lidar com situações de risco e vulnerabilidade.

Cabe destacar que renda monetária e dispêndio não são independentes entre si; o aumento nos dispêndios obviamente se faz por meio de programas de transferência direta de renda, daí a endogeneidade entre essas variáveis, ou ainda pela concessão de *tickets* de alimentação, como ocorre com *food stamps* nos Estados Unidos. Sendo assim, o principal limitador dos dispêndios e gerador de desigualdades no consumo é a renda, mas podem existir outros fatores limitantes, como a localidade, a dificuldade de acesso a bens e serviços, os fatores culturais etc. Este estudo não buscou analisar os fatores que explicam o efeito da renda e do consumo sobre a pobreza, mas apenas mensurar o efeito gerado sobre as taxas de pobreza, dadas as mudanças na renda e no dispêndio. Neste sentido, se essas medidas produzem diferentes efeitos sobre a taxa de pobreza, há que se atentar para o fato de que a utilização destas variáveis na definição do perfil de pobreza, bem como na definição de políticas públicas, terá resultados diferenciados e implicações importantes. Uma possível explicação para o maior efeito dos dispêndios sobre a redução nas taxas de pobreza pode ser o fato de que os dispêndios têm uma distribuição mais igualitária do que a renda monetária, conforme visto na subseção 3.1. Neste sentido, políticas públicas que incentivem aumentos em dispêndios podem garantir melhores resultados na redução das taxas de pobreza. Estes aumentos podem se dar tanto por meio do aumento da renda ou programas orientados para melhoria nos padrões de consumo da população,

quanto *food stamp* para consumo direto de alimentos ou ainda direcionados para orientação de gastos com alimentos mais adequados, com saúde e educação, em vez de destinar tais recursos para o consumo de bens indesejáveis, como o tabaco e as bebidas alcoólicas.

Na tabela 3 constam os resultados para as elasticidades da desigualdade em relação à renda monetária e ao dispêndio. Os resultados exploram a relação entre a pobreza e a desigualdade, por meio de uma análise do impacto que mudanças na desigualdade de renda ou dispêndio têm sobre a pobreza. Dito de outra forma, os resultados permitem saber como mudanças na pobreza podem estar ligadas às mudanças na distribuição do fator renda ou dispêndio.

TABELA 3
Elasticidade da desigualdade em relação à renda monetária e ao dispêndio para o Brasil, em 2003 e 2009, considerando a linha de pobreza *lower*

Grupos: país e macrorregiões	Medida de bem-estar	EDP 2003	EDP 2009
Brasil	**Dispêndio**	**3,94**	**4,55**
	Renda monetária	**1,84**	**5,76**
Sudeste	Dispêndio	3,24	3,48
	Renda monetária	2,05	4,42
Sul	Dispêndio	3,94	3,92
	Renda monetária	2,35	4,80
Norte	Dispêndio	4,64	5,53
	Renda monetária	1,55	6,73
Nordeste	Dispêndio	3,94	5,30
	Renda monetária	2,10	6,87
Centro-Oeste	Dispêndio	3,65	4,13
	Renda monetária	2,20	4,98

Elaboração dos autores.

Pela tabela 3, nota-se que a desigualdade na renda monetária tem impactos maiores na pobreza do que a desigualdade em dispêndios somente em 2009. Isto significa que se a desigualdade de renda aumentar em 1%, o aumento nas taxas de pobreza, já que todas as elasticidades são positivas e maiores do que 1, será proporcionalmente maior do que se houver o mesmo aumento na desigualdade de consumo. Se a desigualdade de renda diminuir em 1%, haverá uma queda também maior na taxa de pobreza. Esse resultado é importante para melhor direcionamento das políticas públicas, uma vez que maiores investimentos que possibilitem a redução da desigualdade de renda tenderão a ter grandes efeitos na redução da pobreza. Por isto, a ligação entre pobreza e desigualdade deve ser interesse da perspectiva de políticas públicas. As mudanças na desigualdade de

renda poderão, efetivamente, reduzir em grandes proporções a pobreza. Portanto, cabe aos formuladores de políticas públicas programar ações que sejam eficazes em reduzir também a desigualdade, o que, consequentemente, gerará impactos sobre a pobreza. Ainda pela tabela 3, percebe-se que a desigualdade em dispêndios em consumo apresenta comportamento mais suave sobre a pobreza ao longo do tempo, isto é, não há grande variação entre 2003 e 2009. Já a desigualdade de renda apresenta um efeito muito maior sobre a pobreza em 2009, ano em que uma pequena redução na desigualdade de renda tente a gerar grandes efeitos sobre a redução da pobreza. Da mesma forma, o contrário também se verifica. Esse resultado pode ser explicado pelo grande número de pessoas que já tem saído da pobreza nas últimas décadas no Brasil. Assim, uma pequena melhoria na redistribuição de renda gerará grandes efeitos nas taxas de pobreza. Entretanto, é preocupante a questão da grande instabilidade da pobreza, ou seja, qualquer aumento na desigualdade de renda tende a fazer com que um grande número de pessoas caia na pobreza novamente. Mais uma vez, merece atenção aquelas famílias que apenas conseguem ultrapassar o limiar da pobreza, mas ainda se encontram muito próximas a ele e ainda têm de consolidar a sua posição de forma a se manter fora da pobreza de forma sustentável. Em um país em que a renda dos mais pobres está sujeita a muitas oscilações devido à corrosão inflacionária e às políticas restritivas, a manutenção das famílias fora da pobreza torna-se uma questão tão importante quanto a retirada delas dessa condição.

Ao realizar a análise regional, nota-se que, em 2009, as elasticidades são bem maiores do que em 2003, principalmente no que se refere às elasticidades da desigualdade em relação à renda monetária. Em 2003, estas elasticidades eram menores do que as elasticidades da desigualdade em relação ao dispêndio. Já em 2009, elas se tornam maiores. Neste sentido, melhorias na desigualdade de renda da população em 2009 tendem a gerar melhorias substanciais nos índices de pobreza. Entretanto, uma recessão econômica que afete a distribuição da renda tende a conduzir muitas famílias abaixo do limiar da pobreza. Nota-se que, neste último caso, as regiões Norte e Nordeste tornam-se mais vulneráveis devido à maior magnitude das elasticidades. Ao se considerar a linha de pobreza administrativa do governo (tabela 4), as elasticidades da pobreza em relação à desigualdade possuem magnitudes ainda maiores, o que reforça a discussão acima, tanto no sentido de que maiores investimentos, que possibilitem a redução da desigualdade, terão maiores efeitos sobre as taxas de pobreza, quanto no sentido de que há necessidade de atenção para com a população que se encontra em situação vulnerável, devido à alta instabilidade da pobreza em relação à desigualdade, principalmente quando se consideram estas linhas administrativas.

TABELA 4
Elasticidade da desigualdade em relação à renda monetária e ao dispêndio para o Brasil, em 2003 e 2009, considerando a linha de pobreza administrativa do governo

Grupos: país e macrorregiões	Medida de bem-estar	EDP 2003	EDP 2009
Brasil	**Dispêndio**	**5,03**	**5,89**
	Renda monetária	**2,31**	**7,11**
Sudeste	Dispêndio	3,94	4,33
	Renda monetária	2,45	5,25
Sul	Dispêndio	4,39	4,39
	Renda monetária	2,63	5,33
Norte	Dispêndio	6,67	7,71
	Renda monetária	2,28	9,33
Nordeste	Dispêndio	6,31	8,29
	Renda monetária	1,42	9,82
Centro-Oeste	Dispêndio	5,12	5,67
	Renda monetária	2,94	6,26

Elaboração dos autores.

Diante dos resultados apresentados, é importante destacar a necessidade de ênfase nas políticas sociais para reduzir a vulnerabilidade e os riscos a que estão sujeitos os mais pobres, os quais, mesmo cruzando o limiar da pobreza, podem, a qualquer momento, retornar à situação de pobreza. Políticas voltadas para a criação de redes de proteção e garantia de renda poderiam dar aos mais pobres condições de se envolverem em atividades mais autorrentáveis e lhes permitir gerar a própria renda de forma sustentável, tendo, assim, importantes efeitos sobre a redução da desigualdade e da pobreza.

4 CONSIDERAÇÕES FINAIS

O objetivo principal deste artigo é analisar o efeito do crescimento da renda e do dispêndio sobre a pobreza, bem como os efeitos da desigualdade. Essa análise permite incorporar na discussão o conceito de risco e vulnerabilidade a que estão sujeitos àqueles que conseguem ultrapassar a linha de pobreza, mas ainda vivem perto do limiar dela. Este trabalho inova ao incluir na análise os efeitos do crescimento e da desigualdade das despesas em consumo sobre a pobreza, já que na literatura tem sido considerada basicamente a renda. Para realização deste trabalho, é apresentada a metodologia para cálculo das elasticidades FGT em relação ao crescimento e à desigualdade. Os dados utilizados são das POFs 2002-2003 e 2008-2009.

Por meio dos resultados, nota-se que variações na renda têm um impacto menor sobre a pobreza do que variações nos dispêndios, e que houve aumento da sensibilidade da pobreza em relação às duas medidas de 2003 para 2009.

Neste sentido, se estas medidas produzem diferentes efeitos sobre a taxa de pobreza, dadas as mudanças nelas, há que se atentar para o fato de que a utilização dessas variáveis na definição do perfil de pobreza, bem como na definição de políticas públicas, terão resultados diferenciados e implicações importantes.

Quando são calculadas as elasticidades considerando a linha de pobreza administrativa, elas são mais elevadas do que as elasticidades com base na linha de pobreza *lower*. Assim, maior direcionamento dos investimentos públicos para aumentar o limiar de elegibilidade do programa tende a gerar bons resultados sobre a redução da pobreza. Em relação às elasticidades da pobreza por macrorregiões, nota-se que nas regiões mais pobres, há uma tendência de as elasticidades do crescimento serem maiores, indicando que mudanças nessa variável terão grandes impactos sobre o crescimento da pobreza, tanto em 2003 quanto em 2009.

Com relação às elasticidades da desigualdade, nota-se que a desigualdade de renda tem impactos maiores na pobreza do que a desigualdade em dispêndios, em 2009. Ressalta-se que a ligação entre pobreza e desigualdade deve ser interesse da perspectiva de políticas públicas, já que se pôde inferir que maiores investimentos, que possibilitem a redução da desigualdade de renda, tenderão a ter grandes efeitos na redução da pobreza.

Ao se considerar a linha de pobreza administrativa, as elasticidades da pobreza em relação à desigualdade possuem magnitudes ainda maiores, o que reforça que políticas que possibilitem a redução da desigualdade terão efeitos expressivos sobre as taxas de pobreza, bem como na redução da vulnerabilidade das famílias, que fica evidente devido à alta instabilidade da pobreza em relação à desigualdade quando se consideram estas linhas administrativas.

Embora o crescimento da renda apresente-se como um fator importante para a redução da pobreza, políticas que combinem elevação da renda média, bem como elevação do consumo e melhorias na distribuição de ambas, podem ser mais efetivas. Assim, os resultados obtidos podem ser estendidos em reflexões para avanços em trabalhos futuros sobre as estratégias adotadas para a redução da pobreza no Brasil, sendo importante também investir em procedimentos metodológicos que possam considerar as medidas não monetárias no cálculo de linhas de pobreza, já que esse tipo de consumo tem grande peso no orçamento das famílias rurais. Além disto, o combate à pobreza utilizando-se a desigualdade como estratégia deve ser melhor entendido em termos de políticas, ou seja, deve-se investigar como as políticas de redistribuição da renda podem ser mais efetivas.

REFERÊNCIAS

ARAAR, A.; AWOYEMI, T. T. **Poverty and inequality nexus**: illustrations with Nigerian data. Quebec: Cirpée, 1996.

ARAAR, A.; DUCLOS, J-Y. **Poverty and inequality components**: a micro framework. Quebec: Cirpée, 2007. (Cirpée Working Paper, n. 07-35).

BARROS, R. P. *et al*. **Determinantes da queda na desigualdade de renda no Brasil**. Rio de Janeiro: Ipea, 2010. (Texto para Discussão, n. 1460).

BARROS, R. P.; HENRIQUES, R.; MENDONÇA, R. A estabilidade inaceitável: desigualdade e pobreza no Brasil. *In*: HENRIQUES, R. (Org.). **Desigualdade e pobreza no Brasil**. Rio de Janeiro: Ipea, 2000.

BRASIL. Ministério do Desenvolvimento Social e Combate à Fome. **Bolsa Família**. Brasília: MDS, 2013. Disponível em: <https://goo.gl/96ntor>.

CHEN, S.; RAVALLION, M. How did the world's poorest fare in 1190s? **Review of Income and Health**, v. 47, n. 3, p. 283-300, 2001.

DATT, G.; RAVALLION, M. Growth and redistribution components of changes in poverty measures: a decomposition with applications to Brazil and India in the 1980's. **Journal of Development Economics**, v. 38, n. 2, p. 275-295, 1992.

DEATON, A. **The analysis of household surveys**: a microeconometric approach to development policy. Maryland: Johns Hopkins University Press, 1997.

DEATON, A.; ZAIDI, S. **Guidelines for constructing consumption aggregates for welfare analysis**. Washington: World Bank, 2002. (LSMS Working Paper, n. 135).

DUCLOS, J.-Y. What is "pro-poor"? **Social Choice and Welfare**, v. 32, n. 1, p. 37-58, 2009.

ECLAC – ECONOMIC COMMISSION FOR LATIN AMERICA AND THE CARIBBEAN. **Meeting the millennium poverty reduction targets in Latin America and the Caribbean**. Santiago: Eclac, 2002.

FOSTER, J.; GREER, J.; THORBECKE, E. A class of decomposable poverty measures. **Econometrica**, v. 52, n. 3, p. 761-776, 1984.

GAFAR, J. Growth, inequality and poverty in selected Caribbean and Latin America countries, with emphasis on Guyana. **Journal of Latin America Studies**, v. 30, n. 3, p. 591-617, 1998.

GASPARINI, L.; LUSTIG, N. **The rise and fall of income inequality in Latin America**. Palma de Mallorca: Ecineq, 2011. (Ecineq Working Paper, n. 213).

HOFFMANN, R. Elasticidade da pobreza em relação à renda média e à desigualdade no Brasil e nas Unidades da Federação. **Economia**, Brasília, v. 6, n. 2, p. 255-289, 2005.

IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Pesquisa de Orçamentos Familiares 2002-2003**: microdados. Rio de Janeiro: IBGE, 2004.

_____. **Pesquisa de Orçamentos Familiares 2008-2009**: microdados. Rio de Janeiro: IBGE, 2010.

KAKWANI, N. **On measuring growth and inequality components of changes in poverty with application to Thailand**. New South Wales: The University of New South Wales, 1997. (Discussion Paper, n. 97/16).

KANBUR, R.; LYN, S. The evolution of thinking about poverty: exploring the interactions. *In*: MEIER, G.; STIGLTIZ, J. (Eds.). **Frontiers of development economics**: the future in perspective. Oxford: Oxford University Press, 2001.

MEYER, B. D.; SULLIVAN, J. X. Identifying the disadvantaged: official poverty, consumption poverty, and the new supplemental poverty measure. **Journal of Economic Perspectives**, v. 26, n. 3, p. 111-136, 2012.

NEDER, H. D.; SILVA, J. L. M. Pobreza e distribuição de renda em áreas rurais: uma abordagem de inferência. **RER**, Rio de Janeiro, v. 42, n. 3, p. 469-486, 2004.

QUINTÃES, V. *et al*. Análise do bem-estar a partir de um indicador de consumo agregado com base nas informações da POF 2002-2003. *In*: ENCONTRO NACIONAL DE ESTUDOS POPULACIONAIS, 15., 2006, Caxambu. **Anais**... Caxambu: Abep, 2006.

RAVALLION, M. **Poverty lines in theory and in practice**. Washington: World Bank, 1998. (LSMS Working Paper, n. 133).

_____. Growth, inequality and poverty: looking beyond averages. **World Development**, v. 29, n. 11, p. 1803-1815, 2001.

RAVALLION, M.; CHEN, S. What can new survey data tell us about recent changes in distribution and poverty? **World Bank Economic Review**, v. 11, n. 2, p. 357-382, 1997.

_____. Measuring pro-poor growth. **Economics Letters**, v. 78, n. 1, p. 93-99, 2003.

RAVALLION, M.; DATT, G. Why has economic growth been more pro-poor in some states of India than others? **Journal of Development Economics**, v. 68, n. 2, p. 381-400, 2002.

ROCHA, S. Estimação de linhas de indigência e de pobreza: opções metodológicas no Brasil. *In*: HENRIQUES, R. (Ed.). **Desigualdade e pobreza no Brasil**. Rio de Janeiro: Ipea, 2000. c. 4.

_____. Pobreza no Brasil: a evolução de longo prazo (1970-2011). *In*: FÓRUM NACIONAL O BRASIL DE AMANHÃ: TRANSFORMAR CRISE EM OPORTUNIDADE., 25., 2013, Rio de Janeiro. **Anais**... Rio de Janeiro: Inae, 2013.

RODRIGUES, C. T. **Mudanças no perfil de pobreza no Brasil**: uma análise multidimensional a partir da Pesquisa de Orçamentos Familiares (POF) 2002-2003 e 2008-2009. 2014. Tese (Doutorado) – Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, 2014.

SHORROCKS, A. **Decomposition procedures for distributional analysis**: a unified framework based on the Shapley value. Colchester: University of Essex, 1999.

SILVA, I. Micro-level determinants of poverty reduction in Sri Lanka: a multivariate approach. **International Journal of Social Economics**, v. 35, n. 3, p. 140-158, 2008.

UFRGS – UNIVERSIDADE FEDERAL DO RIO GRANDE DO SUL; PNUD – PROGRAMA DAS NAÇÕES UNIDAS PARA O DESENVOLVIMENTO; PUC-MINAS – PONTIFÍCIA UNIVERSIDADE CATÓLICA DE MINAS GERAIS. **Pobreza e fome**. Belo Horizonte: UFRGS; Pnud; PUC-Minas, 2004.

UN – UNITED NATIONS. **Goal 1**: eradicate extreme poverty and hunger. New York: UN, 2008. Disponível em: <http://goo.gl/xnOqrQ>.

WORLD BANK. **Brazil**: measuring poverty using household consumption. Washington: World Bank, 2006.

ANEXO

TABELA A.1
Estatísticas descritivas do dispêndio total *per capita* e renda monetária *per capita* para o Brasil, com base nos dados da POF 2002-2003 e 2008-2009
(Em R$)

Estatística	POF 2002-2003		POF 2008-2009	
	Dispêndio	Renda monetária	Dispêndio	Renda monetária
Média	344,84	461,13	523,95	715,76
Desvio-padrão	427,53	1136,00	603,39	1419654,00
Mínimo	4,02	0,00	5,96	0,00
Máximo	13916,73	75274,88	16064,55	87344,00

Fonte: Dados da POF 2002-2003 e POF 2008-2009 (IBGE, 2004; 2010).

TABELA A.2
Linha de pobreza para o Brasil baseada no método CBN ajustado para itens não alimentares: POF 2002-2003, POF 2002-2003 corrigida jan./2009 e POF 2008-2009
(Em R$, por pessoa e por mês)

	POF 2002-2003	POF 2002-2003 corrigida jan./2009	POF 2008-2009
Brasil	**114,58**	**162,32**	**166,54**
Brasil rural	*109,47*	*155,09*	*163,21*
Brasil urbano	*116,17*	*164,59*	*167,16*
Sudeste	118,08	167,28	171,11
Nordeste	117,42	166,35	167,09
Norte	116,52	165,07	183,77
Sul	109,03	154,46	162,81
Centro-Oeste	121,65	172,34	169,46

Fonte: Rodrigues (2014).

TABELA A.3
Dispêndio total *per capita versus* renda monetária *per capita* por decil para o Brasil (POF 2003-2004)
(Em R$)

Decil	Dispêndio total 2003	Renda monetária 2003
1	50,00	25,00
2	87,00	60,00
3	119,00	92,00
4	154,00	128,00
5	195,00	171,00
6	244,00	228,00
7	311,00	310,00
8	411,37	447,00
9	593,00	730,00
10	1.376,01	2.624,00

Fonte: Dados da POF 2002-2003 (IBGE, 2004).

TABELA A.4
Dispêndio total *per capita versus* renda monetária *per capita* por decil para o Brasil (POF 2008-2009)
(Em R$)

Decil	Dispêndio total 2009	Renda monetária 2009
1	84,00	56,00
2	149,00	131,00
3	202,00	194,00
4	258,00	262,00
5	321,00	345,00
6	398,00	440,00
7	496,00	552,00
8	635,00	755,00
9	881,07	1.137,00
10	1.941,00	3.532,00

Fonte: Dados da POF 2008-2009 (IBGE, 2010).

Originais submetidos em abril de 2015. Última versão recebida em outubro de 2015. Aprovado em novembro de 2015.

PROPOSTA METODOLÓGICA DE ÍNDICE DE INFLAÇÃO DA TERCEIRA IDADE NO MUNICÍPIO DE GOIÂNIA, GOIÁS

Sérgio Borges Fonseca Júnior[1]
Alex Felipe Rodrigues Lima[2]

Este artigo pretende ser um balizador metodológico na elaboração de índices de inflação da terceira idade para municípios que dispõem apenas de índices de inflação convencionais. Para isto, realizou-se um estudo de caso no município de Goiânia (Goiás), de janeiro de 2010 a dezembro de 2014. Na construção metodológica houve um esforço em mostrar como os demais institutos de pesquisa podem construir índice análogo, por meio da adaptação da estrutura de pesos obtida para a terceira idade, a uma determinada estrutura de coleta de preços preestabelecida. Em termos de resultado, os valores obtidos foram coerentes, não destoando fortemente da inflação convencional registrada no município. Verificou-se que a inflação dos idosos foi, em média, 0,69 ponto percentual (p.p.) ao ano (a.a.) superior à inflação convencional. Em termos de série temporal, verificou-se o comportamento sazonal, mas as mudanças abruptas no índice foram explicadas por choques aleatórios.

Palavras-chave: inflação; terceira idade; Pesquisa de Orçamento Familiar; Índice de Preço ao Consumidor.

INFLATION INDEX METHODOLOGY OF THE PROPOSAL ON THE ELDERLY IN COUNTY GOIÂNIA, GOIÁS

This article is intended as a methodological beacon in the preparation of consumer price index for the elderly for cities that has only conventional inflation index. For this, there was a case study in the county of Goiânia (Goiás), from January 2010 to December 2014. In the methodological construction there was an effort to show how other research institutes can build similar index, by adapting weights structure obtained for the elderly, to a certain pre-established price collection framework. In terms of result values obtained were consistent, not strongly clashing conventional inflation registered in the county, it was found that the inflation of elderly averaged 0.69 percentage points higher than the conventional inflation year. In terms of time series there was seasonal behavior, but the abrupt changes in the index were explained by random shocks.

Keywords: inflation; elderly; Research about Expenditures in Household; Consumer Price Index.

INFLACIÓN LA PROPUESTA METODOLOGÍA EN LA TERCERA EDAD EM LA CIUDAD DE GOIÂNIA, GOIÁS

Este artículo pretende ser un faro metodológico en la preparación de las tasas de inflación mayores a los municipios que ya solo tiene cálculos de índice de inflación convencionales. Para esto, se produjo un caso de estudio en la condado de Goiânia (Goiás), desde enero de 2010 hasta diciembre de 2014. En la construcción metodológica hubo un esfuerzo para mostrar cómo otros institutos

1. Mestre em economia pela Universidade Federal de Uberlândia (UFU). Pesquisador no Instituto Mauro Borges de Estatística e Estudos Socioeconômicos (IMB). *E-mail*: <sergio-borges@msn.com>.
2. Mestrando em estatística pela Universidade de Brasília (UnB). Pesquisador no IMB. *E-mail*: <afelipe_7@hotmail.com>.

de investigación pueden construir índice similar, mediante la adaptación de estructura de pesos obtenidos para los ancianos, a un marco de recogida de precios preestablecida cierto. En cuanto a los valores de los resultados obtenidos fueron consistentes, no chocar fuertemente la inflación convencional empadronados en el condado, se encontró que la inflación de los ancianos promedió 0.69 puntos porcentuales más que el año la inflación convencional. En términos de series de tiempo hubo patrón estacional, pero los cambios bruscos en el índice se explica por choques aleatorios.

Palabras clave: inflación; tercera edad; Encuesta de Presupuestos Familiares; Índice de Precios al Consumo.

INDEX INFLATION DE LA PROPOSITION METHODOLOGIE DESTINÉ PERSONNE ÂGÉE SITUÉ COMTÉ GOIÂNIA, GOIÁS

Cet article est destiné comme un phare dans la préparation méthodologique des taux d'inflation âgées pour les comté qui ne dispose que l'indice d'inflation conventionnel. Pour cela, il y avait une étude de cas dans la ville de Goiânia (Goiás), de Janvier 2010 à Décembre 2014. Dans la construction méthodologique il y avait un effort pour montrer comment d'autres instituts de recherche peuvent construire indice similaire, en adaptant Poids structure obtenue pour les personnes âgées, à un cadre de collecte des prix certaine pré-établi. En termes de valeurs de résultats obtenus étaient conformes, pas heurter fortement l'inflation classique enregistrée dans la comte, il a été constaté que l'inflation des personnes âgées en moyenne de 0,69 points de pourcentage de plus que l'année d'inflation classique. En termes de séries de temps il y avait tendance saisonnière, mais les changements brusques de l'indice ont été expliqués par des chocs aléatoires.

Mots-clés: inflation; personne âgée; Recherche sur Budget Familial; Indice des Prix à la Consommation.

JEL: E31; E37; E39; R19.

1 INTRODUÇÃO

Desde a segunda metade dos anos 1960, a sociedade brasileira passa por movimento conhecido como transição demográfica. As razões para esse fenômeno estão associadas a dois principais fatores: de um lado, a redução da mortalidade das pessoas em função de inovações associadas ao progresso técnico, tais como melhoria de infraestrutura básica do meio urbano, combate a doenças transmissíveis, entre outros. De outro lado, a redução da fecundidade, que se dá em razão da postergação dos casamentos e do maior controle da fecundidade pelos casais (Médici e Beltrão, 1995).

No Brasil, esses dois fatos tendem a se manifestar de forma acentuada a partir do movimento de êxodo rural desencadeado principalmente pelo processo de modernização agrícola por volta das décadas de 1960 e 1970, resultado do processo de acumulação de capital que o Brasil vivenciou no final do século XIX e primeiro quarto do século XX (Silva, 1996).

À luz do processo de transição demográfica, que suscita várias discussões, este estudo preocupa-se com o crescimento da participação relativa da população de idosos em relação ao total da população. Os dados do Censo Demográfico

realizado pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) elucidam esse movimento no Brasil, em que a participação relativa da população de idosos – pessoas com mais de 60 anos de idade – no total da população brasileira saiu de 8,5%, em 2000, para 10,8%, em 2010 (IBGE, 2001; 2011).

A crescente participação dos idosos na sociedade brasileira e no mundo motiva profundas discussões sobre as orientações de políticas trabalhistas e macroeconômicas. Diversos estudos contemplam esse movimento, sendo o principal tema investigado o impacto dessa grande e crescente população de idosos nos recursos da previdência social. Outro tema muito investigado refere-se à permanência dos idosos no mercado de trabalho, além dos que traçam o perfil socioeconômico da população idosa.

O estudo conduzido por Batista *et al*. (2006) mostra a existência de uma grande dependência dos idosos junto ao sistema previdenciário e as enormes dificuldades que, assim, suscitam na formulação de políticas públicas voltadas para a terceira idade.

Saad (2006) mostra que o processo de envelhecimento da população no Brasil é diferente dos países desenvolvidos, pois nestes países o processo de envelhecimento da população ocorreu de maneira paulatina, enquanto no Brasil tende a se consolidar de forma muito acelerada em um curto espaço de tempo comparativamente aos países desenvolvidos, o que tende a pressionar fortemente os serviços públicos e a previdência, que não conseguem suportar, de forma eficaz, esse fenômeno, tornando, assim, a família peça imprescindível na manutenção desta população de idosos.

Na mesma direção de Saad (2006), Brito (2010) explica que a transição demográfica mais acelerada no Brasil é provocada por uma queda muito acentuada nas taxas de fecundidade quando comparada às taxas dos países desenvolvidos.

Em relação aos novos desafios dos idosos no mercado de trabalho, um estudo do IBGE (2012) mostra que há um grande número de idosos aposentados ou não aposentados que estão no mercado de trabalho para obter complementação de renda.

Os estudos supracitados corroboram que o crescimento da população de idosos no âmbito nacional é abordado sob diversos aspectos. Inserido neste contexto, este artigo tem o objetivo de trazer uma discussão ainda pouco explorada na literatura nacional e internacional, que consiste em avaliar o comportamento geral do nível de preços para a terceira idade por meio de um índice de inflação específico.

Entretanto, objetiva-se ir além do cálculo e da discussão do índice, tendo, portanto, um balizador com sugestões metodológicas para a construção deste mesmo índice a partir de uma estrutura de coleta de preços previamente

estabelecida para o cálculo de inflação, conforme acontece em vários municípios brasileiros por órgãos e/ou instituições de pesquisas regionais.

A importância de um indicador de preços que capte a inflação da terceira idade no Brasil é grande, haja vista que por meio dele é possível observar como se comportam os preços de produtos e serviços que afetam o custo de vida da crescente parcela de idosos que compõe a população brasileira. Este pode ser importante instrumento na formulação de políticas públicas, sobretudo nas relativas às áreas de saúde e previdência.

Um exemplo de estudo que traz um debate importante acerca de políticas públicas pode ser apreendido por Stewart e Pavalone (2012), que apresentaram o *consumer price index for the elderly* (índice de preços para o consumidor idoso) em uma série retropolada no período de dezembro de 1982 a dezembro 2011, para os Estados Unidos. Neste período, a taxa média de inflação anual para os idosos – para esses autores, idosos são pessoas de 62 anos ou mais de idade – foi de 3,1%, valor superior aos 2,9% registrado para o índice de inflação que capta a totalidade da população estadunidense.

A principal razão para a inflação mais elevada para os idosos nos Estados Unidos, no período de 1982 a 2011, foi a aceleração dos preços de produtos e serviços de grande peso nos gastos dos idosos, tais como medicamentos, serviços de assistência à saúde e despesas ligadas à habitação de modo geral (Stewart e Pavalone, 2012).

Com o intuito de construir um índice que capte a inflação da terceira idade a nível municipal, será analisado o município de Goiânia, onde a participação relativa dos idosos no total da população saiu de 7,05% para 9,58%, entre os anos de 2000 e 2010. A temática de inflação por si só é interessante a nível nacional, mas nessa cidade torna-se ainda mais interessante, haja vista que tanto o Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) quanto o Índice Nacional de Preços ao Consumidor (INPC) fecharam em 7,20% e 7,47%, respectivamente. Ou seja, valores superiores aos registrados nacionalmente para os mesmos indicadores, que foram de 6,41% e 6,23%, respectivamente.

Registrado brevemente o comportamento de forte pressão inflacionária em Goiânia, este artigo buscará investigar o comportamento da inflação majoritariamente para a terceira idade nesse mesmo município. Desta forma, este estudo, além desta introdução, contém mais três seções. A seção 2 apresenta em detalhes a metodologia utilizada. A seção 3 traz uma discussão sobre as principais discussões obtidas. Por fim, a seção 4 enfatiza as principais considerações deste estudo.

2 ESTRATÉGIA EMPÍRICA E DADOS

Na construção de um índice de preços ao consumidor, são necessários basicamente três procedimentos: delimitar o grupo de análise, criar uma estrutura de pesos que reflita o padrão de gastos da renda deste grupo e obter uma base de preços para os produtos e serviços que compõem a estrutura de peso (ILO, 2004).

Neste estudo, o grupo de análise é a população de idosos no município de Goiânia, em Goiás, ou seja, o recorte geográfico deste trabalho não considera toda a região metropolitana (RM). Para dimensionar os gastos dos idosos foram utilizados os microdados da Pesquisa de Orçamentos Familiares (POF) do ano de 2008-2009 realizada pelo IBGE, por ser a pesquisa recente e relevante sobre gastos familiares a nível nacional.

Para a definição da estrutura de peso de gastos dos idosos em Goiânia, utilizou-se como critério agregar os gastos apenas de domicílios em que pelo menos 50% dos moradores tenham, no mínimo, 60 anos de idade. Este critério é baseado no Índice de Preços ao Consumidor da Terceira Idade (IPC-3i), criado pela Fundação Getulio Vargas (FGV, 2012).

Entretanto, é importante ressaltar que o índice da FGV não contempla o município de Goiânia e vários outros municípios brasileiros que calculam índice de inflação a nível municipal. Portanto, a metodologia deste estudo não reside em reproduzir o que é feito por essa instituição, mas sim servir de balizador para os demais institutos – que calculam algum índice de inflação – na construção de um novo indicador de inflação para a terceira idade a partir de uma estrutura de coleta de preços previamente estabelecida.

Neste estudo, a base preços utilizada, que contém os preços médios de diversos produtos e serviços, foi obtida junto ao Instituto Mauro Borges de Estatísticas e Estudos Socioeconômicos (IMB), vinculado à Secretaria de Estado de Gestão e Planejamento de Goiás, sendo ela utilizada no cálculo da inflação de Goiânia pelo IMB.

É importante destacar que a estrutura de pesos é baseada no padrão de gastos registrados pela POF 2008-2009, adaptada para a estrutura de coleta de preços que é utilizada pelo IMB. Isto é feito, de um lado, com o intuito de apresentar uma metodologia viável de cálculo de índice de inflação a partir de uma determinada estrutura de coleta de preços estabelecida por qualquer ente e/ou órgão de pesquisa; de outro lado, para testar se o índice obtido é fidedigno, é necessário fazer uma retropolação da série para anos anteriores e verificar se o comportamento do índice é factível.

2.1 Base de preços utilizada

Para este estudo, a série de preços utilizada consiste no preço médio nominal de produtos e serviços no período de dezembro de 2009 a dezembro de 2014, obtida junto ao IMB.

Segundo o IMB (2014), a pesquisa de preços refere-se a 205 produtos e serviços pesquisados em cerca de trezentos pontos de coleta nos mais diversos bairros e setores da cidade de Goiânia.

É importante destacar que a amostra desse instituto é utilizada para a construção de um índice de inflação que tem como grupo de análise famílias com rendimento entre 1 e 5 salários mínimos (SMs). Isto faz com que a amostra de produtos e serviços seja limitada a esse intervalo de renda, excluindo, assim, produtos e serviços voltados a pessoas de renda mais elevada.

2.2 Estrutura de pesos

Para definir a estrutura de peso para o Índice de Preços ao Consumidor de Goiânia da Terceira Idade (idosos) (IPC-I GO), foram utilizados os microdados da POF 2008-2009 disponibilizados pelo IBGE. Em síntese, neste trabalho, estamos interessados na dimensão da POF que fornece os gastos em valor monetário de todos os produtos e serviços – podemos chamar estes de subitens – consumidos por um indivíduo. Um dos grandes desafios na definição dos pesos para os idosos é a manipulação dos microdados desta pesquisa. Para isto, utilizou-se, neste estudo, o *software* Stata 12.

Inicialmente, criou-se uma variável que capta o gasto domiciliar. Isto é feito agregando-se os diversos indivíduos que possuem um mesmo identificador relativo ao seu domicílio.

A partir da definição da variável de domicílio, selecionou-se somente aqueles pertencentes ao estado de Goiás em que pelo menos metade dos indivíduos (moradores) tivesse no mínimo 60 anos de idade e nível de renda domiciliar que se situe entre 1 e 5 SMs vigentes no ano de 2008.

Devidamente selecionados os domicílios que atendem a esses critérios, passou-se a calcular o valor monetário total gasto nos diversos subitens que a POF 2008-2009 apresentou como consumidos pelos domicílios selecionados, o que gerou um banco com cerca de 3,5 mil subitens.

Agregando-se o valor monetário de um mesmo subitem referente aos diferentes domicílios selecionados, obtém-se o valor agregado de cada item. Todos os valores trabalhados neste estudo são utilizados em termos anualizados e expandidos, isto é, todos estão em uma base anual e a amostra foi expandida por um ponderador fornecido pela própria POF 2008-2009 para refletir o comportamento, em termos populacionais.

Para a definição da estrutura de pesos, foi necessário agrupar os diversos subitens do banco de dados em grupos de despesas – adotou-se os mesmos grupos de despesas utilizados na elaboração do índice de inflação realizado pelo IMB. Desta forma, é possível obter o valor total expandido de cada grupo de despesa.

A participação relativa de um subitem em seu respectivo grupo de despesa fornece o peso deste subitem. O IBGE (2013) fornece os balizadores para definir se um determinado subitem deve compor ou não uma estrutura de peso:

> subitens com participação igual ou superior a 0,07% fazem parte das estruturas; subitens com participação inferior a 0,01% em hipótese alguma fazem parte das estruturas. Os valores dessas despesas são distribuídos, em geral, proporcionalmente entre outras despesas do mesmo gênero, ou seja, no item do qual fazem parte; e subitens com ponderação igual ou superior a 0,01% e inferior a 0,07 % podem fazer parte da estrutura para assegurar que o item do qual fazem parte tenha cobertura de 70% dos gastos realizados com os componentes do item (IBGE, 2013, p. 19-20).

Embora os critérios supracitados sejam objetivos, nas definições de estrutura de pesos há também critérios subjetivos.

> Se determinado subitem não atinge o peso mínimo previsto para inclusão (0,07%) ou não se faz necessário para garantir a cobertura do item (70%), *seu peso é agregado num único subitem ou redistribuído por alguns subitens similares do mesmo item*. Quando não há similaridade com outros subitens, a ponderação do subitem é distribuída por todos os subitens do item (IBGE, 2013, p. 20, grifo nosso).

O principal aspecto a se observar das passagens supracitadas é que a possibilidade de agregar subitens similares em um mesmo subitem gerará algum grau de subjetivismo do pesquisador na criação de uma estrutura de pesos, haja vista que a POF fornece uma infinidade de produtos e serviços, e nem sempre a noção de similaridade destes se dará da mesma forma em diferentes regiões do país.

Além dos critérios mencionados, foram necessários dois critérios adicionais, a fim de gerar uma estrutura de pesos adaptada à coleta de preços previamente estabelecida. Assim, de um lado, não foram incluídos subitens além daqueles que já existem na coleta de preços previamente constituída, independentemente do peso deste subitem. De outro lado, foram excluídos subitens que, mesmo presentes na coleta de preços, não apresentaram peso.

Assim, uma vez definidos os grupos de despesas e os seus respectivos subitens a serem mantidos, optou-se por manter fixo o peso dos grupos de despesas, ou seja, manteve-se fixo o valor expandido de cada grupo de despesa. No caso dos subitens, não se optou, como poder-se-ia pensar, por alocar o valor expandido de um subitem a ser excluído entre os demais subitens de um determinado grupo de despesa como uma média simples, mas sim alocar o valor expandido deste subitem de modo ponderado, em que a ponderação é determinada pelo peso do

subitem presente na estrutura com todos os subitens que compõem um determinado grupo de despesa.

Esse procedimento é adotado, pois a alocação do peso de um subitem excluído, determinado por uma média simples, poderia tornar subitens de peso negligenciáveis em subitens com peso representativos, o que tornaria a estrutura de peso pouco fidedigna.

Por fim, a estrutura de peso final obtida a partir dos critérios apontados nesta seção será utilizada para o mês de janeiro de 2010, no qual será calculado o primeiro IPC-I GO. Nos meses subsequentes, o peso é recalculado a partir de uma estrutura móvel que leva em consideração o peso dos subitens do mês anterior e o valor mensal do índice obtido nesse mesmo mês em número-índice. Por exemplo, o peso dos subitens utilizados em fevereiro de 2010 é obtido pela interação entre o índice de inflação e os subitens utilizados no mês de janeiro. Esta interação gera a seguinte relação para a determinação dos pesos dos subíndices:

$$W_{i,t} = \frac{\left(\frac{P_{i,t}}{P_{i,o}}\right).W_{o,i}}{\sum\left(\frac{P_{i,t}}{P_{i,o}}\right).W_{o,i}}, \qquad (1)$$

em que $W_{i,t}$ é o peso de determinado subitem em período atual; $\frac{P_{i,t}}{P_{i,o}}$ representa o relativo de preços de determinado subitem; $W_{o,i}$ é o peso de determinado subitem no período-base.

O denominador da expressão (1) fornece exatamente o índice inflacionário de um determinado período em número-índice, que consiste na soma de todos os relativos ponderados por seus respectivos pesos. O numerador da expressão consiste na contribuição de um determinado subitem em número-índice. É por meio dessa relação que se obtém o peso dos subitens a serem utilizados nos meses subsequentes (ILO, 2004).

2.3 Cálculo do índice

Para realizar o cálculo do IPC-I GO, em termos mensais, agregam-se os diversos relativos dos subitens ponderados pelos seus respectivos pesos; esse resultado, transformando em variação percentual, corresponde ao valor desse índice. Em termos algébricos, temos a seguinte expressão:

$$I_m = \left(\sum\left(\frac{P_{i,t}}{P_{i,o}}\right).W_{i,t} - 1\right) * 100, \qquad (2)$$

onde I_m é o índice mensal de inflação da terceira idade para a cidade de Goiânia (IPC-I GO); $\frac{P_{i,t}}{P_{i,o}}$ representa o relativo de preços de determinado subitem (razão entre o preço médio atual e o preço médio anterior de determinado subitem); e Wi,t é o peso de determinado subitem no período atual. Será calculada uma série para este índice do período de janeiro de 2010 a dezembro de 2014.

2.4 Análise de série temporal em componentes e índice estacional

Os valores mensais do IPC-I GO de janeiro de 2010 a dezembro de 2014 correspondem a uma série temporal e, por isso, esta pode ser decomposta em quatro componentes: tendência, componente cíclico (ciclo), sazonalidade e aleatoriedade (Morettin e Toloi, 2006).

Na decomposição de séries há dois modelos mais utilizados: o multiplicativo e o aditivo. Este último é para séries cujas oscilações do componente sazonal e dos resíduos (componente aleatório) apresentam amplitudes praticamente fixas, e o primeiro é para as séries que apresentem, para estes dois componentes, diferentes amplitudes (Time..., 2005). Matematicamente, esta decomposição é dada pelas seguintes equações:

$$\hat{Y}a_t = \hat{T}_t + \hat{S}_t + \hat{C}_t + \hat{I}_t \tag{3}$$

e

$$\hat{Y}m_t = \hat{T}_t * \hat{S}_t * \hat{C}_t * \hat{I}_t, \tag{4}$$

em que $\hat{Y}\alpha_t$ é a série de tempo classificada como aditiva; $\hat{Y}m_t$ é a série de tempo classificada como multiplicativa; $\hat{T}_t$ é a tendência; $\hat{S}_t$ é a sazonalidade; $\hat{C}_t$ é o ciclo; e $\hat{I}_t$ é o componente aleatório.

A tendência associa-se ao comportamento médio da série ao longo do tempo. Este estudo consiste em verificar se há um comportamento específico de alta ou baixa da média dos valores observados da série ao longo do tempo. A sazonalidade diz respeito a características que tendem sempre a ocorrer em uma periodicidade definida ao longo da série temporal. Por meio do componente cíclico (ciclo), verifica-se se há características que se manifestam no longo prazo – neste estudo, o longo prazo pode ser pensado anualmente, pois a periodicidade do índice é mensal. Por fim, o componente aleatório diz respeito a fatores imprevisíveis que ocorrem ao longo da série sem nenhuma relação com o período de tempo dela (Morettin e Toloi, 2006).

De um modo geral sabe-se, de antemão, que se identifica um comportamento sazonal quando os índices de preços ao consumidor são analisados como séries temporais. Para verificar se a série temporal do IPC-I GO apresenta este comportamento, serão realizados os seguintes testes: teste F e teste de Kruskal--Wallis para sazonalidade estável.[3]

Se houver a presença de sazonalidade com base nos testes acima, será construído um índice estacional (também chamado na literatura de índice de sazonalidade). Este índice sintetizará o comportamento da série ao longo dos anos em uma única série.

Isso permite fazer uma análise global do IPC-I GO – e não apenas uma mera análise descritiva mensal –, identificando em que meses, geralmente, o poder de compra dos idosos é mais exaurido, isto é, quando o índice registrar seus maiores valores, e em que meses há uma recuperação do seu poder de compra, ou seja, quando o índice registrar seus menores valores.

Para a construção do índice estacional, utilizou-se a metodologia X-12 (também conhecida como *seasonal adjustment program*, ou programa de ajuste sazonal, Arima-X12, entre outros). A metodologia X-12 "pretende fornecer estimativas para cada um dos componentes de uma série temporal a partir de um determinado número de observações amostrais" (Mcdonald-Johnson *et al.*, 2010, tradução dos autores).

Com o intuito de comparar a inflação da terceira idade com a inflação geral vigente, serão realizados os mesmos procedimentos de análise na série do índice de inflação elaborada pelo IMB, que consiste em um indicador de inflação para famílias com renda entre 1 e 5 SMs situadas no município de Goiânia, nomeado como Índice de Preços ao Consumidor de Goiânia (IPC GO).

3 RESULTADOS E DISCUSSÃO

3.1 Análise descritiva

O IPC-I GO foi estruturado em nove grupos de despesas: habitação; transportes; despesas pessoais; alimentação; artigos residenciais; vestuário; saúde e cuidados pessoais; educação; e comunicação. Estes grupos de despesas foram estruturados analogamente aos que formam o IPC GO – indicador de inflação calculado pelo IMB para famílias com renda de 1 a 5 SMs – para fins comparativos.[4]

A tabela 1 mostra que uma parte substancial da renda dos idosos em Goiânia é gasta nos grupos habitação, transporte, despesas pessoais e alimentação,

3. Para mais detalhes sobre os testes, ver Lothian e Morry (1978).

4. É importante salientar que os diferentes entes que calculam inflação de diversos municípios nacionais não utilizam, estritamente, os mesmos grupos de despesas. Além disso, nem sempre um mesmo grupo de despesa contém os mesmos subgrupos – o mesmo vale para as desagregações, em termos de subíndice e índice. Por isso, comparações entre o peso de cada grupo de despesa com base em diferentes instituições tendem a não fornecer um bom critério de comparação.

com peso de, respectivamente, 22,5%, 21,5%, 21,0% e 20,7%. Chama atenção os grupos habitação, transporte e despesas pessoais terem um peso bem maior no IPC-I comparativamente ao IPC GO.

No grupo de despesas pessoais, o peso relativo dos gastos com serviços pessoais é superior a 70%, o que revela que os idosos gastam uma parcela significativa de sua renda com serviços como empregada doméstica (faxineira, diarista), corte de cabelo, entre outros. Isto é esperado, pois à medida que a idade avança, torna-se mais difícil executar atividades que envolvem aptidão física.

No grupo habitação, o peso relativo de despesas com serviços e taxas – que englobam subitens como aluguel, tarifa de energia elétrica, entre outros – é altamente distinto entre o índice de inflação para todas as faixas etárias e o índice que capta a inflação da terceira idade. Neste índice, o peso relativo de serviços e taxas é inferior em 0,26 ponto percentual (p.p.) em comparação com aquele índice. Isto provavelmente se associa ao fato de que despesas com serviços administrados, que são subitens de grande peso no grupo habitação no IPC GO, têm peso bem inferior para os idosos, pois estes tendem a consumir menos tais tipos de serviços *vis-à-vis* as demais faixas etárias.

TABELA 1
Peso relativo dos grupos de despesas e peso relativo dos subgrupos: participação relativa dos subgrupos em seus respectivos grupos (jan./2010)
(Em %)

Grupos e subgrupos de despesas	IPC-I GO	IPC GO[1]
Habitação	22,500	18,900
Despesas com serviços e taxas	0,663	0,925
Produtos de limpeza	0,337	0,075
Transporte	21,500	15,500
Combustíveis	0,590	0,276
Transporte público	0,134	0,589
Manutenção e aquisição de veículo	0,275	0,134
Despesas pessoais	21,000	6,300
Despesas com serviços pessoais	0,703	0,522
Despesas com recreação	0,297	0,478
Alimentação	20,700	28,700
Alimentação no domicílio	0,823	0,737
Alimentação fora do domicílio	0,177	0,263
Artigos residenciais	5,400	4,600
Aparelhos eletrônicos	0,633	0,514
Móveis e utensílios	0,366	0,401
Conserto e manutenção	0,000	0,086

(Continua)

(Continuação)

Grupos e subgrupos de despesas	IPC-I GO	IPC GO[1]
Vestuário	3,900	6,900
Calçados e acessórios	0,580	0,406
Roupas	0,420	0,594
Saúde e cuidados pessoais	3,200	8,800
Medicamentos	0,579	0,410
Assistência à saúde	0,240	0,229
Higiene pessoal	0,181	0,361
Educação	1,300	3,800
Despesas com educação	0,804	0,960
Despesas com leitura	0,196	0,040
Comunicação	0,500	6,400
Despesas com comunicação de telefone fixo e público	0,906	0,832
Despesas com comunicação de telefone móvel	0,094	0,168

Fonte: Microdados da POF 2008-2009/IBGE (2010).
Elaboração dos autores.
Nota: [1] Os pesos relativos de grupos e subgrupos foram obtidos junto ao IMB.

A tabela 1 mostra também que o peso relativo do subgrupo transporte público é bem inferior para o IPC-I GO em relação ao IPC GO. Isto é uma decorrência natural da gratuidade da passagem de ônibus coletivo urbano, intermunicipal e interestadual, para os idosos. Por isso, boa parte do dispêndio registrado no grupo transporte ocorre no subgrupo dos combustíveis, que tem um peso relativo de 59%.

Visualiza-se, ainda, na tabela 1, que, embora no IPC-I GO o peso do grupo alimentação seja inferior ao registrado no IPC GO, o peso relativo da alimentação no domicílio é de quase 80%, o que está associado, provavelmente, ao fato de que uma vez fora do mercado de trabalho, os idosos tendem a realizar mais refeições em seus próprios domicílios, consumindo uma grande variedade de produtos alimentícios (produtos primários, bebidas, entre outros) *vis-à-vis* as demais faixas etárias.

No grupo de saúde e cuidados pessoais, um dos resultados mais interessantes é o peso relativo dos medicamentos para os idosos. Este subgrupo responde por quase 60% dos gastos dos idosos em saúde e cuidados pessoais. Verifica-se, ainda, neste grupo, que mais de 80% dos gastos dos idosos estão associados a medicamentos e serviços de assistência à saúde. Por fim, a tabela 1 mostra que os idosos têm menores gastos com o grupo educação, por isso o peso deste grupo é substancialmente inferior ao obtido no IPC GO.

A tabela 2 mostra os subitens que têm maior peso, em seus respectivos grupos de despesa, no IPC-I GO e no IPC GO. Para habitação e alimentação, dois importantes grupos de despesas, os subitens de maior peso são os mesmos: aluguel residencial e almoço a peso.

É importante destacar que, embora almoço a peso figure na primeira posição como o subitem de maior peso no grupo alimentação para os idosos, o subgrupo alimentação no domicílio apresenta uma gama de produtos com peso considerável, que faz com que este grupo tenha peso relativo bem superior à alimentação fora do domicílio – conforme mostrado na tabela 1.

Um importante resultado mostrado na tabela 2 é o peso dos medicamentos vasodilatadores, utilizados para controle de pressão arterial, deter o maior peso no grupo de saúde e cuidados pessoais, apresentando uma elasticidade preço-inflação de 0,01%, ou seja, um aumento no preço médio deste medicamento em 10,00% gerará para os idosos uma inflação de aproximadamente 0,10%.

TABELA 2
Subitens de maior peso em seus respectivos grupos (jan./2010)
(Em %)

Grupos	IPC-I GO		IPC GO[1]	
	Subitem	Peso	Subitem	Peso
Habitação	Aluguel residencial	0,0908	Aluguel residencial	0,0637
Transporte	Gasolina comum	0,1039	Ônibus urbano	0,0849
Despesas pessoais	Empregada doméstica	0,0736	Cigarro	0,0173
Alimentação	Almoço a peso	0,0305	Almoço a peso	0,0335
Artigos residenciais	TV	0,0102	Geladeira	0,0074
Vestuário	Óculos	0,0078	Sandália/sapato de mulher	0,0067
Saúde e cuidados pessoais	Vasodilatador/pressão arterial	0,0102	Consultas médicas	0,0072
Educação	Mensalidade escolar – ensino médio	0,0062	Mensalidade escolar – ensino fundamental	0,0115
Comunicação	Telefone público/cartão	0,0039	Telefone fixo residencial	0,0469

Fonte: Microdados da POF 2008-2009/IBGE (2010).
Elaboração dos autores.
Nota: [1] Os pesos foram obtidos junto ao IMB.

Embora o grupo educação tenha peso relativo pequeno no IPC-I GO, é importante destacar que a mensalidade de ensino médio é o subitem de maior peso neste grupo. Isto revela que, apesar de os domicílios selecionados serem majoritariamente compostos por idosos, tais domicílios ainda acabam tendo parte da perda do seu poder de compra (inflação) afetada por reajustes neste subitem.

Realizada uma breve análise comparativa da estrutura de pesos que reflete o gasto da terceira idade na cidade de Goiânia, a próxima seção trará uma análise do comportamento do índice consolidado.

3.2 Análise da série temporal

Inicialmente, nesta seção foram analisados os comportamentos do IPC-I GO e do IPC GO, elaborado pelo IMB, acumulados ao ano. Após isto, será realizada uma comparação entre o comportamento dos dois índices em termos de um índice

que capta o comportamento mensal verificado no período de janeiro de 2010 a dezembro de 2014: índice estacional que permitirá estabelecer quais meses são tipicamente de altas e baixas destes dois indicadores.

Posterior a essa análise, a série temporal do IPC-I GO foi decomposta em componentes de tendência, ciclo, sazonalidade e aleatoriedade. Isto permitirá verificar, em síntese, se a inflação dos idosos é explicada por fatores sazonais; se choques inesperados de preços a afetam fortemente; se há algum comportamento cíclico – ou seja, o índice analisado sob uma periodicidade maior, como, por exemplo, ao ano, apresenta algum comportamento específico.[5]

O primeiro aspecto a ser observado na tabela 3 é que os valores obtidos no índice que capta a inflação da terceira idade de Goiânia fecharam em quatro dos cinco anos de análise na mesma unidade do IPC GO. A exceção foi o ano de 2013, em que subitens de peso muito elevado para os idosos sofreram aumentos abruptos: é o caso dos reajustes que ocorreram nos preços do serviço doméstico, que foram puxados em razão do reajuste do SM em 9% em janeiro de 2013, e a gasolina, que sofreu forte aumento de preço em setembro do mesmo ano.

Outro aspecto a ser destacado com base na tabela 3 é que a inflação mensurada pelo IPC GO tende a ter um patamar elevado – se comparado com outros índices de inflação –, o que repercute diretamente no IPC-I GO, pois este foi construído utilizando a mesma amostra de preços.

Essas constatações são importantes, pois revelam que a proposta metodológica utilizada na construção do índice gerou resultados que se situam dentro de um patamar aceitável, uma vez que, de modo geral, os valores registrados do IPC-I GO e do IPC GO não se destoaram, injustificadamente, no período em análise, nem mesmo se as séries forem analisadas em periodicidade mensal.[6]

TABELA 3
Inflação anual acumulada do IPC-I GO e do IPC GO
(Em %)

Ano	IPC-I GO	IPC GO
2010	8,69	8,03
2011	7,61	7,26
2012	8,30	9,63
2013	9,05	5,93
2014	8,62	8,42

Elaboração dos autores.

5. O modelo de decomposição adotado foi o multiplicativo, pois os componentes sazonais e aleatórios apresentaram amplitudes distintas.

6. No apêndice são apresentadas as séries mensais do IPC-I GO e do IPC GO no período de janeiro de 2010 a dezembro de 2014.

Para captar o comportamento dos índices IPC-I GO e IPC GO em um único indicador, é necessário que ambos apresentem sazonalidade estável. A tabela 4 mostra que essa condição é satisfeita pelos testes F e de Kruskal-Wallis, que apresentaram resultados significantes a 1%.

TABELA 4
Resultado dos testes para verificação de sazonalidade

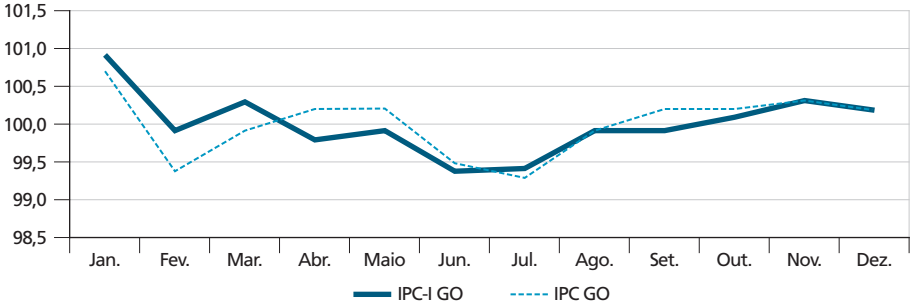
Série	Teste F sazonalidade estável	Teste sazonalidade estável Kruskal-Wallis
IPC-I GO	6,132*	33,5692*
IPC GO	8,551*	38,1475*

Elaboração dos autores.
Nota: * Significante a 1%.

O gráfico 1 mostra que, de maneira geral, o comportamento do IPC-I GO e do IPC GO são similares. No primeiro trimestre os índices tendem a ter valores bastante elevados, uma vez que, em janeiro, são registrados os maiores valores de inflação. Isto ocorre, sobretudo, pelo repasse do reajuste do SM aos níveis de preços de subitens do grupo de despesa pessoas, tais como diarista, empregada, cabeleireiro entre outros. Além disso, os reajustes das mensalidades escolares que ocorrem em janeiro e o período de entressafra de vários produtos primários – tomate, batata, abobrinha, repolho, entre outros – também são responsáveis pelos índices de inflação mais elevados no primeiro trimestre.

Como o grupo de despesas pessoais tem um peso relativo maior para os idosos e o impacto do reajuste do SM propaga-se nos primeiros meses do ano, a inflação registrada para os idosos, no primeiro trimestre, tende a ser maior do que a registrada para o IPC GO.

GRÁFICO 1
Índice de sazonalidade do IPC-I GO e do IPC GO
(Em número-índice)



Elaboração dos autores.

No período de abril a julho, há recuo de preços de produtos alimentícios em razão de período de colheita de vários produtos primários, isto faz com que o grupo alimentação tenha um papel de contrapeso em relação aos demais grupos que tendem a não pressionar muito os índices de inflação. Por isso, no gráfico 1, ambos os índices apresentam forte queda nesse período. Sendo assim, nos meses de junho e julho há maior frequência de índices deflacionários (negativos).

A partir de agosto, percebe-se, pelo gráfico 1, que os índices tendem a se elevar. Isto se deve principalmente ao fato de o grupo alimentação não conseguir mais realizar o papel de contrapeso e passar a ser altista. Assim, produtos primários começam a ter forte aumento de preços e produtos como carne e leite também, pois estes são afetados com a estiagem que ocorre no inverno – já que há uma maior dificuldade para a engorda de animais corte e menor volume de captação de leite em razão da ausência de chuvas, que diminui a produtividade.

A partir de outubro, o varejo tende a praticar preços mais elevados de produtos como vestuário, eletrônicos, eletrodomésticos e outros, para fazer frente ao pico de demanda que ocorre nessa época do ano, em razão de datas comemorativas, como dia das crianças e natal. Desta forma, as elevações citadas explicam o comportamento ascendente das curvas do gráfico 1 a partir de agosto.

Conforme explicitado acima, de modo geral, o comportamento de um índice inflacionário é explicado, em grande medida, por fatores sazonais, ou seja, por comportamentos periódicos. Mas existem fatores que não são sazonais e acabam influenciando fortemente estes índices.

Esses fatores podem ser, por exemplo, um reajuste de preços administrados, que pode ocorrer em qualquer mês do ano; uma quebra de safra, que pode impactar toda a cadeia de preços de um determinado produto; entre outros. Tais fatores são chamados choques adversos – também conhecidos como efeitos aleatórios (Blanchard, 2006).

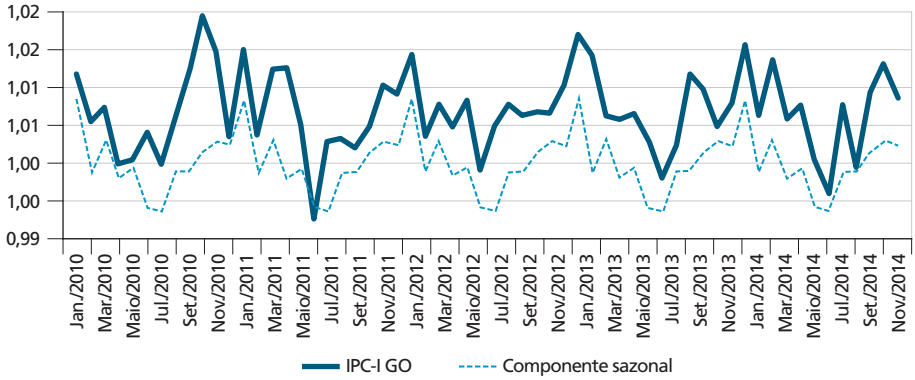
Ao decompor a série temporal do IPC-I GO em componentes, os componentes de sazonalidade e de aleatoriedade têm participação relativa de, respectivamente, 53% e 42% na variância da série.

O gráfico 2 mostra forte similaridade entre o comportamento do IPC-I GO com a série que capta o componente sazonal. Isto denota que o comportamento do índice é, em grande parte, explicado pelo comportamento de subitens que apresentam níveis gerais de preços bem definidos ao longo de determinado ano.

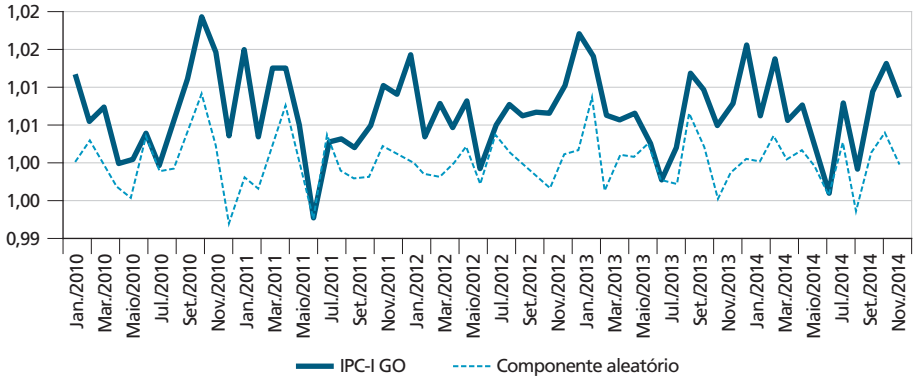
Entretanto, o gráfico 2 mostra outro aspecto importante, que é quando o índice atingiu seus maiores patamares, sejam valores elevados, sejam reduzidos, e é o componente aleatório que explica esse fato. Exemplo disto são os meses de outubro e dezembro de 2010, julho de 2011, fevereiro e setembro de 2013, julho e setembro de 2014.

GRÁFICO 2
Análise do IPC-I GO: componente sazonal e componente aleatório (jan./2010-dez./2014)
(Em número-índice)

2A – Componente sazonal



2B – Componente aleatório



Elaboração dos autores.

Para ilustrar quais choques aleatórios podem afetar o índice de inflação, observa-se, no gráfico 2, que em julho de 2011 o componente sazonal tendeu a arrefecer o índice, mas um choque aleatório foi responsável pelo aumento do índice em relação ao mês anterior. Este choque foi o aumento dos combustíveis – gasolina (1,05%) e etanol (5,62%) – em razão de maior demanda por estes produtos no período de férias escolares (IMB, 2011).

Em julho de 2014, outro choque aleatório ocorreu e fez com que o índice fosse negativo, compreendendo o recuo da tarifa de energia elétrica (-0,25%) em razão da queda de tributos que ocorreu no setor – especificamente houve a queda do Programa de Integração Social (PIS) e da Contribuição para o Financiamento da Seguridade Social (Cofins) (IMB, 2014).

Em síntese, esta seção mostrou que a metodologia apresentada para o IPC-I GO gerou resultados coerentes, haja vista que os valores acumulados deste índice situaram-se próximos aos registrados pelo IPC GO. O comportamento do IPC-I GO tendeu a ter um caráter sazonal – isto também se mostrou válido para o IPC GO. Além disso, embora o caráter sazonal do IPC-I GO seja presente, os principais picos (valores altos) e vales (valores baixos) observados na série são explicados por choques de componentes aleatórios.

4 CONSIDERAÇÕES FINAIS

O objetivo central deste trabalho foi mostrar, a partir de um estudo de caso do município de Goiânia (Goiás), a viabilidade do cálculo de um índice de inflação para a terceira idade em municípios que já possuem uma estrutura de coleta de preços previamente estabelecida para o cálculo de índices de inflação convencionais.

Na construção metodológica, um dos grandes desafios que podem ser encontrados por institutos e/ou entes de pesquisa na construção de um índice de inflação para um grupo específico é a manipulação dos microdados da POF. Para fazer a identificação de indivíduos que pertençam a um mesmo domicílio, é necessário realizar a concatenação de outras variáveis identificadoras.

Esse e outros procedimentos que foram necessários para a extração dos dados, relativos ao consumo da terceira idade na cidade de Goiânia com renda entre 1 e 5 SMs, não são muito explorados no meio acadêmico, tampouco há linhas de comandos pré-programadas (*sytanx*, *scripts* etc.) que permitam a extração dos microdados em seu maior nível de desagregação, a fim de construir uma estrutura de pesos.[7]

Portanto, diferentemente de outros microdados disponibilizados pelo IBGE, como a Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (Pnad), o Censo Demográfico, o Censo Agropecuário, entre outros, a POF exige um maior esforço na operacionalização dos seus microdados.

Todavia, mesmo com essas dificuldades, vimos que a metodologia apresentada na construção do IPC-I GO gerou resultados fidedignos, pois observando a série de valores do IPC-I GO em relação à série de valores do IPC GO (calculado pelo IMB) em uma frequência anual, não foram obtidos resultados que se mostrassem anômalos.

Em relação às estatísticas descritivas, alguns resultados chamaram atenção. Vimos que os grupos de despesas que mais concentram o peso da inflação da

7. Por exemplo, o Datazoom, desenvolvido pela Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro (PUC-RJ), permite a extração de microdados das POFs 2002/2003 e 2008-2009, mas a desagregação dos dados não chega ao nível de subitens, o que inviabiliza, por exemplo, a construção de uma estrutura de pesos para o cálculo de um índice de inflação.

terceira idade em Goiânia são: habitação, transporte, despesas pessoais e alimentação, com pesos de, respectivamente, 22,5%, 21,5%, 21,0% e 20,7%.

Conforme o esperado, a gratuidade da passagem de ônibus coletivo urbano, interestadual e intermunicipal, para os idosos, refletiu-se em um baixo peso relativo para o subgrupo de transporte urbano comparativamente aos dos combustíveis.

Observou-se também que a alimentação no domicílio é responsável por quase 80% dos dispêndios realizados com alimentação, o que está associado ao fato de que boa parte das refeições dos idosos tendem a ocorrer no seu próprio domicílio quando comparado às demais faixas etárias.

Outro resultado interessante foi obtido no grupo de saúde e cuidados pessoais, em que os subgrupos medicamentos e assistência à saúde correspondem a de 80% de peso relativo – vimos ainda que 60% dos gastos neste grupo são oriundos somente de medicamentos.

Ao verificar os valores mensais calculados para IPC-I GO, em termos de série temporal, de janeiro de 2010 a dezembro de 2014, observou-se que, de maneira geral, o índice apresentou movimentos periódicos ao longo da série, pois há um conjunto de variações de preços que tendem a se manifestar sempre em meses específicos do ano – esse comportamento foi captado pelo componente sazonal da série temporal.

Embora a série tenha apresentado um claro comportamento sazonal, o componente aleatório captou pressões anômalas de preços – oriundas, por exemplo, do reajuste de tarifas públicas, das quebras de safra, das mudanças de preços em razão estratégias competitivas, entre outros. Assim, mudanças abruptas (de alta ou de baixa) no índice foram explicadas principalmente por este componente.

Por fim, no período analisado, a inflação afetou mais os idosos. Em média, a inflação para este grupo foi de 8,44% a.a., enquanto a registrada pelo IPC GO – índice de inflação da cidade elaborado pelo governo de Goiás – foi de 7,75%,[8] o que gera uma diferença média anual de 0,69 p.p.

Dessa forma, a construção de um índice de inflação para a terceira idade permitiu verificar que a inflação, em Goiânia, tem corroído mais o poder de compra dos idosos do que do restante da população.

Esse panorama pode contribuir no sentido de gerar várias discussões em termos de políticas públicas. Por exemplo, ainda que existam políticas específicas com o intuito de melhorar o bem-estar dos idosos, tais como a gratuidade do transporte coletivo municipal, intermunicipal e interestadual, a gratuidade

8. Para esse cálculo utilizou-se a média geométrica, pois ela capta o valor cumulativo da inflação (Gonçalves *et al.*, 2008).

de alguns medicamentos para os idosos, a possibilidade de pagar meia-entrada em alguns eventos de entretenimento, entre outros benefícios, isso, por si só, não é suficiente para assegurar uma melhoria real do poder de compra dos idosos.

Essa breve discussão revela a importância da construção de um índice de preços ao consumidor da terceira idade que, embora não se objetiva ter um papel de indexador monetário, pode servir como um instrumento de avaliação do resultado de políticas públicas e também sobre os rumos do poder de compra de uma grande e crescente parcela da sociedade brasileira, neste caso, os idosos.

REFERÊNCIAS

BATISTA, A. S. *et al*. Desafios para a implementação de políticas públicas para os idosos em situação de dependência no Brasil. *In*: _____. (Orgs.). **Envelhecimento e dependência**: desafios para a organização da proteção social. Brasília: MPS, 2006.

BLANCHARD, O. **Macroeconomia**. 4. ed. Tradução de Cláudia Martins e Mônica Rosemberg. São Paulo: Prentice Hall, 2006.

BRITO, F. **A reinvenção da transição demográfica**: envelhecer antes de enriquecer. Belo Horizonte: Cedeplar, 2010. (Texto para Discussão, n. 401). Disponível em: <http://goo.gl/jNf85P>.

FGV – FUNDAÇÃO GETULIO VARGAS. **Atualização da estrutura de ponderação do Índice de Preços ao Consumidor da Terceira Idade (IPC-3i)**. São Paulo: FGV, 2012.

GONÇALVES, A. *et al*. **Engenharia econômica e finanças**. Rio de Janeiro: Elsevier, 2008.

IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Censo Demográfico 2000**. Rio de Janeiro: IBGE, 2001.

_____. **Pesquisa de Orçamentos Familiares 2008-2009**. Rio de Janeiro: IBGE, 2010.

_____. **Censo Demográfico 2010**. Rio de Janeiro: IBGE, 2011.

_____. A dinâmica demográfica brasileira e os impactos nas políticas públicas. *In*: _____. (Org.). **Indicadores Sociodemográficos e de Saúde no Brasil**. Rio de Janeiro: IBGE, 2012.

_____. **Sistema Nacional de Índices de Preços ao Consumidor**. 7. ed. Rio de Janeiro: IBGE, 2013.

ILO – INTERNATIONAL LABOUR ORGANIZATION. **Consumer price index manual**: theory and pratice. Genebra: ILO, 2004.

IMB – INSTITUTO MAURO BORGES DE ESTATÍSTICA E ESTUDOS SOCIOECONÔMICOS. **Índice de Preços ao Consumidor**. Goiânia: IMB, jul. 2011. (Cadernos IPC). Disponível em: <https://goo.gl/B0jMHm>.

_____. **Índice de Preços ao Consumidor**. Goiânia: IMB, jul. 2014. (Cadernos IPC). Disponível em: <https://goo.gl/a2CVOM>.

LOTHIAN, J.; MORRY, M. Test for the presence of identifiable seasonality when using the X-11 program. **Statistics Canada**, Ottawa, v. 18, p. 15-40, 1978.

MCDONALD-JOHNSON, K. *et al*. **Seasonal adjustment diagnostics**. Washington: Census Bureau, 2010.

MÉDICI, A. C.; BELTRÃO, K. I. Transição demográfica no Brasil: uma agenda para pesquisa. **Planejamento e Políticas Públicas**, n. 12, p. 199-214, 1995.

MORETTIN, P. A.; TOLOI, C. M. C. **Análise de séries temporais**. São Paulo: USP, 2006.

SAAD, P. M. O envelhecimento da população brasileira: um fato inevitável. *In*: GUIMARÃES, J. R. S. (Org.). **Demografia dos negócios**: campo de estudo, perspectivas e aplicações. Campinas: Abep, 2006.

SILVA, J. F. G. **A nova dinâmica da agricultura brasileira**. Campinas: Unicamp, 1996.

STEWART, K.; PAVALONE, J. Consumer price index for elderly. **Bureau of Labor Statistics**, Washington, 2 Mar. 2012. (Caderno TED: The Economics Daily). Disponível em: <http://goo.gl/5KQLIy>.

TIME series analysis: the basics. **Australian Bureau of Statistics**, Sidney, 14 Nov. 2005. Disponível em: <http://goo.gl/IPVrr4>.

APÊNDICE

TABELA 1
Variações mensais do IPC GO/IMB e do IPC-I GO (jan./2010-dez./2014)
(Em %)

Ano	2010		2011		2012		2013		2014	
Mês	IPC-I GO	IPC GO	IPC-I GO	IPC GO	IPC-I GO	IPC GO	IPC-I GO	IPC GO	IPC-I GO	IPC GO
Janeiro	1,19	1,30	1,53	1,36	1,450	1,370	1,71	1,31	1,59	1,13
Fevereiro	0,54	-0,05	0,33	-0,20	0,342	-0,140	1,42	0,33	0,60	0,39
Março	0,75	0,65	1,25	0,77	0,784	0,210	0,64	0,40	1,39	1,22
Abril	0,00	0,87	1,25	0,83	0,463	1,010	0,58	0,69	0,55	0,53
Maio	0,04	0,61	0,55	0,89	0,841	1,190	0,66	0,86	0,78	0,79
Junho	0,40	0,10	-0,76	0,17	-0,130	0,360	0,31	-0,09	0,03	0,15
Julho	-0,04	-0,17	0,29	0,29	0,476	0,780	-0,23	-0,58	-0,43	-0,21
Agosto	0,60	0,46	0,32	0,54	0,778	0,660	0,22	0,27	0,80	0,65
Setembro	1,17	1,05	0,20	0,56	0,630	1,200	1,18	0,70	-0,11	0,40
Outubro	1,95	1,44	0,46	0,19	0,676	0,970	0,98	0,64	0,92	1,00
Novembro	1,47	1,40	1,03	0,88	0,665	0,510	0,46	0,56	1,32	1,19
Dezembro	0,32	0,11	0,91	0,76	1,036	1,120	0,78	0,70	0,87	0,88

Elaboração dos autores.

Originais submetidos em julho de 2015. Última versão recebida em julho de 2015. Aprovado em julho de 2015.

ESFORÇO DA GESTÃO ESCOLAR NA REDE PÚBLICA DE ENSINO FUNDAMENTAL E O DESEMPENHO DOS ESTUDANTES NO BRASIL

Aléssio Tony Cavalcanti de Almeida[1]
Ignácio Tavares de Araújo Júnior[2]
Hilton Martins de Brito Ramalho[3]

Este trabalho investiga os fatores associados ao desempenho dos alunos de escolas públicas brasileiras em exames padronizados, mostrando, em especial, como o esforço empreendido na gestão escolar resulta em ganhos de aprendizagem para o discente. A metodologia consiste na estimação de uma função de produção educacional, a partir dos microdados da Prova Brasil, por meio de um modelo hierárquico linear com três níveis: aluno, escola e município. Os resultados mostram que as diferenças entre os alunos ainda explicam a maior parcela da variabilidade das notas, tanto controlando pelas heterogeneidades entre as escolas quanto pelas diferenças municipais. Entretanto, os rendimentos dos estudantes relacionam-se diretamente com a elevação do desempenho médio da escola nos anos anteriores e com a maior presença de professores efetivos no quadro docente, assim como associa-se inversamente com o histórico de reprovação e/ou abandono na escola. Portanto, o esforço da escola é relevante para explicar o desempenho do aluno, resultado que persiste mesmo após se controlar diferenças entre as municipalidades de cada estado brasileiro.

Palavras-chave: qualidade da educação; função de produção escolar; modelo hierárquico.

EFFORTS OF SCHOOL MANAGEMENT IN THE PUBLIC ELEMENTARY SCHOOL AND STUDENT PERFORMANCE IN BRAZIL

This paper investigates the factors associated with the performance of students in Brazilian public schools on standardized tests, showing, especially, as the efforts made in school management results in learning gains for students. The methodology consists in estimating an educational production function, from the microdata of Prova Brasil, using hierarchical linear model with three levels: student, school and municipality. The results show that the differences between the students explain the largest portion of the variability of scores, both controlling the heterogeneity between schools as by municipal differences. On the other hand, the scores of students are directly related to the increase in the average school performance in previous years and the greater presence of effective teachers in the teaching staff, as well as the historical of repetition and dropout in school has a negative association. Therefore, the school effort is relevant in explaining student achievement, a result that persists even when controlling differences between the municipalities of each Brazilian state.

Keywords: quality of education; educational production function; hierarchical model.

---

1. Doutor em economia pelo Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal da Paraíba (PPGE-UFPB). Professor do PPGE-UFPB e pesquisador do Laboratório de Estudos em Microeconomia Aplicada (Lema-UFPB). *E-mail*: <alessio@ccsa.ufpb.br>.

2. Doutor em economia pelo Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal de Pernambuco (Pimes/UFPE). Professor do PPGE-UFPB e pesquisador do Lema-UFPB. *E-mail*: <ignacio.tavares@gmail.com>.

3. Doutor em economia pelo Pimes/UFPE. Professor do PPGE-UFPB e pesquisador do Lema-UFPB. *E-mail*: <hilton@ccsa.ufpb.br>.

LOS ESFUERZOS DE LA GESTIÓN ESCOLAR EN LA ESCUELA PRIMARIA PÚBLICA Y EL DESEMPEÑO ESTUDIANTIL EN BRASIL

Este trabajo investiga los factores asociados con el rendimiento de los estudiantes de escuelas públicas brasileñas en las pruebas estandarizadas, mostrando, en particular, en qué medida los esfuerzos realizados en los resultados de gestión escolar genera mejoras en el aprendizaje para el estudiante. La metodología consiste en la estimación de una función de producción, a partir de los microdatos de la Prova Brasil, cuya estimación se ha realizado mediante un modelo jerárquico lineal con tres niveles: los estudiantes, la escuela y los municipales. Los resultados muestran que las diferencias entre los estudiantes explican la mayor parte de la variabilidad de las puntuaciones, tanto en el control de la heterogeneidad entre las escuelas como por las diferencias municipales. Los resultados muestran que las diferencias entre los estudiantes explican la mayor parte de la variabilidad de las puntuaciones, tanto en el control de la heterogeneidad entre las escuelas como por las diferencias municipales. Por otro lado, las puntuaciones de los estudiantes están directamente relacionados con el aumento en el rendimiento escolar promedio en años anteriores y la mayor presencia de profesores efectivos en el personal docente, así como el histórico de la repetición y de deserción en la escuela tiene una asociación negativa. Por lo tanto, el esfuerzo de la escuela es relevante para explicar el rendimiento de los estudiantes, un resultado que persiste incluso cuando se controlan las diferencias entre los municipios de cada estado brasileño.

Palabras clave: calidad de la educación; función de producción educativa; modelo jerárquico.

LES EFFORTS DE GESTION DE L'ÉCOLE À L'ÉCOLE PRIMAIRE PUBLIQUE ET LE RENDEMENT DES ÉLÈVES AU BRÉSIL

Ce document examine les facteurs associés à la performance des élèves dans les écoles publiques brésiliennes sur des tests standardisés, montrant, en particulier, que les efforts déployés résultats de la gestion de l'école en des gains d'apprentissage des élèves. La méthodologie consiste à estimer une fonction de production de l'éducation, de la microdonnées de Prova Brasil, en utilisant le modèle linéaire hiérarchique à trois niveaux: étudiant, l'école et la municipalité. Les résultats montrent que les différences entre les élèves expliquent la plus grande partie de la variabilité des scores, à la fois le contrôle de l'hétérogénéité entre les écoles que par les différences municipaux. D'autre part, les résultats des élèves sont directement liés à l'augmentation de la performance de l'école moyenne des années précédentes et de la présence accrue des enseignants efficaces dans le personnel enseignant, ainsi que l'historique de redoublement et d'abandon à l'école a une association négative. Par conséquent, l'effort de l'école est pertinent pour expliquer la réussite des élèves, un résultat qui persiste même lorsque le contrôle de différences entre les municipalités de chaque État brésilien.

Mots-clés: qualité de l'éducation; fonction de production de l'éducation; modèle hiérarchique.

JEL: I21; H52; H40.

1 INTRODUÇÃO

Nos últimos anos, ocorreram notáveis avanços na escolaridade da população brasileira. Segundo dados dos últimos Censos Demográficos de 2000 e de 2010, realizados pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE, 2000; 2010), a taxa de analfabetismo para a população com idade entre 15 e 24 anos diminuiu de 5,8% para 2,5%. Esse resultado, possivelmente, está associado ao processo

de universalização do ensino fundamental no país. Destarte, mantida a trajetória de aumento do atendimento escolar, muito provavelmente o Brasil atingirá um patamar de escolaridade compatível com grandes economias mundiais e, ao mesmo tempo, poderá reduzir seus graves e persistentes problemas sociais.

A despeito das políticas educacionais voltadas para o aumento da escolaridade média da população brasileira, a qualidade da educação pública no Brasil ainda está abaixo da observada nos países desenvolvidos. Segundo o relatório do Programa Internacional de Avaliação de Alunos (Pisa), em 2009 o Brasil encontrava-se na 53ª posição entre os 65 países avaliados, sendo superado por países latino-americanos como México, Chile e Uruguai (OECD, 2010). Nesse contexto, o aumento da escolaridade média da população pode não ter a efetividade esperada no crescimento econômico, uma vez que há evidências bem documentadas a respeito da relação direta de habilidades cognitivas com retornos salariais, melhor distribuição de renda e maior crescimento econômico (Hanushek e Woessmann, 2008). Solmon (1985), por exemplo, já registrou evidências nessa direção, ao explicar por que, em alguns casos, mais anos de estudo e mais recursos despendidos em educação não necessariamente resultam em maiores ganhos individuais. Hanushek e Kimko (2000), por outro lado, mostram uma associação positiva entre escores de avaliações padronizadas aplicadas em alunos de diversos países e taxas de crescimento econômico, especialmente quando suas estimativas são ponderadas por variáveis que captam diferenças em qualidade de ensino. Desta forma, os autores sugerem que a qualidade da força de trabalho tem uma consistente, estável e forte relação com o crescimento econômico, achado semelhante ao encontrado por Barro (2001). Mais recentemente, Breton (2011) confirma que tanto aspectos quantitativos quanto qualitativos relacionados à educação contribuem para o crescimento econômico.

Ao se cotejar as diferenças inter-regionais dos indicadores de qualidade da educação no Brasil, é possível observar um cenário ainda mais preocupante. Dados do Índice de Desenvolvimento da Educação Básica (Ideb), providos pelo Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais Anísio Teixeira (Inep, 2009a), por exemplo, para o ano de 2009, revelam que as localidades menos desenvolvidas apresentam, em geral, os piores indicadores quantitativos e qualitativos educacionais. Além disso, ao se considerar apenas os estudantes de escolas públicas na primeira fase do ensino fundamental, as regiões Norte e Nordeste do país registraram médias de 3,7 e 3,5, respectivamente, em uma escala de 0 a 10. Esses valores situam-se muito aquém daqueles observados para as regiões mais desenvolvidas: Sudeste (5,1), Sul (5,0) e Centro-Oeste (4,7). Levando em conta evidências recentes sobre a importância das diferenças regionais de capital humano na explicação das diferenças inter-regionais de renda no Brasil (Barros, 2011), a constatação de tamanha diferença na qualidade da educação entre as regiões Norte

e Nordeste com o restante do país põe dúvida sobre a capacidade dos aumentos de escolaridade nessas duas regiões traduzirem-se nos ganhos de produtividade necessários para diminuir as disparidades inter-regionais de renda *per capita*.

Dado o exposto, torna-se pertinente investigar os determinantes da qualidade de educação no Brasil por meio da análise do desempenho escolar dos alunos brasileiros, verificando, em especial, as seguintes questões de interesse:

- em que medida as diferenças de *performance* individual estão relacionadas com o perfil do aluno e com o *background* socioeconômico familiar?
- qual a parcela da nota na Prova Brasil 2009 do discente imputada à gestão escolar?
- como outras variáveis, que estão sob o controle dos formuladores de políticas educacionais – tais como formação dos professores, situação trabalhista, plano de desenvolvimento da educação, infraestrutura da escola etc. – e que, em última instância, podem capturar a efetividade das aplicações dos recursos públicos investidos em educação, afetam os resultados de aprendizagem dos alunos?

No Brasil, a partir da divulgação dos dados do Sistema de Avaliação da Educação Básica (Saeb) e de alguns sistemas estaduais de avaliação educacional – como o Sistema Mineiro de Avaliação da Educação Pública (Simave)[4] –, trabalhos como o de Fletcher (1998), Franco, Mandarino e Ortigão (2002), Soares (2003), Soares e Candian (2007), Menezes-Filho (2007), Andrade e Laros (2007), Diaz (2007), Franco (2008), Riani e Rios Neto (2008) e Soares e Alves (2013) procuraram conhecer o papel da escola no desempenho do aluno. Em tais estudos, tenta-se capturar o efeito da escola, ao se controlar características das unidades de ensino, tais como existência de laboratórios de informática, conservação da infraestrutura, existência de plano pedagógico etc. Em linhas gerais, os resultados encontrados sugerem que o efeito-escola, quando existe, é pequeno diante dos efeitos na variabilidade das notas ocasionados pelas diferenças socioeconômicas entre os alunos. Com relação aos gastos públicos, os estudos empíricos em destaque não mostram que uma maior alocação de recursos financeiros implica melhor desempenho escolar.

Muito embora se reconheça a valiosa contribuição dos estudos documentados na literatura especializada, ainda há uma lacuna no que diz respeito à identificação de relação causal entre atributos da escola, gasto público em educação e desempenho escolar. Em parte, essa dificuldade pode ser atribuída à existência de variáveis não observáveis, a exemplo do empenho dos responsáveis locais em termos de administração e implementação de boas práticas de ensino direcionadas

4. O Simave foi criado no ano 2000 pela Secretaria de Estado da Educação de Minas Gerais.

à diminuição do abandono escolar e a aspectos político-institucionais atrelados ao excesso de professores temporários. Entretanto, os dados contábeis dos municípios disponibilizados pela Secretaria do Tesouro Nacional (Brasil, 2010) não permitem identificar se os recursos financeiros foram efetivamente alocados para aprimorar os meios capazes de resultar em melhorias no desempenho dos alunos.

Este estudo tenta preencher tal lacuna, ao considerar que o esforço da escola em melhorar sua avaliação média é atribuído a fatores não observáveis e, indiretamente, à efetividade do gasto público na escola. Além dessa análise, procura-se avaliar o impacto dos fatores associados ao *background* da escola pública (proficiência média, padrões de repetência e/ou de abandono) sobre o desempenho individual do aluno concluinte da primeira fase do ensino fundamental, levando em conta as diferenças de atributos observados entre os discentes e entre as escolas.

Além desta introdução, este artigo está organizado em quatro seções. A seção 2 apresenta uma revisão da literatura especializada. Na seção 3, são discutidos os aspectos metodológicos deste estudo. Na seção 4, são analisados os principais resultados econométricos. Por fim, a seção 5 é reservada às considerações deste trabalho.

2 UMA VISÃO GERAL DA LITERATURA EM ECONOMIA DA EDUCAÇÃO

O estudo pioneiro na estimação da função de produção escolar, também conhecido como *Relatório Coleman*, foi publicado em 1966 (Coleman *et al.*, 1966). Nesse trabalho, foi constatado que, naquela época, as diferenças de desempenho dos alunos na rede pública dos Estados Unidos deviam-se muito mais às diversidades de atributos pessoais dos discentes do que às diferenças entre as unidades de ensino. Ou seja, os professores possuíam um pequeno papel no aprendizado do aluno. Tais resultados foram considerados controversos, e houve críticas à abordagem metodológica adotada, que não levou em conta a existência de variáveis não observáveis, como a motivação do professor e a didática em sala de aula, tornando as estimativas enviesadas e de difícil interpretação. Em estudos mais recentes, Rivkin, Hanushek e Kain (2005) e Clotfelter, Ladd e Vigdor (2007) confirmam a influência do professor e de características da escola no desempenho do aluno.

Com relação aos resultados obtidos na estimação da função de produção escolar para o Brasil, constatou-se que uma parcela importante das diferenças entre as notas dos estudantes nas avaliações padronizadas deve-se às próprias diferenças entre os alunos, resultado que corrobora aqueles registrados na literatura internacional. O efeito da escola existe, porém tem um poder explicativo menor do que as características do aluno. Tais evidências, por exemplo, foram encontradas por Fletcher (1998), utilizando dados da prova de matemática do Saeb de 1995 para alunos da 8ª série, e por Franco, Mandarino e Ortigão (2002), com base nas notas dos alunos da 8ª série no Saeb de 1999, que mostraram que a existência de

projetos pedagógicos de escola não promoveu eficácia escolar e aumentou o efeito da origem social nas notas dos alunos nos testes.

O trabalho de Menezes-Filho (2007) investiga os determinantes do desempenho escolar nas escolas públicas e privadas no Brasil, utilizando como indicador de desempenho as notas na proficiência de matemática do Saeb de 2005. Segundo o autor, mesmo controlando para características socioeconômicas, os alunos das escolas privadas têm um desempenho melhor do que os estudantes das escolas públicas. Além disso, os dados mostram que entre 10% e 30% das diferenças de notas obtidas pelos alunos da rede pública ocorrem devido a diferenças entre escolas. O restante da variação ocorre dentro das escolas, ou seja, devido a diferenças entre os alunos e suas famílias. Com efeito, Menezes-Filho (2007) ressalta que as variáveis que mais explicam o desempenho escolar são o nível educacional da mãe, a cor da pele, o atraso escolar, o número de livros, a presença de computador em casa, o trabalho infantil e a realização de pré-escola. Com relação à escola, o número de computadores, o processo de seleção do diretor e de estudantes, a escolaridade, a idade e o salário dos professores têm efeitos muito reduzidos sobre o desempenho escolar.

Franco (2008) construiu um painel de dados contendo diferentes características dos alunos, dos professores e das escolas, além de registrar as notas médias obtidas pelos alunos da 4ª série em matemática nos anos de 1997, 1999, 2001, 2003 e 2005. Com tal base de dados, a autora mostrou que as características do aluno e de suas famílias explicam mais o desempenho dos estudantes nas escolas particulares do que nas públicas. O efeito negativo do atraso escolar também é mais forte nas escolas privadas. A autora não encontrou efeitos de características observáveis dos professores, tanto para escolas privadas quanto para públicas. Nas escolas públicas, as características do diretor e da turma não explicam o desempenho médio dos alunos nas escolas.

Riani e Rios-Neto (2008) utilizaram um modelo hierárquico de resposta binária na tentativa de conhecer que aspectos da família e da estrutura escolar dos municípios brasileiros contribuem para a probabilidade de o aluno estar na série correta para a sua idade. Conforme os autores, os resultados da análise corroboram a hipótese de que a melhoria da rede escolar dos municípios é um importante fator de diminuição da estratificação educacional, seja pelo seu efeito direto no aumento médio das probabilidades avaliadas, seja por diminuir a importância dos fatores relacionados ao ambiente familiar do aluno, reduzindo a desigualdade intergeracional.

Uma questão importante na avaliação do desempenho dos alunos diz respeito ao impacto do gasto público na qualidade do ensino ou no desempenho escolar deles. Cooray (2009), a partir dos resultados obtidos com dados de 46 países de renda baixa e média, argumenta que novos gastos em educação são importantes, pois eles, além de melhorarem a qualidade do ensino, contribuem para o crescimento econômico.

Porém, tanto na literatura internacional quanto na nacional, não há evidências convincentes de que o aumento do gasto com educação melhora o desempenho do aluno. Hanushek (1995), por exemplo, analisando 96 trabalhos empíricos feitos para países em desenvolvimento, constatou que, entre um total de doze casos investigados, apenas em seis houve efeito positivo do gasto por aluno no desempenho escolar. Avaliando os artigos publicados após 1995 a respeito do tema em destaque, Hanushek (2010) também mostra que poucos estudos encontraram evidências sobre a existência de uma relação causal entre gasto público e resultado escolar. Segundo o autor, essa constatação deixa claro que o uso de recursos nas escolas está sujeito à considerável ineficiência, pois as escolas, sistematicamente, gastam com insumos que não estão correlacionados com desempenho escolar.

Para o caso brasileiro, Diaz (2007) avaliou os possíveis efeitos do gasto municipal em educação no Ideb dos municípios, levando em conta as características dos alunos e da escola e a natureza hierárquica dos dados. Nesse trabalho, constatou-se que a participação dos gastos com educação nas despesas totais não possui um impacto positivo no Ideb. Em outras palavras, a autora destaca que o volume de recursos financeiros destinados para a educação reflete opções políticas que não necessariamente são acompanhadas por mudanças em aspectos que diretamente afetariam as condições ou os fatores que efetivamente são responsáveis pela melhoria da qualidade do ensino público municipal. Nascimento (2007), utilizando as notas dos alunos em provas de matemática e português aplicadas nas escolas baianas em 2000, também constatou que a participação relativa do gasto público em educação não tem efeito sobre o desempenho do aluno. Em suma, os trabalhos comentados sugerem que, no Brasil, a escola não é eficaz e não há garantias de que um aumento dos recursos destinados à educação resulte em tal eficácia.

Recentemente, estudos como os de Soares e Alves (2013), Almeida (2014) e Costa, Arraes e Guimarães (2015) buscaram estudar como a gestão da educação, seja dentro da escola, seja no município, afeta o aprendizado nas escolas brasileiras. Em Soares e Alves (2013), os efeitos da escola e do município no desempenho escolar no ensino fundamental nas escolas públicas do Brasil são captados por meio dos resíduos obtidos na estimação de modelos hierárquicos, controlando-se para os fatores fora do contexto da escola. De forma geral, os autores identificaram que municípios têm papel importante no resultado dos alunos. Conforme indica o estudo, por meio da análise dos resíduos das regressões estimadas encontram-se escolas e municípios que cumprem bem seu papel e agregam conhecimento aos alunos, mas sem apontar como escolas e municípios chegam a tal resultado. Da mesma forma, o estudo também permite identificar escolas que apresentam bons resultados apenas por contar com alunos bem preparados que teriam o mesmo desempenho onde quer que estudassem. Por fim, o estudo apontou a

existência de escolas que conseguem obter níveis adequados de proficiência de alunos dos quais não se esperava obter tal resultado.

Ao estudar como alguns insumos escolares, representados pelos atributos físicos, pedagógicos e de pessoal das escolas, contribuem para o aprendizado escolar, Almeida (2014) conclui que a existência de programas de reforço de aprendizagem para os alunos não influencia a direção esperada da nota dos estudantes. Segundo a argumentação do autor, o simples fato de o diretor da escola apontar que este tipo de programa está sendo desenvolvido não gera as mudanças desejáveis no desempenho escolar dos alunos com as menores notas. Costa, Arraes e Guimarães (2015) estudaram o impacto de uma característica importante da gestão municipal da educação, que é a presença de professores sem estabilidade no sistema escolar local. O estudo mostra que entre os municípios brasileiros, quanto maior a falta de professores com estabilidade, menor é o desempenho dos alunos. De acordo com os autores, tal resultado pode estar relacionado ao mercado de trabalho dos professores que, supostamente, pode ser menos ou mais competitivo, bem como indicar que o benefício não pecuniário da estabilidade é um importante benefício na seleção de profissionais que influenciam a melhoria da qualidade do ensino

Outro fenômeno relacionado à gestão local da educação é o impacto do processo de descentralização na oferta do ensino fundamental recentemente ocorrido no Brasil. Teoricamente, a gestão descentralizada (ver Oates, 1977; 2005) pode resultar em uma série de vantagens, porque possibilita aumentos de eficiência dos governos locais na provisão de produtos e serviços mais próximos das preferências e demandas de suas localidades. Espera-se, portanto, que escolas gerenciadas pelos municípios tenham melhor desempenho escolar do que aquelas sob a gestão da administração estadual. Porém, segundo Ceneviva (2011), mesmo controlando para as características dos alunos, o efeito da municipalização das matrículas sobre o desempenho escolar no Brasil foi quase nulo quando comparado ao resultado obtido pelas escolas sob a gestão do governo estadual. Nessa mesma direção, Leme, Paredes e Souza (2009) também não encontraram resultados que apontam diferenças entre escolas que foram municipalizadas e escolas do ensino fundamental sob a gestão estadual.

Mesmo observando certo rigor econométrico na maioria dos trabalhos reportados, as estimativas obtidas ainda podem ter algum viés pela omissão de insumos educacionais relevantes para a explicação do desempenho dos alunos. Conforme argumentam Clotfelter, Ladd e Vigdor (2007) e Hanushek (2007), uma forma de contornar o viés de omissão de variáveis explicativas relevantes na estimação da função de produção escolar é incluir a variável de desempenho escolar defasada como explicativa no modelo econométrico. Os autores argumentam que o desempenho defasado do aluno seria uma *proxy* para efeitos cumulativos e não

diretamente observados sobre o ambiente escolar, haja vista que o desempenho em anos passados pode estar correlacionado com insumos escolares previamente disponibilizados. Nos trabalhos aplicados para o Brasil, citados neste artigo, não foi observado tal procedimento, havendo sempre a tentativa de correlacionar a nota do aluno no ano *t* com os insumos escolares observados no mesmo ano. Em parte, isso se deve ao fato de não haver dados longitudinais a respeito do desempenho dos alunos. Uma alternativa seria avaliar o desempenho médio da escola, cujos resultados passados podem ser verificados nas bases de dados do Ministério da Educação (MEC).

Addonizio (2009) formaliza a ideia de avaliar o desempenho médio da escola em função do desempenho passado, ao considerar uma comutatividade do aprendizado, ou seja, o estoque de conhecimento dependendo dos insumos escolares disponíveis em períodos anteriores. Neste sentido, a função de produção escolar *f* pode ser apresentada da seguinte forma:

$$A_{it} = f(S_{it}, S_{it-1}, S_{it-2}, \cdots) + \epsilon_{it}, \tag{1}$$

onde A_{it} representa o desempenho médio da escola no período *t*; ε_{it} é um termo de erro randômico; S_{it} representa os recursos educacionais da escola *i* no período *t*; S_{it-1} são recursos da escola no período $t - 1$; S_{it-2} são recursos escolares no período $t - 2$, e assim por diante.

Assumindo-se que os efeitos dos insumos escolares sobre o resultado do aluno são lineares e constantes entre os anos, e sendo β o efeito dos recursos escolares no desempenho do aluno e α ($0 < \alpha < 1$) uma constante, que capta a persistência da taxa de conhecimento de um ano para o outro. Ou seja, a equação (1) pode ser apresentada como:

$$A_{it} = \beta S_{it} + \alpha(\beta S_{it-1} + \alpha\beta S_{it-2} + \alpha^2\beta S_{it-3} \cdots) + \epsilon_{it}. \tag{2}$$

O termo entre parênteses é, justamente, A_{it-1}; portanto, a equação (2) pode ser escrita da seguinte forma:

$$A_{it} = \beta S_{it} + \alpha A_{it-1} + \epsilon_{it}. \tag{3}$$

Conforme a equação (3), o efeito dos recursos defasados no desempenho médio da escola é capturado pelo parâmetro α. Acrescentando um vetor de características dos alunos na equação (3), Addonizio (2009) constatou que o efeito do desempenho passado da escola é positivo e estatisticamente significativo, a partir de dados de unidades escolares do ensino fundamental do estado de Minnesota,

nos Estados Unidos. Resultados na mesma direção foram encontrados por Clotfelter, Ladd e Vigdor (2007), avaliando um painel de dados de alunos de escolas americanas.

O respaldo teórico-empírico e a perspectiva de contornar o problema de omissão de variáveis motivam a realização de estudos utilizando informações anteriores sobre os alunos ou da escola na função de produção escolar. Este trabalho tenta contribuir neste sentido, admitindo que as mudanças de desempenho escolar no passado, o uso de insumos empregados no passado e a melhoria promovida neles têm papel importante no nível de aprendizado corrente do aluno.

3 ESTRATÉGIA EMPÍRICA

Esta seção descreve a metodologia do trabalho, com destaque para as principais características de modelos econométricos multinível (hierárquicos) e descrição da base de dados e dos respectivos tratamentos realizados para obtenção das variáveis incorporadas ao modelo empírico.

3.1 Modelo empírico

A natureza hierárquica de dados sobre educação é bastante comum e pode ser mais bem entendida ao se considerar, por exemplo, que os estudantes a serem analisados estão distribuídos entre turmas que, por sua vez, encontram-se em escolas situadas em um dado município. Deste modo, ao se ignorar o conjunto de informações inerentes à referida estrutura dos dados e à heterogeneidade não observada em diferentes níveis de hierarquia (efeitos contextuais), corre-se o risco de mascarar possíveis relações e de se obter estimadores ineficientes (Bafumi e Gelman, 2006).

Nesse cenário, a análise dos determinantes da *performance* do aluno deveria levar em consideração também o questionamento a seguir: a própria natureza hierárquica das informações educacionais consegue explicar ou não, em alguma medida, certas diferenças no desempenho escolar dos discentes? Em Rasbash *et al.* (2009), pode-se encontrar o seguinte argumento que, em certo grau, ajuda a responder tal indagação:

> quando se mede a realização educacional de um aluno, deve-se atentar que, em média, esse desempenho varia de uma escola para outra. A nota obtida por estudantes dentro de uma escola será mais igual, em média, do que a nota de discentes de escolas distintas (Rabash *et al.,* 2009, p. 2, tradução dos autores).

Destarte, de modo semelhante a diversos estudos na literatura especializada – como Natis (2001), Soares (2003), Franco, Mandarino e Ortigão (2002), Diaz (2007), Riani e Rios-Neto (2008) e Soares e Alves (2013) –, este trabalho adotou um modelo multinível (hierárquico) para tentar captar o efeito da gestão escolar sobre o desempenho individual de cada estudante concluinte da

primeira fase do ensino fundamental da rede pública, considerando heterogeneidades observada e não observada em até três grupos: alunos (primeiro nível), escolas (segundo nível) e municípios (terceiro nível). Esse tipo de abordagem realiza regressões em que os dados são estruturados em grupos e os coeficientes podem variar de acordo com cada *cluster* definido.

Segundo Gelman e Hill (2007), os modelos de regressão multinível podem ser usados para uma variedade de propósitos, incluindo inferência causal, predição e modelagem descritiva. Conforme os mesmos autores, algumas motivações para o uso dessa técnica são realçadas a seguir: *i)* entender como os efeitos de tratamento variam entre os indivíduos de grupos diferentes; *ii)* analisar dados estruturados, pois em alguns conjuntos de informações os próprios dados possuem uma estrutura inerente a vários níveis; por exemplo, os alunos dentro das escolas, os pacientes dentro de hospitais ou dados de amostragem por conglomerados; *iii)* obter inferências mais eficientes para os parâmetros de regressão, dado que nas regressões tradicionais tais diferenças, em especial, são ignoradas entre grandes grupos.

Todavia, cabe ressaltar que a adoção desse tipo de modelagem é justificável apenas se o modelo estatístico reconhecer uma estrutura hierárquica presente nos dados. Caso contrário, as estimações podem ser realizadas em um único nível. Desta maneira, a especificação do modelo é construída a partir de um processo heurístico, em que se procura capturar o grau de variabilidade dos dados entre os grupos hierárquicos.

Para exemplificar esse processo, considere-se, inicialmente, um modelo em nível-aluno para uma dada escola a partir da seguinte equação:

$$y_i = \beta_0 + \beta_1 x_i + e_i, \tag{4}$$

onde y_i é a nota do teste de matemática; x_i é uma dada variável explanatória do i-ésimo aluno; e_i é o termo de erro, todos indexados para o i-ésimo aluno; β_0 é o intercepto; e β_1 é um coeficiente fixo associado ao atributo x_i.

Por sua vez, uma equação em nível-aluno para diversas escolas é dada por:

$$y_{ij} = \beta_{0j} + \beta_1 x_{ij} + e_{ij}, \tag{5}$$

onde j indexa as escolas; β_{0j} representa um intercepto aleatório entre as escolas, isto é, $\beta_{0j} \equiv \beta_0 + u_{0j}$, de modo que β_0 é uma constante e u_{0j} é um termo estocástico que mensura o desvio do intercepto da j-ésima escola. Além disso, assume-se que os termos aleatórios u_{0j} e e_{ij} são normalmente distribuídos $u_{0j} \sim N(0, \sigma^2_{u0})$ e $e_{ij} \sim N(0, \sigma^2_e)$, com respectivas variâncias σ^2_{u0} e σ^2_e.

Em uma análise de dois níveis (alunos e escolas), como a expressa na equação (5), as escolas são tratadas como uma amostra aleatória de uma população de escolas.[5] A presença de dois termos aleatórios u_j e e_{ij} na última equação, caracteriza o modelo multinível. Em particular, excluindo-se x_{ij} da equação (5), chega-se ao chamado modelo nulo. A semelhança entre indivíduos do mesmo grupo pode ser medida pela correlação intraclasse (*variance partition coefficient* – VPC), que mensura a proporção da variação residual total que é explicada por diferenças entre os grupos, ou seja, captura a importância da estrutura hierárquica na explicação da variabilidade total.[6]

Na abordagem multinível, a definição do modelo econométrico tem início estimando a equação (5) na sua forma mais simples possível, isto é, o modelo nulo, para, posteriormente, acrescentar mais variáveis a este modelo. Esse procedimento heurístico permite a seleção da melhor especificação por um ou mais critérios preestabelecidos. Em geral, os critérios mais usados para a construção de um modelo multinível são: estatística Deviance,[7] critérios de informações Akaike (AIC) e Bayesiano (BIC).

Neste artigo, adotou-se o cálculo do VPC como uma forma inicial de verificar a relevância ou não de se considerar os níveis da escola e do município. Além disso, baseando-se em Soares (2003), este estudo levou em conta as estatísticas Deviance e AIC para a seleção do modelo com melhor ajustamento aos dados.

Segundo Rasbash *et al.* (2009), um modelo multinível simples, em que os únicos parâmetros aleatórios são as variâncias do intercepto de cada nível, é conhecido como um modelo de componentes de variância. A especificação de um modelo mais geral que aquele apresentado na equação (5) requer a inclusão de uma variável explicativa especial x_0, que assume o valor 1 para todos os alunos, e a existência de uma variável z_j relacionada ao nível superior ao do aluno. Assim, a fim de generalizar (5), a expressão (6), a seguir, apresenta a notação matricial para o modelo multinível:

$$y_j = X_j\beta + Z_j u_j + e_j, \tag{6}$$

onde $j = 1, \ldots, J$ é número de *clusters* independentes; y_j representa o vetor da variável dependente (nota de matemática dos estudantes) para o *cluster j*, que corresponde

5. O número de grupos deve ser razoavelmente grande. Se, por exemplo, o número de escolas for pequeno, os efeitos dos grupos poderiam ser capturados incluindo variáveis *dummies* para cada escola em uma equação não hierárquica.

6. Formalmente, $VPC = \dfrac{\sigma^2_{u0}}{\sigma^2_{u0} + \sigma^2_e}$.

7. A estatística Deviance é dada por $-2log(L^*)$, onde $log(L^*)$ é o valor máximo (em logaritmo) da função de verossimilhança. Essa estatística é bastante usada na literatura, pois mede o grau de ajustamento dos dados ao modelo construído (Soares, 2003).

às linhas do vetor y de ordem $n \times 1$; X_j é a matriz de variáveis explanatórias $n_j \times p$ para os efeitos fixos de β; Z_j é a matriz de covariáveis $n_j \times q$ para os efeitos aleatórios u_j dos níveis superiores ao nível-aluno, com média zero e matriz de variância G de ordem $q \times q$; e_j é vetor de erros $n_j \times 1$ relacionados ao nível-aluno, com média zero e matriz de variância $R = \sigma_e^2 I_j$.

É válido ressaltar que a parte $X\beta$ da equação (6) refere-se ao componente do efeito fixo do modelo, e a soma de Zu e e na mesma expressão indica o componente estocástico do modelo atribuído ao primeiro e aos demais níveis considerados. Assume-se que o termo de erro u tem matriz de variância-covariância G e que u é ortogonal para e. As matrizes G e R podem ser modeladas de diferentes formas. Por exemplo, a matriz G pode ser considerada como independente, ou correlacionada, ou independente com variâncias iguais. No caso deste artigo, o modelo gerado não impôs restrições nem para a matriz G e nem para a matriz.

Considerando-se o termo estocástico conjunto $Z_j u_j + e_j$, y_j segue uma distribuição normal multivariada com média $X_j\beta$ e matriz de covariância $V = ZGZ^T + R$. Além disso, seja θ um vetor de elementos únicos de G, então o modelo (6) pode ser estimado a partir da maximização da seguinte função de *log*-verossimilhança:

$$L(\beta, \theta, \sigma_e^2) = -\frac{1}{2}\left\{n \log(2\pi) + log|V| + \left(y_j - X_j\beta\right)^T V^{-1}\left(y_j - X_j\beta\right)\right\}. \quad (7)$$

A otimização eficiente de (7) pode ser obtida subdividindo os dados em grupos e subgrupos independentes, aplicando-se uma decomposição matricial triangular (decomposição de Cholesky) para a matriz de variância de u e procedimentos iterativos sob a técnica de *expectation-maximization* (EM). Para mais detalhes, ver Pinheiro e Bates (2000).

3.2 Base de dados

As informações usadas neste trabalho são oriundas dos microdados da Prova Brasil 2007 e 2009, disponibilizados no sítio eletrônico do Inep (2007; 2009b). A Prova Brasil registra diversas informações sobre características de alunos concluintes do 5º e 9º anos do ensino fundamental, professores, escolas e diretores, permitindo, portanto, a investigação de uma ampla gama de possíveis fatores relacionados ao desempenho escolar.[8]

Em conformidade com o objetivo deste estudo, tornou-se pertinente efetuar uma série de recortes na amostra principal da Prova Brasil 2009. Do total de

8. Com as mudanças estabelecidas na Lei nº 11.274/2006, que alterou a duração do ensino fundamental de oito para nove anos e tornou obrigatória a matrícula para crianças a partir dos 6 anos de idade, tem-se, por exemplo, que a antiga 4ª série é atualmente designada como 5º ano, isto é, o último período da primeira fase do ensino fundamental.

aproximadamente 5,9 milhões de alunos entrevistados, foram considerados apenas aqueles concluintes da primeira fase de ensino fundamental (5º ano), que estudavam em escolas públicas de zonas urbanas e que responderam aos quesitos referentes ao gênero, à raça, ao trabalho, à idade, à reprovação ou ao abandono. Após se fazer o cruzamento dos últimos dados com as informações dos exames de português e de matemática, a amostra resultante foi de 1.878.602 estudantes com notas registradas.

As informações das escolas foram coletadas a partir dos questionários referentes aos alunos, aos professores e às notas dos exames. Considerando apenas as escolas públicas situadas em áreas urbanas com oferta da primeira fase do ensino fundamental, ou o equivalente a 35.339 unidades segundo os dados da Prova Brasil de 2009, contabilizaram-se, entre outros indicadores, as notas médias dos exames, as taxas de reprovação e/ou abandono e as taxas de professores em regime de trabalho estável por escola. Além disso, ao se efetuar o cruzamento dos últimos dados com as notas médias por escola registradas na Prova Brasil de 2007, a amostra reduziu-se para 34.841 escolas, permitindo o cálculo da variação percentual das notas das unidades escolares no período de 2007 a 2009.

O último expediente para a formatação final da amostra consistiu na ligação dos dados dos alunos concluintes do 5º ano com aqueles selecionados para as escolas. Por seu turno, foram considerados apenas os alunos corresidentes com pai e mãe (68% do total de alunos) e excluídos da amostra aqueles que não souberam informar a escolaridade dos seus responsáveis, filtro que possibilitou o cálculo da escolaridade média dos pais. Por fim, excluíram-se os dados referentes a escolas com menos de dez alunos, totalizando uma amostra final de 481.725 alunos, agrupados em 20.545 escolas e em 4.311 municípios.

O quadro 1 apresenta a definição e a descrição do conjunto de variáveis selecionadas para análise empírica considerando as seguintes hierarquias: alunos agrupados em escolas e escolas agrupadas em municípios. Vale destacar que a variável dependente de interesse neste estudo é a nota de matemática do aluno (em logaritmo), pois se pressupõe que a aprendizagem do discente em tal disciplina é influenciada, em especial, pelo papel da escola.[9] No apêndice A são apresentadas as estatísticas descritivas para as variáveis presentes no quadro 1 referentes aos níveis aluno e escola. Vale ressaltar que o termo pré-selecionado empregado no quadro 1 foi usado em virtude do processo heurístico de especificação final do modelo econométrico, em que as variáveis são efetivamente por critérios parcimoniosos de ajustamento.

9. Na literatura nacional sobre estudos relacionados aos determinantes do desempenho escolar, encontra-se uma série de trabalhos – como Fletcher (1998), Franco, Mandarino e Ortigã. (2002), Menezes-Filho (2007) e Franco (2008) – que usaram a nota de matemática como variável dependente.

QUADRO 1
Descrição das variáveis pré-selecionadas para construção do modelo

Nível	Variável	Descrição
(I) Aluno	*ID_ALUNO*	Código de identificação do aluno.
	LNOTAM	Logaritmo natural da proficiência no exame de matemática de 2009.
	SEXO	1 = menino. 0 = menina.
	REPROVACAO	1= aluno já reprovou e/ou abandonou os estudos. 0 = caso contrário.
	DFIDADE	Distorção idade-série: a idade teórica do aluno na 4ª série (ou 5º ano) seria 10 anos. Assim, para idade > 10, tem-se DFIDADE > 0.
	TRABALHA	1 = aluno trabalha. 0 = caso contrário.
	RACA	1 = aluno que se autodeclarou branco 0 = caso contrário.
	PAIS_ESTUDO	Faixa de escolaridade média dos pais ou responsáveis.
(II) Escola	*ID_ESCOLA*	Código de identificação da escola.
	T_SITTRAB	Proporção de professores na escola que possui situação trabalhista estável.
	ESC_PEDAPORT	Indicador médio das práticas pedagógicas dos docentes para o ensino de matemática.
	ESC_PROFESSORES	Escolaridade média dos professores.
	ESC_SALESCOLA	Salário médio dos professores na escola.
	ENOTAM	Proficiência média da escola em matemática em 2007.
	DELTA_ENOTAM	Evolução da proficiência média da escola em matemática entre 2007 e 2009.
	SNOTAM	Desvio-padrão da proficiência em matemática da escola entre os seus alunos.
	TDI	Taxa de distorção idade-série para o 5ª ano do ensino fundamental.
	T_REPROVACAO	Proporção dos alunos da escola que já foram reprovados ou abandonaram os estudos.
	T_TRABALHA	Proporção dos alunos da escola que trabalham.
	ESC_PAIS_ESTUDO	Escolaridade média dos pais dos alunos de uma dada unidade escolar.
(III) Município	*COD_MUNICIPIO*	Código de identificação do município.
	IFDM	Índice Firjan de Desenvolvimento Municipal (IFDM) de 2007.
	DELTA_IFDM_1	Variação do IFDM entre 2007 e 2009.
	DELTA_IFDM_2	Variação do IFDM entre 2005 e 2009.

Elaboração dos autores.

4 RESULTADOS

4.1 Exploração estatística dos efeitos de estruturas hierárquicas

Uma forma de se investigar a necessidade de estimação de um modelo econométrico multinível é decompor a variância em duas parcelas: *i)* a parcela explicada pelas diferenças entre alunos; e *ii)* a parcela imputada às diferenças entre escolas. Tal decomposição é realizada estimando-se um modelo de efeitos aleatórios,

também chamado de modelo nulo, na forma da equação (8). O modelo a seguir representa um modelo nulo de dois níveis: o primeiro inclui os estudantes (i = 1, ..., I) e o segundo as escolas (j = 1, ..., J). A variável dependente do modelo é a nota de matemática do discente. Desta maneira, o resíduo é particionado dentro do componente do nível I (e_{0ij}) e do componente do nível II (u_{0j}). Neste tipo de modelo, a variância entre os grupos é σ^2_{u0} e a variância entre os indivíduos é σ^2_e.

$$
\begin{aligned}
&y_{ij} = \beta_{0ij} x_{0ij} \\
&\beta_{0ij} = \beta_0 + u_{0j} + e_{0ij} \\
&u_{0j} \sim N(0, \sigma^2_{u0}) \\
&e_{0ij} \sim N(0, \sigma^2_{e0}),
\end{aligned}
\tag{8}
$$

onde y_{ij} é a nota individual em matemática (em logaritmo) do aluno i na escola j; e x_{0ij} é uma constante igual a uma unidade para todos os alunos da amostra.

A semelhança entre indivíduos do mesmo grupo na abordagem de modelos multinível, como salientado na seção referente ao modelo empírico, é medida pelo VPC. Conforme ressaltam Rasbash *et al.* (2009), o número de grupos deve ser razoavelmente grande. Por exemplo, se o número de escolas (J) é pequeno, os efeitos dos grupos podem ser capturados incluindo variáveis *dummies* para cada escola.

Para o caso desta pesquisa, que leva em consideração mais de 20 mil escolas, já se tem um indicativo da necessidade da adoção da abordagem hierárquica. Contudo, fazendo o cálculo do VPC, inicialmente, para o caso de dois níveis (aluno e escola) e o conjunto de unidades de ensino no território nacional, tem-se um argumento estatístico que mostra a relevância de se considerar uma estrutura hierárquica para a análise dos determinantes do desempenho escolar.

Ao levar em conta todos os alunos, cerca de 482 mil estudantes, e todas as unidades escolares da amostra selecionada, em torno de 20 mil escolas, não se pode negar a importância das diferenças nas escolas sobre o desempenho em matemática dos discentes, pois a partir da estimação do modelo nulo com dados do Brasil, encontrou-se que quase um quarto da variância total da nota em matemática do aluno pode ser atribuído às diferenças entre unidades públicas de ensino, conforme será discutido mais adiante.[10]

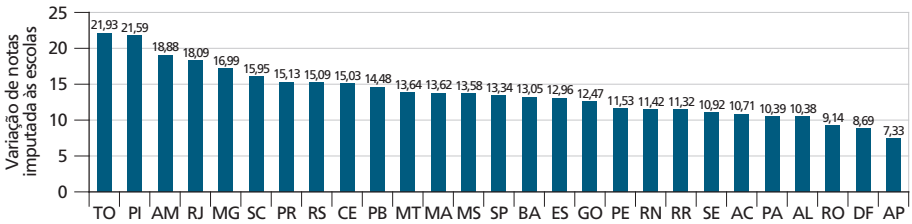
Na tentativa de verificar algum padrão acerca da explicação do efeito-escola sobre a variabilidade das notas dos alunos, estimou-se um modelo nulo em dois níveis para cada Unidade da Federação (UF) do país, isto é, foram ajustadas 27

10. Intuitivamente, a importância de se considerar uma análise em mais de um nível pode ser verificada no gráfico B.1, no apêndice B, que evidencia a variação da nota média de matemática por escola pública e por município no Brasil.

regressões de dois níveis do conjunto de equações realçadas logo acima. Assim, a partir dos resultados expostos no gráfico 1, podem-se observar os seguintes aspectos:

- com a divisão da amostra por estado, as diferenças de desempenho dos estudantes explicadas pelas escolas variam de localidade para localidade, não seguindo, no entanto, um padrão consistente com as diferenças de renda *per capita* desses estados;
- para o caso do Tocantins e do Piauí, a variabilidade das notas imputadas à unidade escolar foi acima de 20%, as mais altas do país, enquanto para o Distrito Federal e os estados de Rondônia e do Amapá, o percentual das diferenças das notas motivadas pelas distinções entre as escolas teve um poder de explicação de menos de 10% da variabilidade total das notas (gráfico 1); e
- como a literatura aponta que um VPC acima de 8% significa forte dependência hierárquica dos dados, salvo o caso do Amapá, um modelo de dois níveis seria justificável, inclusive, para uma análise por estado no Brasil.

GRÁFICO 1
Resultados do modelo de componentes de variância (modelo nulo) para os estados brasileiros nos níveis aluno-escola
(Em %)



Elaboração dos autores.

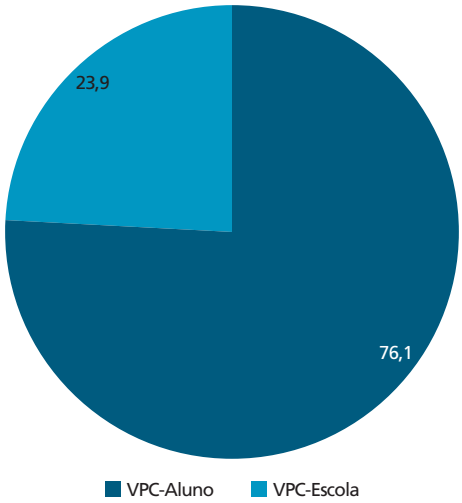
Tendo em vista a grande heterogeneidade dos municípios brasileiros, em termos de características estruturais, sociais, econômicas, demográficas e territoriais, torna-se pertinente verificar a inclusão de um terceiro nível (município) para explicação dos diferentes resultados entre os alunos. Ou seja, quando se leva em conta o conjunto de fatores não observados entre as municipalidades do país, os próprios componentes aleatórios deste nível geram um melhor controle para o efeito das diversidades das notas médias entre municípios e da dependência hierárquica considerada.

O bloco de equações (9) representa um modelo nulo de três níveis: o primeiro inclui os estudantes (i = 1, ..., I), o segundo as escolas (j = 1, ..., J) e o terceiro os municípios (k = 1, ..., K). O resíduo agora é particionado dentro do componente do nível I (e_{0ijk}), do componente do nível II (u_{0jk}) e do componente do nível III (v_{0k}).

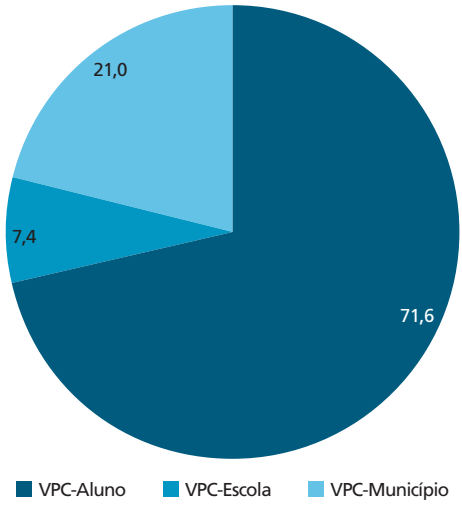
$$
\begin{aligned}
&y_{ijk} = \beta_{0ijk} x_{0_{ijk}} \\
&\beta_{0ijk} = \beta_0 + v_{0k} + u_{0jk} + e_{0ijk} \\
&v_{0k} \sim N(0, \sigma_{v0}^2) \\
&u_{0jk} \sim N(0, \sigma_{u0}^2) \\
&e_{0_{ijk}} \sim N(0, \sigma_{e0}^2).
\end{aligned}
\tag{9}
$$

GRÁFICO 2
Resultados do modelo nulo: Brasil
(Em %)

2A – Resultados do modelo nulo para dois níveis



2B – Resultados do modelo nulo para três níveis



Elaboração dos autores.

O gráfico 2B ilustra os resultados do VPC para um modelo de três níveis, que considera, além dos mais de 480 mil alunos e das mais de 20 mil escolas, os 4.311 municípios presentes na amostra selecionada neste estudo. No modelo de três níveis, os efeitos da nova estrutura hierárquica e da maior variabilidade das notas médias entre os municípios reduzem o percentual de explicação de variabilidade imputada às escolas, antes de 23,9% em um modelo de dois níveis (ver gráfico 2A), para 7,4% no modelo nulo com três níveis, ao passo que a heterogeneidade não observada entre os municípios explica 21,0% da variabilidade total das notas.

Ao comparar os resultados dos modelos nulos de dois níveis com os de três níveis, percebe-se que, no último, o papel da heterogeneidade municipal evidencia uma menor diversidade de notas entre as escolas do que entre o conjunto de municípios. Destarte, em termos gerais, a explicação conjunta da escola e do município em relação às diferentes notas auferidas pelos discentes da rede pública em matemática na Prova Brasil 2009 é superior à observada no modelo de dois níveis (aluno e escola).

Com o intuito de verificar o comportamento do VPC imputado à escola e ao município entre estados brasileiros, efetuaram-se 26 regressões em três níveis[11] (alunos, escolas e municípios), conforme (9). Deste modo, ao se analisarem as informações contidas no gráfico 3, observam-se as seguintes características:

- na maioria dos estados brasileiros, a variabilidade das notas entre os alunos tem mais relação com as diferenças entre as escolas do que pelas disparidades entre os municípios de cada estado.[12] Tal resultado informa que, em geral, existe menos heterogeneidade não observada entre as municipalidades em cada estado do que entre as próprias escolas. Assim, é válido reforçar que os resultados do gráfico 3 implicam que a variabilidade de notas entre municípios do mesmo estado é menor do que a variabilidade entre escolas. No entanto, quando se considera o Brasil, os municípios são comparados entre estados diferentes, o que amplifica a variabilidade;
- apenas para Goiás, Amapá e Rio Grande do Norte os efeitos da heterogeneidade dos municípios apresentaram um maior poder explicativo para a variação da proficiência em matemática dos estudantes do que os efeitos das escolas. Esse resultado, como se percebe, é uma

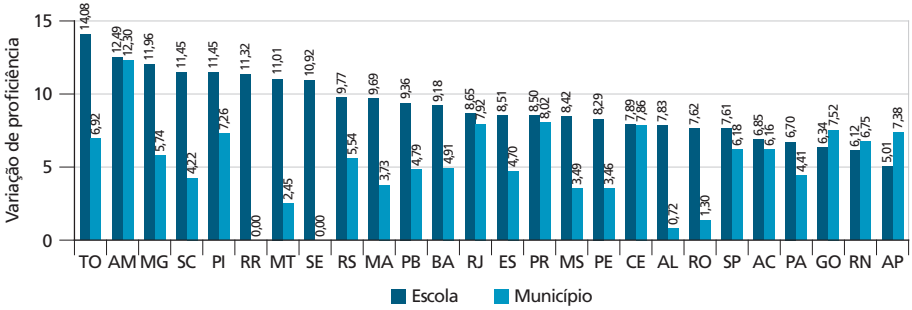
11. Para permitir variabilidade das notas por municípios em cada estado, os alunos das escolas do Distrito Federal foram agregados ao estado de Goiás.

12. É válido lembrar que os resultados do gráfico 2 comparam a variabilidade entre todos os municípios do Brasil, o que aumenta a heterogeneidade deles. Em relação ao gráfico 3, comparam-se municípios de uma mesma UF.

particularidade quando comparado com os efeitos identificados para o restante dos estados brasileiros; e

- para os estados de Roraima e de Sergipe, a variação das notas explicadas pelos municípios foi nula, de modo que, para tais estados – para a amostra selecionada –, um modelo de três níveis não se justificaria. Neste sentido, parece haver pouca variabilidade entre o grupo considerado para o terceiro nível, de modo que bastaria apenas um modelo de dois níveis para uma análise desagregada para tais estados.[13]

GRÁFICO 3
Resultados do modelo de componentes de variância (modelo nulo) para os estados brasileiros nos níveis aluno-escola-município
(Em %)



Elaboração dos autores.

Em linhas gerais, os achados apresentados nesta subseção sugerem que a natureza hierárquica dos dados apresenta significativos efeitos contextuais sobre o desempenho individual de alunos, seja por parte de diferenças entre escolas, s eja por distintas municipalidades.

4.2 Descrição estatística das variáveis selecionadas na especificação econométrica

A partir da construção heurística do modelo, nem todas as variáveis pré-selecionadas e presentes no quadro 1 ajustaram-se estatisticamente ao modelo econométrico.

A tabela 1 apresenta as estatísticas descritivas para variáveis referentes aos alunos e às escolas de acordo com os dados da Prova Brasil que, conforme discutido adiante, melhor se adequaram à modelagem multinível. Em geral, pode-se caracterizar o aluno típico do 5º ano do ensino fundamental de escolas públicas/urbanas como uma criança do sexo masculino, de cor de pele não branca, que não apresenta reprovação e/ou abandono e que não trabalha. No entanto, ressalta-se que as

13. Isso ocorreu porque a variância estimada do termo aleatório do terceiro nível foi zero.

principais diferenças de proporção entre os alunos são registradas para o histórico de reprovação/abandono e o trabalho infantil.

A maioria dos alunos cursa a série adequada à sua idade, seus pais registram escolaridade média de 2,9, superior ao valor mediano (2,5) no índice de escolaridade. Há, contudo, elevado desvio-padrão nessas características médias, destacando fortes diferenças entre os atributos dos alunos.

TABELA 1
Estatísticas descritivas das variáveis selecionadas

Variáveis	Média	Desvio-padrão	Mínimo	Máximo
Alunos				
Gênero				
Menina	0,4809	0,4996	0	1
Menino	0,5191	0,4996	0	1
Raça				
Não branco	0,6088	0,4880	0	1
Branco	0,3912	0,4880	0	1
Reprovação e/ou abandono				
Não	0,9640	0,1862	0	1
Sim	0,0360	0,1862	0	1
Trabalha				
Não	0,8708	0,3354	0	1
Sim	0,1292	0,3354	0	1
Escolaridade dos pais	2,9048	1,1359	1	5
Defasagem idade-série	0,6205	1,0600	-2	5
Nota em matemática (em log)	5,3439	0,2285	4,5362	5,8814
Observações (alunos)	481.725	-	-	-
Escolas				
Taxa de variação da nota em matemática (2007-2009)	0,1120	0,0943	-0,3479	0,8746
Proporção de reprovação e/ou de abandono (2009)	0,0506	0,0415	0	0,3333
Proporção de docentes efetivos	0,6828	0,3372	0	1
Observações (escolas)	20.545	-	-	-

Fonte: Prova Brasil de 2007 e 2009 (Inep, 2007; 2009b).

Entre as 20.545 escolas selecionadas na amostra, a média de crescimento do escore da escola em matemática entre 2007 e 2009 foi de 11,2%. A proporção média de alunos com histórico de reprovação e/ou abandono por escola em 2009 foi de 5,1%, enquanto a proporção média de professores efetivos foi 68,3%.

4.3 Evidências sobre os determinantes do desempenho escolar

A tabela 2 apresenta os resultados das regressões estimadas para a determinação do rendimento escolar dos alunos concluintes do 5º ano em escolas públicas no Brasil. Em todos os modelos estimados, variável dependente é a nota individual do aluno (em logaritmo) no exame de matemática realizado na Prova Brasil de 2009. Na coluna (1) encontram-se os resultados de referência, a partir da estimativa por mínimos quadrados ordinários (MQO), sem considerar qualquer heterogeneidade relacionada às variações de notas interescolas ou intermunicípios. Entretanto, os resultados obtidos usando a modelagem multinível (considerando a estrutura e a dependência hierárquica) são registrados nas demais colunas. Nas colunas de (2) a (4) foram feitas regressões lineares em dois níveis hierárquicos (alunos e escolas), com a entrada sucessiva de variáveis explicativas contextuais, enquanto a coluna (5) apresenta os resultados do modelo multinível em três níveis (alunos, escolas e municípios), controlando uma maior gama de diferenças não observadas a partir de efeitos aleatórios por município.

Comparando o ajuste de todas as regressões na tabela em destaque, ressaltasse que a regressão em três níveis (alunos, escolas e municípios), registrada na coluna (5), foi aquela que melhor se ajustou, considerando os menores valores das estatísticas de AIC e Devicance. É importante ressaltar que a especificação do modelo multinível segue a heurística *bottom-up*, em que geralmente se introduz, gradativamente, variáveis contextuais associadas a diferentes níveis superiores de hierarquia (segundo e terceiro níveis, por exemplo) até que se observe: *i)* redução das estatísticas supracitadas; e *ii)* correlação destas variáveis com o termo aleatório (componente do intercepto), o qual captura a heterogeneidade não observada entre os grupos. Neste sentido, entre as variáveis contextuais pré-selecionadas,[14] apenas as variáveis: *i)* variação percentual da nota média da escola em matemática na Prova Brasil de 2007 e de 2009 (x_1); *ii)* proporção de alunos com histórico de reprovação e/ou abandono em 2009 (x_2); e *iii)* proporção de professores efetivos em 2009 (x_3) adequaram-se ao modelo.[15]

14. Ver quadro 1.

15. No âmbito do município, foi testada a inclusão da variável IFDM, de sua variação entre os anos de 2005 a 2009 e de 2007 a 2009. Todavia, além de não reduzir a Deviance, também foi registrada correlação com o componente aleatório do intercepto do modelo.

TABELA 2
Brasil: determinantes do rendimento escolar – regressões em três níveis hierárquicos

	MQO	Multinível			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
		Aluno			
Menino	0,0176*** (0,0006)	0,0180*** (0,0006)	0,0177*** (0,0006)	0,0177*** (0,0006)	0,0176*** (0,0006)
Branca	0,0214*** (0,0006)	0,0147*** (0,0006)	0,0134*** (0,0006)	0,0134*** (0,0006)	0,0130*** (0,0006)
Escolaridade dos pais	0,0180*** (0,0003)	0,0158*** (0,0003)	0,0151*** (0,0003)	0,0151*** (0,0003)	0,0159*** (0,0003)
Defasagem idade-série	-0,0332*** (0,0003)	-0,0329*** (0,0003)	-0,0317*** (0,0003)	-0,0317*** (0,0003)	-0,0314*** (0,0003)
Reprovação/abandono	-0,0594*** (0,0018)	-0,0690*** (0,0016)	-0,0636*** (0,0016)	-0,0636*** (0,0016)	-0,0634*** (0,0016)
Trabalha	-0,0768*** (0,0010)	-0,0698*** (0,0009)	-0,0691*** (0,0009)	-0,0691*** (0,0009)	-0,0688*** (0,0009)
		Escola			
Variação da nota de matemática (x_1)	0,2949*** (0,0035)	0,3546*** (0,0081)	0,2958*** (0,0076)	0,2985*** (0,0076)	0,2569*** (0,0066)
Proporção reprovação/abandono (x_2)	-1,1637*** (0,0086)	- -	-1,0999*** (0,0165)	-1,0869*** (0,0165)	-0,6227*** (0,0154)
Proporção professores efetivos (x_3)	0,0278*** (0,0010)	- -	- -	0,0256*** (0,0019)	0,0160*** (0,0017)
Intercepto (β_0)	5,3092*** (0,0014)	5,2645*** (0,0015)	5,3270*** (0,0017)	5,3087*** (0,0022)	5,2942*** (0,0024)
$var(x_1)$		0,0581*** (0,0090)	0,0795*** (0,0083)	0,0787*** (0,0083)	0,0410*** (0,0052)
$cov(x_1,x_2)$		-0,0056*** (0,0012)	0,0889*** (0,0135)	0,0907*** (0,0135)	0,0375*** (0,0089)
$var(x_2)$		- -	0,2344*** (0,0378)	0,2249*** (0,0377)	0,1547*** (0,0257)
$cov(x_1,x_3)$		- -	-0,0123*** (0,0015)	0,0012 (0,0016)	0,0001 (0,0010)
$cov(x_2,x_3)$		- -	-0,0297*** (0,0035)	0,0037 (0,0033)	0,0026 (0,0022)
$var(x_3)$		- -	- -	0,0016** (0,0008)	0,0007 (0,0005)
$cov(x_1,\beta_0)$		- -	- -	-0,0133*** (0,0018)	-0,0056*** (0,0012)
$cov(x_2,\beta_0)$		- -	- -	-0,0309*** (0,0042)	-0,0169*** (0,0028)
$cov(x_3,\beta_0)$		- -	- -	-0,0011* (0,0006)	-0,0008** (0,0004)
σ_u^2 (escola)		0,0086*** (0,0002)	0,0088*** (0,0003)	0,0093*** (0,0006)	0,0043*** (0,0004)
σ_e^2 (aluno)		0,0376*** (0,0001)	0,0376*** (0,0001)	0,0376*** (0,0001)	0,0376*** (0,0001)
σ_v^2 (município)		- -	- -	- -	0,0061*** (0,0002)
Observações	481.725	481.725	481.725	481.725	481.725
AIC	-138.441,12	-177.021,53	-181.208,09	-181.381,17	-188.074,05
Deviance	-	-177.045,53	-181.240,09	-181.423,17	-188.118,05

Elaboração dos autores.
Notas: * Estatisticamente significante a 10%.
** Estatisticamente significante a 5%.
*** Estatisticamente significante a 1%.
Obs.: Desvios-padrão robustos entre parênteses.

No tocante às covariadas associadas ao nível do aluno, os resultados mostram-se bem regulares em todas as regressões e os sinais dos coeficientes corroboram a expectativa prévia. Em linhas gerais, os meninos têm maior rendimento em matemática quando comparados às meninas (categoria omitida), assim como as crianças de cor branca apresentam, em média, melhor desempenho que aquelas não brancas (categoria-base). O trabalho infantil e o histórico individual de repetência ou de abandono dificultam o aprendizado dos estudantes. Note-se, ainda, que as crianças trabalhadoras registram menor resultado em matemática se comparadas aos alunos que não trabalham, por um lado, e, por outro, aquelas que já reprovaram ou abandonaram os estudos tiveram notas, em média, inferiores aos alunos sem relatos de reprovação e/ou abandono. O aluno com atraso escolar, capturado a partir de um maior valor para a variável distorção idade-série, está condicionado a um desempenho médio inferior, ou seja, para cada ano de defasagem na série, a nota média no exame de matemática diminui em cerca de 3 pontos de *log*. Já a escolaridade dos pais relaciona-se positivamente com o desempenho do estudante, aspecto possivelmente atrelado à melhor condição socioeconômica no domicílio (juntamente à raça) e/ou à maior atenção dos pais aos estudos dos filhos, que pode favorecer a transmissão e a persistência intergeracional de capital humano. Desta forma, para cada ano adicional na escolaridade dos pais, o rendimento escolar da criança em matemática aumenta em cerca de 1,5 ponto de *log*.

Os resultados também mostram que o papel do contexto escolar não pode ser desprezado quando se analisa a determinação do aprendizado do aluno. As variáveis da escola que mais contribuíram para o grau de ajustamento das regressões e se revelaram correlacionadas à heterogeneidade não observada entre escolas foram: variação percentual da nota média da escola em matemática na Prova Brasil de 2007 e de 2009 (x_1); proporção de alunos com histórico de reprovação e/ou abandono em 2009 (x_2); e proporção de professores efetivos em 2009 (x_3). É bastante razoável admitir que esse conjunto de covariadas capture diferenças entre a qualidade das escolas e/ou diferenças de eficácia da gestão escolar no alcance de melhores resultados. Neste sentido, os resultados da tabela 2 sugerem que os alunos com melhor aprendizado são aqueles que estudam em escolas que registraram maior crescimento da nota média entre 2007 a 2009, assim como menores taxas de reprovação/abandono e elevadas taxas de professores efetivos. Esses achados mantêm-se regulares quando se controla a heterogeneidade não observada entre os municípios, conforme os resultados registrados na coluna (5). Tais evidências sugerem que escolas públicas com melhor qualidade ou onde há maior esforço de gestão no alcance de resultados escolares positivos explicam boa parte das diferenças de rendimento entre os alunos da primeira fase do ensino fundamental no Brasil.

TABELA 3

Brasil: determinantes do rendimento escolar – efeitos dos fatores contextuais da escola: regressões em três níveis hierárquicos por estados

Estado	Variação da nota de matemática (2007-2009)	Proporção reprovação/ abandono	Proporção professores efetivos	Municípios (nível 3)	Escolas (nível 2)	Alunos (nível 1)
Rondônia	0,2587*** (0,0692)	-0,4260*** (0,1493)	0,0041 (0,0138)	42	163	3.326
Acre	0,3861*** (0,1108)	-0,3637 (0,2477)	0,0038 (0,0217)	19	79	1.566
Amazonas	0,3269*** (0,0465)	-0,2965*** (0,1139)	-0,0128 (0,0138)	58	444	10.496
Roraima	0,1475 (0,1316)	-0,8843*** (0,2772)	0,0089 (0,0275)	5	58	1.134
Pará	0,2729*** (0,0257)	-0,2734*** (0,0480)	0,0026 (0,0060)	139	932	19.921
Amapá	0,2426*** (0,0771)	-0,1870 (0,1823)	-0,0351* (0,0202)	12	105	2.239
Tocantins	0,3805*** (0,0771)	-0,5840*** (0,1921)	-0,0156 (0,0180)	82	168	2.786
Minas Gerais	0,1769*** (0,0166)	-0,8049*** (0,0494)	0,0165*** (0,0048)	682	2.140	53.673
Espírito Santo	0,1781*** (0,0395)	-0,5997*** (0,1063)	0,0063 (0,0094)	73	433	8.106
Rio de Janeiro	0,1997*** (0,0244)	-0,3661*** (0,0586)	-0,0028 (0,0074)	81	1375	26.710
São Paulo	0,2224*** (0,0137)	-0,8033*** (0,0372)	0,0196*** (0,0033)	573	4.434	150.029
Maranhão	0,2520*** (0,0323)	-0,4061*** (0,0710)	-0,0062 (0,0090)	180	594	10.422
Piauí	0,2862*** (0,0555)	-0,5066*** (0,0943)	0,0034 (0,0139)	106	261	4.678
Ceará	0,2392*** (0,0342)	-0,4251*** (0,0692)	-0,0112 (0,0094)	153	655	12.587
Rio Grande do Norte	0,2299*** (0,0452)	-0,2247*** (0,0941)	0,0298*** (0,0143)	105	263	4590
Paraíba	0,2707*** (0,0446)	-0,3456*** (0,0881)	0,0116 (0,0112)	136	363	6.004
Pernambuco	0,3148*** (0,0305)	-0,2241*** (0,0664)	0,0108 (0,0081)	172	733	13.171
Alagoas	0,0793 (0,1025)	-0,4465*** (0,1587)	0,0370 (0,0287)	33	61	1.217
Sergipe	0,2282*** (0,0608)	-0,3364*** (0,1097)	0,0132 (0,0173)	57	203	3569
Bahia	0,3186*** (0,0276)	-0,3375*** (0,0460)	0,0088 (0,0067)	351	1.177	21.601
Paraná	0,3659*** (0,0235)	-0,5650*** (0,0626)	0,0170*** (0,0059)	375	1.682	41.515
Santa Catarina	0,2752*** (0,0311)	-0,6617*** (0,0925)	0,0312*** (0,0080)	230	1.004	21.156
Rio Grande do Sul	0,2639*** (0,0240)	-0,5532*** (0,0636)	0,0098 (0,0062)	293	1.521	25.476
Mato Grosso do Sul	0,1590*** (0,0454)	-0,3528*** (0,1182)	0,0392*** (0,0111)	72	376	7.284
Mato Grosso	0,2931*** (0,0475)	-0,4403*** (0,1125)	-0,0061 (0,0113)	96	374	7.369
Goiás/DF	0,2813*** (0,0281)	-0,3630*** (0,0704)	0,0337*** (0,0065)	186	947	21.100

Elaboração dos autores.

Notas: * Estatisticamente significante a 10%.

** Estatisticamente significante a 5%.

*** Estatisticamente significante a 1%.

Obs.: Desvios-padrão robustos entre parênteses.

Considerando que avanços no desempenho médio da escola entre duas avaliações pode ser o resultado do esforço empreendido e da melhoria nos insumos escolares, pode-se inferir, indiretamente, que os resultados encontrados atestam a efetividade do gasto público destinado às unidades de ensino, pois, em última instância, a grande meta dos recursos públicos em educação é o fornecimento de educação de qualidade. Além disso, aquelas unidades escolares que apresentaram uma maior proporção de docentes em situações estáveis (concursados), mais uma nítida variável de preocupação da gestão educacional em auferir melhores resultados, mostrou-se ser importante para a obtenção de melhores escores para os estudantes.

Ao se comparar os resultados estimados por MQO (1) e com aqueles produzidos pelo modelo multinível (5), nota-se que a contribuição marginal de todas as variáveis contextuais da escola, em termos absolutos, é superestimada pela abordagem tradicional (ingênua). Em relação às variáveis dos alunos, ora as estimativas por MQO subestimam ora superestimam os valores de tais coeficientes.

Na tentativa de se explorar melhor possíveis diferenças regionais em termos das variáveis contextuais às escolas, a saber, diferença por UFs devido a regimes locais específicos, foram estimados modelos de três níveis (alunos, escolas e municípios) em amostras separadas por estados,[16] conforme especificação final[17] na coluna (5) da tabela 2. Os resultados são elencados na tabela 3, em que são registrados apenas os coeficientes estimados para as variáveis contextuais das escolas.[18]

Em linhas gerais, os resultados são consistentes com aqueles observados nas regressões feitas para a amostra total no Brasil, dada a regularidade dos sinais e a consonância com a expectativa de sinais. Contudo, algumas diferenças regionais podem ser destacadas no tocante aos efeitos marginais. Nos estados do Acre, do Tocantins, do Paraná, do Amazonas, da Bahia e de Pernambuco, as correlações positivas entre a melhoria da nota média da escola e o desempenho individual do aluno são relativamente superiores àquelas registradas para as demais UFs. Já em relação à taxa de reprovação e/ou abandono, os estados que apresentaram correlações relativamente superiores foram, respectivamente, Roraima, Minas Gerais, São Paulo e Santa Catarina, onde escolas públicas com maior nível de reprovação/abandono registram, em média, estudantes com baixas nota individuais. Por fim, destacam-se os estados de Santa Catarina, de Mato Grosso do Sul e de Goiás/DF, onde as escolas com maior proporção de professores efetivos registraram uma associação direta e relativamente superior aos demais estados no que concerne às notas individuais dos alunos concluintes da primeira fase do ensino fundamental.

16. Para permitir variabilidade entre os municípios, agregou-se os alunos e escolas do Distrito Federal ao estado de Goiás.
17. Essa estratégia se mostrou menos custosa e mais parcimoniosa que a introdução de um quarto nível hierárquico no modelo.
18. Os resultados gerais podem ser prontamente disponibilizados pelos autores.

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este trabalho procurou contribuir para o melhor entendimento dos determinantes do desempenho escolar no Brasil, ao estimar uma função de produção escolar condicionada a uma estrutura hierárquica de dados com covariadas socioeconômicas do aluno, variáveis contextuais da escola e diferenças não observadas entre as municipalidades. Neste sentido, buscou-se avançar no controle para variáveis usualmente omitidas em estudos da literatura especializada, particularmente variáveis associadas ao esforço da gestão escolar no tocante à melhoria da qualidade de ensino.

A análise de decomposição de variância em modelos nulos revelou que as diferenças entre os alunos preponderam sobre as diferenças entre escolas e municípios na explicação da variabilidade das notas na prova de matemática. Ao se considerar hierarquias em níveis aluno-escola-município, os achados mostraram que notas individuais variam mais entre municípios do que entre escolas quando se incorporam diferenças interestaduais. No ambiente intraestadual, as diferenças contextuais entre as escolas parecem ser mais relevantes na variabilidade das notas.

Todavia, o principal achado deste estudo revela a importância de alguns fatores contextuais da escola no desempenho do aluno. Ou seja, os achados mostraram que a nota do aluno na prova de matemática relaciona-se diretamente com a elevação do desempenho médio da escola nos anos anteriores e com a maior presença de professores efetivos no quadro docente, por um lado, e, por outro, associa-se inversamente com o histórico de reprovação e/ou abandono na escola. Tais resultados persistem mesmo após se controlar as regressões para diferenças não observadas em municipalidades. Uma vez que tais variáveis contextuais, provavelmente, captam o esforço da gestão escolar no objetivo da orientação de uma oferta de serviços educacionais com melhor qualidade, este estudo mostra, portanto, que diferenças em gestão escolar podem alterar o desempenho escolar dos estudantes.

Outros achados derivados da estimação da função de produção corroboram a literatura nacional sobre o tema, tais como o melhor desempenho dos meninos e das crianças brancas no exame de matemática, comparado às meninas e às crianças não brancas, respectivamente. A escolaridade dos pais afeta positivamente o desempenho dos alunos, enquanto a defasagem idade-série, a reprovação/abandono e o fato de a criança trabalhar associam-se negativamente com a métrica de aprendizado.

No tocante à formulação de políticas públicas, os resultados deste estudo sugerem que a substituição de professores temporários por professores efetivos pode gerar um efeito positivo sobre o aprendizado do aluno. Políticas de geração de incentivos aos diretores/professores e de combate à reprovação e ao abandono escolar podem atuar na mesma direção. Portanto, espera-se que os achados reportados sirvam de referência para os formuladores de políticas públicas no que tange à oferta dos serviços educacionais com maior qualidade.

REFERÊNCIAS

ADDONIZIO, M. X-efficiency and effective schools: a new look at old theories. **Journal of Education Finance**, v. 35, n. 1, p. 1-25, 2009.

ALMEIDA, A. T. C. Determinantes dos piores e melhores resultados educacionais dos alunos da rede pública de ensino fundamental no Brasil. **Planejamento e Políticas Públicas**, n. 42, p. 147-187, 2014.

ANDRADE, J.; LAROS, J. Fatores associados ao desempenho escolar: estudo multinível com dados do Saeb/2001. **Psicologia**: teoria e pesquisa, v. 23, n. 1 p. 33-42, 2007.

BAFUMI, J.; GELMAN, A. E. Fitting multilevel models when predictors and group effects correlate. *In*: ANNUAL MEETING OF THE MIDWEST POLITICAL SCIENCE ASSOCIATION, 2006, Chicago. **Annals**… Chicago: MPSA, 2006.

BARRO, R. J. Human capital and growth. **American Economic Review**, v. 91, n. 2, p. 12-17, 2001.

BARROS, A. R. **Desigualdades regionais no Brasil**: natureza, causas, origem e soluções. Rio de Janeiro: Elsevier, 2011.

BRASIL. Secretaria do Tesouro Nacional. **Finanças do Brasil**: dados contábeis dos municípios. Brasília: STN, 2010.

BRETON, T. The quality vs. the quantity of schooling: what drives economic growth? **Economic Education Review**, v. 30, p. 765-773, 2011.

CENEVIVA, R. **O nível de governo importa para a qualidade da política pública?** O caso da educação fundamental no Brasil. 2011. Tese (Doutorado) – Universidade de São Paulo, São Paulo, 2011.

CLOTFELTER, C. T.; LADD, H. F.; VIGDOR, J. L. **How and why do teaching credentials matter for student achievement?** Cambridge: NBER, 2007. (NBER Working Paper, n. 12828).

COLEMAN, J. *et al*. **Equality of educational opportunity**. Washington: US Goverment Printing Office, 1966.

COORAY, A. V. The role of education in economic growth. *In*: AUSTRALIAN CONFERENCE OF ECONOMISTS, 2009, Adelaide. **Annals**... Adelaide: South Australian Branch of the Economic Society of Australia, 2009.

COSTA, L. O.; ARRAES, R. A.; GUIMARÃES, D. B. Estabilidade dos professores e qualidade do ensino de escolas públicas. **Economia Aplicada**, v. 19, n. 2, p. 261-298, 2015.

DIAZ, M. D. M. Qualidade do gasto público em educação no Brasil. *In*: FIPE – FUNDAÇÃO INSTITUTO DE PESQUISAS ECONÔMICAS (Org.). **Qualidade do gasto público no Brasil**: sugestões para melhorar os resultados das políticas públicas, sem aumento de impostos. São Paulo: Fipe, 2007.

FLETCHER, P. R. À procura do ensino eficaz. Brasília: MEC, 1998.

FRANCO, A. M. P. **Os determinantes da qualidade da educação no Brasil**. 2008. Tese (Doutorado) – Universidade de São Paulo, São Paulo, 2008.

FRANCO, C.; MANDARINO, M.; ORTIGÃO, M. I. O projeto pedagógico e os resultados escolares. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 32, n. 3, p. 477-494, 2002.

GELMAN, A.; HILL, J. **Data analysis using regression and multilevel/hierarchical models**. New York: Cambridge University Press, 2007.

HANUSHEK, E. A. Interpreting recent research on schooling in developing countries. **The World Bank Research Observer**, v. 10, n. 2, p. 227-246, 1995.

_____. Some U.S. evidence on how the distribution of educational outcomes can be changed. *In*: WOESSMANN, L.; PETERSON, P. E. **Schools and the equal opportunity problem**. Cambridge: MIT Press, 2007.

_____. Education production functions: developed country evidence. *In*: PETERSON, P.; BAKER, E.; MCGAW, B. (Eds.). **International Encyclopedia of Education**. Oxford: Elsevier, 2010. v. 2, p. 407-411.

HANUSHEK, E. A.; KIMKO, D. D. Schooling, labor-force quality and the growth of nations. **American Economic Review**, v. 90, n. 5, p. 1184-1208, 2000.

HANUSHEK, E. A.; WOESSMANN, L. The role of cognitive skills in economic development. **Journal of Economic Literature**, v. 46, n. 3, p. 607-668, 2008.

IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Censo Demográfico 2000**. Rio de Janeiro: IBGE, 2000.

_____. **Censo Demográfico 2010**. Rio de Janeiro: IBGE, 2010.

INEP – INSTITUTO NACIONAL DE ESTUDOS E PESQUISAS EDUCACIONAIS ANÍSIO TEIXEIRA. **Microdados Prova Brasil 2007**. Brasília: Inep, 2007.

_____. **Índice de Desenvolvimento da Educação Básica 2009**. Brasília: Inep, 2009a.

_____. **Microdados Prova Brasil 2009**. Brasília: Inep, 2009b.

LEME, M. C.; PAREDES, R.; SOUZA, A. P. A municipalização do ensino fundamental e seu impacto sobre a proficiência no Brasil. *In*: VELOSO, F. *et al.* (Org.). **Educação básica no Brasil**: construindo o país do futuro. Rio de Janeiro: Campus, 2009.

MENEZES-FILHO, N. **Os determinantes do desempenho escolar do Brasil**. São Paulo: TPE, 2007. Disponível em: <http://goo.gl/wsXqBF>.

NASCIMENTO, P. A. M. M. Desempenho escolar e gastos municipais por aluno em educação: relação observada em municípios baianos para o ano 2000. **Ensaio**: avaliação e políticas públicas em educação, v. 15, n. 56, p. 393-412, 2007.

NATIS, L. Modelos lineares hierárquicos. **Estudos em Avaliação Educacional**, n. 23, p. 3-29, 2001.

OATES, W. E. **Federalismo fiscal**. Madri: Instituto de Estudios de Administración Local, 1977.

_____. Toward a second-generation theory of fiscal federalism. **International Tax and Public Finance**, v. 12, n. 4, p. 349-373, 2005.

OECD – ORGANISATION FOR ECONOMIC CO-OPERATION AND DEVELOPMENT. **Pisa 2009 results**: executive summary. Washington: OECD, 2010.

PINHEIRO, J. C.; BATES, D. M. **Mixed-effects models in S and S-Plus**. New York: Springer, 2000.

RASBASH, J. *et al.* **A user's guide to MLwiN**. Bristol: University of Bristol, 2009.

RIANI, J. L. R.; RIOS-NETO, E. L. G. Background familiar versus perfil escolar do município: qual possui maior impacto no resultado educacional dos alunos brasileiros? **Revista Brasileira de Estudos Populacionais**, v. 25, n. 2, p. 251-269, 2008.

RIVKIN, S. G.; HANUSHEK, E. A.; KAIN, J. F. Teachers, schools, and academic achievement. **Econometrica**, v. 73, n. 2, p. 417-458, 2005.

SOARES, J. F.; ALVES, M. T. G. Efeitos de escolas e municípios na qualidade do ensino fundamental. **Cadernos de Pesquisa**, v. 43, n. 149, p. 492-517, 2013.

SOARES, J. F.; CANDIAN, J. F. O efeito da escola básica brasileira: as evidências do Pisa e do Saeb. **Revista Contemporânea de Educação**, v. 2, n. 4, p. 1-12, 2007.

SOARES, T. M. Influência do professor e do ambiente em sala de aula sobre a proficiência alcançada pelos alunos avaliados no Simave-2002. **Estudos em Avaliação Educacional**, n. 28, p. 103-123, 2003.

SOLMON, L. C. Education quality and economic growth. **Economics of Education Review**, v. 4, n. 4, p. 273-290, 1985.

APÊNDICE A

TABELA A.1
Estatística descritiva das variáveis pré-selecionadas ao modelo multinível para os níveis aluno e escola

Variável	Média	Desvio-padrão
LNOTAM	5,344	0,228
SEXO	0,519	0,500
REPROVACAO	0,036	0,186
DFIDADE	0,621	1,060
TRABALHA	0,129	0,335
RACA	0,391	0,488
PAIS_ESTUDO	2,905	1,136
T_SITTRAB	0,687	0,317
ESC_PEDAPORT	0,861	0,188
ESC_PROFESSORES	3,639	1,978
ESC_SALESCOLA	0,463	0,177
ENOTAM	215,865	23,004
DELTA_ENOTAM	0,110	0,089
SNOTAM	43,127	5,607
TDI	0,478	0,179
T_REPROVACAO	0,046	0,038
T_TRABALHA	0,120	0,062
ESC_PAIS_ESTUDO	2,906	0,440
Observações: 481.725		

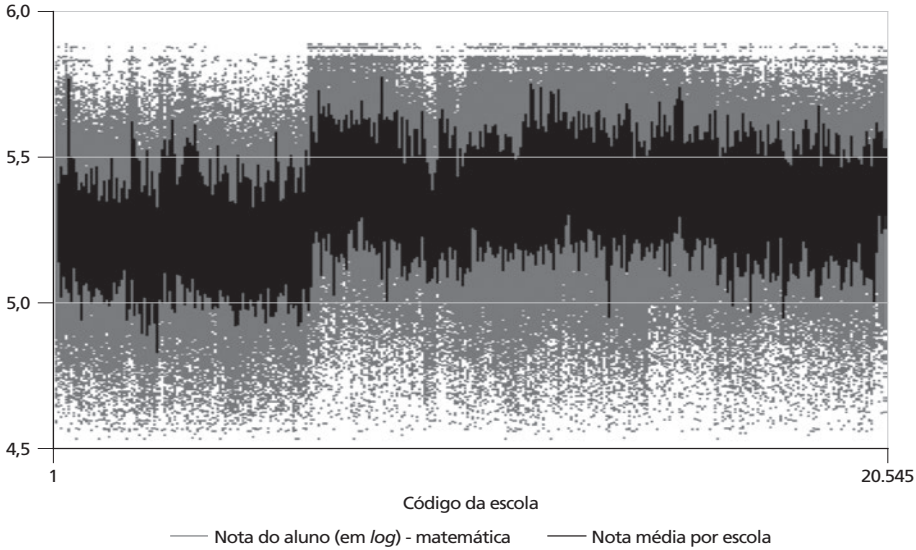
Elaboração dos autores.

APÊNDICE B

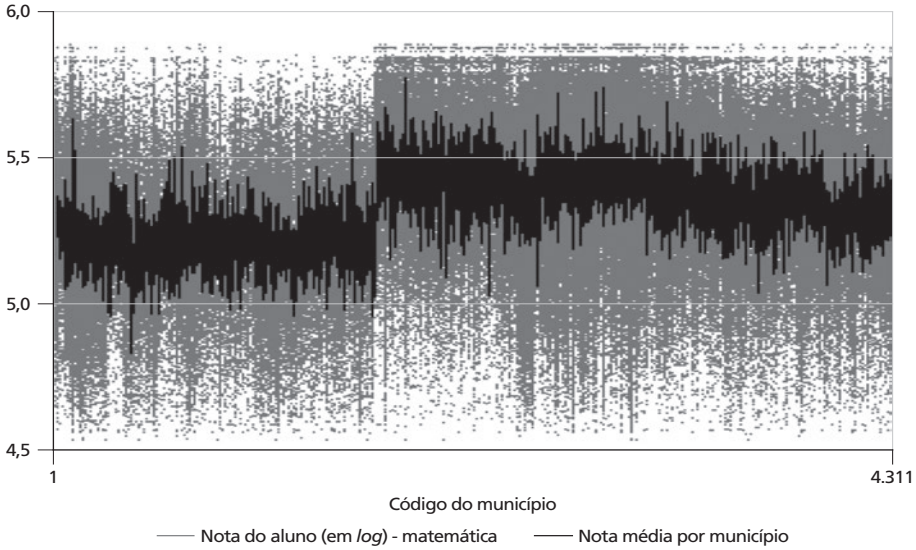
GRÁFICO B.1

Brasil: variação da nota média de matemática por escola pública e por município – alunos concluintes da primeira fase do ensino fundamental

B.1A – Nota média por escola



B.1B – Nota média por município



Elaboração dos autores.

Originais submetidos em julho de 2015. Última versão recebida em dezembro de 2015. Aprovado em janeiro de 2016.

O *MODUS OPERANDI* DO CRIME DE ROUBO A TRANSEUNTES EM BELÉM

Lucidéa Santos Cavalcante[1]
Silvia dos Santos de Almeida[2]
Adrilayne dos Reis Araújo[3]

O presente trabalho tem como objetivo apresentar a caracterização do *modus operandi* do crime de roubo a transeuntes em Belém do Pará, no período de 2011 a 2013. Para isso, utilizou-se tanto dos registros dos boletins de ocorrência do Sistema Integrado de Segurança Pública como de entrevistas com delegados de polícia – estas, com o intuito não somente de saber qual sua percepção acerca do *modus operandi* desses crimes, mas também de detectar, ou não, divergências e contradições com relação às informações pesquisadas. A partir da análise descritiva dos dados, foi possível identificar o modo como os assaltantes agem e o meio empregado para a locomoção no espaço geográfico por ocasião do cometimento do crime. Além disso, pôde-se analisar a variável temporal (horário e dia da semana) e o número de autores envolvidos. Enquanto resultados principais destacam-se o predomínio do uso da arma de fogo e a preferência pela motocicleta como meio de transporte no momento do delito.

Palavras-chave: caracterização; boletins de ocorrência; Belém; Pará.

MODUS OPERANDI OF THE CRIME OF THEFT TO PEDESTRIANS IN BELEM CITY, PARÁ STATE

This work has the purpose of presenting the characterization of the *Modus operandi* of the crime of theft to pedestrians in Belem city, Para State, period from 2011 to 2013, to this it was used the police records of the Integrated Public Safety System (SISP), and interviews with police chiefs to know which were their perception about the *Modus operandi* and if there were any divergences and contradictions in relation with the researched informations. From the descriptive analysis of the data was possible to identify how the thieves act, the means used for locomotion in the geographical space at the moment of the crime, as well as, it was possible to analyze temporary variable as the hour and the day of the week and the number of actors. As main results, it can be highlighted the prevalence of firearms and it was also possible to find the preference of motorcycles as means of transportation in the moment of the crime.

Keywords: characterization; police records; Belém; Pará.

1. Mestra em Segurança Pública pela Universidade Federal do Pará. *E-mail*: <lucideaf@yahoo.com.br>.
2. Doutora em Engenharia da Produção pela Universidade Federal de Santa Catarina (UFSC). *E-mail*: <salmeida@ufpa.br>.
3. Mestra em Estatística pela Universidade de São Paulo e trabalha atualmente como professora na Universidade Federal do Pará. *E-mail*: <adrilayne@ufpa.br>.

MODUS OPERANDI DEL DELITO DE ROBO DE TRANSEÚNTES EN LA CIUDAD DE BELÉM DEL ESTADO DE PARÁ

El presente trabajo tiene como objetivo presentar la caracterización del *Modus operandi* del crimen de robo a transeúntes en la Ciudad de Belém del Estado de Pará, período de 2011 hasta 2013, con este fin, utilizamos los registros policiales del Sistema Integrado de Seguridad Pública (SISP), y entrevistas con los jefes de la policía para saber cuál es la percepción de ellos del *Modus operandi* y si hay divergencias y contradicciones con relación a las informaciones investigadas. A partir de un análisis descriptivo de los datos fue posible identificar el modo como los ladrones actúan, los medios empleados para la locomoción en el espacio geográfico en el momento de cometer el delito, además, se pudo analizar la variable temporal del horario y día de la semana y el número de actores. Cómo resultados principales, se puede destacar la prevalencia del uso de arma de fuego, así como fue posible constatar la preferencia de las motocicletas como medio de locomoción en el acto del delito.

Palabras-clave: caracterización; registros policiales; Belém; Pará.

MODUS OPERANDI DU CRIME DE VOL AUX PIETONS DANS LA VILLE DE BELEM, ÉTAT DU PARÁ

Ce travail a pour but de présenter la caractérisation du *Modus operandi* du crime de vol aux piétons dans la ville de Belem, État du Pará, la période de 2011 à 2013, à ce qu'il a été utilisé les dossiers de la police du Système intégré de la sécurité publique (SISP), et des entrevues avec des représentants de la police de connaitre la perception de la *Modus operandi* d'entre eux et si il ya des divergences et des contradictions par rapport aux informations recherchées. À partir de l'analyse descriptive des données, il a été possible d'identifier comment les cambrioleurs agissent, les moyens utilisés pour la locomotion dans l'espace géographique au moment de la commission du crime, d'ailleurs, peut analyser les temps variable d'horaire et jours de la semaine, et le nombre d'acteurs. Comme principaux résultats, il peut être mis en évidence la prévalence des armes à feu et il était également possible de vérifier la prévalence de motos comme moyen de transport au moment du crime.

Mots clés: caractérisation; dossiers de police; Belém; Pará.

JEL: K14.

1 INTRODUÇÃO

A investigação em torno do *modus operandi* do crime de roubo começa a ganhar destaque no âmbito da investigação científica. No entanto, pouca atenção tem sido dada ao estudo das características dos principais autores deste tipo de delito, evidenciando a carência de pesquisas sobre as diferenças entre os *modi operandi* dos diversos tipos de delitos. Chapman, Smith e Bond (2012) buscam preencher esta lacuna, elucidando sobre as diferenças entre os assaltos que envolvem primeiramente a posse das chaves dos veículos e aqueles por eles denominados "assaltos regulares".

Dada a relevância de compreender a ação criminosa, o que se estende aos fatores que a envolvem, revela-se fundamental analisar seu *modus operandi*, ou seja, como se dão as ações dos criminosos. Nesse sentido, a prática do crime de roubo a transeuntes no município de Belém do Pará tem sido objeto de interesse de análise científica.

Neste artigo, foram levados em consideração somente os registros de roubo que tiveram instaurados seus respectivos procedimentos de inquérito em flagrante. A utilização de informações de cunho estatístico assegurou aqui melhor visualização e compreensão dos dados coletados sobre a ação criminosa praticada pelo delinquente.

Embora existam referências produzidas para tratar sobre o delito roubo, ainda há escassez de dados que possibilitem a interpretação e a avaliação do fenômeno, sobretudo devido à má qualidade no preenchimento dos boletins de ocorrências. Isso resulta em poucas informações, tanto relacionadas com o perfil dos criminosos e de suas vítimas, quanto, por conseguinte, com o *modus operandi* do crime do roubo a transeuntes.

Dessa maneira, percebe-se necessário apurar o conjunto de elementos que confirme ou negue diferenças entre os assaltos. Diante da ausência de evidências das ações criminosas nas ruas, faz-se essencial entender qual é o *modus operandi* dos assaltos a transeuntes em Belém.

Ademais, observa-se o crescente número de notícias sobre o aumento do crime, corroborado pela avaliação dos registros de roubo publicada pelo Fórum Brasileiro de Segurança Pública (2014), a qual revela que esta taxa foi de 589,8 casos de roubo por 100 mil habitantes em 2013 no Brasil. O estado do Pará tem a taxa mais elevada em relação ao país e às demais Unidades da Federação: 1.355,9 roubos para cada 100 mil habitantes.

Multiplicam-se mais rapidamente os crimes que envolvem a prática de violência, como os homicídios, os roubos, os sequestros, os estupros. Esse aumento veio acompanhado de mudanças substantivas nos padrões de criminalidade individual e no perfil das pessoas envolvidas com a delinquência (Adorno, 2002, p. 7-8).

A questão levantada por Adorno (*op. cit.*) é importante: o autor chama a atenção para as mudanças nas práticas dos crimes violentos e para a análise das políticas que permanecem voltadas aos interesses de determinado grupo dominante, impedindo que os diversos problemas sociais, que não raro terminam por fomentar a delinquência, possam ser reduzidos.

A ausência de informações adequadas sobre as características do criminoso muitas vezes inviabiliza uma análise criteriosa que possa confirmar seu perfil e, assim, usar esses dados na prevenção da ação delitosa.

A violência com que agem os assaltantes tem sido motivo de constante preocupação no cotidiano da população belenense. Isso vem provocando transtorno e insegurança, causando impacto negativo sobre as pessoas e deteriorando o seu dia a dia e a sua rotina – enfim, sua qualidade de vida.

Mendonça, Loureiro e Sachsida (2003) salientam a necessidade de se ampliar a discussão a fim de compreender a quais fatores, econômicos ou de interação social, estão associadas a prática da criminalidade e sua motivação. Isso perpassa a investigação, o debate em torno de teorias, e as trocas de informação entre pesquisadores no sentido de se concluir o que vem a provocar o crime. É fundamental entender que os eventos se interligam, e que o crime não ocorre da mesma maneira, ou pelas mesmas motivações – interação ou impulso, estímulo ou incentivo.

Assim, com o objetivo de ajudar a detectar potenciais suspeitos, este artigo busca contribuir com informações sobre o *modus operandi* do crime de roubo a transeuntes a partir de dados estatísticos, tais como características dos infratores, suas práticas, e os instrumentos por eles utilizados. Um levantamento de dados relevantes com base neste estudo constitui proposta que pode vir a produzir resultados consistentes para a prevenção dessa modalidade de crime.

2 BREVE ANÁLISE TEÓRICA DO *MODUS OPERANDI*

Existe uma série de tipificações de crimes de roubo que precisa ser investigada. Propõe-se aqui a abordar especificamente o delineamento do crime de roubo a transeuntes em Belém, no período de 2011 a 2013, averiguando as ações praticadas pelos delinquentes no cometimento do delito, a fim de poder apontar os detalhes dessas ações e, dessa forma, concluir pela existência ou não de padrões em seu *modus operandi*.

O *caput* do art. 157 do Código Penal qualifica o roubo da seguinte forma (Brasil, 1940): "Subtrair coisa móvel alheia, para si ou para outrem, mediante grave ameaça ou violência a pessoa, ou depois de havê-la, por qualquer meio, reduzido à impossibilidade de resistência".

Desta forma, é necessário investigar as características do crime contra o patrimônio, objetivando discutir o fenômeno da criminalidade, com base na interlocução entre as teorias e os dados utilizados no estudo, no sentido de contribuir para a compreensão dos diversos fatores relacionados ao crime de roubo.

Out e Elechi (2015) abordam o comportamento do assaltante à mão armada na Nigéria, investigando os perfis e as experiências de agressores e vítimas, as causas da criminalidade – associadas ou não aos históricos de vida dos agressores ao enveredar na prática criminosa –, os paradigmas desse tipo de crime, e as interações no contexto em que ele se insere. Os autores ressaltam a necessidade de se conhecerem as técnicas, as habilidades e as gírias envolvidas nessa prática, assim como os motivos e a racionalização para o cometimento do assalto à mão armada. Desse modo, este delito vem sendo considerado um dos crimes mais terríveis e graves na Nigéria, e pode estar conectado à participação de delinquentes ligados a outras modalidades de crimes, como o tráfico de drogas, por exemplo.

A compreensão abrangente das características e diferenças embasadas nas teorias propicia o conhecimento mais amplo do crime e do criminoso.

Carmo (2013) analisa como os fatores demográficos relativos ao gênero e à idade da população de Uberlândia, estado de Minas Gerais, poderiam ser caracterizados enquanto possíveis determinantes das ocorrências de crimes violentos, no que diz respeito aos roubos consumados contra transeuntes ocorridos nas ruas da cidade, no ano de 2010. O estudo evidencia que três faixas etárias – de 80 a 89 anos, de 20 a 24 anos, e de 35 a 39 anos –, assim como a condição de gênero masculino, apresentam-se como possíveis determinantes dos crimes de rua.

Chapman, Smith e Bond (2012) observam o comportamento dos infratores implicados em assaltos de carros, identificando tanto as diferenças entre os perfis dos assaltantes como sua motivação e características na prática do crime. Constataram que a motivação de determinado assaltante consistia no sucesso de subtrair o veículo, enquanto que, de outro delinquente, em subtrair os pertences de seu interior. Além dessa constatação, verificaram ainda que o crime praticado pelo assaltante "chave de carro" tem lugar primordialmente durante o horário noturno, assim como em bairros cujos transeuntes são detentores de melhor poder aquisitivo, o que o difere dos demais assaltantes não integrantes da mesma categoria. O *modus operandi* de tais crimes está começando a ser objeto de investigação técnico-científica, e a referida pesquisa tem como objetivo diferenciar os infratores.

Magalhães (2012), também interessado no cenário do crime de roubo no contexto social urbano, ressalta a necessidade de se investigar o *modus operandi* do crime de roubo de veículos de carga nas rodovias federais em Mato Grosso. Observa que há padrões específicos na prática desse crime naquelas rodovias: desde as possíveis causas que favorecem o delito, até seus principais alvos, tipos de veículos mais atraentes para o infrator, horários nos quais os roubos são registrados com maior frequência nas ocorrências policiais, municípios com maior incidência dessa modalidade de roubo, e as cargas que mais despertam interesse. O estudo contempla ainda o exame sobre quais as medidas preventivas que visam reduzir a criminalidade local.

Deller e Deller (2012), na perspectiva de identificar o crime de roubo praticado na propriedade rural, procuram demonstrar a importância do capital social no processo. Ele estabelece as regras de organização social para a interação na propriedade rural, por meio do relacionamento em redes e normas de confiança, facilitando a coordenação, cooperação e benefício mútuos. Os autores advertem para a necessidade de reflexão no que diz respeito à experiência vivenciada em propriedades rurais, pois esta, ao avaliar as mudanças das condições dos moradores do local com relação aos crimes – associados a transeuntes, a residências e ao comércio –, pode ser utilizada para compreender o contexto social urbano.

Tonkin, Santtila e Bull (2012), preocupados em demonstrar a maneira como agem os infratores, estabelecem uma relação do crime de roubo com o comportamento do infrator, por intermédio do cruzamento dos dados nacionais e da exploração da metodologia legal e psicocriminológica. Os autores utilizam-se de casos existentes de roubo residencial no Reino Unido com o objetivo de cruzá-los com dados de âmbito nacional da amostra de assaltos na Finlândia.

Thompson e Uggen (2012) analisam a questão do crime sob o olhar do tráfico de drogas e seus possíveis ganhos ilegais. Abordada a relação direta entre roubo associado ou não ao uso de drogas, mostram haver relevância nos índices registrados, e ressaltam serem necessárias medidas para coibir o consumo de drogas no sentido de se obter também a redução do número de roubos. Assim, perspectivas econômicas sugerem que a escolha penal seja baseada nos riscos percebidos e nos benefícios associados ao crime.

Fussel (2011) discorre sobre as deportações que ocorridas desde 1996 nos Estados Unidos. Relata que as leis de migração permitem a prática da "ameaça de deportação dinâmica". Trata-se de mecanismo social utilizado entre os migrantes latinos ilegais e aqueles que procuram tirar proveito deles, expondo-os ao risco de roubo de salários e de diversas outros tipos de roubos, confiantes de que sua vulnerabilidade os impediria de levantar denúncias.

Por sua vez, Johnson, Bowers e Pease (2011) relatam que, em virtude da busca por condição econômica e por espaço social, o contexto precisa ser investigado também à luz da variação de fatores que levariam ao crime. Assinalam que o comportamento do assaltante é análogo ao comportamento dos animais ao selecionarem suas áreas na procura por alimento. Da mesma maneira, os infratores agem quando motivados para obter aquilo que desejam possuir. Assim, selecionam os bairros e as residências, avaliam aquelas que não exigem muito esforço para entrar, as que parecem conter itens valiosos, as que estão desocupadas e/ou dão a impressão de pouca vigilância, de modo que a probabilidade de serem perturbados ou presos no local do crime seja reduzida.

Andresen e Jenion (2008) discutem sobre a prevenção do crime no âmbito espacial a partir de três níveis de prevenção da criminalidade. A par da importância de todos eles, dão destaque à prevenção terciária, a qual procura compreender melhor o atual problema do crime com a natureza das áreas e do local.

Rosenfeld e Fornango (2007) constatam que os efeitos das percepções econômicas coletivas devem tornar-se um importante foco de pesquisas futuras sobre a evolução da criminalidade. Nesta mesma lógica acreditam que, se as condições sociais melhorarem e a renda familiar aumentar, o índice de criminalidade pode cair.

Bernasco (2006) ressalta a relevância de se compreenderem as características dos assaltantes na escolha das áreas-atraentes, assim como em suas formas de agir. Para os crimes de roubo em residência, observa se agem solitários ou em grupos, se atuam preferencialmente nos bairros próximos de suas moradias, no centro da cidade, nos bairros ricos, naqueles de fácil acesso, ou até mesmo naqueles que apresentam desorganização social.

Tseloni (2006) discorre sobre diferentes áreas de incidência dos crimes de roubo e furto contra a propriedade no período de 1991 e 2000. O autor procura demonstrar, por meio de modelos estatísticos, que as variáveis relativas ao ilícito a residências, como as características da área em que acontecem as interações e das famílias residentes nas casas atingidas, são atributos que contribuem na explicação significativa da variação de crimes contra a propriedade. Os efeitos estimados fixos e aleatórios podem ajudar no entendimento e no avanço da teoria da vitimização. O método tem potencial para o desenvolvimento de uma melhor compreensão dos fatores que dão origem ao delito, e assim auxiliar na elaboração de políticas de prevenção ao crime.

Coupe e Blake (2006), preocupados em revelar a relação entre a luz do dia e a escuridão no que diz respeito à prática do crime, assim como a seleção do alvo do roubo e suas relações com os respectivos riscos, mostram a necessidade da utilização de dados que possibilitem identificar e interpretar os resultados, aí incluídas variáveis referentes às áreas em foco.

Andresen (2005) destaca aspectos espaciais da atividade criminosa na cidade de Vancouver, Canadá, ao ressaltar que o mapeamento das diferentes medições do crime colabora para o aperfeiçoamento da análise, permitindo sua comparação. Além disso, aponta que técnicas da estatística descritiva e da análise de correlação das medidas do crime são aliadas importantes, revelando que os dados do ambiente podem ser usados tanto para compreender a área do crime como para localizar possíveis áreas em que tem lugar o crime.

Mawby (2004) mostra que foi realizada uma série de iniciativas de redução à criminalidade na Cidade de Plymouth, Inglaterra, sublinhando a pouca evidência de que as pessoas mais velhas sejam prioritariamente alvo de crimes, não obstante serem as mais vulneráveis na comunidade.

Ainda na busca de entendimento do crime, Bernasco e Luykx (2003) abordam o conjunto de fenômenos que envolve a ação criminosa, procurando extrair das variáveis características tais como: o valor atribuído às áreas residenciais em bairros urbanos; e a distância entre as casas e a estrada principal em perímetros não urbanos. Discutem também como, a partir das teorias da criminologia, a atratividade, a oportunidade e a acessibilidade estariam relacionadas aos critérios de seleção da área e do alvo para o cometimento do crime. Além disso,

mencionam ainda que a maioria dos delinquentes apresenta limitações para a prática do crime em ambiente ou território desconhecido.

Hakim, Rengert e Shachmurove (2000) tratam dos atributos que atraem os assaltantes no processo de escolha das residências a serem acometidas. Conformam esses atributos a localização da casa, sua aparência, as características demográficas da área, assim como o perfil dos residentes dos domicílios. Frente à fundamentação teórica do modelo de escolha racional no que concerne ao comportamento do criminoso, salientam que este, antes da prática criminal, pesa a relação custo e benefício do ato, faz a escolha do estilo de vida criminal, e decide sobre como cometer o crime. O estudo destaca o modelo na dimensão espacial da busca do meliante por um alvo. A incidência de assaltos é a variável dependente, a qual é medida em uma escala dicotômica. A análise empírica foi utilizada com base em um banco de dados de casas assaltadas. Estes dados se revestem de grande relevância na abordagem da pluralidade de atributos das casas individuais, os quais importam sobremaneira no processo de decisão dos assaltantes.

De acordo com Mustaine e Tewksbury (1998), a criminalidade e a prevenção de roubo e furto merecem tanta atenção como o entendimento do comportamento das vítimas. Na compreensão do risco de vitimização, são levados em consideração, como formas de prevenção do crime, o estilo de vida e o comportamento dos indivíduos. Ressaltam ainda ser necessária uma análise profunda e específica sobre as atividades sociais, sobretudo aquelas de lazer que se dão fora de casa, quando as pessoas procuram desfrutar de sua liberdade – em particular os homens, principalmente os solteiros, mais expostos à motivação dos delinquentes por preferirem sair à noite.

Chamlin e Cochran (1998) reúnem uma sequência de argumentos para mostrar o nexo de causalidade entre condições econômicas e o crime de roubo que envolve questões de oportunidades. Os autores mencionam que, por um lado, mudanças positivas na economia podem incluir, entre seus efeitos, a redução do crime no contexto social. Por outro lado, a restrição de oportunidades econômicas altera a atividade de rotina das pessoas, e resulta na contração das normas de coletividade, podendo motivar membros sociais ao envolvimento com o crime para garantir riqueza material.

Além disso, Messner e Rosenfeld (1994) afirmam ser preciso levar em consideração o potencial da reversibilidade dos efeitos econômicos no crime à luz da teoria da oportunidade. De fato, a economia pode sofrer oscilações, provocando reações que afetem tanto o nível do crime quanto as rotinas dos indivíduos – trabalho, escola, lazer, e até mesmo escolhas de estilo de vida.

Portanto, observa-se a necessidade de se proceder à caracterização da ação do assaltante: utilização de armas e/ou de força física, e seleção das áreas e das maneiras para a prática de determinados crimes em geral.

3 MATERIAL E MÉTODOS

Para realização do estudo utiliza-se aqui uma abordagem quantitativa (Marconi; Lakatos, 2003, p.88), e uma qualitativa (Severino, 2002, p.145) dos dados. Em um primeiro momento faz-se uma abordagem quantitativa com base nos bancos de dados disponíveis no Sistema Integrado de Segurança Pública (SISP-Web) e nos inquéritos policiais vinculados à Secretaria de Estado de Segurança Pública e Defesa Social do Estado do Pará (Segup/PA), ambos referentes ao período de 2011 a 2013. O roubo em flagrante é tratado de duas formas, conforme a seguir descrito.

1) *Parcial*, quando da ausência da informação no banco do SISP-Web. Neste caso, a leitura dessas variáveis (sexo, número de autores e meio de locomoção utilizado pelo autor do crime) contidas no relato da ocorrência (inquérito policial) foi feita por meio de uma amostra (492 boletins) aleatória estratificada (Bolfarine; Bussab, 2005) proporcional ao quantitativo registrado nas Áreas Integradas de Segurança Pública (Aisp), as quais são formadas por um conjunto de bairros dos municípios de Belém e Ananindeua. A leitura restringiu-se, pois, à capital, com erro amostral máximo de 4%.

2) *Total (completa)*, caso em que se utilizam as variáveis (ano do fato, meio empregado, dia da semana, faixa de hora, mês e bairro do delito) registradas do crime de roubo, no período de 2011 a 2013, na cidade de Belém, a partir das informações já existentes na fonte do SISP-Web.

Num segundo momento, faz-se uma abordagem qualitativa, com base em uma amostra por conveniência (Machado, 2012) de cinco delegados de polícia da cidade de Belém, identificados como A, B, C, D e E, que concordaram em contribuir com a pesquisa, participando de uma entrevista com o objetivo de verificar qual a concepção atinente ao *modus operandi* do crime de roubo, demonstrando, assim, se as respostas se coadunam com as dos dados usados como fonte de conhecimento.

Por fim, com base nas informações colhidas dos dados (quantitativos e qualitativos), utiliza-se da aplicação da técnica estatística análise descritiva (Bussab; Morettin, 2013), por meio de tabelas, gráficos e medidas resumo, com o objetivo de se proceder a análises e promover discussões do fenômeno *modus operandi* do crime de roubo.

4 RESULTADOS E DISCUSSÕES

De acordo com o estudo realizado, foi feita a caracterização do *modus operandi* do crime de roubo a transeuntes em Belém do Pará, no período de 2011 a 2013. A partir dos dados coletados nos registros dos boletins de ocorrência e de consultas das teorias que tratam da criminalidade, foi possível realizar a análise descritiva, propiciando informações que não só possibilitem a ampliação da discussão e da pesquisa relacionada ao *modus operandi* de roubo, mas também identifiquem os perfis dos assaltantes.

A tabela 1 apresenta a quantidade dos registros e o percentual de roubo a transeuntes no município de Belém, no período de 2011 a 2013. Verifica-se que o ano em que mais houve registros no período compreendido foi 2013, com 1.105 (34,65 %) ocorrências. Em contrapartida, o ano com a menor quantidade de registros foi 2012, com 1.031 ocorrências (32,33%).

TABELA 1
Quantidade e percentual de registros de ocorrências de roubo a transeuntes no município de Belém (2011-2013)

Ano	Quantidade	(%)
2011	1.053	33,02
2012	1.031	32,33
2013	1.105	34,65
Total	**3.189**	**100,00**

Fonte: Sisp-Web (jan./2014).
Elaboração das autoras.

A tabela 2 ilustra a variação percentual de roubo a transeuntes no município de Belém no período em apreço. Observa-se que a comparação entre os anos de 2011/2012 e 2012/2013 aponta para um aumento na variação dos registros de roubo a transeuntes no município de Belém: -2,09% e 7,18%, respectivamente.

TABELA 2
Variação percentual dos registros de roubo a transeuntes no município de Belém (2010-2013)

Períodos	Variação (%)
2011/2012	-2,09
2012/2013	7,18

Fonte: Sisp-Web (jan./2014).
Elaboração das autoras.

A tabela 3 evidencia que, no período compreendido entre 2011 e 2013, a média mensal foi de 88,58 ocorrências de roubos em flagrante. Percebe-se que o ano com maior número de ocorrências foi 2011, com destaque para os meses de

março (107 ocorrências) e agosto (108 ocorrências). Em relação ao ano de 2012, a maior frequência foi verificada no mês de abril (105 ocorrências). Em 2013, por sua vez, distinguem-se os meses de fevereiro, junho e julho (107, 102 e 106 ocorrências, respectivamente). Isso mostra que o evento diverge entre os meses e anos observados na distribuição do crime.

Desse modo, os autores Mendonça, Loureiro e Sachsida (2003) enfatizam a necessidade de se ampliar essa discussão, a fim de se compreender se a criminalidade e a motivação estão relacionadas a fatores diversos, de acordo com os quais o crime não ocorre da mesma maneira. Nesse sentido, observa-se que tal conhecimento é fundamental para compreender as discrepâncias de registros de ocorrências entre os meses e anos de incidência do delito.

TABELA 3
Quantidade de registros de ocorrências de roubo a transeuntes no município de Belém, por mês do fato (2011-2013)

Mês	Ano		
	2011	2012	2013
Janeiro	57	62	95
Fevereiro	82	90	104
Março	107	92	93
Abril	89	105	91
Maio	89	86	96
Junho	79	95	102
Julho	91	86	106
Agosto	108	80	73
Setembro	94	68	75
Outubro	82	95	95
Novembro	93	97	98
Dezembro	82	75	77
Total e percentual	**1.053 (33,02)**	**1.031 (32,33)**	**1.105 (34,65)**
Média anual	**87,75**	**85,92**	**92,08**
Média geral		**88,58**	

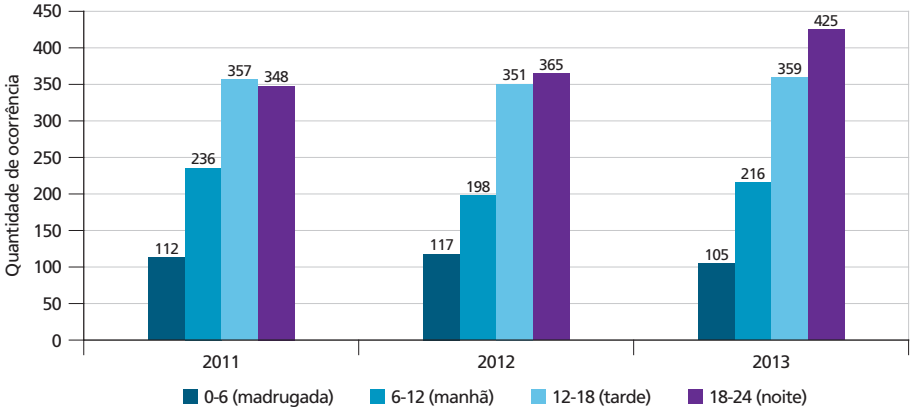
Fonte: SISP-Web (jan./2014).
Elaboração das autoras.

Depreende-se do gráfico 1 uma alteração ao longo dos anos no comportamento do cometimento do crime de roubo, em termos da faixa de hora predominante. Em 2011, o delito ocorria sobretudo das 12h00 às 17h59; já em 2012 e 2013, a tônica se dava entre 18h00 e 23h59; e o ano de 2013 caracterizou-se pelo distanciamento entre as duas faixas de hora, fugindo do padrão dos anos

anteriores. Este conjunto de informações ratifica a preocupação de Coup e Blake (2006) no sentido de desvelar a relação entre a luz do dia e a escuridão na preferência do delinquente no cometimento do crime de roubo.

GRÁFICO 1

Quantidade de registros de ocorrências de roubo a transeuntes no município de Belém, por faixa de hora (2011-2013)

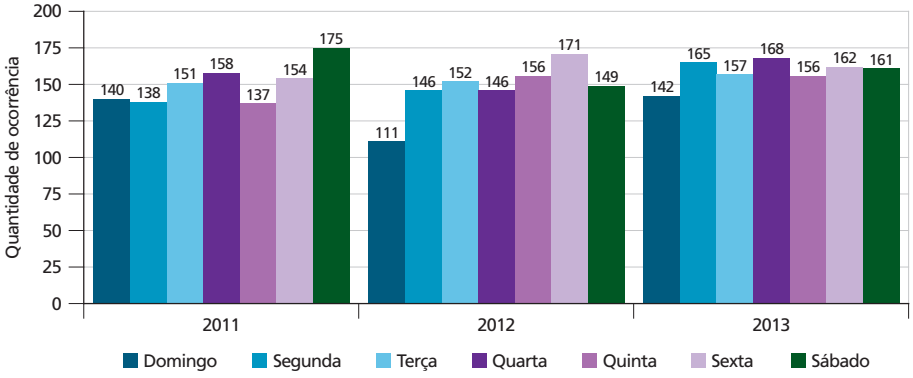


Fonte: Sisp-Web (jan./2014).
Elaboração das autoras.

O gráfico 2 mostra que existe uma nítida distribuição da ocorrência do roubo ao longo dos dias da semana: em 2011 foi o sábado; em 2012, a sexta-feira; e em 2013, a quarta-feira. Verifica-se também equilíbrio de registros entre os dias em que são cometidos os delitos.

GRÁFICO 2

Quantidade de registros de ocorrências de roubo a transeuntes no município de Belém, por dia da semana (2011-2013)



Fonte: Sisp-Web (jan./2014).
Elaboração das autoras.

Na tabela 4 observa-se que, nos anos de 2011, 2012 e 2013, o meio empregado prevalecente foi arma de fogo, seguido de outros meios, como, por exemplo, o *simulacro* – simulação de estar de posse de arma de fogo, quando na verdade se está utilizando arma de brinquedo. Outros meios detectados incluem o uso da agressão e o emprego da força física.

TABELA 4
Quantidade de registros de ocorrências de roubo a transeuntes no município de Belém, por meio empregado (2011-2013)

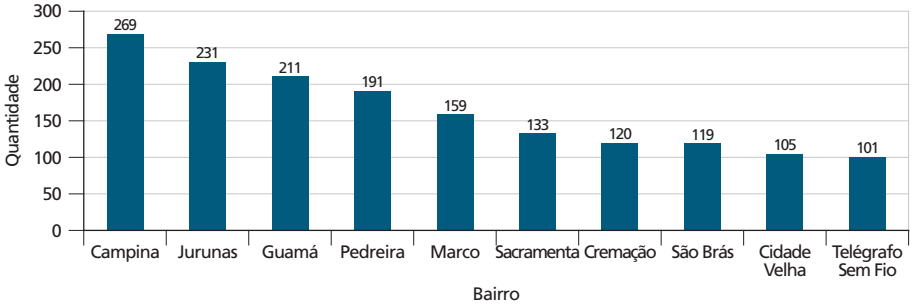
Meio empregado	Ano			**Total**
	2011	2012	2013	
Arma de fogo	395	428	452	**1.275**
Arma cortante ou perfurante	179	179	178	**536**
Sem instrumento	173	161	178	**512**
Arma contundente	9	8	9	**26**
Outros meios[1]	297	255	288	**840**
Total	**1.053**	**1.031**	**1.105**	**3.189**

Fonte: Amostra lida a partir dos dados do Sisp-Web (jan./2014).
Nota: [1]Pedra, pau, simulacro etc.
Elaboração das autoras.

Messner e Rosenfeld (1994) mencionam a importância de se conhecerem as condições, o contexto, o agir, e a arma predominante no assalto, pois são informações fundamentais que propiciam relacionar aos determinantes da criminalidade os fatores econômicos, o desemprego, os principais serviços sociais não destinados a atender as necessidades, assim como os efeitos danosos que alteram o dia a dia do cidadão. Em suma, é de suma importância identificar e compreender o *modus operandi* do crime de roubo no espaço público, em virtude da dinâmica com que o delito se mostra no cotidiano, exigindo novas explicações.

O roubo a transeuntes no município de Belém ocorre com maior frequência nos bairros Campina, Jurunas e Guamá, conforme mostra o gráfico 3. É importante ressaltar que o bairro Campina, que apresenta o maior número de ocorrências, está localizado no centro da cidade, tem diversos estabelecimentos comerciais, agências bancárias, hospitais, escolas particulares e públicas, centro de saúde, vendedores ambulantes, comércio de serviços variados, mercados, enfim, uma área com muita transição permanente de pessoas, propiciando a atratividade e a acessibilidade para o cometimento do delito. Nesse sentido, Bernasco (2006) enfatiza em suas observações que os bairros que mais atraem a atenção dos assaltantes são aqueles com as seguintes características: os próximos de sua residência, ou os do centro da cidade, os bairros ricos, ou de fácil acesso, ou ainda aqueles que apresentam desorganização social.

GRÁFICO 3
Quantidade de registros de ocorrências de roubo a transeuntes no município de Belém, por bairro de ocorrência do fato – os dez maiores (2011-2013)



Fonte: Sisp-Web (jan./2014).
Elaboração das autoras.

A tabela 5 apresenta os percentuais de roubo a transeuntes no município de Belém no período de 2011 a 2013, por sexo dos autores dos delitos. Verifica-se que o sexo masculino é predominante entre os infratores (93,91%), percentual este bem maior que o de assaltos praticados em parceria, isto é, envolvendo os sexos masculino e feminino (4,67%). Em relação ao sexo feminino, observou-se uma pequena parcela (1,42%).

TABELA 5
Percentual de roubo a transeuntes no município de Belém, por sexo dos autores dos delitos (2011-2013)

Sexo dos autores	(%)
Masculino	93,91
Masculino/feminino	4,67
Feminino	1,42
Total	**100,00**

Fonte: SISP-Web (jan./2014).
Elaboração das autoras.

Tais dados vão ao encontro de Carmo (2013), que, ao relacionar roubo consumado a transeuntes com gênero e faixas etárias em Uberlândia, estado de Minas Gerais, identificou, com base em processo investigativo, a faixa etária compreendida entre 20 e 24 anos e o sexo masculino enquanto predominantes. O autor concluiu ainda que quanto mais jovem o cidadão ou cidadã, maior probabilidade de se tornar vítima dos crimes de rua. Para tanto, utilizou-se das variáveis demográficas do Censo de 2010 do IBGE.

A tabela 6 ilustra os percentuais de roubo a transeuntes no município de Belém no período de 2011 a 2013, por número de autores dos delitos. Nela, observa-se que o crime praticado por duas pessoas corresponde à maioria dos registros (50,61%). Em segundo lugar figuram os crimes com a participação

de um único assaltante (33,94%) e, com relação à participação de quatro (1,22%) ou mais de quatro assaltantes (3,05%), caracterizados como uma quadrilha na prática de atos de violência, tem-se um total de 4,27%.

TABELA 6
Percentual de roubo a transeuntes no município de Belém, por número de autores (2011-2013)

Número de autores	(%)
1	33,94
2	50,61
3	11,18
4	1,22
5 ou mais	3,05
Total	**100,00**

Fonte: Amostra lida a partir dos dados do Sisp-Web (jan./2014).
Elaboração das autoras.

Na tabela 7, a análise dos dados demonstra que a maioria dos assaltantes utiliza a motocicleta (64,43%) como meio de locomoção para se deslocar de um lugar para outro na prática do crime. Da mesma forma, constatou-se que o percentual de roubo praticado a pé ocupa a segunda colocação no *ranking* (27,03%), e que o menor percentual corresponde àqueles que utilizam a bicicleta para se locomover (0,41%).

TABELA 7
Percentual de roubo a transeuntes no município de Belém, por meio de locomoção (2011-2013)

Meio de locomoção	(%)
Motocicleta	64,43
A pé	27,03
Não informado	8,13
Bicicleta	0,41
Total	**100,00**

Fonte: Amostra lida a partir dos dados do Sisp-Web (jan./2014).
Elaboração das autoras.

5 A PERCEPÇÃO DOS DELEGADOS FRENTE AO *MODUS OPERANDI* DO CRIME DE ROUBO A TRANSEUNTES EM BELÉM DO PARÁ

De acordo com a percepção dos delegados em relação ao *modus operandi* do crime de roubo a transeuntes em Belém, salienta-se a relevância em entender como os assaltantes agem frente às ações delituosas. Assim, faz-se importante identificar quais as características desses delitos, qual a quantidade de assaltantes, qual sua maneira de agir, e quais os meios utilizados no cometimento do crime que acontece nas ruas da cidade.

Na tentativa de evidenciar se os dados aqui abordados do *modus operandi* do crime de roubo a transeuntes são diferentes em relação à percepção dos delegados, serão relatados trechos das entrevistas realizadas com os delegados de polícia.

O delegado A ressalta que "há dois tipos de *modus operandi*: os que usam a força física, praticado por aqueles em condições de rua; e os que usam arma de fogo, praticado pelos verdadeiros ladrões de transeuntes" (delegado A).

O delegado B salienta: "Com relação ao *modus operandi* do crime de roubo, destacam-se a utilização de bicicleta, assim como o predomínio da arma de fogo e simulacro – ou *guelo*, conforme é também denominado (delegado B).

O delegado C, quanto ao *modus operandi*, relata que:

> por meio das armas de fogo, ou simulacro, os assaltantes praticam o crime; agem em dupla; enquanto meio de locomoção, a motocicleta é a mais citada, em seguida à bicicleta, que vem sendo utilizada no evento. A impunidade e a ausência do poder público são um fator preponderante para ocorrência desse tipo de crime, pois o assaltante acredita que não vai ser punido (Delegado C).

Entrevistado, o delegado D salientou que:

> no que diz respeito o *modus operandi*, os autores do crime de roubo geralmente agem em dupla, com emprego de arma de fogo, e também o simulacro; a motocicleta é utilizada, assim como a bicicleta; também praticam o crime a pé, em locais e horários onde a polícia é menos presente (Delegado D).

No relato do entrevistado delegado E, a crítica foca a ausência de condição social, de espaço público, assim como de programas educacionais como elementos que levam as crianças a ficar tão expostas nas ruas da cidade.

> Os assaltantes agem em dupla, utilizam a motocicleta e a bicicleta, e atuam também a pé para cometer o crime. Há predomínio do sexo masculino, do uso da arma de fogo, simulacro, arma cortante ou força física. Os assaltos acontecem no cotidiano. Além disso, é preciso espaço para as crianças brincarem de bola. Certa vez já cedi um pequeno espaço da delegacia para as crianças brincarem. É importante que elas possam ter espaço para desenvolver suas potencialidades. Estão ociosas nas ruas, e as drogas estão por todos os lugares. Escutam-se comentários de famílias em que quase todos os seus integrantes estão envolvidos com as drogas, e que esse envolvimento tornou-se um meio de vida (Delegado E).

A percepção dos delegados sobre o *modus operandi* do crime do roubo a transeuntes aponta também que os delitos acontecem sobretudo às sextas-feiras, dia útil em que há maior incidência do crime, assim como aos sábados e aos domingos. E com relação à faixa horária, as opiniões divergem: para uns, o crime é mais frequente entre 18h00 e 23h59min, enquanto para outros, entre 12h00 e 17h19min.

Com relação às vítimas, há discordância de opiniões: um grupo dos entrevistados acredita que aquelas mais atingidas pelo crime de roubo são os adultos e idosos, enquanto outro salienta que nos dias atuais não existe um único alvo específico para se tornar vítima de assalto, independentemente de idade, sexo e/ou cor: até pessoas com deficiência física têm sido vítimas do crime de roubo.

Os entrevistados são unânimes em afirmar que a prevalência de crimes na cidade é o de roubo, com predominância do uso da arma de fogo. Além disso, a percepção dos delegados em relação à escolha para o cometimento da ação criminosa no espaço público aponta para locais de fácil acesso e ruas pouco iluminadas. Os entrevistados chamam a atenção também para o risco de assalto subjacente à ostentação da riqueza, igualmente presente quando da ausência da polícia no local, pouca vigilância em geral, desorganização, e até mesmo abandono da região ou da cidade – casos do centro da cidade, de feiras, e das periferias, por apresentarem facilidades de fuga. Por fim, consideram que a aparência física e o estilo de vida expostos pelo cidadão constituem elementos importantes para o delinquente no processo de escolha de seu alvo.

De acordo com a percepção sobre o que poderia ser feito para conter a incidência do crime de roubo, os delegados ressaltaram a necessidade do aumento do efetivo do policiamento ostensivo, juntamente com uma ação conjunta entre as polícias civil e militar, a par ainda da participação da área de inteligência – para o levantamento de informações referentes ao crime. Mais além, seus depoimentos incluíram a premência da melhoria do espaço público (ruas iluminadas, asfaltadas, saneamento básico), o incentivo para as vítimas registrarem as ocorrências dos eventos, e os investimentos em termos logísticos (comunicação, viaturas e coletes).

6 CONCLUSÃO

Este artigo teve como objetivo mostrar o *modus operandi* do crime de roubo a transeuntes no município de Belém, no período de 2011 a 2013, registrados nas delegacias da capital, por meio da abordagem estatística.

Segundo os resultados observados, pode-se concluir que: *i)* o delito roubo ocorre todos os dias da semana, no período da noite, no momento em que o cidadão está retornando para sua residência; *ii)* o meio utilizado pelos autores do crime é a arma de fogo; *iii)* em geral, o autor do delito é do sexo masculino, atua em dupla, e utiliza a motocicleta como meio de locomoção; e *iv)* os bairros Campina, Jurunas e Guamá apresentam maior número de ocorrências.[4] Pode-se observar que esses resultados concordam com as falas dos delegados entrevistados sobre o *modus operandi* do crime de roubo a transeuntes.

4. Nestes bairros localizam-se áreas comerciais, concentram-se órgãos e/ou instituições que prestam serviços à comunidade – como hospitais, escolas, bancos e outros –, assim como zonas de periferias.

Este artigo procurou não somente apresentar o *modus operandi* do crime de roubo, mas também contribuir com informações que possam proporcionar à polícia elementos úteis para a reflexão, a avaliação, e a intervenção como alternativas de medidas preventivas em locais com maior incidência do crime. Além disso, o trabalho propicia a discussão e a análise crítica das informações dos dados da própria polícia, frente à dificuldade de se extraírem informações para a identificação de características tais como quantidade de envolvidos no crime, meio de locomoção, idade e escolaridade, entre outras variáveis. A leitura dos boletins de ocorrências evidenciou-se fundamental para que se possa conhecer o *modus operandi* do crime de roubo.

Observou-se ainda a precariedade de informações que possibilitem correlacionar, em caráter conclusivo, o delito com acontecimentos referentes ao período pesquisado – dias da semana, meses e anos com maior incidência do crime. Pesquisas sobre o *modus operandi* do crime de roubo a transeuntes no espaço público podem possibilitar um comparativo com os dados constatados na cidade de Belém do Pará.

Ademais, pode-se concluir que o crime de roubo a transeuntes é um delito de natureza complexa, que envolve diversos tipos de práticas criminosas e verifica-se em diferentes espaços da cidade.

REFERÊNCIAS

ADORNO, S. Crime e violência na sociedade brasileira contemporânea. **Jornal de Psicologia-PSI**, abr./jun., p. 7-8, 2002.

ANDRESEN, M. A. Crime measures and the spatial analysis of criminal activity brit. **J. Criminol**, v. 46, p. 258-285, jun. 2005.

ANDRESEN, M. A.; JENION, G. W. Crime Prevention and the Science of Where People Are. **Criminal Justice Policy Review Online First**. v. 7, jan. 2008.

BERNASCO, W. Co-offending and the Choice of Target Areas in Burglary. **Journal of Investigative Psychology and Offender Profiling**. v. 3, p. 139-155. 2006.

BERNASCO, W; LUYKX, F. Effects of attractiveness, opportunity and accessibility to burglars on residential burglary rates of urban neighborhoods. **Criminology**. v. 41, n. 3. 2003.

BOLFARINE, H.; BUSSAB, W. O. **Elementos de amostragem**. Porto Alegre: Bookman, 2005.

BRASIL. **Código Penal Brasileiro**. Decreto-lei nº 2.848, de 7 de dezembro de 1940.

BUSSAB, W. O.; MORETTIN, P. A. **Estatística Descritiva**. 8. ed., São Paulo: Saraiva, 2013.

CHAMLIN, M. B.; COCHRAN, J. K. Causality, economic conditions and burglary. **Criminology**, v. 36, n. 2, 1998.

CHAPMAN, R.; SMITH, L. L.; BOND, J. W. An Investigation into the Differentiating Characteristics Between Car Key Burglars and Regular Burglars. **J. Forensic Sci.**, v. 57, n. 4, jun. 2012.

CARMO, S. R. C. Demografia e Criminalidade: um estudo baseado em métodos quantitativos aplicados a "crimes de rua". **Revista Ciências Humanas** – Unitau – Brasil, v. 7, n. 2, p. 128-151, ago./dez. 2013.

COUPE, T.; BLAKE. L. Daylight and darkness targeting strategies and the risks of being seen at residential burglaries. **Criminology**. v. 44, n. 2, p. 431-464, 2006.

DELLER, S.; DELLER, M. Larceny and Burglary. **Rural Sociology**. v. 77, n. 2, p. 225-253, 2012.

FÓRUM BRASILEIRO DE SEGURANÇA PÚBLICA. **Anuário Brasileiro de Segurança Pública 2014**. São Paulo: Fórum Brasileiro de Segurança Pública, ano 8, 2014.

FUSSEL, E. The deportation threat dynamic and victimization of latino migrants: wage theft and robbery. **The Sociological Quarterly**. v. 52, p. 593-615, 2011.

HAKIM, S.; RENGERT, G. F.; SHACHMUROVE, Y. Target search of burglars: a revised economic model. **Papers Reg. Sci.** v. 80, p. 121-137, jan. 2000.

JOHNSON, S. D.; BOWERS, K. J.; PEASE, K. Towards the Modest Predictability of Daily Burglary Counts. **Policing**. v. 6, n. 2, p. 167-176, 2011. Disponível em: <http://policing.oxfordjournals.org/content/6/2/167.full.pdf+html>. Acesso em: 12 jun. 2012.

MACHADO, A. **Conceitos importantes em amostragem estatística**. Out. 2012. Disponível em: <https://goo.gl/MVjWHG>. Acesso em: ago. 2015.

MAGALHÃES, A. G. Estudo dos *Modus Operandi* no Crime de Roubo de Veículos de Carga nas Rodovias Federais em Mato Grosso. **RHM**. v. 1, n. 8, jul./dez. 2012.

MARCONI, M. A.; LAKATOS, E. M. **Fundamentos de Metodologia Científica**. 5. ed. São Paulo: Atlas, 2003.

MAWBY, R. Reducing Burglary and Fear among Older People: An Evaluation of a Help the Aged and Homesafe Initiative in Plymouth. **Social Policy & Administration**. v. 38, n. 1, p. 1-20, fev. 2004.

MENDONÇA, M. J. C.; LOUREIRO, P. R. A.; SACHSIDA, A. **Criminalidade e interação social**. Rio de Janeiro: Ipea, jul. 2003. (Texto para Discussão, n. 968).

MESSNER, S.; TEVEN, F.; ROSENFELD, R. **Crime and the American Dream.** Belmont, CA: Wadsworth, 1994.

MUSTAINE, E. E.; TEWKSBURY, R. Predicting risks of larceny theft Victimization: a routine activity analysis using refined lifestyle measures. **Criminology**, v. 36, n. 4, 1998.

OUT, S. E.; ELECHI, O. O. Pathways and Trajectories to Life-Course Persistent Armed Robbery Offending Behavior in Contemporary Nigeria: Examining the Predictors and the Risks Factors. **International Journal of Criminal Justice Sciences**, v. 10, n. 1, p. 10-31, jan./jun. 2015.

ROSENFELD, R.; FORNANGO, R. The impact of economic conditions on robbery and property crime: the role of consumer sentiment. **Criminology**. v. 45, n. 4, p. 735-769, 2007.

SEVERINO, J. A. **Metodologia do Trabalho Científico.** 22 ed. São Paulo: Cortez, 2002.

THOMPSON, M.; UGGEN, C. Determinants of drug and nondrug illegal earnings. **Criminology**, v. 50, n. 4, 2012.

TONKIN, M.; SANTTILA, P.; BULL, R. The linking of burglary crimes using offender behaviour: testing research cross-nationally and exploring methodology. **Legal and Criminological Psychology**. v. 17, p. 276-293, 2012.

TSELONI, A. Multilevel modelling of the number of property crimes: household and area effects. **J. R. Statist. Soc. A.** v. 169, p. 205-233, 2006.

BIBLIOGRAFIA COMPLEMENTAR

GIL, C. A. **Como elaborar projetos de pesquisa**. 4 ed. São Paulo: Atlas, 2002.

Originais submetidos em setembro de 2015. Última versão recebida em março de 2016. Aprovado em março de 2016.

ÍNDICE DE EXPECTATIVAS DO CONSUMIDOR NO BRASIL: UMA ANÁLISE DO PODER PREDITIVO NO PERÍODO ENTRE 2001 E 2014

Jorge Eduardo Macedo Simões[1]
Márcia Jucá Teixeira Diniz[2]
Marcelo Bentes Diniz[3]
José Nilo de Oliveira Júnior[4]

Com base na teoria popular da confiança dos consumidores, este artigo analisa o poder preditivo do Índice Nacional de Expectativas do Consumidor (Inec) utilizando os gastos de consumo no Brasil para o período de 2001 a 2014. A metodologia econométrica utilizada envolve técnicas de cointegração, tal como descrito por Johansen (1988), modelos de vetores autorregressivos (VAR) e correção de erros (VEC) (Johansen e Juselius, 1990). Os resultados comprovaram a hipótese central de que existe uma forte correlação positiva ao longo do tempo entre as evoluções do Inec e os gastos de consumo. Ao mesmo tempo, evidenciaram a existência de cointegração, assegurando a presença de um elo linear entre as tendências estocásticas das variáveis em se moverem na direção de um equilíbrio de longo prazo. Por meio do teste de causalidade de Granger, verificou-se que o consumo final das familias (CFF) causa o Inec, refutando, assim, o primeiro pressuposto da teoria popular de Fuhrer (1993). Além disso, como mostrado nas funções de impulso-resposta (FIR), choques na confiança dos consumidores afetam positivamente o consumo.

Palavras-chave: consumo; Inec; modelo de vetores de correção de erro.

CONSUMER' EXPECTATIONS INDEX IN BRAZIL: AN ANALYSIS OF THE PREDICTIVE POWER IN PERIOD BETWEEN 2001 AND 2014

Based on popular consumer confidence theory, this article analyzes the predictive power of the National Consumer Expectations Index (Ncei) using consumer spending in Brazil for the period 2001 to 2014. The econometric methodology involves cointegration techniques such as described by Johansen (1988), vectors autoregressive models (VAR) and error correction (VEC) (Johansen and Juselius, 1990). The results confirmed the central hypothesis that there is a strong positive correlation over time between the evolutions of Ncei and consumer spending. At the same time, they revealed the existence of cointegration ensuring the presence of a stochastic linear link between the trend of stochastic variables moving toward a long-term equilibrium. Through the Granger causality test it was also found that the final consumption of households

1. Doutorando em economia no Centro de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal do Ceará (Caen/UFC) e professor no Instituto de Estudos em Desenvolvimento Agrário e Regional da Universidade Federal do Sul e Sudeste do Pará (Iedar/Unifesspa). *E-mail*: <jsimoesf@yahoo.com.br>.

2. *Research scholar* na University of Florida (Estados Unidos) e doutora em desenvolvimento sustentável pelo Núcleo de Altos Estudos Amazônicos da Universidade Federal do Pará (Naea/UFPA). Atualmente é professora no Programa de Pós-Graduação em Economia (PPGE) da UFPA. *E-mail*: <marciadz2012@hotmail.com>.

3. *Research scholar* na University of Florida (Estados Unidos) e doutor em economia pelo Caen/UFC. Atualmente é professor no PPGE/UFPA. *E-mail*: <mbdiniz2007@hotmail.com>.

4. Doutor em economia pelo Caen/UFC e professor no Mestrado Acadêmico em Economia Rural (Maer) da UFC. *E-mail*: <joseniloojr@gmail.com>.

"causes" the national consumer expectations index. Thus refuting the first premise of the Fuhrer popular theory (1993). In addition, through the decomposition of the variance was proved the underlying hypothesis that consumer confidence, as measured by Ncei, is able to predict part of consumption that is not explained by traditional macroeconomic variables, since it acts on the consumption and thus on aggregate demand.

Keywords: consumption; Ncei; vector model of error correction.

ÍNDICE DE EXPECTATIVAS DEL CONSUMIDOR EN BRASIL: UN ANÁLISIS DEL PODER PREDICTIVO EN EL PERÍODO ENTRE 2001 Y 2014

Basado en la teoría popular de la confianza de los consumidores, este artículo analiza el poder predictivo del Índice de Expectativas Nacional del Consumidor (Inec) utilizando los gastos de consumo en Brasil para el período de 2001 a 2014. La metodología econométrica utilizada envuelve técnicas de cointegración, tal como descrito por Johansen (1988), modelos de vectores autorregresivos (VAR) y de corrección del error (VEC) (Johansen y Juselius, 1990). Los resultados comprobaron la hipótesis central de que, a lo largo del tiempo, existe una fuerte correlación positiva entre las evoluciones del Inec y los gastos de consumo. Al mismo tiempo, se evidenció la existencia de cointegración, verificando la presencia de un nexo lineal entre las tendencias estocásticas de las variables en desplazarse en dirección a un equilibrio de largo plazo. Por medio del test de causalidad de Granger, se verificó que el consumo final de las familias (CFF) es causa del Inec, refutando de esta manera la primera premisa de la teoría popular de Fuhrer (1993). Además, tal como demostrado en las funciones impulso-respuesta (FIR), impactos en la confianza de los consumidores afectan positivamente el consumo.

Palabras clave: consumo; Inec; modelo de vectores de corrección del error.

INDICE DES ATTENTES DES CONSOMMATEURS AU BRÉSIL: UNE ANALYSE DU POUVOIR DE PRÉVISION ENTRE LA PÉRIODE DE 2001 ET 2014

Basé sur la théorie populaire de la confiance des consommateurs, cet article analyse le pouvoir prédictif de l'Indice National des Attentes des Consommateurs (Inec) à l'aide des dépenses de consommation au Brésil pour la période de 2001 à 2014. La méthodologie économétrique utilisée implique des techniques de cointégration, tel que décrit par Johansen (1988), c'est-à-dire le modèles vectoriel autorégressif (VAR) et de correction d'erreur (VEC) (Johansen et Juselius, 1990). Les résultats ont confirmé l'hypothèse centrale qu'il existe une forte corrélation positive au fil du temps entre les évolutions de l'Inec et les dépenses de consommation. Parallèlement, ils ont montré l'existence de cointégration, assurant ainsi la présence d'un lien linéaire entre les tendances stochastiques des variables qui se déplacent vers un équilibre à long terme. Grâce au test de causalité de Granger, il a été constaté que la consommation finale des ménages (CFM) provoque l'Inec, réfutant ainsi la première présupposition de la théorie populaire de Fuhrer (1993). En outre, comme indiqué dans les fonctions à réponse impulsionnelle (FRI), les chocs sur la confiance des consommateurs affectent positivement la consommation.

Mots-clés: consommation; Inec; modèle vectoriel de correction d'erreur.

JEL: D11; D12; E21; C32.

1 INTRODUÇÃO

A produção e a socialização de indicadores e estudos mercadológicos são importantes, pois auxiliam os agentes econômicos no processo de tomada de decisões sobre o estado atual da economia, e possibilitam a visualização da conjuntura econômica no tempo futuro. Entretanto, é notório que a literatura nacional revela pouca tradição no Brasil na produção de estudos sobre estes indicadores, como, por exemplo, confiança dos consumidores.

Nos últimos anos, verifica-se o surgimento de uma quantidade significativa de índices voltados a desenhar o comportamento dos consumidores. Entre eles, os principais são: o Índice de Confiança do Consumidor (ICC), da Federação do Comércio de São Paulo (Fecomércio-SP, 2011a; 2011b); o Índice de Expectativas do Consumidor (IEC), da Federação do Comércio do Estado do Rio de Janeiro (Fecomércio-RJ, 2000); o Índice Nacional de Expectativas do Consumidor (Inec), da Confederação Nacional da Indústria (CNI, 2001); e a Sondagem das Expectativas do Consumidor (SEC), da Fundação Getulio Vargas (FGV, 2011).

As expectativas ou o sentimento dos consumidores, portanto, tendem a ser um indicador de antecedência de grande importância sobre as variações na demanda agregada da economia, da qual o consumo é o principal componente. Neste sentido, é crucial a realização de pesquisas para que se possam levantar as expectativas dos consumidores, a partir da escolha de um índice que permita aos empresários visualizar a conjuntura econômica que enfrentaram.

Para pesquisas nessa direção, é importante frisar os estudos sobre indicadores de confiança ou sentimento dos consumidores realizados com regularidade há muitos anos em vários países desenvolvidos. Nos Estados Unidos, por exemplo, são realizados, desde a metade da década de 1940, pela Universidade de Michigan (University of Michigan, 1979) e, posteriormente, a partir de 1967, pela Conference Board (2014).[5] No Brasil, apenas a partir de 1994 começa a produção de alguns indicadores.

A ausência de estudos nessa área de pesquisa no Brasil reforça a tese de que vale a pena pensar uma pesquisa para indagar o poder preditivo do Inec[6] em antecipar a evolução futura dos gastos de consumo, a partir de informações contidas em outros indicadores disponíveis.

Procurando responder à indagação, esta pesquisa parte da hipótese central de que existe uma forte correlação positiva ao longo do tempo entre as evoluções do Inec e os gastos de consumo. Isto está associado à hipótese subjacente que a

5. Entidade norte-americana sem fins lucrativos dedicada à elaboração de índices e pesquisas econômicas de interesse público.
6. A escolha do indicador de antecedência (Inec) produzido pela CNI deu-se em decorrência de ser o primeiro (maior número de observações) e, até 2015, o único indicador de antecedência com abrangência em todas as regiões do país.

confiança dos consumidores, mensurada pelo Inec, é capaz de prever parte do consumo que não é explicado pelas variáveis macroeconômicas tradicionais, uma vez que atua sobre o consumo e, portanto, sobre a demanda agregada.

De acordo com a abordagem desenvolvida por Carroll, Fuhrer e Wilcox (1994), seguida posteriormente por diversos outros autores,[7] a questão de interesse consiste na investigação de dois aspectos: se o índice de confiança tem algum poder explicativo em si próprio para o comportamento futuro do nível de consumo e, adicionalmente, verificar se o indicador de confiança contém informações sobre as variações dos gastos de consumo futuro além daquelas contida em outras variáveis econômicas, tais como renda.

Nesse contexto cresce, então, a importância da utilização de modelos que sejam capazes de analisar os efeitos dos choques estruturais na explicação das flutuações em variáveis econômicas em um determinado período de tempo. Na literatura especializada, existem alguns modelos com esse propósito, destacando as abordagens de vetores autorregressivos (VAR) e correção de erros (VEC). O impacto de mudanças na renda e na expectativa dos consumidores são alguns exemplos destes choques.

Diante do exposto, o objetivo geral deste artigo é avaliar a capacidade preditiva do Inec em antecipar a evolução futura dos gastos de consumo, auxiliando, assim, na antecipação de possíveis impactos desse fenômeno sobre a demanda agregada. E como objetivos específicos: investigar a relação de causalidade entre os gastos de consumo, as expectativas dos consumidores e o produto interno bruto *per capita* (PIBPC); mensurar a relação entre o Inec e os gastos de consumo; verificar se as expectativas dos consumidores explicam o consumo final das famílias (CFF) mais eficientemente que outras variáveis macroeconômicas.

Este trabalho foi organizado em cinco seções, incluindo esta introdução. A seção 2 refere-se às expectativas dos consumidores. Na seção 3, apresenta-se a metodologia econométrica utilizada. Posteriormente, a seção 4 faz referência à estimação e à análise dos resultados. Por fim, na seção 5 estão as considerações finais.

2 EXPECTATIVAS DOS CONSUMIDORES

Nas últimas décadas, outro conjunto de informações vem recebendo crescente atenção por parte dos agentes econômicos: os indicadores de antecedência. No caso específico do consumo, os indicadores de maior destaque são os ICCs, também chamados de índices de expectativas.

7. Bram e Ludvigson (1998), Nahuis e Jansen (2004) e Goh (2003).

Diante do exposto, partiremos da origem para entender o que é o sentimento ou a confiança dos consumidores, para a posterior definição do conceito de ICC. Fuhrer (1993) define-o como sendo um conceito econômico, com um conjunto de medidas estatísticas. As definições das medidas estatísticas são claras: estes índices são baseados em respostas dos consumidores em relação a perguntas específicas sobre as condições econômicas atuais e esperadas a nível nacional. O conceito econômico é um pouco mais escorregadio. A teoria-padrão do comportamento dos consumidores atribui as flutuações em despesas de consumo às flutuações correntes e esperadas no lucro, riqueza, e as taxas de juros, independentemente das variações na confiança[8] dos consumidores. Assim, enquanto as medidas de confiança podem ser descritas em detalhe, é difícil definir a influência das expectativas nas decisões dos consumidores.

Nesse sentido, o ICC pode ser definido como sendo "um conjunto de informações econômicas construídas a partir de respostas sobre as condições correntes e futuras esperadas pelos consumidores em níveis micro e macroeconômicos" (Bentes, 2006, p. 2).

O diferencial do ICC em relação às demais variáveis macroeconômicas ligadas ao consumo é que os dados sobre o ICC são levantados de forma relativamente simples, o que praticamente elimina a necessidade de correções, possibilitando maior rapidez na sua divulgação dos resultados.

Porém, não menos importante que a rapidez de sua divulgação, uma propriedade atribuída a esse indicador é que "ele pode projetar o comportamento dos agentes econômicos antes mesmo da realização dos gastos. Isso se dá através do levantamento das expectativas dos consumidores" (Bentes, 2006, p. 2), informação essa que é de total relevância no processo de tomada de decisões por parte do setor empresarial, no sentido da formulação de políticas no âmbito do consumo.

Nessa perspectiva, vale a pena registrar que o ICC, mais que medir o estado de confiança dos consumidores, possibilita uma leitura sobre a realidade do mercado consumidor no tempo futuro, considerando o comportamento dos atores sociais, consumidores e empresários, no tempo passado.[9]

---

8. Mudanças nas medidas de confiança dos consumidores podem refletir em mudanças nos gostos subjacente. No entanto, é improvável que os hábitos dos consumidores sejam coordenados de forma agregada, ou que mudança de hábitos coincida com (ou causas) as mudanças nos rendimentos e nos gastos. Outra possibilidade é que medidas de confiança podem refletir a incerteza dos consumidores. Hall e Wilcox (1992) exploram essa possibilidade e encontram alguma evidência de que a maior incerteza é correlacionada com a menor confiança. No entanto, eles não mostram se a incerteza dos consumidores é exclusivamente refletida no sentimento, ou se o componente de incerteza está correlacionado com os movimentos em curso ou subsequentes gastos.

9. Significa dizer que, do ponto de vista do método, dá para inferir que o futuro é construído segundo as ações e os fatos que se objetivaram no passado. Portanto, a leitura do futuro, necessariamente, passa pela disponibilidade de informações, indicadores econômicos e indicadores mercadológicos, enquanto recurso ímpar na socialização do conhecimento sobre a realidade.

Ao observar a estrutura da economia brasileira sob a ótica dos gastos, é possível verificar que o consumo das famílias representa de 50% a 60% do PIB (IBGE, 2010). Com isso, o monitoramento dessa variável é crucial para os agentes econômicos e, devido à substancial defasagem na disponibilização dos dados das contas nacionais, o indicador de antecedência é um instrumento eficiente para o acompanhamento da atividade econômica.

Esses fatos reforçam ainda mais a tese de que é necessário produzir conhecimento – indicadores sobre o comportamento das forças de mercado – enquanto insumo para quem precisa tomar decisões sobre uma variável de grande importância para a economia do país.

2.1 O papel das expectativas dos consumidores

Grande parte dos trabalhos acadêmicos reconhece e, às vezes, tenta esclarecer a confusão acerca da base teórica sobre o papel da confiança. Nas primeiras publicações, Adams e Green (1965) argumentam que "não há justificativa para um papel independente para a confiança dos consumidores". Eles evitam investigar por que a confiança dos consumidores pode ajudar a prever os gastos de consumo, pois para esses autores, mais importante do que a investigação teórica são os resultados apresentados que comprovaram se a confiança dos consumidores pode ajudar a prever os gastos de consumo. Para Adams e Green (1965), na maioria das vezes as informações de medidas do sentimento dos consumidores sobrepõem-se às informações estatísticas já existentes.

Na tentativa de minimizar as interpretações controversas sobre os indicadores de confiança, Fuhrer (1993) desenvolveu uma teoria popular sobre o papel da confiança dos consumidores. Apropriou-se da interpretação de que "a confiança dos consumidores é uma força motriz". Quando os consumidores estão confiantes, a economia está crescendo; quando estão tímidos, eles puxam a economia no sentido inverso, "uma queda acentuada na confiança pode provocar uma recessão" (Confidence..., 1990, p. 3). Ou mesmo, "a economia não vai ser convincente em sua recuperação até que haja uma melhora acentuada nos espíritos dos consumidores" (Greenhouse, 1992, p. 6).

A teoria popular de Fuhrer (1993) é uma tentativa de determinação das funções atribuídas à confiança dos consumidores, e como estas podem ser confirmadas ou negadas a partir dos dados históricos dos "sentimentos" e dos determinantes tradicionais do consumo.

Os principais pressupostos da teoria popular de Fuhrer (1993) são: *i)* as expectativas dos consumidores causam, de forma independente, flutuações na atividade econômica; *ii)* o índice de confiança prevê precisamente o nível de atividade econômica; *(iii)* o índice de expectativas capta as previsões

dos consumidores sobre o nível de atividade econômica; *(iv)* o ICC é capaz de antecipar algumas informações antes mesmo das divulgações das estatísticas dos dados macroeconômicos; e *v)* a confiança dos consumidores tem grande reflexo sobre as condições econômicas atuais. Para testar estes pressupostos, Fuhrer (1993) recorreu aos resultados preliminares do trabalho desenvolvido por Carroll, Fuhrer e Wilcox (1994), no qual foi coautor.

2.2 Evidências sobre o papel das expectativas dos consumidores

No sentido de encontrar evidências que reforcem a importância dos estudos sobre o papel das expectativas dos consumidores, não se pode perder de vista as experiências dos principais países desenvolvidos que utilizam esses indicadores como um importante instrumento de visibilidade dos elementos que norteiam a macroeconomia de cada um deles. Nos Estados Unidos, um grande precursor para o avanço do estudo nessa área foi Mueller (1963, p. 916) que, ao analisar uma série histórica do Índice de Sentimento do Consumidor da Universidade de Michigan (MCSI), concluiu que "este indicador explicava significativamente a variação do consumo em uma regressão que incluía o consumo defasado".

O índice de confiança é um importante indicador de acompanhamento da demanda agregada, desde que a sua evolução seja acompanhada com outros indicadores de conjuntura econômica que permitam dar visibilidade ao comportamento dos agentes econômicos. Mishkin (1978, p. 227) sugere que a "inclusão do índice de confiança dos consumidores, juntamente com outras variáveis macroeconômicas, pode aumentar o poder explicativo do modelo".

Acemoglu e Scott (1994) observam que a confiança dos consumidores do Reino Unido prevê o consumo mesmo após condicioná-lo ao rendimento. Eles sugerem que isto pode ser devido a mudanças na função do consumo ao longo do ciclo de negócios.

Carroll, Fuhrer e Wilcox (1994) foram precursores no desenvolvimento de um modelo que permitiu a utilização do índice de confiança com outras variáveis macroeconômicas. Neste sentido, Carroll, Fuhrer e Wilcox (1994, p. 1399) confirmam os resultados apresentados por Mishkin (1978) "para a economia norte-americana, ressaltando que o poder explicativo do MCSI se viu reduzido depois de 1978". Isso se deu graças à evolução do índice ser acompanhada com variáveis que permearam a análise conjuntural do país, permitindo maior precisão do índice.

Segundo Matsusaka e Sbordone (1995), a confiança dos consumidores é responsável por cerca de 20% da inovação do ciclo de negócios no PIB dos Estados Unidos.

Outra formidável contribuição nessa área foi o estudo desenvolvido por Berg e Bergstrom (1996) utilizando-se do modelo desenvolvido por Carroll, Fuhrer e Wilcox (1994) para explicar a significância do índice de confiança dentro da economia sueca entre 1975 e 1994. A análise deste modelo serviu para os autores chegarem à seguinte conclusão: "o índice de confiança sueco conseguiu explicar 37% das variações no consumo" (Berg e Bergstrom, 1996, p. 26). Isso demonstra a grande relevância da utilização dos ICCs na aplicação de modelos econométricos que permeiam os gastos de consumo.

Outro importante avanço nessa área de pesquisa foi o estudo publicado por Armstrong, Morwitz e Kumar (2000) utilizando uma série de vendas de automóveis e serviços de telefonia nos Estados Unidos e na França entre 1961 e 1996 com uma inter-relação entre os índices dos dois setores. Os resultados levaram os autores a chegarem à seguinte conclusão:

> a combinação de técnicas qualitativas com indicadores quantitativos reduziu em 33% os erros em comparação com aquelas geradas pela simples extrapolação dos dados, com a redução de 5,5% dos erros dos índices de confiança em relação à sua utilização de forma isolada (Armstrong, Morwitz e Kumar, 2000, p. 392).

Goh (2003, p. 13) demonstrou que "o índice de confiança neozelandês melhorou o poder preditivo do nível de consumo local, embora este efeito se reduza quando utilizado com outras variáveis, tais como renda do trabalhador, taxa de juros e preços de ativos". Neste sentido, Mehra e Martin (2003, p. 64) defendem que "os consumidores não são capazes de antecipar variações nas suas rendas ou na taxa de juros que impactam no nível de consumo".

Nahuis e Jansen (2004, p. 9) testaram índices de intenções do varejo isolados e conjuntamente para oito países europeus entre 1985 e 1998, chegando a conclusões diferentes. Na França, na Itália e na Espanha, por exemplo, conclui-se que a incorporação do índice de expectativa dos empresários do varejo não aumenta o poder preditivo do modelo que já contava com um índice de expectativa dos consumidores. No Reino Unido, ao contrário, foi o índice de intenção dos consumidores que não incorporou melhores resultados de previsão. Os modelos de previsão que utilizaram conjuntamente os dois índices na Bélgica, na Alemanha, na Holanda e em Portugal produziram ótimos resultados.

O estudo do comportamento dos consumidores é uma área de conhecimento conflitante por apresentar diferentes pontos de vista. Isso ocorre devido à visão diferente de cada autor ao investigar a relação entre a causalidade das expectativas dos consumidores e o desempenho das variáveis macrofundamentadas.

Garrett, Hernández-Murillo e Owyang (2005) utilizaram dados regionais para mostrar que a confiança dos consumidores ajuda a prever os gastos no varejo

nos estados norte-americanos. No entanto, essa literatura baseia os seus resultados totalmente sobre as implicações dentro da amostra, e não se os ICCs poderiam ser usados para prever os gastos dos consumidores fora da amostra.

Por meio do teste de causalidade de Granger, Bentes (2006, p. 61) comprovou o primeiro pressuposto da teoria popular da confiança dos consumidores, explicado pelo ICC e por seus próprios valores em dois períodos para a região metropolitana (RM) de São Paulo. Os resultados apontam "o índice de confiança dos consumidores como um indicador de antecedência de consumo". Gelper, Lemmens e Croux (2007, p. 6) utilizaram "vetores com correção de erros para decompor e comprovar a causalidade dos índices de expectativas dos consumidores em relação às séries de consumo nos EUA".

McIntyre (2007) utilizou de uma ''confiança aumentada" no modelo de renda permanente: a análise empírica efetuada não sugere que, incluindo a confiança do consumidor no modelo, diminua substancialmente as estimativas da elasticidade de substituição intertemporal. Roos (2008) também tenta incluir fatores de confiança em um modelo-padrão de intertemporal maximização da utilidade.

De acordo com Al-Eyd, Barrell e Davis (2009), a relação entre o consumo e a confiança seria instável ao longo do tempo. Os autores analisaram os dados europeus e acharam muito limitado o conteúdo preditivo para o caso da Itália, tanto em uma relação entre o consumo e a confiança quanto utilizando outras variáveis.

Em um nível maior de desagregação, Bovi (2009, p. 570) concluiu que a utilização dos índices de intenções dos consumidores na Itália, entre 1982 e 2003, melhorou a qualidade das previsões. Mais precisamente, a abordagem empregada pelo autor envolveu os subíndices do indicador de confiança local que, assim como os indicadores norte-americanos, medem a percepção das condições econômicas presentes e futuras.

Qiao, McAleer e Wong (2009), com base nos resultados de um teste de causalidade não linear, defenderam o uso do modelo não linear de previsão para expressar a relação entre confiança e consumo. Hollanders e Vliegenthart (2011) investigaram a relação causal entre a mídia, a economia e a confiança do consumidor na Holanda no período 1990-2009. A principal constatação foi que, em geral, a quantidade de notícias negativas causa, no sentido de Granger, a confiança dos consumidores.

Dees e Brinca (2013) propuseram-se a avaliar empiricamente a relação entre as despesas, o consumo e as expectativas dos consumidores nos Estados Unidos e na zona do euro. No geral, os resultados mostram que o ICC pode ser, em certas circunstâncias, um bom preditor do consumo. Em particular, esses autores demonstraram a contribuição da confiança nas despesas de consumo, de modo

que os indicadores de confiança podem ter algum aumento do poder preditivo durante esses episódios.

Em um estudo recente, Bruno (2014) utilizou-se de um modelo não linear e não paramétrico do coeficiente da regressão funcional (FCR) para os casos particulares de um modelo autorregressivo (AR), assim como o autorregressivo limiar (TAR) e exponencial autorregressivo (Extar) para a previsão do consumo, discriminado por durabilidade, por meio da confiança dos consumidores. Os resultados mostram que a confiança tem uma capacidade preditiva significativa para os bens duráveis e não duráveis, enquanto ela não é útil no caso de semiduráveis.

Posteriormente, Paradiso, Kumar e Lucchetta (2014) estimaram os determinantes do ICC da Itália usando métodos de séries temporais. Os resultados evidenciaram que existe uma relação de longo prazo entre o ICC e os seus determinantes, capturados por uma *dummy*, quando um importante evento político – Operação Mãos Limpas – é considerado. Usando o modelo de correção de erro assimétrica, descobriram que os consumidores respondem assimetricamente a diferentes tipos de desequilíbrios dos erros em uma especificação de ajuste TAR. Estes resultados são coerentes com a abordagem de Bovi (2009).

Kilic e Cankaya (2015) investigaram o efeito do ICC na atividade econômica utilizando a metodologia vetores autorregressivos aumentado por fatores (Favar), que permite relacionar os efeitos da confiança do consumidor na dinâmica setorial. Os resultados empíricos sugerem que o ICC tem um poder explicativo sobre a atividade econômica. No entanto, este efeito é limitado apenas com variáveis específicas relacionadas à fabricação, à habitação, aos bens duráveis e não duráveis e aos serviços.

3 MODELO ECONOMÉTRICO

A utilização de modelos econométricos é indicada para elaboração de previsões ajustadas. De acordo com Fildes (1985), os modelos econométricos são apenas uma das mais variadas formas de um sistema comportamental. Tais modelos abordam um sistema de relacionamento entre variáveis de interesse, e esses relacionamentos são estimados a partir de informações (dados) disponíveis.

Nesse sentido, Lucas Jr. (1976), Litterman (1979), Sims (1980), Engle e Granger (1987) e Campbell e Shiller (1987) recomendam a utilização dos modelos de VAR e VEC no estudo de previsões em séries temporais. A justificativa para a escolha dessa metodologia é devido à sua capacidade de permitir a avaliação do relacionamento tanto de curto quanto de longo prazo entre as variáveis.

Para alcançar o objetivo proposto, dividimos esta seção em duas partes: *i)* dados; e *ii)* modelo econométrico.

3.1 Dados utilizados

Para essa análise foram utilizados dados trimestrais entre o primeiro trimestre de 2001[10] e o terceiro trimestre de 2014, em decorrência da disponibilidade de dados. Além da escolha de um indicador de antecedência como o representante do nível de confiança dos consumidores, a abordagem adotada requer a construção de uma base de dados integrada também por variáveis macroeconômicas e de consumo que permitam investigar o poder explicativo das expectativas dos consumidores. Neste sentido, optou-se por avaliar separadamente a disponibilidade das principais variáveis integrantes dos conjuntos de dados.

A escolha do indicador de antecedência (Inec) deu-se em decorrência de ser o primeiro (maior número de observações) e, até 2015, o único indicador de antecedência com abrangência nacional. Os dados estão disponíveis trimestralmente desde 2001 por meio da CNI.

Utilizaram-se os mesmos critérios da escolha do indicador de antecedência, priorizando-se a escolha da série que apresentasse a maior quantidade de observações para o mesmo período do índice de confiança. Os dados trimestrais do índice de CFF são divulgados pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE).

Carroll, Fuhrer e Wilcox (1994) observaram que a escolha das variáveis macroeconômicas para explicar a evolução do consumo é um processo arbitrário. Assim, diante da ausência de um critério formal de escolha destas variáveis, e da característica investigativa, buscou-se contemplar uma variável que possa estar de alguma forma relacionada com o consumo, tal como a renda. Foram utilizados dados trimestrais do PIBPC disponibilizados pelo Sistema de Contas Nacionais do IBGE (2000).

Segundo Gujarati (2011), é sempre bom traçar o gráfico das séries temporais estudadas, pois eles dão uma ideia inicial da provável natureza da série temporal. A percepção intuitiva, por meio da análise gráfica, é o ponto de partida dos testes formais de estacionariedade.

O gráfico 1 mostra o comportamento das séries de dados CFF, PIBPC e Inec. Todas as variáveis foram transformadas em índice de base fixa (2014T3 = 100), convertidas em logaritmos naturais (LN)[11] e dessazonalizadas.[12]

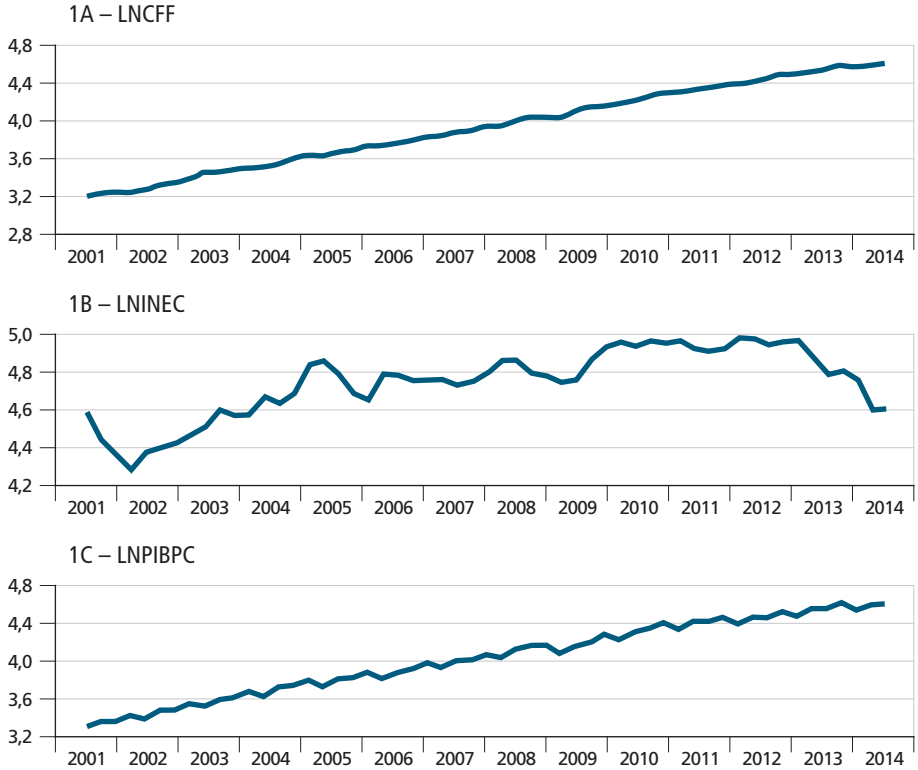
---

10. Além do mais, havia limitações acerca da disponibilidade de dados para o período anterior a 2001, em decorrência das alterações metodológicas dos indicadores.

11. Para evitar os problemas de *overdifferencing* resultantes da sobreposição das operações de diferença, ver Charemza e Deadman (1997, p. 103).

12. Uma vez analisados os correlogramas, constatou-se a presença de componentes sazonais nas séries logaritmizadas. Todas estas séries foram dessazonalizadas pelo procedimento X-12 no *software* econométrico Eviews, no qual foram realizados todos os procedimentos econométricos.

GRÁFICO 1
Comportamento das variáveis LNCFF, LNPIBPC e LNINEC (1º trimestre de 2001 ao 3º trimestre de 2014)



Fontes: IBGE (2015a; 2015b) e CNI (2015).
Elaboração dos autores.
Obs.: LNCFF = logaritmo natural do consumo final das famílias; LNPIBPC = logaritmo natural do produto interno bruto *per capita*; LNINEC = logaritmo natural do Inec.

Algumas ressalvas são necessárias. Primeiramente, em nível microeconômico,[13] o consumo corresponde às despesas suportadas pelas famílias na aquisição de bens e serviços de vários tipos (alimentares, vestuário, calçados, automóveis, eletrodomésticos, serviços médicos e muitos outros) e vai ao encontro da satisfação das necessidades e da maximização da sua utilidade. A importância do consumo a nível macroeconômico[14] é também muito elevada, correspondendo normalmente à maior parcela da despesa nacional de uma economia (que inclui, ainda, entre outras, as despesas do Estado e as despesas de investimento). Assim, o consumo é, por regra, um dos principais componentes da demanda agregada de uma economia.

13. Pyndyck e Rubinfeld (1994), Varian (1997) e Vasconcelos e Oliveira (2000).
14. Blanchard (2002).

Para construção do modelo a ser utilizado, partiu-se da forma geral e simples da função consumo [$C = f(y)$], em que a renda passa a ser representada pelo PIBPC. A inclusão do indicador de antecedência (Inec) é justificada pela grande importância dos indicadores de sentimento na previsão do consumo. Assim, a equação (1) apresenta a seguinte forma específica da função consumo utilizada:

$$CFF = f(PIBPC, Inec), \quad (1)$$

em que *CFF* = consumo final das famílias; *PIBPC* = produto interno bruto *per capita*; e *Inec* = Índice Nacional de Expectativas do Consumidor.

3.2 Método utilizado

O tratamento dos dados de séries temporais inicia-se com a verificação da sua estacionariedade. Gujarati (2011) afirma que, se uma série temporal é estacionária, sua média, variância e covariância permanecem as mesmas, não importa o ponto em que sejam medidas, ou seja, não variam com o tempo. Uma série temporal y_t, para se tornar estacionária, tem de ser diferenciada d vezes. Diz-se que esta série é integrada de ordem d, denotando-a como $y_t \sim I(d)$.

Para a determinação da ordem de integração de cada variável, foi utilizado o teste de raiz unitária Dickey-Fuller aumentado (ADF), conforme Dickey e Fuller (1979), no qual a hipótese nula é a de presença de raiz unitária, ou seja, verifica-se a não estacionariedade da série. Posteriormente, o teste de Phillips-Perron (PP), de 1988, que possui a mesma hipótese nula do teste anterior, com o mesmo propósito. No entanto, antes da realização do teste de raiz unitária, é necessário determinar o número de defasagens a ser utilizado em cada fase do teste de raiz unitária. A correta determinação do número de defasagens é de suma importância, pois garante que os resíduos das autorregressões dos testes de raízes unitárias sejam não correlacionados, de forma a garantir resultados não viesados. Para a determinação do número de defasagens, foi utilizado o critério de Schwarz (SC). Uma vez determinada a defasagem da série, aplica-se o teste de ADF e PP, usando a tabela de valores críticos para verificar as equações com interceptos e tendências individuais, tendo em vista que o gráfico 1 mostra que as séries apresentam tais características.

Um problema comum dos testes de raiz unitária convencionais, tais como ADF e PP, é que eles não permitem a possibilidade de uma ruptura estrutural. Assumindo o tempo de ruptura como um fenômeno exógeno, Perron (1989) mostrou que o poder de rejeitar uma raiz unitária diminui quando a alternativa estacionária é verdadeira e uma quebra estrutural é ignorada. Zivot e Andrews (1992), Perron e Vogelsang (1992), Perron (1997) e Clemente, Montanes e Reyes (1998) propuseram testes de quebra estrutural em que o ponto de quebra era determinado

endogenamente. Alguns autores têm mostrado as vantagens e as desvantagens destes testes. Neste contexto, adotaremos o teste de Zivot e Andrews (1992), com o intuito de captar possíveis quebras estruturais.

Na sequência, analisou-se a matriz de correlação entre as variáveis estudadas. Por meio dela é possível identificar visualmente como as variáveis relacionam-se entre si.

A sobreparametrização e o problema de perda de graus de liberdade devem ser evitados para que sejam capturadas informações importantes no sistema. Assim, o tamanho do *lag* apropriado deve ser determinado para permitir um tamanho de *lag* diferente para cada equação, em cada período, de tal forma que seja escolhido o modelo com o menor valor para os critérios[15] informacionais de Schwarz (SC), de Akaike (AIC) e de Hannan-Quinn (HQ).

A avaliação da dinâmica das variáveis será feita por intermédio da abordagem de cointegração, tal como descrito por Johansen (1988). Ao contrário de outros métodos, como no caso de Engle e Granger, ele utiliza máxima verossimilhança para estimar os vetores de cointegração e permite testar e estimar a presença de vários vetores, e não só de um único vetor de cointegração. Além disso, é possível realizar testes sobre a significância dos parâmetros que compõem os vetores de cointegração.

O outro teste desenvolvido por Johansen e Juselius (1990) é o teste do máximo autovalor, que testa a existência de exatamente r vetores de cointegração contra a alternativa de existência de r+1 vetores. Detectada a cointegração entre as variáveis, inclui-se o modelo de correção de erro, que mostra a velocidade segundo a qual essas variáveis convergem para uma situação de equilíbrio de longo prazo. Outro aspecto relevante reside na interface entre cointegração e modelo de correção de erro, pois, de acordo com Engle e Granger (1987), a cointegração implica que o sistema segue uma representação de correção de erro e, reciprocamente, um sistema de correção de erros tem variáveis cointegradas.

A robustez dos dados é testada pela alteração dos *lags* do VAR para o teste de cointegração. Não foi possível influir índices de expectativas de consumidores alternativos ao empregado no estudo, devido ao Inec ser o primeiro (maior número de observações) e, até 2015, o único indicador de antecedência com abrangência nacional satisfazendo os objetivos do estudo.

Foi testado um modelo de VAR que é especialmente adequado para a análise de séries temporais e tem sido usado de forma extensiva por diversos economistas para a descrição de dados e a previsão e a inferência estatística, devido à simplicidade da metodologia e à qualidade dos resultados que ela proporciona.

15. Seguindo o princípio da parcimônia, em que se afirma que entre as hipóteses concorrentes, aquela que tiver o menor número de premissas deve ser selecionada, optou-se por tomar o critério de Schwarz como sendo o principal entre os demais critérios. Neste critério, a penalidade pelo número de coeficientes adicionais é maior.

Com a metodologia de cointegração obtêm-se evidências sobre a relação de longo prazo entre as variáveis estudadas. Entretanto, podem ocorrer desvios de curto prazo desta relação de longo prazo, e estes desvios são captados pelo modelo VEC. Este não apenas indica a velocidade de ajustamento dos desvios de curto prazo rumo ao equilíbrio de longo prazo, como também, por meio da significância estatística, indica a relação de causalidade entre as variáveis (Enders, 1995). Além disso, realizaremos testes de causalidade bivariada segundo Granger (1969).[16] É justamente a análise da relação de causalidade entre as variáveis um dos objetivos deste trabalho.

O ponto de partida para o modelo VEC é tratar cada variável simetricamente dentro de uma concepção de equações simultâneas. Recomenda-se que as variáveis incluídas no modelo VEC sejam reconhecidamente inter-relacionadas. O sistema assim especificado mostra as relações dinâmicas entre as variáveis que o compõem, por meio da função impulso-resposta (FIR) e da decomposição de variância do erro de previsão.

Um VAR irrestrito (ou VAR-padrão) mais o termo de correção de erro são conhecidos como VEC. Logo, um VEC é um VAR restringido pela relação de equilíbrio de longo prazo que existe entre as variáveis do modelo. Desta forma, a especificação de um VEC, apesar de permitir desvios de curto prazo, restringe o comportamento de longo prazo das variáveis do sistema para que ele convirja no equilíbrio de longo prazo (relação de cointegração), pois os desvios de curto prazo são paulatinamente corrigidos (pelos termos de correção de erro), de tal forma que o equilíbrio de longo prazo seja garantido. Nessa modelagem, admite-se que as séries tenham as propriedades do modelo de Box-Jenkins: sejam estáveis e invisíveis, e que tenham também o ε_{it} ruído branco com variância constante e não correlacionado.

4 RESULTADOS

Os resultados dos testes de raiz unitária para as variáveis logaritmo natural do consumo final das famílias (LNCFF), logaritmo natural do produto interno bruto *per capita* (LNPIBPC), logaritmo natural do Índice Nacional de Expectativas do Consumidor (LNINEC) estão relatados na tabela 1[17] e mostram que, para ambos os testes, não foi possível rejeitar a hipótese nula de raiz unitária das séries ao nível de significância de 5%. Isso é um indicativo que o modelo de correção de erros constitui uma boa solução econométrica em nossa investigação.

16. Causalidade no sentido definido por Granger (1969) e Sims (1980) é inferida quando valores defasados de uma variável, digamos x_t, tem poder explicativo em uma regressão de uma variável y_t sobre os valores defasados de y_t e x_t. Na prática, o que temos são duas séries temporais x_t e y_t e estaríamos interessados em saber se x_t precede y_t, ou se y_t precede x_t, ou se x_t e y_t ocorrem simultaneamente, sendo isto a essência do teste de causalidade de Granger. O teste de causalidade assume que a informação relevante para a predição das respectivas variáveis x_t e y_t está contida apenas nas séries de tempo sobre estas duas variáveis.

17. Os resultados foram obtidos por meio do pacote econométrico Eviews 8.0.

TABELA 1
Testes de raiz unitária em nível

Série	Estatística do teste	*Lag*	Valores críticos		Rejeita H_0: raiz unitária	
			1%	5%	1%	5%
Dickey-Fuller aumentado (ADF)						
LNCFF	-2,76	0	-4,14	-3,50	Não	Não
LNPIBPC	-1,00	5	-4,14	-3,50	Não	Não
LNINEC	-0,56	2	-4,14	-3,50	Não	Não
Phillips-Perron (PP)						
LNCFF	-2,65	6	-4,14	-3,50	Não	Não
LNPIBPC	-2,20	11	-4,14	-3,50	Não	Não
LNINEC	-1,03	1	-4,14	-3,50	Não	Não

Elaboração dos autores.
Obs.: 1. Estimação com constante e tendência.
2. As defasagens para o teste apresentado na tabela 1 foram determinadas pelo critério de informação de Schwarz.

Dado que todas as variáveis do modelo exibiram raízes unitárias em nível, passa-se, então, à definição da ordem de integração de cada variável. Para isso, aplicaram-se os respectivos testes na série em primeira diferença. Neste caso, se a hipótese nula for rejeitada, então a variável é integrada de 1ª ordem : $x_t \sim I(1)$. Caso contrário, diferencia-se novamente a série e se aplica o teste até que a hipótese nula seja rejeitada. Os resultados de ambos os testes, apresentado na tabela 2, mostram que todas as variáveis são $I(1)$.

TABELA 2
Testes de raiz unitária em primeira diferença

Série	Estatística do teste	*Lag*	Valores críticos		Rejeita H_0: raiz unitária	
			1%	5%	1%	5%
Dickey-Fuller aumentado (ADF)						
LNCFF	-6,59	2	-4,14	-3,50	Sim	Sim
LNPIBPC	-4,47	4	-4,14	-3,50	Sim	Sim
LNINEC	-6,27	1	-4,14	-3,50	Sim	Sim
Phillips-Perron (PP)						
LNCFF	-14,01	52	-4,14	-3,50	Sim	Sim
LNPIBPC	-22,00	15	-4,14	-3,50	Sim	Sim
LNINEC	-6,58	11	-4,14	-3,50	Sim	Sim

Elaboração dos autores.
Obs.: 1. Estimação com constante.
2. As defasagens para o teste apresentado na tabela 2 foram determinadas pelo critério de informação de Schwarz.

Nos testes anteriores de raiz unitária, não houve a preocupação formal em considerar a possibilidade de quebras estruturais. Uma maneira de tornar os testes

mais rigorosos para verificar a estacionariedade das séries é considerar a existência de quebras estruturais a partir da análise gráfica.[18]

TABELA 3
Testes de raiz unitária com componentes de quebras estruturais em nível

Zivot e Andrews (1992)							
Série	Estatística do teste	*Lag*	Valores críticos		Data da quebra	Rejeita *H0*	
			1%	5%		1%	5%
Componente da quebra: com intercepto individual							
LNCFF	2,52	1	5,57	5,08	x	Não	Não
LNPIBPC	-2,75	1	5,57	5,08	x	Não	Não
LNINEC	-4,96	1	5,57	5,08	x	Não	Não
Componente da quebra: com tendência							
LNCFF	-1,64	1	-4,93	-4,42	x	Não	Não
LNPIBPC	-2,78	1	-4,93	-4,42	x	Não	Não
LNINEC	-4,35	1	-4,93	-4,42	x	Não	Não
Componente da quebra: com intercepto e tendência individuais							
LNCFF	2,52	1	5,57	5,08	x	Não	Não
LNPIBPC	-2,75	1	5,57	5,08	x	Não	Não
LNINEC	-4,96	1	5,57	5,08	x	Não	Não

Elaboração dos autores.
Obs.: 1. As defasagens para o teste foram determinadas pelo critério de informação de Schwarz.
2. *H0*: raiz unitária sem quebra estrutural em nível (tabela 3).

Nesse contexto, o teste de Zivot e Andrews (1992) pressupõe que a quebra estrutural é determinada de forma endógena. No referido teste, são consideradas três tipos possíveis de quebras estruturais.[19] Os resultados presentes na tabela 3 indicaram que não podemos rejeitar a hipótese nula de raiz unitária sem quebra estrutural para as variáveis em nível.

Realizou-se análise de correlações entre as variáveis LNCFF, LNPIBPC e LNPIBPC. Assim, os resultados são apresentados na tabela 4, em que existem alguns pontos importantes que devem ser considerados na matriz de correlação. As variáveis especificadas na matriz são aquelas que foram julgadas importantes para efeito do poder preditivo do Inec. A partir da literatura econômica evidenciada neste estudo, atentou-se, principalmente, para a coluna do LNCFF. As variáveis LNPIBPC (0,97) e LNINEC (0,86) têm uma correlação positiva elevada com

18. A presença de quebra estrutural em uma série pode levar os testes-padrão a concluírem erroneamente pela presença de uma raiz. As séries das variáveis utilizadas no trabalho são vulneráveis a choques econômicos.
19. O que implica a utilização de três modelos em que a hipótese nula é que a série contém uma raiz unitária sem quebra estrutural e as hipóteses alternativas são possíveis versões de uma série com tendência determinística estacionária com uma mudança no intercepto, ou uma mudança na inclinação, ou em ambos.

o LNCFF, o que era esperado. Neste contexto, reconhece-se que o coeficiente de correlação fornece uma primeira aproximação se as variáveis caminham em uma mesma direção.

Em termos econômicos, isso significa que o aumento da renda dos consumidores reflete positivamente no aumento dos gastos de consumo das famílias, pois um dos pressupostos básicos da teoria microeconômica é que o aumento da renda gera um aumento e/ou uma melhoria dos gastos de consumo. Por sua vez, uma melhoria no estado de confiança dos consumidores no que diz respeito à conjuntura econômica atual e às perspectivas para o futuro em relação à renda, ao emprego etc. contribuem para a expansão dos gastos de consumo.

TABELA 4
Matriz de correlação

Correlação	LNCFF	LNPIBPC	LNINEC
LNCFF	1,00	-	-
LNPIBPC	0,97	1,00	-
LNINEC	0,86	0,77	1,00

Elaboração dos autores.

Tradicionalmente, antes de estimar o VEC, é necessário adotar algum critério para selecionar o número de *lags* que será considerado no modelo. Para isso, foi estimado um modelo VAR, e foram utilizados os testes para escolha do número de defasagens do modelo baseado nos critérios de Akaike (AIC), Schwartz (SC) e Hannan-Quinn (HQ). A tabela 5 mostra que os critérios de informação sugerem um VAR irrestrito com uma defasagem,[20] ou seja, um VEC sem defasagens.

TABELA 5
Critério de seleção do melhor modelo

Defasagens	AIC	SC	HQ
0	-4,50	-4,39	-4,46
1	-13,16[1]	-12,00[1]	-12,59[1]
2	-12,66	-11,87	-12,36
3	-12,66	-11,52	-12,22
4	-12,46	-11,68	-12,28

Elaboração dos autores.
Nota: [1] Indica a ordem selecionada por cada critério (tabela 5).
Obs.: AIC = critério de informação de Akaike (1974); SC = critério de informação de Schwarz (1978); HQ = critério de informação de Hannan e Quinn (1979).

Antes de tomar a primeira diferença das séries e estimar o VAR, segue-se com o teste de cointegração com intuito de testar a existência de uma relação de

20. Testes de diagnóstico adicionais foram realizados, a fim de inferir se a especificação proposta pelos critérios de informação realmente estava produzindo resíduos do tipo ruído branco.

longo prazo comum entre as variáveis. Além disso, deseja-se avaliar a dinâmica de curto prazo por meio do coeficiente de ajuste do VEC. Na determinação do modelo de cointegração foi considerado um modelo com constante no vetor de cointegração e tendência linear nos dados.

As estatísticas do traço e do máximo autovalor apontam para a existência de um vetor de cointegração ao nível de significância de 5%. Isso significa que as três variáveis possuem uma tendência estocástica comum, isto é, há uma relação de longo prazo entre as séries. A ideia é que, embora as variáveis possam apresentar desvios em suas trajetórias de curto prazo, em virtude de choques que eventualmente acometem a economia, uma vez dissipados os efeitos de tais choques, estas variáveis convergem para um comportamento-padrão sincronizado de longo prazo. Os resultados são expostos na tabela 6.

TABELA 6
Teste de cointegração de Johansen

Há *r* vetores de cointegração	Autovalor	Traço	Valor crítico (5%)	Probabilidade**	Máximo	Valor crítico (5%)	Probabilidade**
r=0*	0,41	34,87	29,80	0,0120	28,52	21,13	0,0042
r=1	0,11	6,61	15,49	0,6228	5,89	14,26	0,6270
r=2	0,01	0,72	3,84	0,3956	0,72	3,84	0,3956

Elaboração dos autores.
Notas: * Denota rejeição de *H0* com um nível de significância de 5%.
** *P*-valores baseados em Mackinnon, Haug e Michelis (1999) (tabela 6).

TABELA 7
Teste de cointegração de Johansen alternativo

Há *r* vetores de cointegração	Autovalor	Traço	Valor crítico (5%)	Probabilidade**	Máximo	Valor crítico (5%)	Probabilidade**
Teste de cointegração de Johansen com duas defasagens							
r=0*	0,46	28,55	29,80	0,5038	17,85	21,13	0,7010
r=1	0,11	6,70	15,49	0,6130	6,24	14,26	0,5822
r=2	0,01	0,45	3,84	0,5000	0,45	3,84	0,5000
Teste de cointegração de Johansen com três defasagens							
r=0*	0,23	19,92	29,80	0,4286	13,28	21,13	0,4269
r=1	0,12	6,64	15,49	0,6203	6,53	14,26	0,5463
r=2	0,00	0,11	3,84	0,7427	0,11	3,84	0,7427
Teste de cointegração de Johansen com quatro defasagens							
r=0*	0,37	28,71	29,80	0,0663	20,35	21,13	0,0724
r=1	0,10	5,36	15,49	0,7690	5,30	14,26	0,7040
r=2	0,00	0,07	3,84	0,7948	0,07	3,84	0,7948

Elaboração dos autores.
Notas: * Denota rejeição de H_0 com um nível de significância de 5%.
** *P*-valores baseados em Mackinnon, Haug e Michelis (1999) (tabela 7).

Uma vez definido o número de *lag* ótimo do modelo VAR, alterou-se o *lag* do VAR para o teste de cointegração com intuito de verificar a robustez dos dados. Os testes do traço e do máximo autovalor para duas, três e quatro defasagens são apresentados na tabela 7. De acordo com os testes do traço e do máximo autovalor, não é possível rejeitar a hipótese nula de que não há equilíbrio de longo prazo entre as variáveis. O teste de Johansen mostra que não há uma equação de cointegração ao nível de significância de 5%, pois tanto a estatística do traço quanto a do máximo autovalor são inferiores aos valores críticos do teste, evidenciando a robustez dos dados.

A tabela 8 reporta as estimativas do vetor de cointegração[21] detectado e o modelo de correção de erros. Desta forma, pela análise de cointegração, a relação de longo prazo entre as variáveis do modelo fica assim estimada:

$$LNCFF = 0{,}181 + 1{,}198\ LNPIBPC - 0{,}227\ LNINEC. \qquad (2)$$

As estimativas obtidas para todos os coeficientes[22] são estatisticamente significantes. Além disso, a elasticidade-renda[23] de longo prazo do CFF é 1,198, o que significa dizer que uma elevação de 1% na renda *per capita* gerará um aumento de 1,198% no CFF. Já a elasticidade-Inec[24] de longo prazo do CFF apresenta valor de -0,227, indicando que temos uma relação inversa entre as variáveis, ou seja, uma melhoria no estado de confiança dos consumidores no que diz respeito às condições econômicas do país reflete negativamente na ampliação dos gastos de consumo. O fato de as elasticidades de longo prazo do CFF serem diferentes de 1 significa que os ajustes rumo ao equilíbrio não ocorrem integralmente no curto prazo, necessitando de um determinado período para alcançar este equilíbrio.

A análise de exogeneidade (causalidade no sentido de Granger) dentro do contexto do modelo de correção de erros também é alvo do trabalho. O objetivo é examinar como se corrigem eventuais erros de equilíbrio de longo prazo. Em outras palavras, dada a relação de longo prazo existente entre as variáveis, o intuito é verificar qual variável se ajusta (dado um choque no sistema) para garantir o equilíbrio de longo prazo já detectado. Os resultados estão na parte inferior da tabela 8. Nota-se que os coeficientes do LNPIBPC (teste t = 3,83) e LNINEC

21. No longo prazo, LNCFF(-1) = LNCFF; LNPIBPC(-1) = LNPIBPC; LNINEC(-1) = LNINEC.

22. Tabela 8.

23. O sinal está de acordo com o esperado pela teoria do consumidor tanto em nível microeconômico quanto em nível macroeconômico, uma relação direta entre o aumento da renda e os gastos de consumo. Para mais detalhes, ver Pyndyck e Rubinfeld (1994), Varian (1997), Vasconcelos e Oliveira (2000) e Blanchard (2002).

24. Contrariando o sinal esperado, ou seja, esperava-se uma relação direta entre os gastos de consumo e expectativas dos consumidores, de modo que uma melhoria nas expectativas dos consumidores refletisse positivamente na ampliação dos gastos de consumo. Uma possível explicação para esse fato reside na precaução dos consumidores, evitando o endividamento excessivo ou o comprometimento de sua poupança.

(teste t = -3,60) foram estatisticamente significativos a 5%, ao passo que o coeficiente de ajuste do LNCFF não possui significância estatística (teste t = 0,75).[25] Isso significa que o LNPIBPC e o LNINEC são as variáveis responsáveis pelos ajustes que devem ocorrer no curto prazo, dada a incidência de algum choque; uma vez dissipado o efeito dos choques de curto prazo, as variáveis seguem em direção ao equilíbrio de longo prazo.

Em termos econométricos, o LNCFF não responde às discrepâncias em relação ao equilíbrio no longo prazo. Portanto, essa variável é caracterizada como exogenamente fraca. Em termos de causalidade, enquanto o LNINEC não Granger-causa o LNCFF, o contrário pode ser observado, isto é, LNCFF Granger-causa o LNINEC ao nível de significância de 5%, mostrando que o aumento dos gastos de consumo influencia positivamente na melhoria do estado de confiança dos consumidores. Esse resultado contraria o primeiro pressuposto da teoria popular de Fuhrer (1993), segundo o qual as expectativas dos consumidores causam, de forma independente, flutuações na atividade econômica.

Além disso, o LNCFF Granger-causa unidirecionalmente o LNPIBPC ao nível de significância de 5%, demonstrando que a expansão dos gastos de consumo contribui para a geração da riqueza econômica *per capita*, expressa pelo LNPIBPC. Por fim, não existe relação de causalidade entre o LNPIBPC e o LNINEC.

TABELA 8
Vetor de cointegração e modelo de correção de erros

Vetor de cointegração		CointEq1	
LNCFF(-1)		1,000	
LNPIBPC(-1)		-1,198 (0,023) [-52,087]	
LNINEC(-1)		0,227 (0,048) [4,697]	
C		-0,181	
Modelo de correção de erros	D(LNCFF)	D(LNPIBPC)	D(LNINEC)
CointEq1	0,068 (0,090) [0,749]	0,771 (0,201) [3,829]	-0,927 (0,257) [-3,601]
C	0,027 (0,005) [5,852]	0,019 (0,010) [1,972]	-0,031 (0,013) [-2,445]

Elaboração dos autores.
Obs: Desvio-padrão entre parênteses e estatística t entre colchetes (tabela 8).

25. Sob a condição que há uma relação de cointegração, o teste de razão de verossimilhança aceita a hipótese nula que a variável LNCFF seja fracamente exógena no longo prazo.

Os resultados do teste de causalidade bivariada são reportados na tabela 9. As mesmas relações de causalidade dentro do modelo de correção de erros apresentadas da tabela 8 foram encontradas, ou seja, o LNCFF causa unidirecionalmente o LNINEC e o LNPIBPC, respectivamente, e não há relação de causalidade ente o LNPIBPC e o LNINEC, a 5% de margem de erro, corroborando com os resultados anteriores.

TABELA 9
Teste de causalidade bivariada Granger (1969)

Hipótese nula	Observações	Estatística *F*	Probabilidade
LNINEC não Granger-causa LNCFF	54	130,15 530,45	0,2856 0,0032
LNPIBPC não Granger-causa LNCFF	54	0,45 529,06	0,7175 0,0033
LNPIBPC não Granger-causa LNINEC	54	279,67 146,76	0,0609 0,2361

Elaboração dos autores.

Segundo Hendry e Juselius (2000), quando há relações de cointegração nas séries das variáveis consideradas, há impactos dos termos de perturbações estocásticos (os desvios de curto prazo) sobre as relações das variáveis cointegradas no longo prazo nos modelos VEC.

TABELA 10
Teste de estabilidade do modelo

Raízes	Módulos
1,000000	1,000000
1,000000	1,000000
-0.616621	0,616621
0,285837 – 0,359960i	0,459645
0,285837 + 0,359960i	0,459645
-0.035786	0,035786

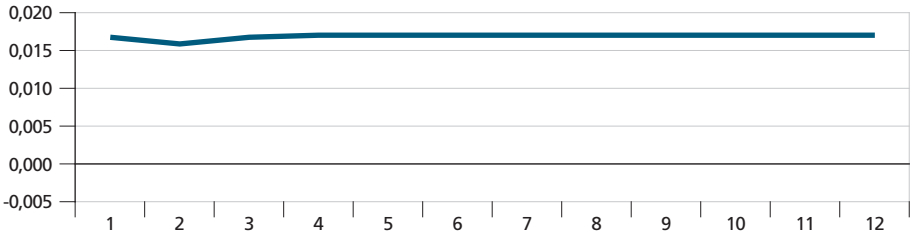
Elaboração dos autores.

Nesse contexto, foi realizado um teste de estabilidade – teste das raízes inversas do polinômio característico do sistema VAR.[26] O resultado do teste de estabilidade assegura a presença das raízes entre 0 e 1, como revela a tabela 10, o que indica que o sistema é estável.

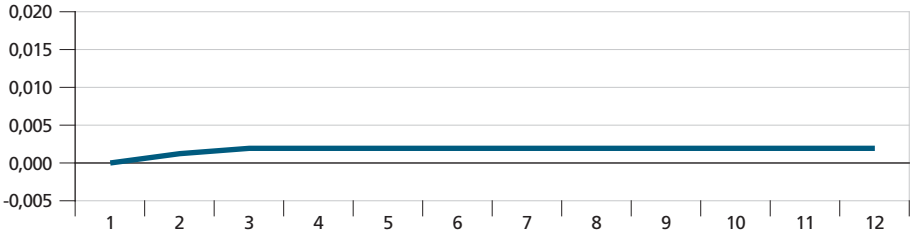
26. Se todas as raízes do polinômio caírem dentro do círculo unitário, o sistema deverá ser estável, o que significa que todas as raízes devem ter módulos iguais ou menores que 1; se algumas raízes ficarem fora do círculo, então o sistema é instável com comportamento explosivo; e se uma raiz ficar sobre o círculo unitário, então o sistema é não estacionário, podendo ter trajetória de tendência estocástica ou passeio aleatório (Lutkepohl, 2005).

O próximo passo consiste em analisar o comportamento da FIR visando visualizar a resposta de uma variável particular para choques de variáveis do sistema. Se duas variáveis são correlacionadas com o tempo e há uma relação estável entre eles, é esperado que um choque em uma variável espalha-se sobre a outra variável. Este choque é chamado de inovação ou impulso. O gráfico 2 ilustra os coeficientes do VEC e mostra o comportamento da variável explicativa LNCFF, quando existe um impulso, em uma das outras variáveis do sistema para um período de doze trimestres. O impulso ou a inovação leva o tamanho de dois desvios-padrão[27] (± 2 DP) de cada variável.

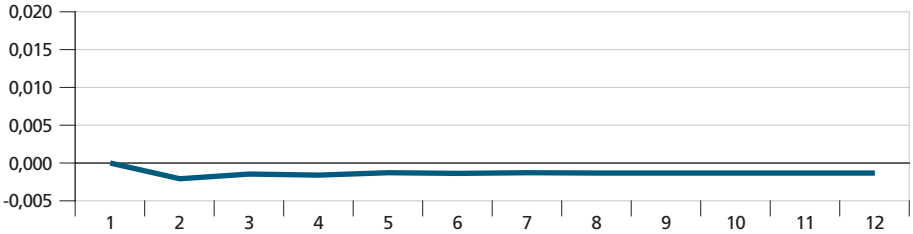
GRÁFICO 2
FIR
2A – Resposta do LNCFF a um choque no LNCFF



2B – Resposta do LNCFF a um choque no LNINEC



2C – Resposta do LNCFF a um choque no LNPIBPC



Elaboração dos autores.
Obs: Intervalo de confiança de 95% (gráfico 2).

27. Decomposição de Cholesky (*response to* Cholesky *one s. d. innovations*). Para mais detalhes, ver Enders (1995, p. 327-330).

No gráfico 2A, a resposta da mudança do LNCFF para inovações em si tem um efeito positivo que não é eliminado nos próximos doze trimestres. Uma possível explicação para isso é que o consumo segue uma espécie de processo autorregressivo, segundo o qual uma mudança atual no LNCFF tem uma maior influência sobre o LNCFF futuro.

Uma perturbação no desvio-padrão original do LNINEC, no primeiro trimestre, não produz nenhum impacto sobre o LNCFF. A partir de então tem um impacto positivo que não é exaurido nos doze trimestres seguintes. Isso significa que uma melhoria no estado de confiança dos consumidores, no que diz respeito a condições econômicas do país, não tende a impactar o consumo no curtíssimo prazo,[28] mas apresenta efeitos positivos no curto e no longo prazos, ou seja, ao vislumbrar uma conjuntura econômica favorável no futuro, os consumidores tendem a ampliar os seus gastos de consumo em virtude de suas melhores condições financeiras (gráfico 2B).

O impacto de uma elevação do LNPIBPC no LNCFF mostrou-se irrelevante. O gráfico 2C denota que um aumento da renda dos consumidores no primeiro trimestre não tende a impactar o consumo. Posteriormente, apresenta efeitos negativos que tendem a perdurar mais de doze trimestres, ou seja, há uma relação inversa entre o aumento da renda e os gastos de consumo, contrariando o esperado.[29] Existem várias explicações para tais fenômenos, entre elas as duas mais fortes são de que trata-se de bens inferiores, bens cuja demanda diminui sempre que a renda da população aumenta *ceteris paribus*; e que, como os testes de causalidade entre o LNPIBPC e o LNCFF indicaram que não há precedência temporal da renda em relação aos gastos de consumo, e sim na direção inversa, os efeitos dos choques destoaram-se.

Por fim, resta acrescentar que, em respostas aos impulsos (choques), as séries das variáveis podem entrar em equilíbrio de longo prazo em um novo patamar, acima ou abaixo da posição de equilíbrio de curto prazo.

Outra importante ferramenta para verificar o comportamento de choques é verificar a decomposição da variância. A decomposição da variância dos erros de previsão é uma ferramenta útil por mostrar a evolução do comportamento dinâmico apresentado pelas variáveis em consideração a *n* períodos à frente.

28. Primeiro trimestre.

29. Esperava-se que houvesse uma relação direta entre o aumento da renda e os gastos de consumo, ou seja, o aumento da renda ocasionasse o aumento dos gastos do consumo.

TABELA 11
Decomposição da variância do LNCFF

Período	Erro-padrão (SE)	LNCFF	LNPIBPC	LNINEC
	Ordenação de Cholesky			
1	0,02	100,00	0,00	0,00
2	0,02	98,99	0,76	0,25
3	0,03	98,61	0,78	0,60
4	0,03	98,41	0,81	0,78
5	0,04	98,37	0,75	0,87
6	0,04	98,35	0,73	0,91
7	0,05	98,35	0,71	0,94
8	0,05	98,34	0,70	0,96
9	0,05	98,33	0,69	0,98
10	0,05	98,32	0,69	0,99
11	0,06	98,32	0,68	1,00
12	0,06	98,32	0,67	1,01

Elaboração dos autores.

Grande parte da variância é explicada pela própria variável explicada. Os resultados estimados são apresentados na tabela 11, para um período de doze trimestres. As perturbações provenientes do próprio LNCFF contribuem com 98,32% da variância ao final do 12º trimestre. Esses resultados indicam que as mudanças atuais no CFF muito influenciam a evolução futura do LNCFFF, sendo o restante (1,68%) associado com a variabilidade apresentada pelas outras variáveis.

O LNINEC prevalece sobre a renda (LNPIBPC: 0,67%), determinante tradicional do LNCFF. Ele é responsável por 1,01% da variância no LNCFF para um período de doze trimestres. Esta variável capta a percepção dos consumidores quanto às condições conjunturais da economia, tais como inflação, desemprego, situação financeira, endividamento, renda, e compra de bens duráveis. A importância desta variável pode ser confirmada pela proporção relativamente superior ao indicador de renda na mensuração da variabilidade do LNCFF.

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

O objetivo deste artigo foi avaliar a capacidade preditiva do INEC em antecipar a evolução futura dos gastos de consumo, auxiliando, assim, na antecipação de possíveis impactos desse fenômeno sobre a demanda agregada. Nossa análise enfatizou o período compreendido entre o primeiro trimestre de 2001 e o terceiro trimestre de 2014. A metodologia econométrica utilizada envolve técnicas

de cointegração, tal como descrito por Johansen (1988), e modelo VAR e correção de erros (Johansen e Juselius, 1990).

Este estudo vislumbrou um esforço para demonstrar que as expectativas ou o sentimento dos consumidores tendem, portanto, a ser um indicador de antecedência de grande importância sobre as variações na demanda agregada da economia, da qual o consumo é o principal componente, e, por conseguinte, do nível da atividade econômica, utilizando-se como referencial a teoria popular sobre o papel da confiança dos consumidores, de Fuhrer (1993).

As principais limitações da metodologia VAR e correção de erro são que cada modelo VAR é simplesmente uma "forma reduzida".[30] Uma segunda limitação refere-se ao elevado número de parâmetros dos modelos VAR, como reflexo do tamanho da amostra requerida para que se obtenha uma estimação confiável. Outra limitação ao estudo refere-se à base de dados utilizada. Foram utilizados os dados trimestrais,[31] as pequenas amostras[32] e a falta de dados desagregados por regiões, para que se pudesse realizar uma análise destas regiões. Contudo, diante de todas as limitações, os resultados encontrados foram satisfatórios e atenderam aos objetivos deste artigo.

Identificou-se, por meio dos testes de Dickey e Fuller (1979) e Phillips e Perron (1989), que todas as variáveis com intercepto e tendências individuais são estacionárias em primeira diferença; portanto, integradas de mesma ordem, ou seja, $I(1)$. Posteriormente, por meio da matriz de correlação, comprovou-se a hipótese central de que existe uma forte correlação positiva ao longo do tempo entre as evoluções do Inec e os gastos de consumo. Em termos econômicos, isso significa que o aumento da renda dos consumidores reflete positivamente no aumento dos gastos de consumo das famílias.

Por meio do teste de cointegração de Johansen (1988) comprovou-se a existência de um vetor de cointegração, indicando que as variáveis LNCFF, LNPIBPC e LNINEC possuem uma relação de equilíbrio de longo prazo. A ideia é que, embora as variáveis possam apresentar desvios em suas trajetórias de curto prazo, em virtude de choques que eventualmente acometem a economia, uma vez dissipados os efeitos de tais choques, estas variáveis convergem para um comportamento-padrão sincronizado de longo prazo.

Um dos objetivos específicos deste artigo consistiu em verificar o sentido da causalidade, no sentido de Granger, entre o LNCFF e o LNINEC. Os resultados do teste evidenciaram a existência de causalidade unidirecional (LNCFF $\rightarrow$ LNINEC),

30. Ou seja, as mesmas relações entre as variáveis e suas defasagens são simultaneamente compatíveis com vários diferentes modelos que descrevem também as relações contemporâneas entre as variáveis (chamado de formas estruturais).

31. Havia limitações acerca da disponibilidade dos dados mensais.

32. Em decorrência de alterações metodológicas dos indicadores para o período anterior a 2001.

ou seja, o LNCFF causa o LNINEC, refutando o primeiro pressuposto da teoria popular de Fuhrer (1993), segundo o qual as expectativas dos consumidores causam, de forma independente, flutuações na atividade econômica.

Os resultados também evidenciaram, por meio da FIR, que o LNCFF reage de forma positiva a um choque no LNINEC, corroborando a importância da utilização dos indicadores de confiança dos consumidores, mais precisamente o Inec, juntamente às variáveis macroeconômicas, em explicar a evolução futura dos gastos do consumo.

Além disso, as decomposições das variâncias indicam que a variável LNCFF defasado explica a maior parte das flutuações de curto e longo prazos nela mesma, valendo a pena, ainda, destacar a importância relativamente superior do LNINEC sobre o indicador tradicional de renda (LNPIBPC) no estudo da decomposição da variância da variável explicativa no LNCFF.

Os resultados ratificaram a importância da utilização dos indicadores de confiança dos consumidores, mais precisamente o Inec, juntamente às variáveis macroeconômicas, em explicar a evolução futura dos gastos do consumo. A partir daí se torna evidente o acompanhamento do índice para o Brasil, suas regiões, e mesmo em cada estado do território nacional. Neste sentido, sugere-se a utilização dos trabalhos de Fuhrer (1993), Carroll, Fuhrer e Wilcox (1994), Bentes (2006), McIntyre (2007), Qiao, McAleer e Wong (2009), Hollanders e Vliegenthart (2011), Bruno (2014), Dees e Brinca (2013), Paradiso, Kumar e Lucchetta (2014), Kilic e Cankaya (2015) como uma espécie de literatura complementar, com o intuito de lidar com as limitações impostas pelo estudo realizado.

REFERÊNCIAS

ACEMOGLU, D.; SCOTT, A. Consumer confidence and rational expectations: are agents beliefs consistent with the theory? **The Economic Journal**, v. 104, n. 422, p. 1-19, 1994. Disponível em: <http://goo.gl/WDakLl>.

ADAMS, F. G.; GREEN, E. W. Explaining and predicting aggregative consumer attitudes. **International Economic Review**, v. 6, n. 3, p. 275-293, 1965. Disponível em: <http://goo.gl/NVAgr0>.

AKAIKE, H. A new look at the statistical model identification. **IEEE Transactions on Automatic Control**, v. AC-19, n. 6, p. 716-723, 1974. Disponível em: <http://goo.gl/ySb2Vt>.

AL-EYD, A.; BARRELL, R.; DAVIS, E. P. Consumer confidence indices and short-term forecasting of consumption. **IFC Bulletin**, v. 77, n. 1, p. 96-111, 2009.

ARMSTRONG, J.; MORWITZ, V.; KUMAR, V. Sales forecasts for existing consumer products and services: do purchase intentions contribute to accuracy? **International Journal of Forecasting**, v. 16, n. 3, p. 383-397, 2000. Disponível em: <http://goo.gl/X6yi2R>.

BENTES, F. G. M. **O poder preditivo do índice de confiança do consumidor no Brasil**: uma análise através de vetores autorregressivos. 2006. Dissertação (Mestrado Profissionalizante em Economia) – Instituto Brasileiro de Mercado de Capitais, Rio de Janeiro, 2006. Disponível em: <http://goo.gl/CgW82p>.

BERG, L.; BERGSTROM, R. **Consumer confidence and consumption in Sweden**. Uppsala: Uppsala University, 1996. (Working Paper, n. 7).

BLANCHARD, O. **Macroeconomia**. 2. ed. Rio de Janeiro: Editora Campus, 2002.

BOVI, M. Economic versus psychological forecasting: evidence from consumer confidence surveys. **Journal of Economic Psychology**, v. 30, n. 4, p. 563-574, 2009.

BRAM J.; LUDVIGSON, S. C. Does consumer confidence forecast household expenditure? A sentiment index horse race. **Federal Reserve Bank of New York Economic Policy Review**, v. 4, n. 2, p. 59-78, 1998.

BRUNO, G. Consumer confidence and consumption forecast: a non-parametric approach. **Empírica**, v. 41, n. 1, p. 37-52, 2014. Disponível em: <http://goo.gl/CkmHb6>.

CAMPBELL, J.; SHILLER, R. Cointegration and of present value models. **Journal of Political Economy**, v. 95, n. 5, p. 1062-1088, 1987. Disponível em: <http://goo.gl/hseRBG>.

CARROLL, C. D.; FUHRER, J. C.; WILCOX, D. W. Does consumer sentiment forecast household spending? **American Economic Review**, n. 84, n. 5, p. 1397-1408, 1994. Disponível: <http://goo.gl/zFQUQs>.

CHAREMZA, W.W.; DEADMAN, D. **New directions in econometric practice general to specific modelling, cointegration and vector autoregression**. 2. ed. Cheltenham: Edward Elgar Publishier, 1997.

CLEMENTE, J.; MONTANES, A.; REYES, M. Testing for a unit root in variables with a double change in the mean. **Economics Letters**, v. 59, n. 2, p. 175-182,1998.

CNI – CONFEDERAÇÃO NACIONAL DA INDÚSTRIA. **Índice Nacional de Expectativas do Consumidor**: nota metodológica. Brasília: CNI, 2001.

_____. **Índice Nacional de Expectativas do Consumidor**: série histórica. Brasília: CNI, 2015.

CONFERENCE BOARD. **Consumer Confidence Survey**. New York: Conference Board, 2014. Disponível em: <http://goo.gl/7SfGwX>.

CONFIDENCE index plunges. **The New York Times**, 16 Nov. 1990.

DEES, S.; BRINCA, P. S. Consumer confidence as a predictor of consumption spending: evidence for the United States and the Euro area. **International Economics**, v. 134, p. 1-14, 2013.

DICKEY, D. A.; FULLER, W. A. Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. **Journal of the American Statistical Association**, v. 74, issue 366, p. 427-431, 1979.

ENDERS, W. **Apllied econometric time series**. New York: John Wiley & Sons, 1995.

ENGLE, R. D. H.; GRANGER, W. J. Co-integration and error correction: representation, estimation and testing. **Econometrica**, v. 55, n. 2, p. 251-276, 1987.

FECOMÉRCIO-RJ – FEDERAÇÃO DO COMÉRCIO DO RIO DE JANEIRO. **Índice de Expectativa do Consumidor**: nota metodológica. Rio de Janeiro: Fecomércio-RJ, 2000.

FECOMÉRCIO-SP – FEDERAÇÃO DO COMÉRCIO DE SÃO PAULO. **Índice de Confiança do Consumidor**: notas metodológicas. São Paulo: Fecomércio-SP, 2011a.

_____. **Índice de Confiança do Empresário**: notas metodológicas. São Paulo: Fecomércio-SP, 2011b.

FGV – FUNDAÇÃO GETULIO VARGAS. **Sondagem das Expectativas do Consumidor**: notas metodológicas. Brasília: FGV, 2011.

FILDES, R. Quantitative forecasting-the state of the art: econometric models. **The Journal of the Operational Research Society**, v. 36, n. 7, p. 549-580, 1985.

FUHRER, J. What role does consumer sentiment play in the U.S. macroeconomy? **New England Economic Review**, v. 35, n. 33, p. 32-44, 1993.

GARRETT, T. A.; HERNÁNDEZ-MURILLO, R.; OWYANG, M. Does consumer sentiment predict regional consumption? **Federal Reserve Bank of St. Louis Review**, v. 87, n. 2, part 1, p. 123-135, 2005.

GELPER, S.; LEMMENS, A.; CROUX, C. Consumer sentiment and consumer spending: decomposing the granger causal relationship in the time domain. **Applied Economics**, v. 39, n. 1, 2007.

GOH, L. K. **Does consumer confidence forecast consumption expenditure in New Zealand?** New Zealand: The Treasury, 2003. (Treasury Working Paper, n. 03/22). Disponível em: <http://goo.gl/NLB6Kk>.

GRANGER, C. W. J. Investigation causal relations by econometric models and cross-spectral methods. **Econometrica**, v. 37, n. 3, p. 424-438, 1969.

GREENHOUSE, S. Consumer confidence plummets: senators implore Greenspan to Act. **The New York Times**, 26 Feb. 1992.

GUJARATI, N. D. **Econometria básica**. 5. ed. São Paulo: Makron Books, 2011.

HALL, B.; WILCOX, J. **Consumer sentiment**: causes and effects. Harvard; Berkeley: Harvard University; University of California, 1992.

HANNAN, E. J.; QUINN, B. G. The determination of the order of an auto regression. **Journal of the Royal Statistic Society**, v. 41, n. 2, p. 190-195, 1979.

HENDRY, D. F.; JUSELIUS, K. Explaining cointegration analysis. **Energy Journal**, v. 21, n. 1, p. 1-42, 2000.

HOLLANDERS, D. A.; VLIEGENTHART, R. The influence of negative newspaper coverage on consumer confidence: the Dutch case. **Journal of Economic Psychology**, v. 32, n. 3, p. 367-373, 2011.

IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Sistema de Contas Nacionais**. Rio de Janeiro: IBGE, 2000.

_____. **Pesquisa de Orçamentos Familiares 2008-2009**. Rio de Janeiro: IBGE, 2010.

_____. **Consumo final das famílias**: série histórica. Rio de Janeiro: IBGE, 2015a.

_____. **Produto interno bruto**: série histórica. Rio de Janeiro: IBGE, 2015b.

JOHANSEN, S. Statistical analysis in cointegrated vectors. **Journal of Economic Dynamics and Control**, v. 12, n. 2-3, p. 231-254, 1988.

JOHANSEN, S.; JUSELIUS, K. Maximum likelihood estimation and inference on cointegration: with applications to the demand for money. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, v. 52, n. 2, p. 169-219, 1990.

KILIC, E.; CANKAYA, S. **Consumer confidence and economic activity**: a factor augmented VAR approach. Istanbul: SSRN, 2015. Disponível em: <http://goo.gl/zwKcFg>.

LITTERMAN, R. **Techniques of forecasting using vector auto regression**. Minneapolis: Federal Reserve Bank of Minneapolis, 1979. (Working Paper, n. 15).

LUCAS JR., R. E. Econometric policy evaluation: a critique. **Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy**, v. 1, n. 1, p. 19-46, 1976.

LUTKEPOHL, H. **New introduction to multiple time series analysis**. New York: Springer, 2005.

MACKINNON, J. G.; HAUG, A. A.; MICHELIS, LEO. Numerical distribution functions of likelihood ratio tests for cointegration. **Journal of Applied Econometrics**, n. 14, p. 563-577, 1999.

MATSUSAKA, J. G.; SBORDONE, A. M. Consumer confidence and economic fluctuations. **Economic Inquiry**, v. 2, n. 33, p. 296-318, 1995.

MCINTYRE, K. H. Reconciling consumer confidence and permanent income consumption. **Eastern Economic Journal**, v. 33, n. 2, p. 257-275, 2007.

MEHRA, Y. P., MARTIN, E. W. Why does consumer sentiment predict household spending? **Federal Reserve Bank of Richmond Economic Quarterly**, v. 4, n. 89, p. 51-67, 2003. Disponível em: <https://goo.gl/gA1j7n>.

MISHKIN, F. S. Consumer sentiment and spending on durable goods. **Brookings Papers on Economic Activity**, v. 1, p. 217-232, 1978. Disponível em: <http://goo.gl/27c0Tt>.

MUELLER, E. Ten years of consumer attitude surveys: their forecasting record. **Journal of the American Statistical Association**, v. 58, n. 304, p. 899-917, 1963.

NAHUIS N.; JANSEN, W. Which survey indicators are useful for monitoring consumption? Evidence from European countries. **Journal of Forecasting**, v. 23, n. 2, p. 89-98, 2004. Disponível em: <http://goo.gl/1jhILY>.

PARADISO, A.; KUMAR, S.; LUCCHETTA, M. Investigating the US consumer credit determinants using linear and non-linear cointegration techniques. **Economic Modelling**, v. 42, p. 20-28, 2014.

PERRON, P. The great crash, the oil price shock, and the unit root hypothesis. **Econometrica**, v. 57, n. 6, p. 1361-1401, 1989.

_____. Further evidence on breaking trend functions in macroeconomic variables. **Journal of Econometrics**, v. 80, n. 2, p. 355-385, 1997.

PERRON, P.; VOGELSANG, T. J. Nonstationary and level shifts with an application to purchasing power parity. **Journal of Business and Economic Statistics**, v. 10, n. 3, p. 301-320, 1992.

PHILLIPS, P. C. B.; PERRON, P. Testing for a unit root in time series regressions. **Biometrika**, v. *75*, n. 2, p. 335-346, 1988.

PYNDYCK, R. S.; RUBINFELD, D. L. **Microeconomia**. São Paulo: Makron Books, 1994.

QIAO, Z; MCALEER, M.; WONG, W. K. Linear and nonlinear causality between changes in consumption and consumer attitudes. **Economics Letters**, n. 102, n. 3, p. 161-164, 2009.

ROOS, M. W. Willingness to consume and ability to consume. **Journal of Economic Behavior & Organization**, v. 66, n. 2, p. 387-402, 2008.

SCHWARTZ, G. Estimating the dimension of a model. **The Annals of Statistics**, v. 6, n. 2, p. 461-464, 1978.

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

UNIVERSITY OF MICHIGAN. **Surveys of consumer**: survey information. Michigan: The University of Michigan, 1979. Disponível em: <http://goo.gl/eFJbF>.

VARIAN, R. **Microeconomia**: princípios básicos. 2. ed. Tradução de Luciane Meio. Rio de Janeiro: Campus, 1997.

VASCONCELOS, M. A. S.; OLIVEIRA, R. G. **Manual de microeconomia**. 2. ed. São Paulo: Atlas, 2000.

ZIVOT, E.; ANDREWS, K. Further evidence on the great crash, the oil price shock, and the unit root hypothesis. **Journal of Business and Economic Statistics**, v. 10, n. 3, p. 251-270, 1992.

BIBLIOGRAFIA COMPLEMENTAR

ADAMS, F. G. Consumer attitudes, buying plans, and purchases of durable goods: a principal components. **The Review of Economics and Statistics**, v. 46, n. 4, p. 347-355, 1964. Disponível em: <http://goo.gl/XhCXtS>.

CNI – CONFEDERAÇÃO NACIONAL DA INDÚSTRIA. **Índice de Confiança do Empresário**: notas metodológicas. Brasília: CNI, 2011.

GREENE, W. H. **Econometric analysis**. 4th ed. New Jersey: Prentice Hall, 2000.

HAMILTON, J. D. A. **Time series analysis**. Princeton: Princeton University Press, 1994.

IHS – INSTITUTE FOR HOUSING AND URBAN DEVELOPMENT STUDIES. **Eviews User's Guide**: Quantitative Micro Software. Rotterdam: IHS, 2002.

IPEA – INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA. **Índice de Expectativas das Famílias**: notas metodológicas. Brasília: Ipea, 2011.

_____. **Consumo final das Famílias**. Brasília: Ipea, 2015a.

_____. **Contagem populacional**. Brasília: Ipea, 2015b.

_____. **Produto interno bruto**. Brasília: Ipea, 2015c.

KENNEDY, P. **A guide to econometrics**. 3rd ed. London: The MIT Press, 1993.

Originais submetidos em julho de 2015. Última versão recebida em abril de 2016. Aprovado em abril de 2016.

O PODER DA COMUNICAÇÃO DO BANCO CENTRAL: AVALIANDO O IMPACTO SOBRE JUROS, BOLSA, CÂMBIO E EXPECTATIVA DE INFLAÇÃO[1]

Pedro Lutz Ramos[2]
Marcelo Savino Portugal[3]

Investigamos a capacidade do Banco Central do Brasil (BCB) de afetar preços de ativos e expectativas por meio da comunicação. Empregando a técnica de Gürkaynak, Sack e Swanson (2005), separamos o efeito do comunicado do Comitê de Política Monetária (Copom) sobre a curva de juros em dois componentes não observáveis: um associado à surpresa na taxa de juros corrente e seus desdobramentos (*target factor*), e outro associado ao efeito do comunicado não relacionado à taxa de juros corrente, o que seria o efeito da comunicação (*path factor*). Encontramos que tanto a taxa de juros corrente quanto a comunicação tem efeitos sobre os preços de ativos e expectativas ao longo do regime de metas de inflação. No entanto, verificamos que na gestão Tombini, apenas a mudança na taxa de juros corrente fez as expectativas de inflação alterarem-se no sentido desejado pela autoridade monetária.

Palavras-chave: comunicação; *forward guidance*; comunicado; curva de juros; análise fatorial.

THE POWER OF COMMUNICATION OF CENTRAL BANK: ASSESSING THE IMPACT ON INTEREST RATE, STOCK INDEX, EXCHANGE RATE AND INFLATION EXPECTATION

We investigated the Brazilian Central Bank's ability to affect asset prices and expectations through communication. Employing Gürkaynak, Sack and Swanson (2005) technique, we separate the effect of the Monetary Policy Committee statement on the yield curve in two unobservable components: one associated with the surprise in the current interest rate and its consequences, the target factor, and another the path factor, associated with the effect of post-meeting communiqué that is not related to the current interest rate, which would be the effect of communication. We find that both factors has effects on asset prices and expectations during the regime of inflation targeting. However, we found that in the chairman Tombini period, only the change in the interest rate did inflation expectations have changed in the direction desired by the monetary authority.

Keywords: communication; forward guidance; statement; yield curve; factor analysis.

---

1. Os autores agradecem ao parecerista anônimo desta revista *Planejamento e Políticas Públicas*, que avaliou este estudo, aos professores debatedores, aos presentes na sessão de apresentação deste trabalho no 42ª Encontro Nacional de Economia da Associação Nacional dos Centros de Pós-Graduação em Economia (Anpec), em 2014, e ao professor Eduardo Horta, da Universidade Federal do Rio Grande do Sul (UFRGS), pelas contribuições e pelos questionamentos que trouxeram melhorias a este trabalho.

2. Doutor em Economia Aplicada pela Universidade Federal do Rio Grande do Sul (PPGE/UFRGS). Gerente de análise econômica no Banco Cooperativo Sicredi. *E-mail*: <plr2010@gmail.com>.

3. PhD em economia pela University of Warwick (Inglaterra). Professor nos Programas de Pós-Graduação em Economia e em Administração da UFRGS e pesquisador no Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq). *E-mail*: <mps@ufrgs.br>.

EL PODER DE LA COMUNICACIÓN DEL BANCO CENTRAL: MENSURACIÓN DEL IMPACTO SOBRE LAS TASAS DE INTERÉS, ACCIONES, TIPO DE CAMBIO Y LAS EXPECTATIVAS DE INFLACIÓN

Se investigó la capacidad del Banco Central de Brasil afectar los precios de los activos y las expectativas a través de la comunicación. Por técnica Gürkaynak, Sack, y Swanson (2005), separamos el efecto de Cominicado del Comité de Política Monetaria en la curva de rendimiento en dos componentes no observables: uno asociado a la sorpresa en la tasa de interés actual y sus consecuencias, el *target factor*, y otro, el *path factor*, asociado con el efecto del comunicado no relacionado con la tasa de interés de intervención, lo que sería el efecto de la comunicación. Hemos encontrado que ambos factores tienen efectos sobre los precios de los activos y las expectativas durante el régimen de metas de inflación. Sin embargo, encontramos que en el período de presidente Tombini, sólo el cambio en la tasa de interés cambió las expectativas de inflación en el sentido deseado por la autoridad monetaria.

Palabras clave: comunicación; *forward guidance*; comunicado; curva de rendimientos; analise factorial.

LE POUVOIR DE COMMUNICATION DE LA BANQUE CENTRALE: ÉVALUTION DE L'IMPACT SUR LES INTERÉTS, LA BOURSE DES VALEURS, LE TAUX DE CHANGE ET LES ANTICIPATIONS D'INFLATION

Nous avons étudié la capacité de la Banque centrale du Brésil d'affecter les prix des actifs et les expectatives à travers de la communication. Par la utilisation du technique de Gürkaynak, Sack et Swanson (2005), nous séparons l'effet du communiqué du Comité de politique monétaire (Copom) sur la courbe des rendements en deux composantes non observables: une associée à la surprise du taux d'intérêts actuel (courant) et ses dédoublements, le *target factor*, et un autre, le *path factor*, associée à l'effet du communiqué ne pas liées au taux d'intérêt courant (actuel), ce qui serait l'effet de la communication. Nous avons constaté que deux facteurs ont des effets sur les prix et les attentes actifs : le taux d'effet autant la communication. Cependant, nous avons constaté que dans la période de président Tombini, seulement la variation des taux d'intérêt courant ont fait l'expectative d'inflation ont changer dans le sens souhaité pour l'autorité monétaire.

Mots-clés: comunication; *forward guidance*; communiqué; courbe des rendements; analyse factorielle.

JEL: E43; E52; E58.

1 INTRODUÇÃO

A comunicação sempre teve um papel fundamental na condução da política monetária, por ser uma das principais formas de conduzir as expectativas dos agentes. Na maioria dos modelos macroeconômicos convencionais, as expectativas exercem um papel importante na condução do ciclo de negócios, pois reage às alterações nas condições monetárias imediatamente, acelerando e amplificando o processo de contração ou expansão da atividade e da inflação. Além disso, a comunicação serve para reduzir a assimetria de informação entre a autoridade monetária e os agentes privados, o que reduz o nível de incerteza e aumenta a previsibilidade da economia, podendo trazer repercussão benéfica sobre o prêmio de risco, aumentando a capacidade da economia de atrair capitais e o investimento local.

Ainda, frente às grandes incertezas do cenário macroeconômico, a comunicação pode ser um mecanismo que permite ganhos de credibilidade.

Nos modelos novo-Keynesianos, as expectativas constituem um dos poucos canais cuja autoridade monetária pode atuar de imediato sobre a atividade e sobre a inflação, pois os efeitos diretos da taxa de juros costumam ser demorados. No caso da atividade, o Banco Central altera a taxa de juros no período corrente e colhe a consequência direta da modificação apenas alguns trimestres à frente, em função da demora da economia em acumular os efeitos da mudança do consumo agregado sobre o mercado de fatores. Contudo, a expectativa da atividade nos próximos trimestres faz os agentes mudarem sua postura em relação ao consumo e ao investimento no momento corrente, muito antes de ver a demanda das famílias alterarem-se ou haver mudança na renda ou no emprego. Já a inflação será afetada pela taxa de juros indiretamente, por meio da atividade, da taxa de câmbio e das expectativas de inflação. Como a atividade reage de forma defasada à alteração das condições monetárias, a mudança nos preços ocorre também de forma defasada. A expectativa de inflação se modificará e alterará os preços correntes em seguida, pois os formadores de preços do período atual, pensando no que ocorrerá com seus custos, com suas margens de lucro, com a atividade econômica e com os preços agregados nos períodos posteriores, remarcam os preços. A taxa de câmbio também reage prontamente, por conta da mudança nos custos dos produtos transacionáveis, mas enfrenta a rigidez temporal de preços.

A comunicação também ajuda a reduzir a assimetria de informação entre a autoridade monetária e os agentes, pois cada Banco Central ou Conselho Monetário tem suas preferências sobre atividade, inflação, taxa de câmbio e regulação bancária e possui seu próprio diagnóstico a respeito de cada fase do ciclo de negócios. O desconhecimento das preferências e das ações do Banco Central acaba se traduzindo em incerteza e aumento do prêmio de risco sobre toda a economia, especialmente sobre a curva de juros e sobre o mercado de crédito. Assim, caso a autoridade revele, de forma transparente, seus passos, comunicando-se com o mercado, poderá reduzir a incerteza, diminuindo o custo do crédito e aumentando a atratividade da economia. Grande parte dos motivos da adoção de *forward guidance* por parte dos Bancos Centrais da Suécia, da Noruega e da Nova Zelândia está calcada na redução da assimetria de informação.

O diálogo do Banco Central com os agentes privados possui também um papel-chave para o ganho de credibilidade em um regime de metas para inflação, uma vez que o cenário macroeconômico é cercado de incertezas. Uma ação tomada pela autoridade monetária que tenha resultados diferentes do esperado, por razões aleatórias, pode gerar interpretações erradas do comportamento do banqueiro central. Para evitar esse tipo de situação, a apresentação de cenários

com hipóteses e com análise de balanço de riscos é fundamental para que, mesmo em um cenário adverso, o Banco Central consiga revelar para os agentes suas reais preferências. Em linha com essa análise, podemos entender a importância de documentos como o *Relatório Trimestral de Inflação*, do Banco Central do Brasil (BCB); o *Monthly Bulletin*, do Banco Central Europeu (BCE); o *Inflation Report*, do Banco da Inglaterra (BOE, do inglês Bank of England), e outros que buscam apresentar a visão do Banco Central a respeito da economia.

A literatura sobre comunicação da autoridade monetária e capacidade de alterar as expectativas é extensa e relativamente nova. Diferentes estudos empíricos foram realizados, mostrando as diversas formas com que os bancos centrais, sob regimes de metas implícitas ou explícitas de inflação, têm conseguido afetar as expectativas dos agentes. Para os Estados Unidos, os estudos mais relevantes são Kuttner (2001), Rigobon e Sack (2004), Kohn e Sack (2003), Gürkaynak, Sack e Swanson (2005),[4] Rosa e Verga (2007) e Campbell *et al.* (2012). Estes estudos utilizam dados diários e intradiários para analisar os impactos das diferentes formas de comunicação e de anúncio de política monetária sobre o mercado financeiro e sobre as expectativas em dados diários e intradiários. De modo geral, a literatura verifica que o Banco Central é capaz de alterar, por meio da comunicação, a taxa de juros do mercado futuro, mas nem sempre é capaz de mostrar que conseguiria alterar outras taxas de juros ou preços de outros ativos.[5]

Para o Brasil, a literatura, ainda que recente, não é pequena. Há estudos que mostram que as manifestações do BCB seriam capazes de reduzir a volatilidade do mercado depois de sua divulgação (Costa Filho e Rocha, 2009; Janot e Mota, 2012). Contudo, estes estudos foram realizados sem verificar se a volatilidade dos ativos sobe nos períodos anteriores à comunicação, o que levaria a uma conclusão um pouco diferente das encontradas pelos autores a respeito da capacidade da autoridade monetária. Apesar disso, existem evidências empíricas favoráveis à capacidade do BCB em interferir nas expectativas dos agentes (Mendonça e Faria, 2010).

A crise econômica de 2008 trouxe novos desafios para as autoridades monetárias, que passaram a ter que lidar com economias que possuem taxas de juros próximas de zero, ou que estão atingindo seus mínimos históricos em meio à alta volatilidade dos mercados. Uma das principais ferramentas que surgem para conduzir a economia nessa conjuntura é usar o chamado *forward guidance*, que busca, por meio de promessas, alterar significativamente a expectativa de juros futuros contida nas curvas de juros. O artigo original de Eggertsson e Woodford (2003)

4. Como esse trabalho vai ser citado várias vezes ao longo deste artigo, vamos abreviar e usar apenas GSS (2005).

5. Como a literatura é grande e complexa, resolvemos retirá-la dessa versão deste artigo. Em uma versão maior trazemos as evidências nacionais e internacionais de que comunicados e discursos conseguem afetar as expectativas dos agentes. Além disso, conseguimos mostrar que o método mais apropriado para conseguir tratar de *forward guidance* é o de GSS (2005).

mostra que uma promessa de manter a taxa de juros próxima de zero por muito tempo faria com que os agentes "achatassem" a curva de juros futura nos períodos cobertos pela promessa, o que alteraria o custo de oportunidade das empresas e as decisões das famílias sobre consumo, estimulando a atividade e reduzindo, por consequência, a probabilidade de deflação. Neste sentido, muitos bancos centrais passaram a sinalizar de forma mais clara, ou mesmo realizar, o *forward guidance*[6] no período pós-crise. O principal exemplo foi o Federal Reserve System (FED), que, em seu comunicado pós- reunião de março de 2009, afirmou que ficaria com a taxa de juros em nível baixo por um "período prolongado",[7] e depois, em agosto de 2011, escreveu este comunicado, explorando o mecanismo de forma mais ampla:

> o comitê atualmente antecipa que as condições econômicas – incluindo baixas taxas de utilização de recursos e perspectiva de inflação moderada no médio prazo – devem garantir níveis excepcionalmente baixos da taxa de juros dos fundos do FED pelo menos até meados de 2013 (FOMC, 2011, tradução dos autores).[8]

O BOE e o BCE também passaram a usar, em 2013, o *forward guidance*.

O presidente Mario Draghi, em 4 de julho de 2013, pronunciou-se no discurso após a reunião em que a taxa de juros foi mantida em 0,5% ao ano (a.a.) e foi empregado o *forward guidance* pela primeira vez: "o conselho confirma que espera que a taxa de juros básica do BCE deve permanecer no presente nível ou mais baixo por um período prolongado" (Draghi, 2013, tradução dos autores).

Dessa forma, passou a se popularizar pelo mundo uma forma mais direta, mais agressiva, possivelmente mais transparente, que antes se restringia a um número pequeno de bancos centrais. No Brasil, evidências mostram que mesmo não estando com taxas de juros próximas de zero, o BCB buscou conduzir as expectativas de inflação em prazos mais longos, empregando, em seus comunicados, instruções mais claras sobre o comportamento da taxa de juros no longo prazo:

> considerando o balanço de riscos para a inflação, a recuperação da atividade doméstica e a complexidade que envolve o ambiente internacional, o comitê entende que a estabilidade das condições monetárias por um período de tempo suficientemente

6. Empregamos a expressão *forward guidance* para denominar qualquer instrução clara e objetiva sobre as decisões futuras de taxas de juros feitas pela autoridade monetária, sem avaliar a intensão final ou o nível da taxa de juros.

7. No comunicado pós-reunião do Federal Open Market Committee (FOMC) emitido no dia 18 de março de 2009, ele afirma: "o comitê manterá o intervalo da taxa de juros dos fundos do FED entre 0 e 1/4 ponto percentual e antecipa que as condições econômicas devem garantir níveis excepcionalmente baixos da taxa de juros por um período prolongado" (FOMC, 2009, tradução dos autores).

8. Em 2003, o FED já havia feito de forma implícita, como segue: "o comitê julga que, no cômputo geral, o risco de a inflação tornar-se indesejavelmente baixa é a principal preocupação no horizonte de previsão. Nessas circunstâncias, o comitê acredita que a política acomodatícia pode ser mantida por um tempo considerável" (FOMC, 2003, tradução dos autores).

prolongado é a estratégia mais adequada para garantir a convergência da inflação para a meta, ainda que de forma não linear (Brasil, 2012).

Em outra oportunidade, alguns meses antes da frase referida anteriormente, a ata do Comitê de Política Monetária (Copom) chegou a afirmar que a trajetória de queda na taxa básica de juros (Selic) encerrar-se-ia ligeiramente acima do mínimo histórico, fazendo mais uma indicação sobre a taxa de juros futura. Vale destacar que em agosto de 2013, o presidente do BCB, Alexandre Tombini, emitiu um comunicado não programado, dizendo que "avalia que os movimentos recentemente observados nas taxas de juros de mercado incorporam prêmios excessivos" (Brasil, 2013).[9] O BCB passou a julgar se a trajetória de taxa de juros que os agentes esperam é ou não condizente com as expectativas da autoridade monetária, interferindo diretamente nas expectativas dos agentes.

A partir desses acontecimentos, surge a necessidade de avaliarmos se a ação de comunicação da autoridade monetária brasileira tem a capacidade de influenciar as expectativas sem que haja modificação na taxa de juros corrente. Em outras palavras, é necessário investigar o processo de formação das expectativas, dissociando o efeito da taxa de juros de curto prazo da trajetória da taxa de juros até o estado estacionário, pois justamente o que está sendo feito por diversos banqueiros centrais é apenas alterar a trajetória esperada, e não a taxa de juros corrente. Além disso, embora mais difícil, tentar investigar se o efeito da trajetória tem os efeitos esperados sobre a economia.

Desse modo, identificamos que o método de GSS (2005) e de Campbell *et al*. (2012) pode ajudar a resolver o questionamento explanado anteriormente. Nesses estudos, os autores decompõem em componentes não observáveis (fatores latentes) o movimento da curva de juros no momento da divulgação do comunicado pós-reunião do Federal Open Market Committe (FOMC), por meio de análise fatorial. Com isso, os autores verificam quantos componentes não observáveis explicam a reação do mercado de juros, pois os estudos anteriores avaliavam apenas a surpresa na decisão, e não se questionavam sobre algo adicional que o comunicado da autoridade monetária poderia trazer além de informação sobre a decisão de juros realizada no dia. Com a análise fatorial, identificaram que existem dois fatores latentes, o que significa que a curva de juros reage sistematicamente a dois elementos distintos na divulgação do comunicado, e não a um componente apenas,

9. "O presidente do Banco Central do Brasil, Alexandre Tombini, reafirma sua visão de que a adequada condução da política monetária contribui para mitigar riscos para a inflação, a exemplo dos oriundos da depreciação cambial. *No entanto, avalia que os movimentos recentemente observados nas taxas de juros de mercado incorporam prêmios excessivos*. Em relação à taxa de câmbio, o presidente reitera que o BC está atento ao processo de realinhamento global das moedas e acompanha com atenção os desenvolvimentos no mercado doméstico de câmbio. Nesse contexto, não deixará de ofertar proteção ("*hedge*" cambial) aos agentes econômicos e, se necessário, liquidez aos diversos segmentos do mercado. Lembra, mais uma vez, que as cotações oscilam e que a concentração de posições em uma única direção poderá trazer perdas aos que apostam em movimentos unidirecionais da moeda" (Brasil, 2013, grifo dos autores).

como seria esperado caso o mercado assimilasse apenas a informação sobre a taxa de juros da decisão do dia. Uma das formas proposta pelos autores, a fim de interpretar os componentes estimados, foi a imposição de uma rotação especial na matriz de coeficientes do modelo, fazendo com que um dos componentes capte todo o efeito da surpresa na escolha da taxa de juros (FED *funds rate*) e seus desdobramentos sobre a curva de juros, e o outro apanhe todo o impacto não relacionado à surpresa na taxa de juros corrente. Com essa restrição, foi possível criar um componente chamado de *target factor*, que representa um componente não observável relacionado à surpresa na decisão da taxa de juros (FED *funds*), e outro componente, denominado *path factor*, que não está atrelado à decisão corrente ou que seria todo movimento de juros não relacionado à alteração na taxa de juros corrente. Com essa técnica, os autores conseguiram demonstrar que o *path factor* está fortemente ligado à comunicação e que este componente é importante na determinação das expectativas dos agentes no apreçamento de ativos.

Na atual conjuntura, o método explicitado ganha notoriedade, pois é habilitado a verificar se a autoridade monetária consegue alterar, por meio de suas manifestações, as expectativas dos agentes em relação à trajetória da taxa de juros. Além disso, é possível verificar se esta alteração, caso exista, também altera as alocações de recursos e outras expectativas dos agentes.

Dessa forma, a comunicação tem um papel-chave na condução da política monetária pelo mundo, pois é uma das formas de afetar as expectativas, um dos mais importantes canais de condução do ciclo de negócios. Além disso, pode reduzir a assimetria de informação entre a autoridade monetária e os agentes privados e pode ajudar o Banco Central a ganhar credibilidade. Adicionalmente, no período pós-crise, a comunicação tem aumentado sua importância pelo uso de *forward guidance* nas economias desenvolvidas e pelas tentativas mais agressivas de condução de expectativas feitas em países emergentes, como o Brasil. Contudo, para avaliarmos os efeitos do *forward guidance*, precisamos empregar um método capaz de separar, dentro do efeito da política monetária sobre a economia, o que é causado pela taxa de juros corrente do que é gerado pela modificação da percepção dos agentes sobre a trajetória da taxa de juros, para, então, verificar empiricamente o que ocorre com a economia quando alteramos apenas a trajetória esperada. Todas as avaliações até então, para a economia brasileira, verificam esses dois elementos em conjunto.

Para tanto, selecionamos o método de GSS (2005), que, entre as formas que avaliam o impacto da comunicação sobre o mercado financeiro, é aquela que poderia identificar se existe um componente de trajetória na mudança de preços no momento da decisão ou se os efeitos derivam apenas da alteração da taxa de juros. Além disso, o método é capaz de dissociar e extrair os componentes de tal forma que poderemos investigar o efeito dessa variável sobre outros ativos.

Teoricamente, caso não houvesse mudança na expectativa de taxa de juros, a não ser aquela relacionada com a mudança na decisão corrente, poderíamos entender que promessas, sinalizações e comunicados extraordinários não alterariam as expectativas, apenas a decisão corrente e a divulgação de outras variáveis econômicas.

Nesse sentido, este estudo foi dedicado a identificar se os comunicados da autoridade monetária brasileira, durante o regime de metas para inflação,[10] são explicados por um simples fator ou se há mais dimensões, como verificado nos Estados Unidos. Caso haja, vamos procurar estimar o *path factor* e verificar se ele está relacionado à mudança nas taxas de juros mais longas, nas expectativas dos agentes contidas no *Relatório Focus* do BCB, no mercado de títulos, na taxa de câmbio (R$/US$) e nos preços de ações do Índice da Bolsa de Valores de São Paulo (Ibovespa).

Nossos resultados apontam para a existência de dois fatores não observáveis na reação da curva de juros após o comunicado da autoridade monetária brasileira, assim como o encontrado para a economia dos Estados Unidos por GSS (2005). As nossas estimativas mostram que *path factor* explica mais de 40% das variações do *Swap* Pré x Di de 360 dias, 70% do *Swap* Pré x Di de 720 dias e 60% do *Swap* Pré x Di de 1.080 dias. Já o *target factor* explica 46% das variações do *Swap* Pré x Di de 360 dias, 27% do *Swap* Pré x Di de 720 dias e 22% do *Swap* Pré x Di de 1.080 dias. Adicionalmente, vimos que ambos os componentes alteram significativamente o comportamento da bolsa de valores e da taxa de câmbio. Contudo, os efeitos encontrados sobre a expectativa de inflação não foram constantes no tempo e demandam cautela na avaliação dos resultados. Na administração Meirelles, as expectativas de inflação dentro de um ano reagem aos fatores de forma semelhante às encontradas no estudo de Campbell *et al.* (2012), tendo os sinais inversos ao esperado pela teoria convencional. Isso seria um indício de que o BCB teria informação superior ao mercado, o que nos daria suporte em relação ao uso do *forward guidance*. No entanto, no período da administração Tombini, o *path fator* perde completamente o efeito e o *target factor* passa a ter o sinal esperado pela teoria novo-Keynesiana, nos levando a crer que, nesse período, a autoridade monetária perdeu o *status* de deter "informação superior", e passou a modificar as expectativas dos agentes apenas quando efetivamente altera a taxa de juros. Com isso, concluímos que o mercado financeiro brasileiro consegue assimilar informações sobre as intenções da autoridade monetária quando feitas pelo seu comunicado, pois identificamos dois componentes não observáveis, assim como a literatura já havia identificado para os Estados Unidos. Contudo, para que a comunicação torne-se um instrumento de condução do ciclo de negócios, a autoridade tem que possuir credibilidade para fazer os agentes acreditarem no Banco Central, algo que não conseguimos identificar no período atual.

10. O regime de metas para inflação iniciou-se em 1999 e está formalmente até o presente momento. Nossa amostra, por razões estatísticas e de disponibilidade de dados, iniciou-se em abril de 2000, cobrindo, portanto, parte da administração Fraga (até 2002), a administração Meirelles (2002 a 2010) e a Tombini (2011 a 2013).

Este artigo é estruturado em mais três seções. A seção 2 traz a metodologia empregada, apresentando como selecionamos o número de fatores latentes, como extraímos os fatores com o significado desejado, como avaliamos os fatores e quais foram os dados empregados. Na seção 3 apresentaremos os resultados das estimações e a nossa avaliação de cada um dos resultados. Por fim, na seção 4 apresentamos as considerações deste estudo.

2 METODOLOGIA

O método empregado é o desenvolvido por GSS (2005) e repetido por Campbell *et al*. (2012). Este método busca encontrar fatores latentes na mudança de preços de diversos vértices de taxas de juros no mercado futuro no momento em que o mercado é impactado pela decisão de política monetária. Para tanto, usamos dados diários das taxas de juros dos contratos de *Swap* Pré x Di em cinco vencimentos (trinta, noventa, 180, 360 e 540 dias), verificando a mudança na precificação da taxa de juros no dia seguinte ao da decisão, tendo em vista que esta costuma sair após o fechamento do mercado. Os fatores não observáveis foram decompostos com a técnica de análise fatorial e impomos uma restrição que faz com que um dos componentes latentes não seja relacionado à surpresa da política monetária na decisão corrente, criando um componente que seria todo o efeito não relacionado à decisão corrente, que poderíamos interpretar como o *path factor.* O outro componente seria o atrelado à decisão de política monetária, sendo denominado de *target factor*. O número de fatores não observáveis foi verificado por meio de teste de Cragg e Donald (1997), além de outros comumente empregados no contexto de análise fatorial, como o teste de discrepância, o teste de Bartlett, o menor erro quadrático médio e os critérios de informação – AIC, BIC e HQC.

A amostra cobriu o período de comunicados a partir da 46ª reunião do Copom, em abril de 2000, até a 178ª reunião do Copom, em outubro de 2013, tendo, inicialmente 133 observações.[11] As variáveis foram normalizadas para ter média zero e variância unitária e foram retiradas da Bloomberg.

Depois de estimados os fatores, regredimos eles contra variáveis de interesse, empregando matrizes de erros robustos contra heterocedasticidade e autocorrelação nos testes de significância dos parâmetros estimados.[12] As variáveis endógenas escolhidas são as variações diárias nos contratos de juros mais longos (dois, três e cinco anos à frente), a variação diária no Ibovespa, a variação diária na taxa de câmbio nominal (R$/US$) e a mudança de duas medidas de expectativas

11. Em função do método que se baseia na estrutura de variância-covariância das variáveis, alguns pontos extremos criavam distorções enormes no grau de explicação do modelo. Deste modo, acabamos cortando quatro reuniões do Copom que trouxeram surpresas muito grandes, pois chegava a dez desvios da normalidade. Tais reuniões foram: 22/3/2001, 15/10/2002, 21/6/2000 e 20/11/2003.

12. A matriz HAC é a de Newey e West (1987).

de inflação, uma de economistas e outra implícita no mercado de juros brasileiro. Com a exceção da expectativa de inflação dos economistas, que foi retirada do BCB, todas as demais variáveis também têm como fonte a Bloomberg.

Esta seção apresentará o método de extração dos fatores (subseção 2.1); a forma que selecionamos o número de fatores latentes (subseção 2.2); a rotação matricial que nos leva ao *target* e *path factors* (subseção 2.3); e, por fim, os dados que foram empregados (subseção 2.4). Todas as estimações foram realizadas no Eviews 7®, que traz um conjunto de especificações e testes mais convencionais que os empregados no artigo de GSS (2005).

2.1 Estimação dos fatores não observáveis

O método utilizado para extrair o efeito da comunicação da política monetária sobre as taxas de juros negociadas pelo mercado é a análise fatorial. Essa técnica tem a capacidade de descobrir "variâncias comuns" entre variáveis, conseguindo, quando as variáveis são correlacionadas, explicar a relação entre elas em poucos fatores não observáveis diretamente. A técnica pode ser vista formalmente como: X é uma matriz (T x n) que contém T decisões de política monetária e colunas com as mudanças no dia seguinte[13] à decisão nas n taxa de juros futuras, que decomporemos da seguinte forma:

$$X_{(Txn)} = F_{(Txk)}\Lambda_{(kxn)} + \varepsilon_{(txn)}, \tag{1}$$

onde F é uma matriz T x k de componentes não observáveis com ($k < n$); Λ é uma matriz k x n de cargas fatoriais (parâmetros); e η é um erro ou fator específico de T x n. Para manter a ortogonalidade e garantir os resultados, segundo o padrão da técnica, temos que fazer algumas suposições: *i)* $E[F] = 0$; *ii)* $Cov(F) = E[F'F] = I$; *iii)* $E[\varepsilon] = 0$; *iv)* $Cov(\varepsilon) = E[\varepsilon\varepsilon'] = \psi$; e *v)* $Cov(\varepsilon,F) = E[\varepsilon F'] = 0$. Para encontrarmos as cargas fatoriais e posteriormente os fatores não observáveis, temos que montar o modelo apresentado anteriormente baseado nas estruturas de variância-covariância de X. Desta forma, colocando X ao quadrado, tirando expectativa e pelas hipóteses demonstradas acima:

$$\Sigma_X = \Lambda\Lambda' + \psi, \tag{2}$$

em que Σ_X é a matriz de variância-covariância das variáveis. Quando impomos as restrições acima, podemos encontrar a solução da matriz das cargas fatoriais (Λ) por muitos métodos. Nossa opção foi empregar máxima verossimilhança, pois a técnica

13. A alteração na curva de juros ocorre no dia seguinte à decisão, uma vez que a decisão do Copom é realizada no fim do dia, depois que os mercados já estão fechados.

habilita uma série de testes para seleção do modelo de melhor ajuste que as demais técnicas não possibilitam. Além disso, a escolha do número de fatores não observáveis costuma ser algo subjetivo (Johnson e Wichern, 1992), pois a matriz de carga pode ter até o posto igual *n*, o que explicaria toda a matriz de dados, mas que nos ajudaria pouco na investigação de processos comuns a todas as variáveis. Deste modo, desejamos encontrar o menor número de fatores que permite explicar, em grande parte, a matriz de variância-covariância de *X*. Na próxima subseção, vamos explorar os testes empregados. Depois de encontradas as cargas vetoriais, estimamos os fatores não observáveis (*F*) ou *factors score* por mínimos quadrados ponderados, como segue:

$$\widehat{f_j} = \left(\widehat{\Lambda}'\widehat{\psi}\widehat{\Lambda}\right)^{-1}\widehat{\Lambda}'\widehat{\psi}^{-1}\left(x_j - \hat{\mu}\right) \qquad \text{para todo } j = 1,2,\ldots,T. \tag{3}$$

2.2 Transformação em *target factor* e *path factor*

Para darmos o significado do *target factor* e do *path factor*, vamos colocar uma restrição sobre os fatores ou sobre os coeficientes estimados que inibam a possibilidade da surpresa na decisão corrente (taxa *overnight*) estar em média correlacionada com o *path factor,* mantendo as relações e as hipóteses do modelo de análise fatorial. Em outras palavras, restringiremos um dos componentes não observáveis para que este não esteja relacionado à surpresa na decisão corrente de política monetária e aos desdobramentos associados a essa mudança na curva de juros, fazendo com que este componente restringido represente o resto da informação contida no comunicado. Para tanto, vamos empregar nossa matriz Λ – estimada em (2), que é preenchida por coeficientes $\gamma_{i,j}$, os quais explicam a relação do *i*-ésimo fator latente com a *j*-ésima variável verificada –, e aplicaremos uma matriz *u* que contém as restrições desejadas e as impostas pelo modelo de análise fatorial, transformando nossa matriz de fatores em Λ^*. Formalmente:

$$\Lambda^*{}_{(k\times n)} = U'_{(k\times k)}\Lambda_{(T\times k)}. \tag{4}$$

Assim, como no caso de GSS (2005), encontramos dois fatores e, portanto, a matriz *U* pode ser definida como $U = \begin{bmatrix}\alpha_1 & \beta_1 \\ \alpha_2 & \beta_2\end{bmatrix}$. Para encontrarmos os valores que fazem a restrição principal, temos que fazer algumas hipóteses para garantir a estrutura de Λ^* de acordo com os pressupostos teóricos do modelo. Por isso, para realizar a rotação de matriz de coeficientes, a matriz *U* tem que ter a propriedade $U'U = I$, pois, assim, continuaremos respeitando as propriedades descritas anteriormente, de *(i)* a *(iv)*, ou seja: *i)* $\alpha_1^2 + \alpha_2^2 = 1$; *ii)* $\beta_1^2 + \beta_2^2 = 1$; e *iii)* $\alpha_1\beta_1 + \alpha_2\beta_2 = 0$. Intuitivamente, estamos mantendo a ortogonalidade das variáveis e respeitando a média igual a zero e variância unitária.

A restrição mais importante, que transformará os dois fatores latentes de $F(f_1,f_2)$ em *path factor* e em *target factor*, faz com que o coeficiente γ^*_{2Fw30} seja igual a zero. O parâmetro γ^*_{2Fw30} está presente em Λ^* (matriz de coeficientes após a rotação) e que explica a relação entre a surpresa na taxa de juros *overnight*, verificada em nosso estudo por meio do *Swap* Pré x Di de trinta dias (denominado de FW30), e o segundo fator latente estimado, supondo que o segundo fator é o *path factor.* Em outras palavras, faremos uma rotação na qual os componentes de U farão uma combinação linear dos coeficientes estimados em (2) o que levará o coeficiente do segundo componente não observável associado à surpresa no *Swap* Pré x Di de trinta dias ser igual a zero. Observe-se que como estamos fazendo uma rotação nos coeficientes, parte do efeito do comunicado sobre a curva de juros, derivado da decisão da taxa de juros *overnight*, que está em f_2 antes da rotação, será deslocado integralmente para o depois da rotação, transformando f_2 em f_2^* (*path factor*) e f_1 em f_1^* (*target factor*). Formalmente, definimos $\gamma^*_{1,Fw30}$ e $\gamma^*_{2,Fw30}$ sendo os coeficientes estimados em (2) (conhecidos) da surpresa no *Swap* Pré x Di de trinta dias associados de f_1 e f_2, respectivamente. Assim, a equação (4) fica:[14]

$$\begin{bmatrix} a_1 & a_2 \\ \beta_1 & \beta_2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \gamma_{1,Fw30} & \gamma_{1,Fw90} & \gamma_{1,SPD180} & \gamma_{1,SPD360} & \gamma_{1,SPD540} \\ \gamma_{2,Fw30} & \gamma_{2,Fw90} & \gamma_{2,SPD180} & \gamma_{2,SPD360} & \gamma_{2,SPD540} \end{bmatrix} =$$
$$\begin{bmatrix} \gamma^*_{1,Fw30} & \gamma^*_{1,Fw90} & \gamma^*_{1,SPD180} & \gamma^*_{1,SPD360} & \gamma^*_{1,SPD540} \\ \gamma^*_{2,Fw30} & \gamma^*_{2,Fw90} & \gamma^*_{2,SPD180} & \gamma^*_{2,SPD360} & \gamma^*_{2,SPD540} \end{bmatrix}.$$

Sendo, portanto, $\gamma^*_{2,Fw30}$ o coeficiente que deve ser zerado, podemos impor a nova restrição (*iv*):

$$\gamma_{1,FW30}\beta_1 + \gamma_{2,FW30}\beta_2 = \gamma^*_{2,Fw30} = 0. \tag{5}$$

Como todos os demais coeficientes podem ter qualquer valor, o resto do sistema linear não se torna restrição, o que nos permite ignorar para encontrar os coeficientes da matriz U. Resolvendo as quatro restrições – (*i*), (*ii*), (*iii*) e (*iv*):

$$U = \begin{pmatrix} \left(\frac{\gamma^2_{1,FW30)}}{\gamma^2_{2,FW30}+\gamma^2_{1,FW30}}\right)^{\frac{1}{2}} & -\left(\frac{\gamma^2_{2,,FW30}}{\gamma^2_{2,FW30}+\gamma^2_{1,,FW30}}\right)^{\frac{1}{2}} \\ \left(\frac{\gamma^2_{2,FW30}}{\gamma^2_{2,FW30}+\gamma^2_{1,FW30}}\right)^{\frac{1}{2}} & \left(\frac{\gamma^2_{1,FW30}}{\gamma^2_{2,FW30}+\gamma^2_{1,FW30}}\right)^{\frac{1}{2}} \end{pmatrix}. \tag{6}$$

14. Na seção 3.4 há a descrição completa das variáveis utilizadas na estimação. Cada número (trinta, noventa, 180, 360 e 540) que diferencia cada variável refere-se ao número de dias de contrato de *Swap* Pré x Di empregado.

Para chegarmos aos novos fatores latentes estimados com Λ^*, podemos rodar a equação (3) novamente, substituindo Λ por Λ^*, ou, simplesmente, aplicar a matriz U sobre o F já estimado em (2), como segue:

$$F^*{}_{(T\times k)} = F_{(T\times k)} U_{(k\times k)}. \tag{7}$$

2.3 Escolha do modelo

Para determinar o número de fatores latentes, empregamos o teste de número de posto de Cragg e Donald (1997), assim como GSS (2005), que é um teste de Wald modificado. Usamos também testes já conhecidos, como os critérios de informação, o teste de Barllett, o teste de discrepância e o erro quadrático médio do resíduo, todos estimados pelo *software* econométrico Eviews 7® e com metodologia descrita no seu manual.

O teste Cragg e Donald busca verificar se a diferença entre a estrutura de variância-covariância verificada e a estimada é estatisticamente igual a zero. Caso seja considerado igual a zero, a leitura do teste indica não serem necessários mais fatores latentes para descrever aquela matriz. Para tanto, os autores montaram um teste de Wald, semelhante ao empregado para testes de parâmetros em regressão, como segue:

$$W = \left[Vech(\Sigma_X) - Vech\left(\Lambda'\Lambda + \Sigma_\eta\right)\right]' \Omega^{-1} \left[Vech(\Sigma_X) - Vech\left(\Lambda'\Lambda + \Sigma_\eta\right)\right]. \tag{8}$$

Como já vimos, Σ_X é a matriz de variância-covariância das variáveis e $(\Lambda'\Lambda + \Sigma_\eta)$ é o modelo k_0 com fatores não observáveis, sendo, portanto, a variável que desejamos testar. Em um teste de parâmetro de Wald, por exemplo, seria o parâmetro estimado. A expressão do operador *Vech* nada mais é do que empilhar uma matriz em um vetor. Para montarmos o teste de Wald, precisamos da "variância" da nossa variável, que é representada por Ω.[15] W segue uma distribuição qui-quadrado com $\frac{n(n+1)}{2} - (nk_0 + n) + \frac{k_0(k_0-1)}{2}$, de acordo com o número de variáveis e as possibilidades de rotação que o modelo permite.

2.4 Dados

A matriz X foi construída de acordo com a metodologia de GSS (2005), que empregou a surpresa na janela de trinta minutos após a decisão do FOMC em dois contratos futuros de FED *funds*, um de trinta e outro de noventa dias, descontando os efeitos da decisão de trinta dias, e usou a mudança na mesma

15. Ver Cragg e Donald (1997) para mais informações sobre a forma de estimar a variância da matriz Σ_X.

janela temporal nos contratos futuros de taxa de juros de eurodólar com vencimentos em 1,5, 2,5 e 3,5 trimestres à frente. Montamos da mesma forma para dados brasileiros, porém com algumas mudanças. Primeiro, por ausência de dados, não foi possível uma amostragem intradiária, tendo que, portanto, coletar dados diários. No próprio estudo os autores mostram que é possível captar os efeitos da política monetária sobre o mercado em dados diários, mas na janela de trinta minutos após a decisão, o nível de explicação sobe substancialmente. Campbell *et al.* (2012) usam dados diários e encontram resultados satisfatórios. No caso brasileiro, a decisão de política monetária costuma ser divulgada após o fechamento do mercado, o que fez com que a mudança fosse feita no dia seguinte à decisão.

A segunda diferença é o uso dos contratos da taxa de juros *Swap* Pré x Di de trinta e noventa dias, algo que GSS (2005) construíram de forma similar para a taxa de juros dos Estados Unidos a partir de contratos de vencimentos com datas fixas. Contudo, na precificação da taxa de juros de noventa dias, os autores descontaram o efeito da mudança na decisão no contrato de noventa dias, como se estivesse calculando a curva *forward* de noventa dias, o que nós também fizemos. Por isso, denominamos a mudança diária do *Swap* Pré x Di de trinta dias como $\Delta FW30$ e a alteração diária do *Swap* Pré x Di de noventa dias – descontada a surpresa no $\Delta FW30$ – como $\Delta FW90$.

Sendo $\Delta SPrexDi_{zd}$ a mudança na taxa de juros do contrato de *Swap* Pré X Di de z dias e ND_z o número de dias do contrato de z dias, as outras três variáveis da nossa matriz X são $\Delta SPrexDi_{180d}$, $\Delta SPrexDi_{360d}$ e $\Delta SPrexDi_{540d}$. O intuito era conseguir captar os efeitos sobre *Swap* Pré x Di de 360 dias que são amplamente empregados em modelos macroeconômicos e conseguir capturar efeitos mais longos, pois entendemos que o horizonte de política monetária é algo superior a um ano, como podemos ver no horizonte que o BCB emprega em seu *Relatório Trimestral de Inflação*, oito trimestres à frente. Todas as variáveis foram normalizadas para média zero e variância unitária. A matriz X estimada foi:

$$X = [\Delta FW30\ \Delta FW90\ \Delta SPrexDi_{180d} \Delta SPrexDi_{360d} \Delta SPrexDi_{540d}]. \qquad (9)$$

Depois de estimado os componentes não observáveis, vamos fazer um conjunto de regressões para conseguir identificar os efeitos deles sobre outras variáveis de interesse. As variáveis em questão são: a mudança na mesma periodicidade e frequência dos componentes de X nos preços do *Swap* Pré x Di de 720 dias ($\Delta SPrexDi_{720d}$); do Swap *Pré* x Di de 1.080 dias ($\Delta SPrexDi_{1080d}$); do *Swap* Pré x Di de 1.800 dias ($\Delta SPrexDi_{1800d}$); do Ibovespa, principal índice de ações do Brasil ($\Delta IBOV$); da taxa de câmbio nominal (R$/US$) (ΔER); e em duas medidas de expectativas de inflação. A primeira chamamos de

expectativa de inflação dos economistas (ΔEI_{ECO}), que é a expectativa colhida pelo BCB dos economistas de entidades representativas, de instituições financeiras e de consultorias do país, e uma segunda, que é a expectativa implícita no mercado de juros brasileiro (ΔEI_{IMP}). Contudo, no caso do ΔEI_{ECO} não é possível captar de imediato a mudança após a decisão de política monetária, pois os economistas possuem datas para trocar as projeções.[16] Desta forma, para essa variável, escolhemos a mudança nas projeções de IPCA feitas trinta dias depois da decisão de política monetária. Além disso, para descontar os efeitos causados pelo erro de projeção do IPCA divulgado na janela de trinta dias, pegamos as projeções de inflação acumulada em doze meses do mês $t + 2$ até o mês $t + 14$, para que a maior parte da mudança da variável estivesse atrelada a fatores mais permanentes do que simplesmente à errática variação mensal do índice inflacionário. Ainda, se considerarmos que o efeito da decisão de política monetária não tem efeitos significativos sobre a economia nos primeiros meses, entendemos que estaríamos mais aptos a perceber a surpresa de política monetária sobre as expectativas dos agentes, calculando as expectativas dessa forma. Para taxa de juros implícita, pegamos a estimativa da Bloomberg pelo programa Microsoft Excel® Xipca para extrair a expectativa de inflação dos 360 dias (ΔEI_{IMP1y}) à frente. Devido a problemas de liquidez desses contratos, pegamos as estimativas de março de 2005 até outubro de 2013.

3 RESULTADOS

Nesta seção apresentamos os resultados das estimações propostas na seção de metodologia. Os resultados apontaram para a existência de dois fatores latentes, um deles relacionado à decisão corrente de política monetária, o *target factor*, e o outro denominado *path factor*, que diz respeito ao efeito do comunicado sobre a expectativa da taxa de juros, indicando haver canal para exploração do *forward guidance*. Verificamos a aderência dos fatores ao proposto em teoria e se eles atendem às características necessárias. Encontramos resultados consistentes na determinação da taxa de juros longa e na bolsa de valores, ao passo que as estimativas das ações do Copom sobre as expectativas de inflação e sobre a taxa de câmbio merecem estudos adicionais. Para tanto, na primeira parte (subseção 3.1) apresentaremos os resultados referentes ao número de fatores latentes estimados. Na subseção 3.2 extraímos fatores e testamos a aderência teórica proposta. Posteriormente, na subseção 3.3, exibimos as regressões dos fatores extraídos contra taxas de juros longas, taxa de câmbio, bolsa de valores e expectativas inflacionárias. Por fim, em 3.4 realizamos uma avaliação final dos resultados.

16. O BCB possui um *ranking* denominado *Top 5*, nos qual ele premia aquelas instituições que nos últimos meses tiveram as melhores projeções econômicas de uma série de variáveis, dando incentivos para as áreas informarem da melhor forma possível suas projeções. Contudo, para concorrer, as instituições possuem datas para inserir suas projeções que, normalmente, não estão atreladas à decisão de política monetária, com exceção da própria taxa de juros básica.

TABELA 1
Teste do número de fatores de Cragg e Donald (1997)

Número de fatores	Estatística de Wald	Graus de liberdade	*P*-valor
0	149914,995	10	0,0000
1	259,485	5	0,0000
2	0,322	1	0,5704

Elaboração dos autores.

3.1 Número de fatores

Como visto na seção 2, nossa avaliação foi embasada no teste de Cragg e Donald (1997), que pertence à categoria do teste de Wald, tendo como hipótese nula o modelo com *k*0 fatores ajusta adequadamente a matriz de variância-covariância. Caso a hipótese seja rejeitada, significa que ainda algo substancial faz o resíduo não ser estatisticamente igual a zero, ou seja, podem existir mais fatores.

TABELA 2
Testes de discrepância e teste de Bartlett

Número de fatores	Teste de discrepância			Teste de Bartlett	
	Discrepância	Estatística chi-quadrada	*P*-valor	Estatística chi-quadrada de Bartlett	*P*-valor de Bartlett
0	8,431	1104,461	0,000	1083,384	0,000
1	1,736	227,443	0,000	221,945	0,000
2	0,003	0,389	0,533	0,377	0,539

Elaboração dos autores.

Na tabela 1, os modelos com zero ou um fator latente são radicalmente rejeitados, ou seja, o resíduo não é igual a zero, ao passo que dois fatores parecem explicar a totalidade das surpresas na curva de juros, com um grau elevado de segurança. Realizamos mais alguns testes, que são tradicionais e estão presentes na maior parte dos *softwares* econométricos, como o Eviews 7®. Na tabela 2, demonstramos o resultado dos testes de discrepância e de Bartlett, que possuem hipóteses nulas semelhantes ao teste de Cragg e Donald (1997), os quais também rejeitam a hipótese nula para o modelo com zero e com um fator latente, enquanto com dois fatores já não é possível rejeitar a hipótese de o resíduo ser igual a zero. Ainda, adicionamos, na tabela 3, o erro quadrático médio do resíduo e os critérios de informação, que indicam o mesmo resultado dos demais testes.

Dessa forma, constatamos que o conjunto de dados avaliado é mais bem representado por dois fatores não observáveis, assim como encontrado nos Estados Unidos.

TABELA 3
Erro quadrático médio e critérios de informação

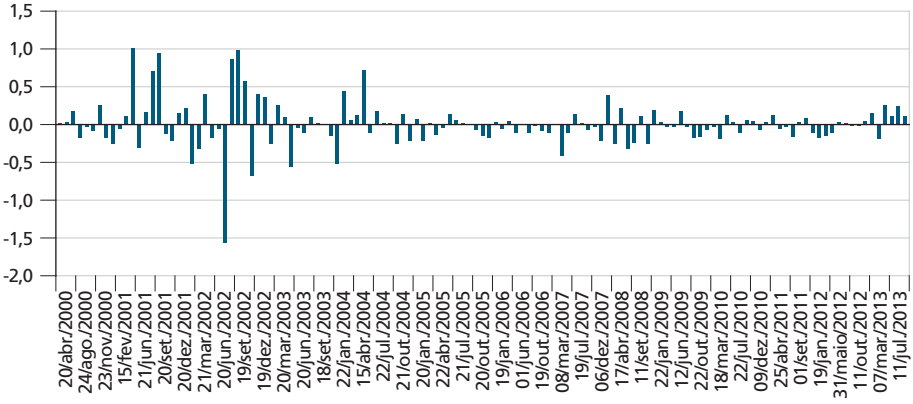
Número de fatores	Erro quadrático médio do resíduo	Critério de informação		
		AIC	BIC	HQC
0	0,801	8,216	7,997	8,127
1	0,130	1,647	1,538	1,603
2	0,001	-0,012	-0,034	-0,021

Elaboração dos autores.

3.2 Extração e aderência dos fatores

Para extrair os fatores com o significado esperado, aplicamos a matriz de rotação que contém a restrição teórica imposta – equação (5) – sobre os *factors score* (*F*), estimados por mínimos quadrados ponderados, como visto na equação (3). Depois, normalizamos os fatores e reescalamos o *target factor*, com um desvio da surpresa no *Swap* Pré x Di de trinta dias (13bps), e o *path factor*, com um desvio da surpresa do *Swap* Pré x Di de 360 dias (27bps). Nos gráficos 1 e 2 vemos os dois componentes, o *target factor* e o *path fator*.

GRÁFICO 1
Componente não observável: *path factor*
(Em número de desvio-padrão)



Elaboração dos autores.

Para verificar se os fatores estimados realmente revelam a decisão corrente e a trajetória esperada, realizamos uma regressão linear dos dois fatores, que não são correlacionados (correlação de -0,06), contra o *Swap* Pré x Di de trinta dias e duas regressões contra o *Swap* Pré x Di de 360 dias, uma contendo o *path factor* e a outra não. No caso do contrato curto, espera-se que a surpresa seja determinada, em sua maior parte, pelo *target factor*, e que o *path factor* não tenha impacto algum,

pois esse componente deve representar a trajetória futura esperada da taxa de juros, e não a decisão corrente. No caso do *Swap* Pré x Di 360 dias, esperamos que os dois componentes expliquem praticamente a totalidade da surpresa nesse vencimento, sendo ambos positivos.

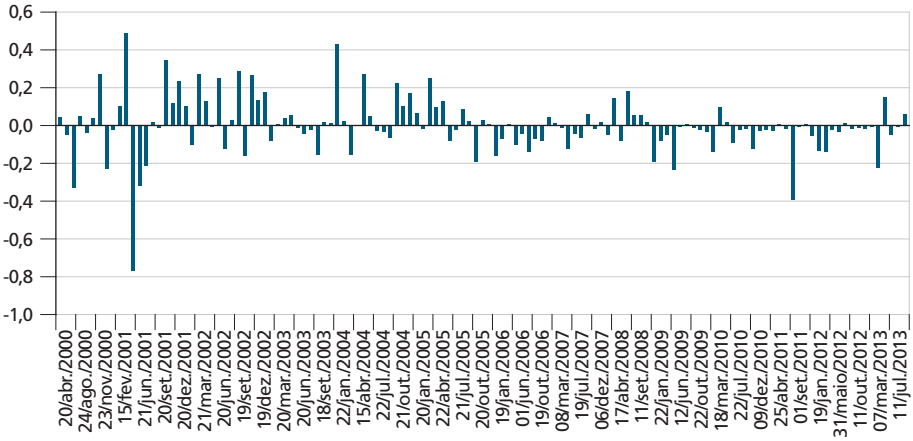
TABELA 4
Aderência do *path factor* e do *target factor* aos contratos de juros

Variável endógena	*Path factor*			*Target factor*			Constante		
	Coeficiente	Erro-padrão[1]	*P*-valor	Coeficiente	Erro-padrão[1]	*P*-valor	Coeficiente	*P*-valor	R^2 ajustado
$\Delta FW30$	-0,0001	0,1516	0,9997	5,8165	0,4167	0,0000	0,0000	0,9996	0,8047
$\Delta SPrexDi_{360d}$	-	-	-	4,4437	0,4190	0,0000	0,0000	0,9999	0,4655
$\Delta SPrexDi_{360d}$	2,3853	0,0102	0,0000	4,7275	0,0201	0,0000	0,0000	0,9938	0,9769

Elaboração dos autores.
Nota: [1] Foi empregada a matriz HAC de Newey-West.

Como demonstrado na tabela 4, a regressão revela que o *target factor* explica 80% das surpresas na decisão de taxa de juros de curto prazo e é positivamente relacionada, como era esperado. Além disso, para o coeficiente do *path factor*, não rejeitamos a hipótese nula de ele ser igual a zero, ou seja, não encontramos efeito desse fator na decisão corrente. Já para a surpresa no *Swap* Pré x Di de 360 dias, podemos observar que ambos os fatores são significativos e ambos possuem coeficientes positivos, sendo que, com os dois fatores, é praticamente possível explicar a totalidade da surpresa. Vale destacar que na regressão que tinha apenas o *target factor*, *o* R^2 ajustado é de 0,47, revelando que cada componente explica quase metade da taxa de juros de um ano para frente.

GRÁFICO 2
Componente não observável: *target factor*
(Em número de desvio-padrão)



Elaboração dos autores.

Assim, o componente *path factor* é o efeito da comunicação sobre a trajetória dos juros, pois esta não tem relação com a surpresa na taxa de juros *overnight* e seus desdobramentos e esse fator explica as modificações nos contratos mais longos de juros após o comunicado. Portanto, vimos que a alteração na expectativa de taxa de juros não relacionada à surpresa na decisão da taxa de juros corrente é o poder da comunicação, ou seja, está associada ao conteúdo do comunicado, e não à taxa de juros corrente.

3.3 Impacto do *path factor* e do *target factor*

Selecionamos algumas variáveis (taxas de juros mais longas, expectativas de inflação, índice de bolsa de valores e taxa de câmbio) que poderiam ser regredidas contra os dois fatores para identificar o poder de cada um dos componentes. Contudo, percebemos que em algumas variáveis as relações alteraram-se no tempo, o que fez com que realizássemos regressões com a amostra total e com janelas amostrais, podendo, assim, nos trazer algum tipo de interpretação relevante. Além disso, percebemos que o impacto do comunicado que reconhece o uso das políticas macroprudenciais sobre as expectativas nos obrigou a colocar uma *dummy* naquele ponto em quase todas nossas regressões, gerando um resultado adicional. Embora acreditemos que no comunicado houve também sinais de elevação de juros, houve um claro reconhecimento da política macroprudencial como instrumento "substituto" de juros ou de contenção de demanda, que afeta negativamente a atividade e acaba reduzindo a necessidade de elevação da taxa de juros.[17] Como veremos nas tabelas 6, 7, 8 e 9, a decisão do Copom que citou as políticas macroprudenciais e deu a entender que em breve subiria mais os juros, foi estatisticamente significativa e teve o sinal esperado no retorno do Ibovespa, na taxa de câmbio e na expectativa de inflação implícita.

3.3.1 Impacto sobre taxas de juros longas

Em nosso primeiro exercício, fizemos regressões lineares contra a mudança em contratos de taxas de juros mais longas do que os empregados na extração dos fatores. Como podemos ver na tabela 5, todos os componentes são positivamente relacionados e estatisticamente significativos, o que mostra o poder da decisão corrente e da comunicação sobre as expectativas mais longas da economia. Outro ponto importante verificado é o crescimento da importância do *path factor* na determinação da regressão conforme o prazo vai se alongando, criando mais uma evidência de que esse componente realmente representa a expectativa dos agentes em relação ao futuro. No contrato

17. No comunicado de dezembro de 2010 é possível perceber que há introdução de outro mecanismo de controle das condições monetárias: "avaliando a conjuntura macroeconômica e as perspectivas para a inflação, o Copom decidiu, por unanimidade, manter a taxa Selic em 10,75% a.a., sem viés. Diante de um cenário prospectivo menos favorável do que o observado na última reunião, mas tendo em vista que, devido às condições de crédito e liquidez, *o Banco Central introduziu recentemente medidas macroprudenciais, prevaleceu o entendimento entre os membros do comitê de que será necessário tempo adicional para melhor aferir os efeitos dessas iniciativas sobre as condições monetárias*. Nesse sentido, o comitê entendeu não ser oportuno reavaliar a estratégia de política monetária nesta reunião e *irá acompanhar atentamente* a evolução do cenário macroeconômico até sua próxima reunião, para então definir os próximos passos na sua estratégia de política monetária" (Brasil, 2010, grifos dos autores).

de juros de um ano à frente, como vimos na seção anterior, a presença do *path factor* fazia o modelo ganhar algo como 0,5 de R^2 ajustado, enquanto no contrato de dois anos à frente o fator adicionava 0,7 na determinação da variável. No contrato de três anos à frente, o *path factor* sobe o nível de explicação em 0,6. Em todas as situações mais longas, o componente da trajetória explica mais que o fator da decisão corrente.

Com a análise apresentada até o momento, podemos observar que o comunicado da decisão da política monetária no Brasil é representado por dois componentes não observáveis (e não apenas um), sendo um deles a decisão corrente e o outro a mudança nas expectativas dos agentes em relação à taxa de juros futura. Teoricamente, se não existisse esse segundo fator ou essa outra dimensão, poderíamos entender que a capacidade de a autoridade monetária alterar as expectativas dos agentes (especialmente as mais longas) dar-se-ia apenas por meio da alteração da taxa de juros corrente e talvez fosse necessário fazer um esforço muito maior para ter os mesmos resultados. Assim, segue-se que, adicionando outras hipóteses, como credibilidade, por exemplo, a autoridade monetária poderia influenciar a trajetória dos juros com seus comunicados.

TABELA 5
Regressão dos fatores contra as taxas de juros longas

Variável endógena	*Path factor*			*Target factor*			Constante		
	Coeficiente	Erro-padrão[1]	*P*-valor	Coeficiente	Erro-padrão[1]	*P*-valor	Coeficiente	*P*-valor	R^2 ajustado
$\Delta SPrexDi_{720d}$	2,6656	0,1206	0,0000	3,7352	0,2421	0,0000	0,0000	0,9992	0,9377
$\Delta SPrexDi_{720d}$	-	-	-	3,4181	0,5941	0,0000	0,0000	0,9999	0,2722
$\Delta SPrexDi_{1080d}$	2,6296	0,1836	0,0000	3,6062	0,3879	0,0000	0,0224	0,4997	0,8405
$\Delta SPrexDi_{1080d}$	-	-	-	3,1102	0,5890	0,0000	0,0067	0,9147	0,2199
$\Delta SPrexDi_{1800d}$	1,9728	0,2999	0,0000	3,1315	0,5588	0,0000	0,0177	0,7219	0,5176
$\Delta SPrexDi_{1800d}$	-	-	-	2,7595	0,5284	0,0000	0,0059	0,9412	0,1714

Elaboração dos autores.
Nota: [1] Foi empregada a matriz HAC de Newey-West.

3.3.2 Impacto sobre expectativas de inflação

Como visto na metodologia, usamos duas medidas de expectativa de inflação, a primeira denominada inflação implícita, em que foi extraída a expectativa de inflação embutida no mercado de títulos, e a segunda, que é a expectativa de inflação dos economistas pesquisados pelo BCB. No caso da inflação implícita, a vantagem é poder observar a surpresa de política monetária concomitante com a mudança na inflação implícita. A desvantagem é o tamanho da amostra, que nos permite uma avaliação confiável apenas a partir de 2005, devido à falta de liquidez de alguns títulos. A expectativa dos economistas, por sua vez, tem como benefício ser colhida desde 2001, mas é possível avaliar a mudança apenas trinta dias após a decisão de política monetária para poder captar a mudança (por razões apresentadas na seção metodológica), o que diminui a nossa capacidade de inferência.

Nas tabelas 6 e 7, vemos que o *target factor* não é estatisticamente significativo para nenhuma das medidas de expectativa de inflação doze meses à frente. Além disso, apenas na medida do *Focus* o *path factor* é estatisticamente significativo, indicando um baixo impacto da política monetária sobre as expectativas de inflação. Então, buscando investigar um pouco mais sobre esse aspecto, aplicamos regressões em janelas amostrais de aproximadamente três anos, para verificar se a crise ou a mudança do presidente do BCB poderiam estar afetando nossas estimativas. Esta metodologia pode levar a certa dificuldade de isolar efeitos de informações divulgadas simultaneamente ao comunicado da autoridade monetária, que o mecanismo de controle é a avaliação apenas dos dias do comunicado. Evidentemente, com uma amostra longa, estes efeitos são significativamente reduzidos, uma vez que erros aleatórios tendem a se tornar menos importantes. Contudo, na análise por meio de janelas amostrais, em que reduzimos a amostra, podemos estar mais vulneráveis, reduzindo a capacidade de inferências sobre os parâmetros estimados e, possivelmente, invertendo o sinal do parâmetro estimado.

TABELA 6
Regressão dos fatores contra inflação implícita

		Toda amostra	2005--2008	2006--2009	2007--2010	2008--2011	2009--2012	2010--2013	Administração Meirelles (2003-2010)	Administração Tombini (2011-2013)
Path factor	Coeficiente	0,001	0,037	0,034	0,046	-0,015	-0,022	0,041	0,048	0,040
	P-valor	0,983	0,256	0,400	0,245	0,757	0,676	0,215	0,093	0,416
Target factor	Coeficiente	0,067	0,146	0,167	0,184	0,000	-0,005	-0,146	0,179	-0,153
	P-valor	0,318	0,004	0,056	0,054	0,999	0,965	0,000	0,001	0,002
Constante	Coeficiente	0,002	0,006	-0,003	-0,005	-0,005	-0,005	0,004	0,002	0,006
	P-valor	0,643	0,225	0,640	0,421	0,463	0,347	0,138	0,672	0,164
Políticas macroprudenciais	Coeficiente	-	-	-	-0,099	-0,119	-0,119	-0,148	-0,106	-
	P-valor	-	-	-	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	-
	R^2 ajustado	0,011	0,247	0,095	0,329	0,176	0,197	0,645	0,387	0,210

Elaboração dos autores.

Com esse procedimento, alcançamos melhores resultados para o modelo aplicado. O primeiro, na tabela 7, mostra que o *target factor* é significativo para toda a amostra até a janela 2008-2011, mas na janela que engloba a crise de 2008 e a mudança de presidente na instituição, alterou-se abruptamente o comportamento dessa variável. Esta variável era positivamente relacionada, indo contra o que seria esperado pela teoria novo-Keynesiana, e passa a ser, já na última janela (2011-2013), negativamente relacionada, o que seria esperado pela teoria convencional. De modo geral, o *path factor* é pouco significativo por toda a amostra. Então, decidimos partir a amostra da regressão, entre o mandato do presidente Henrique Meirelles (2003-2010) e do presidente Alexandre Tombini (a partir de 2011), verificando se essa é uma janela possível de enquadramento.

Como podemos verificar mais uma vez na tabela 7, vemos que *path factor* e *target factor* são positivamente relacionados e são estatisticamente significativos na administração Meirelles, ao passo que no período na administração Tombini, o *path factor* não é estatisticamente significativo e o *target factor* é significativo e negativamente relacionado. De modo similar, na regressão que tinha a expectativa de inflação dos economistas como variável endógena, vimos que, na administração Meirelles, o *target factor* não apresentou ter efeito e o *path factor* teve um feito positivo sobre a inflação esperada. Já na administração Tombini, assim como na inflação implícita, o *target factor* passa a ser significativo e negativamente relacionado.

Em nossa avaliação, o resultado referente ao período da administração Meirelles é compatível com os encontrados por Campbell *et al.* (2012) para a economia dos Estados Unidos, ou seja, o *path factor* e o *target factor* afetam as expectativas com os sinais inversos ao que a teoria novo-Keynesiana esperaria. Na avaliação dos autores, embora não fosse objetivo exclusivo do estudo, isso vai ao encontro da teoria de que a autoridade monetária possui informação superior ao mercado e sua comunicação e suas atitudes influenciam os agentes a rever suas projeções. Por exemplo, no caso de a autoridade monetária com elevada credibilidade no controle inflacionário surpreender o mercado com elevação de taxa de juros, o Banco Central pode estar informando ao mercado que a situação é crítica e, por isso, uma ação mais abrupta faz os agentes reverem suas projeções no mesmo sentido.[18] Contudo, na nossa avaliação, não significa que a autoridade monetária acerte mais ou menos as previsões do mercado, mas que o Banco Central pode ser uma fonte adequada a ser consultada por ter áreas técnicas grandes e bem qualificadas, ou seja, a opinião da autoridade monetária com credibilidade é levada em consideração.

TABELA 7
Regressão dos fatores contra expectativa de inflação

		Toda amostra	2001--2004	2002--2005	2003--2006	2004--2007	2005--2008	2006--2009	2007--2010	2008--2011	2009--2012	2010--2013	Administração Meirelles (2003-2010)	Administração Tombini (2011-2013)
Path factor	Coeficiente	0,003	0,004	0,004	0,003	0,004	0,003	0,004	0,004	0,002	-0,003	0,002	0,003	0,001
	P-valor	0,068	0,143	0,142	0,102	0,001	0,018	0,026	0,014	0,233	0,317	0,240	0,064	0,625
Target factor	Coeficiente	-0,002	-0,003	-0,001	-0,001	-0,001	0,000	0,006	0,004	0,001	0,001	-0,003	-0,001	-0,003
	P-valor	0,430	0,604	0,755	0,792	0,666	0,874	0,021	0,188	0,847	0,739	0,009	0,665	0,067
Constante	Coeficiente	0,000	0,000	0,000	-0,001	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	-0,001	0,000
	P-valor	0,910	0,909	0,998	0,015	0,256	0,808	0,327	0,166	0,495	0,991	0,226	0,123	0,439
Políticas macroprudenciais	Coeficiente	-0,001	-	-	-	-	-	-	-0,001	-0,001	0,000	-0,001	0,000	-
	P-valor	0,124	-	-	-	-	-	-	0,243	0,140	0,593	0,000	0,829	-
	R^2 ajustado	0,042	0,006	0,005	0,002	0,001	0,002	0,002	0,002	0,002	0,001	0,001	0,002	0,001

Elaboração dos autores.

18. A teoria de informação superior não é consenso, pois Faust, Swanson e Wright (2002; 2004) não encontram evidências de que o FED possua melhor capacidade de previsão da economia.

No caso da administração Tombini, sob a mesma perspectiva, há evidências de que apenas a taxa de juros corrente (*target factor*) move as expectativas de inflação, e qualquer indicação sobre o futuro parece afetar muito pouco as expectativas inflacionárias. Essa mudança poderia estar atrelada ao fato de que, em seu mandato, a autoridade monetária tentou por vezes mostrar um cenário muito mais favorável do que o mercado acreditava e testou limites, ao levar a taxa de juros real brasileira para menos de 2,0%, algo considerado baixo para os padrões do país,[19] mesmo quando a inflação naquele momento e as expectativas estavam sempre bem acima do centro da meta de inflação. Esses erros de previsão e o constante desafio das projeções de mercado para condução de política monetária levaram o mercado a desconsiderar o que a autoridade monetária informava sobre o quadro inflacionário e econômico, de forma que apenas a mudança na taxa de juros corrente levava os agentes a alterarem as expectativas. Na administração Meirelles, o cenário de mercado, verificado no *Relatório Trimestral de Inflação* de 2003 até 2010, possuía um erro absoluto médio para a previsão quatro trimestres à frente, de 0,95 ponto percentual (p.p.), ao passo que o mercado, para o mesmo indicador, possuía 0,98 p.p., tendo uma diferença percentual de 3,2%, ou de 3 bps, em favor dos economistas do BCB. Já na gestão Tombini, o erro do cenário de mercado foi de 0,83 p.p., enquanto o mercado teve apenas 0,39 p.p., ficando com um erro 53% menor, ou de 45 bps, em favor dos economistas do mercado.

3.3.3 Impacto sobre bolsa e taxa de câmbio

O impacto sobre a bolsa de valores e sobre a taxa de câmbio mais uma vez foi verificado por meio de regressões em janelas amostrais, pois no período em que o Brasil estava ajustando as contas externas, durante a última década, a informação de mais inflação poderia representar outros desdobramentos. Começando pela taxa de câmbio (R$/US$), podemos observar, como exposto na tabela 8, que os resultados encontrados para toda a amostra apontam uma relação positiva entre essa variável e os dois componentes não observáveis, ou seja, uma elevação na taxa de juros ou na trajetória esperada, sinalizada pelo Copom, é acompanhada de uma desvalorização cambial. Destacamos que, embora o método baseie-se apenas na mudança nos preços dos ativos após a divulgação dos comunicados do Copom e tenha uma amostra grande, não é possível excluir completamente os efeitos de outras informações divulgadas no mesmo dia, o que pode reduzir a significância dos parâmetros ou, eventualmente, modificar o sinal da variável dependente em avaliação, especialmente quando os níveis de explicação das regressões são baixos, como é o caso. Por isso, essa relação inversa à teoria convencional diagnosticada requer, ainda, investigação adicional para compreensão plena do ocorrido.

19. A taxa neutra de juros brasileira, segundo a literatura e a pesquisa com o mercado, está por volta de 5%, como podemos ver nos seguintes trabalhos: Magud e Tsounta (2012) e a pesquisa da Gerência Executiva de Relacionamento com Investidores (Gerin) do BCB, realizada em 2012, disponível em: <http://goo.gl/bp8siG>.

TABELA 8
Regressão dos fatores contra o retorno da taxa de câmbio

		Toda amostra	2000-2003	2001-2004	2002-2005	2003-2006	2004-2007	2005-2008	2006-2009	2007-2010	2008-2011	2009-2012	2010-2013	2000 -ago./2008	Administração Tombini (2011-2013)	Administração Meirelles (2003-2010)
Path factor	Coeficiente	0,011	0,011	0,012	0,009	0,014	0,016	0,007	0,010	0,003	0,002	-0,011	0,014	0,012	0,017	0,013
	P-valor	0,000	0,003	0,001	0,010	0,023	0,033	0,531	0,340	0,811	0,895	0,395	0,152	0,000	0,125	0,023
Target factor	Coeficiente	0,018	0,029	0,030	0,021	0,010	0,012	-0,010	0,011	-0,012	-0,030	-0,031	-0,047	0,025	-0,042	0,010
	P-valor	0,014	0,001	0,000	0,159	0,415	0,343	0,583	0,538	0,661	0,186	0,169	0,001	0,000	0,036	0,311
Constante	Coeficiente	-0,001	0,000	0,000	0,001	0,000	0,000	-0,003	-0,005	-0,006	-0,005	-0,004	-0,002	-0,001	-0,001	-0,002
	P-valor	0,445	0,879	0,965	0,690	0,889	0,789	0,091	0,014	0,008	0,017	0,023	0,253	0,665	0,499	0,124
Políticas macropru-denciais	Coeficiente	0,014	-	-	-	-	-	-	-	0,016	0,013	0,013	0,007	-	-	0,015
	P-valor	0,000	-	-	-	-	-	-	-	0,000	0,000	0,000	0,001	-	-	0,000
	R^2 ajustado	0,142	0,349	0,366	0,154	0,096	0,071	-0,040	-0,044	-0,009	0,044	0,101	0,153	0,250	0,149	0,058

Elaboração dos autores.

TABELA 9
Regressão dos fatores contra o retorno do Ibovespa

		Toda amostra	2000-2003	2001-2004	2002-2005	2003-2006	2004-2007	2005-2008	2006-2009	2007-2010	2008-2011	2009-2012	2010-2013	2000 -ago./2008	2003 - ago./2008
Path factor	Coeficiente	-0,011	-0,008	-0,012	-0,005	-0,019	-0,026	0,005	0,010	0,019	0,000	-0,014	-0,002	-0,012	-0,018
	P-valor	0,095	0,210	0,114	0,418	0,098	0,026	0,878	0,784	0,626	0,999	0,595	0,888	0,099	0,156
Target factor	Coeficiente	-0,032	-0,032	-0,034	-0,033	-0,032	-0,034	-0,011	0,017	0,042	-0,001	0,008	-0,030	-0,035	-0,043
	P-valor	0,002	0,016	0,007	0,157	0,109	0,091	0,754	0,761	0,482	0,991	0,833	0,312	0,002	0,029
Constante	Coeficiente	0,002	-0,001	-0,001	-0,001	-0,002	-0,001	0,005	0,009	0,011	0,010	0,007	0,006	0,000	0,000
	P-valor	0,153	0,740	0,573	0,783	0,367	0,640	0,286	0,090	0,014	0,016	0,024	0,026	0,971	0,995
Políticas macropru-denciais	Coeficiente	-	-	-	-	-	-			-0,011	-0,015	-0,010	-0,014	-	-
	P-valor	-	-	-	-	-	-			0,037	0,006	0,023	0,000	-	-
	R^2 ajustado	0,074	0,109	0,135	0,028	0,045	0,081	-0,057	-0,063	-0,062	-0,093	-0,063	-0,026	0,098	0,055

Elaboração dos autores.

Avaliando as regressões em janelas amostrais, podemos verificar que essa relação é mais forte no período inicial da amostra, que cobre do ano 2000 até 2007, no caso do *path factor*, e do ano 2000 até 2004, no caso do *target factor*. A relação encontrada é de difícil explicação, mas pode estar atrelada a problemas de ordem fiscal, uma vez que, naquele período, a dívida pública era mais curta, o país não era credor externo líquido e não era reconhecido como grau de investimento pelas principais agências de classificação de risco. A lógica seria que uma elevação da taxa de juros pressionaria a dívida pública e traria aumento do risco soberano, havendo saída de recursos do Brasil para outras praças financeiras, tanto do mercado de títulos quanto da bolsa de valores. Já de 2008 em diante, a relação do *target factor* e da taxa de câmbio torna-se negativa, ou seja, uma surpresa no instrumento de política monetária traz uma valorização da taxa de câmbio, como esperado pela teoria. Nesse período, o país já havia melhorado a dinâmica da dívida pública a ponto de receber o grau de investimento, resultando em que as elevações da taxa de juros não modificassem a percepção dos agentes sobre as condições fiscais e, por consequência, não criassem desvalorizações cambiais, permitindo que o diferencial de juros fosse o maior determinante da relação cambial entre o real e o dólar americano. Vale mencionar que as regressões que incluem os anos de 2008 e de 2009 trazem uma relação negativa entre o *target factor* e a taxa de câmbio que não é estatisticamente significativa. Esse resultado, de certo modo, é compreensível, dado que se tratava de um período conturbado para os mercados, em função da crise econômica global, a qual trazia eventos diários de alta volatilidade. Além disso, esse efeito é potencializado quando reduzimos as observações para executarmos as regressões em janelas amostrais, aumentando a influência de eventos pontuais de acontecimentos simultâneo à divulgação do comunicado do Copom e, por sua vez, dificultando a identificação das relações entre as variáveis. Ainda, se levarmos em consideração nossa avaliação de que na gestão Tombini as expectativas de inflação moviam-se inversamente a uma mudança na taxa de juros corrente, como evidenciado na subseção anterior, podemos interpretar que uma surpresa positiva na taxa de juros nominal era acompanhada de uma queda na expectativa de inflação, o que aumentava a taxa de juros reais e amplificava, por conseguinte, o diferencial de juros para a economia brasileira.

O caso do *path factor*, que se mostrou positivamente relacionado à taxa de câmbio e estatisticamente significativo apenas de 2000 até 2007, pode ser explicado pela questão fiscal exposta anteriormente ou pelo diferencial de juros reais. Na subseção sobre inflação implícita, verificamos que, durante a gestão Meirelles, uma elevação na trajetória de juros sinalizada pelo Copom levava a uma percepção ruim da inflação, o que tendia a reduzir os juros reais, possibilitando, então, a saída de recursos da economia brasileira.

Em resumo, este trabalho mostra um resultado não esperado pela teoria convencional, quando avaliada a amostra inteira, o que nos indica que ainda são necessários estudos mais aprofundados sobre essa questão. Nossa avaliação em janelas amostrais revelou que, de 2008 até o fim da amostra, as mudanças *target fator* eram inversamente relacionadas com a taxa de câmbio, como esperado pela teoria. Contudo, o *path factor* esteve positivamente e estatisticamente significativo durante o período da gestão Meirelles, que pode ser explicado por questões fiscais ou pela redução da taxa de juros reais.

Já no Ibovespa, como podemos notar na tabela 9, ambos os fatores são estatisticamente significativos por praticamente toda a amostra, e possuem os efeitos esperados pela teoria, ou seja, quando há uma elevação (queda) dos juros, há uma queda (elevação) na bolsa de valores. Quando a amostra engloba o período da crise econômica de 2008, as relações não são identificadas estatisticamente, mas depois da crise voltam a funcionar da maneira esperada pela teoria, como apontado anteriormente. Vale salientar que as mesmas razões que dificultam encontrar as relações entre os fatores não observáveis e a taxa de câmbio também estão presentes na avaliação com o Ibovespa, o que torna difícil encontrar significância estatística em todas as janelas amostrais.

3.4 Avaliação dos resultados

Afirmamos, a partir do resultado do estudo, que existem canais para o uso do *forward guidance* na economia brasileira, pois atualmente identificamos que o efeito do comunicado do BCB possui duas dimensões, sendo uma delas a decisão corrente da taxa de juros e outra ligada à interpretação dos agentes sobre a postura, a sinalização e o texto da autoridade monetária. Caso não houvesse esse segundo componente, poderíamos entender que os agentes criam suas expectativas e as alteram apenas com a surpresa da decisão corrente, não havendo outra dimensão no momento do comunicado. Em outras palavras, na economia brasileira, evidenciamos que o BCB cria expectativas nos agentes, ao emitir comunicados, e que os agentes formam expectativas, também levando em consideração as indicações do comunicado. Desta forma, se o BCB tiver credibilidade, ele poderá influenciar a economia com uma comunicação mais transparente e assertiva.

Analisando a relação do componente de comunicação (o *path factor*) com as taxas de juros, é possível averiguar que esse componente explica mais de 45% das modificações no *Swap* Pré x Di de 360 dias, que é uma das variáveis mais importantes na modelagem macroeconômica brasileira. Além disso, para prazos mais extensos, com dois e três anos à frente, o *path factor* é responsável por 70% e 60% da explicação da mudança nesses contratos, mostrando a importância desse componente. Além disso, percebemos uma relação estatisticamente significativa com o índice da bolsa de valores ao longo do tempo, mostrando evidências que

o comunicado, com suas duas dimensões, altera a alocação de recursos e/ou afeta a atividade, levando os agentes a apreçarem novamente seus ativos.

Contudo, os resultados sobre expectativa de inflação não ficaram totalmente explicados e talvez ainda careçam de mais estudos, pois não foram iguais durante toda a amostra. A nossa explicação para os resultados encontrados, depois de fazer as regressões em janelas amostrais, é de que percebemos uma mudança no comportamento dos fatores da administração Meirelles para a administração Tombini. No caso da gestão Meirelles, os resultados trouxeram evidências de que o mercado tinha o BCB como um "consultor"; ou, nas palavras da literatura econômica, ele teria credibilidade e informação superior,[20] pois as projeções de inflação um ano à frente eram revisadas no sentido inverso ao esperado pela teoria novo-Keynesiana quando havia surpresa na decisão corrente ou na trajetória de inflação (similar ao que foi visto no estudo de Campbell *et al.* (2012) para os Estados Unidos). No caso da administração Tombini, evidenciou-se que esse efeito sumiu, sendo que apenas as decisões correntes de taxa de juros passaram a impactar as expectativas, afetando-as no sentido esperado pela teoria. Além disso, dando suporte à nossa avaliação, percebemos que as previsões e as indicações sobre o futuro do BCB realmente pioraram na gestão Tombini, pois apresentam sistematicamente projeções inflacionárias mais benignas do que realmente foram, e as projeções desafiavam as projeções dos analistas de mercado. Ou seja, faz sentido a autoridade brasileira ter perdido a posição de "consultora" do mercado, pois as projeções e as decisões realmente deixaram de ser o forte do BCB.

Ainda foi possível perceber que, no comunicado de dezembro de 2010, quando a autoridade monetária discute o uso de políticas macroprudenciais que tinham sido tomadas antes da reunião do Copom, o mercado reagiu, reduzindo os juros futuros e as expectativas de inflação, mostrando que, ao reconhecer o uso do instrumento, o mercado passou a estimar o impacto na previsão da inflação futura. Nas regressões mostramos que este comunicado foi tão poderoso que afetou juros, inflação, bolsa e taxa de câmbio, revelando alto grau de confiança dos agentes na avaliação do BCB de Meirelles de que essas medidas ajudariam no controle da inflação.

Os fatores associados à comunicação e à surpresa na taxa de juros corrente mostraram-se estatisticamente significativos, porém apresentaram os coeficientes contrários ao esperado pela teoria, carecendo, portanto, de estudos para compreendermos melhor as relações encontradas. Nas janelas amostrais percebemos que até a crise de 2008-2009, os parâmetros eram positivamente relacionados aos fatores, podendo estar refletindo, nesse período, um aumento na expectativa de inflação ou perda na bolsa de valores. Contudo, no período 2011-2013, na janela referente

20. Romer e Romer (2000) apresentam evidências que o FOMC teria informação superior ao mercado.

ao período da administração Tombini, vimos que o *path factor* perdeu a relação com a taxa de câmbio, ao passo que o *target factor* passou a ser negativamente relacionado, assim como vimos com a expectativa de inflação.

4 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este estudo tinha como motivação verificar a capacidade da autoridade monetária de afetar as expectativas dos agentes por meio da comunicação, tendo em vista a crescente importância que os bancos centrais têm dado a essa habilidade e, principalmente, pela recente postura adotada pelo BCB: a de tentar influenciar os juros futuros dando indicações mais claras e agressivas sobre seus próximos passos (*forward guidance*). Para tanto, empregamos o método de GSS (2005) e que foi repetido por Campbell *et al*. (2012), o qual permitiu aos autores verificar, por meio de análise fatorial, que no momento da divulgação do comunicado pós-reunião do FOMC existem dois fatores latentes que explicam quase que a totalidade das modificações na curva de juros dos Estados Unidos. Seria possível esperar, como mencionado nos estudos citados anteriormente, que houvesse apenas um componente, já que toda reação da curva de juros deriva da surpresa na taxa de juros corrente após a divulgação do comunicado, não havendo, portanto, qualquer efeito adicional na curva de juros permanente ou sistemático. Uma das finalidades dos comunicados pós-reunião é informar a taxa de juros para os próximos 45 dias. Os autores inseriram uma restrição para que um dos fatores ficasse com os efeitos da decisão corrente de taxa de juros, denominado *target factor,* e outro que não possuísse correlação com a decisão de taxa de juros, capturando a expectativa a respeito da trajetória, denominado *path factor.* Este último componente é a capacidade da autoridade monetária de alterar as expectativas dos agentes sem usar a taxa de juros corrente, ou seja, são sinais e expressões nos comunicados que indicam os próximos passos ou que fazem o mercado entender algo sobre a trajetória futura da taxa de juros.

Para adequar o método à realidade dos dados brasileiros, usamos uma amostra da surpresa na curva de juros Pré x Di curta (trinta, noventa, 180, 360 e 540 dias) no dia seguinte à reunião do Copom, no período de abril de 2000 até outubro de 2013. Identificamos, por meio do teste de Cragg e Donald (1997), do teste de discrepância, do teste de Bartlett, dos critérios de informação e do erro quadrático médio do resíduo que, no Brasil, também são dois fatores latentes que explicavam as modificações na curva de juros brasileira. Para poder dissociar os efeitos da surpresa na taxa de juros curta da trajetória nesses eventos, impomos a mesma restrição de GSS (2005), criando o *target factor* e o *path factor*. Como medida de aderência, regredimos os dois fatores contra o *Swap* Pré x Di de trinta dias e descobrimos que o fator não relacionado à decisão corrente, o *path factor*, não explica e não tem relação estatisticamente significativa, e o *target fator* explica 80% desse mesmo contrato. Além disso, regredindo os dois fatores contra *Swap* Pré x Di de 360 dias, foi

relevado que o *path fator* explica mais de 50% das variações no preço deste contrato. Ainda, contra contratos mais longos de taxas de juros, dois, três e cinco anos à frente, percebemos que o *target factor* vai diminuindo sua importância e o *path factor* vai aumentando, reforçando que este fator está representando a mudança em relação à trajetória mais longa e deriva das interpretações da comunicação da autoridade monetária.

Uma vez identificados e extraídos os componentes relacionados à taxa de juros e à comunicação, resolvemos verificar se estes componentes de fato conseguem alterar preços de outros ativos relacionados, especialmente o *path factor*. Como constatado na seção de resultados, conseguimos identificar claro efeito de ambos os componentes sobre a bolsa de valores (Ibovespa), a taxa de câmbio (R$/US$) e duas medidas de expectativa de inflação. Contudo, vale destacar alguns apontamentos a respeito. No caso das expectativas de inflação, notamos que houve uma mudança de comportamento ao longo da amostra, que nos motivou a fazer regressões em janelas amostrais. Nestas janelas, percebemos que, no período da administração Meirelles, ambos os fatores são significativos estatisticamente e positivamente relacionados com a expectativa de inflação, ao passo que, na administração Tombini, o *path factor* não é significativo e o *target factor* passou a ser negativamente relacionado e estatisticamente relevante. Esse resultado nos leva a crer que quando há surpresa no comportamento da autoridade monetária, os agentes interpretam que não há uma mudança nas preferências da autoridade monetária, mas que o cenário econômico pode ter mais inflação (no caso de uma surpresa positiva de juros), ou ter menos inflação (no caso de uma surpresa negativa), reagindo contrariamente ao esperado pela teoria convencional. Contudo, tal comportamento do mercado apenas seria possível no caso de a autoridade monetária fazer boas previsões e servir como "consultor" do mercado, ou na situação em que os agentes sempre esperam que o Banco Central coloque a taxa de juros no patamar que for necessário para controlar a inflação. Essas duas características podem ser resumidas na credibilidade nos cenários apresentados e no zelo pelo centro da meta de inflação. Nosso resultado está em linha com o de Campbell *et al.* (2012) para a economia dos Estados Unidos e com a avaliação de que a autoridade monetária tem informação superior ou serve de consultor do mercado. Contudo, esse *status* foi perdido na administração Tombini, quando o componente relacionado à comunicação perdeu efeito e apenas a taxa de juros é capaz de mover as expectativas. Essa avaliação ganha força quando avaliamos que, na administração Tombini, a autoridade reduziu a taxa de juros com as expectativas inflacionárias bem acima do centro da meta de inflação, criou cenários nos relatórios trimestrais de inflação sistematicamente mais benignos que os dos analistas de mercado e fez projeções de inflação piores que as do mercado, algo que não ocorria no tempo da gestão Meirelles. Em outras palavras, não serviu mais como consultor do mercado ou não se mostrou zeloso com o centro da meta inflacionária, de tal forma que o mercado sempre apreçou menos juros do que o efetivamente ocorrido.

Os fatores associados à comunicação e à surpresa na taxa de juros corrente mostraram-se estatisticamente significativos, porém apresentaram os coeficientes contrários ao esperado pela teoria, carecendo, portanto, de estudos para compreendermos melhor o que acontece. Nas janelas amostrais percebemos que, até a crise de 2008-2009, os parâmetros eram positivamente relacionados aos fatores, podendo estar refletindo, nesse período, um aumento na expectativa de inflação ou perda na bolsa de valores. Contudo, no período 2011-2013, na janela referente ao período da administração Tombini, vimos que o *path factor* perdeu a relação com a taxa de câmbio, ao passo que o *target factor* passou a ser negativamente relacionado, assim como vimos com a expectativa de inflação.

Dessa forma, concluímos que, no Brasil, é possível o BCB influenciar a trajetória da taxa de juros sem ter que alterar a taxa de juros corrente usando comunicação, que é o princípio para o uso do *forward guidance*. Contudo, não conseguimos concluir que a atual gestão do BCB tenha capacidade de alterar as expectativas de inflação com esse tipo de instrumento, embora tenha efeitos claros sobre a taxa de juros.

REFERÊNCIAS

BRASIL. Banco Central do Brasil. **Nota à imprensa – 155a reunião**. Brasília: Banco Central do Brasil, dez. 2010. Disponível em: <https://goo.gl/bQzEJe>.

_____. **Nota à imprensa – 170a reunião**. Brasília: Banco Central do Brasil, out. 2012. Disponível em: <http://goo.gl/cDVXde>.

_____. **Presidente do BC comenta movimentos nos mercados de câmbio e juros**. Brasília: Banco Central do Brasil, ago. 2013.

CAMPBELL C. L. *et al*. **Macroeconomic effects of federal reserve forward guidance**. Washington: The Brookings Institution, 2012.

COSTA FILHO, A. E.; ROCHA, F. Comunicação e política monetária no Brasil. **Revista Brasileira de Economia**, v. 63, n. 4, p. 405-422, 2009.

CRAGG, J. G.; DONALD, S. G. Inferring the rank of matrix. **Journal of Econometrics**, v. 76, issue 1-2, p. 223-250, 1997.

DRAGHI, M. **Introductory statement to the press conference**. Frankfurt: European Central Bank, 2013. Disponível em: <https://goo.gl/Cn2AGZ>.

EGGERTSSON, G.; WOODFORD, M. **Zero bound on interest rates and optimal monetary policy**. Washington: The Brookings Institution, 2003. (Brookings Papers on Economic Activity, n. 1).

FAUST, J.; SWANSON, E.; WRIGHT, J. **Does the fed possess inside information about the economy?** Washington: Board of Governors of the Federal Reserve System, 2002.

_____. Identifying VARS based on high frequency futures data. **Journal of Monetary Economics**, v. 51, n. 6, p. 1107-1131, 2004.

FOMC – FEDERAL OPEN MARKET COMMITTE. Press release. **FOMC**, 12 Aug. 2003. Disponível em: <https://goo.gl/Mi7nkr>.

_____. Press release. **FOMC**, 18 Mar. 2009. Disponível em: <https://goo.gl/tII6A3>.

_____. Press release. **FOMC**, 9 Aug. 2011 Disponível em: <https://goo.gl/amwZbp>.

GÜRKAYNAK, R. S.; SACK, B.; SWANSON, E. T. Do actions speak louder than words? The response of asset prices to monetary policy actions and statements. **International Journal of Central Banking**, v. 1, n. 1, p. 55-93, 2005.

JANOT, M.; MOTA, D. **O impacto da comunicação do Banco Central do Brasil sobre o mercado financeiro**. Brasília: Banco Central do Brasil, 2012.

JOHNSON, R. A.; WICHERN, D. W. **Applied multivariate statistical analysis**. New Jersey: Prentice Hall, 1992.

KOHN, D. L.; SACK, B. P. **Central Bank talk**: does it matter and why? Washington: FED, 2003. (FED Working Paper, n. 2003-55).

KUTTNER, K. N. Monetary policy surprises and interest rates: evidence from the Fed funds futures market. **Journal of Monetary Economics**, v. 47, n. 3, p. 523-544, 2001.

MAGUD, N. E.; TSOUNTA, E. **To cut or not to cut? That is the (Central Bank's) question**: in search of the neutral interest rate in Latin America. Washington: IMF, 2012. (IMF Working Paper, n. 12/243).

MENDONÇA, H. F.; FARIA, I. S. Effects of the Central Bank Communication on financial market expectations. *In*: ENCONTRO BRASILEIRO DE ECONOMETRIA, 32., 2010, Salvador. **Annals...** Salvador: SBE, 2010.

NEWEY, W.; WEST, K. A simple positive semi-definite, heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix. **Econometrica**, v. 55, n. 3, p. 703-708, 1987.

RIGOBON, R.; SACK, B. The impact of monetary policy on asset prices. **Journal of Monetary Economics**, v. 51, n. 8, p. 1553-1575, 2004.

ROMER, C.; ROMER, C. Federal Reserve information and the behavior of interest rates. **American Economic Review**, v. 90, n. 3, p. 429-457, 2000.

ROSA, C.; VERGA, G. On the consistency and effectiveness of Central Bank communication: evidence from the ECB. **European Journal of Political Economy**, v. 23, n. 1, p. 146-175, 2007.

Originais submetidos em outubro de 2015. Última versão recebida em janeiro de 2016. Aprovado em janeiro de 2016.

POLÍTICA INDUSTRIAL NO BRASIL: UMA ANÁLISE DAS ESTRATÉGIAS PROPOSTAS NA EXPERIÊNCIA RECENTE (2003-2014)

Guilherme de Queiroz Stein[1]
Ronaldo Herrlein Júnior[2]

Neste artigo, discute-se as políticas industriais apresentadas pelos governos do Partido dos Trabalhadores (PT), no período entre 2003 e 2014. Problematiza-se o caráter destas políticas e se predominam traços de continuidade ou mudança ao longo do tempo. Para orientar a análise, construiu-se três tipos ideais de política industrial – Estado desenvolvimentista, neoclássico e neoschumpeteriano – e avaliou-se três dimensões: diretrizes e objetivos; instituições e processo de tomada de decisões; e instrumentos. As conclusões apontam a predominância de traços neoschumpeterianos e significativa continuidade entre as políticas.

Palavras-chave: Estado; política industrial; Partido dos Trabalhadores.

INDUSTRIAL POLICY IN BRAZIL: AN ANALYSIS OF THE STRATEGIES PROPOSED IN RECENT EXPERIENCE (2003-2014)

This article discusses the industrial policy presented by the Workers Party governments, between 2003 and 2014. It questions to the character of these policies and the predominance of continuity or change over time. To guide the analysis, we constructed three ideal types of industrial policy – developmental State, neoclassical and neo Schumpeterian – and evaluated three dimensions: guidelines and objectives; institutions and decision-making process; instruments. The conclusions indicate the predominance of traits neo Schumpeterian and significant continuity between the policies.

Keywords: State; industrial policy; Workers Party.

POLÍTICA INDUSTRIAL EN BRASIL: UN ANÁLISIS DE LAS ESTRATEGIAS EN EXPERIENCIA RECIENTE (2003-2014)

En este artículo se analiza la política industrial presentado por los gobiernos del Partido de los Trabajadores, entre 2003 y 2014. Cuestiona al carácter de estas políticas y se predomina la continuidad o el cambio en el tiempo. Cuestiona el carácter de estas políticas y si predomina la continuidad o el cambio en el tiempo. Para orientar el análisis construimos tres tipos ideales de la política industrial – Estado desarrollista, neoclásico y neoschumpeteriano – y se evaluó tres dimensiones: las directrices y objetivos; instituciones y procesos de toma de decisiones; instrumentos. Los resultados indican el predominio de rasgos neoschumpeterianos y continuidad significativa entre las políticas.

Palabras clave: Estado; política industrial; Partido de los Trabajadores.

---

1. Bacharel em ciências sociais pela Universidade Federal do Rio Grande do Sul (UFRGS) e mestre em ciência política pela mesma universidade. Atualmente é bacharelando em ciências econômicas na UFRGS. *E-mail*: <guiqstein@yahoo.com.br>.

2. Doutor em economia pela Universidade Estadual de Campinas (Unicamp) e professor colaborador do Programa de Pós-Graduação em Economia da Faculdade de Ciências Econômicas (FCE) da UFRGS. *E-mail*: <ronaldoh@ufrgs.br>.

POLITIQUE INDUSTRIELLE AU BRÉSIL: UNE ANALYSE DES STRATÉGIES PROPOSÉES DANS EXPÉRIENCE RÉCENTE (2003-2014)

Cet article traite de la politique industrielle présentée par les gouvernements du Parti des Travailleurs, entre 2003 et 2014. Il se interroge sur le caractère de ces politiques et si prédomine continuité ou de changement au fil du temps. Pour guider l'analyse nous avons construit trois types idéaux de la politique industrielle – État développementiste, néoclassique et neo schumpétérienne – et évalué trois dimensions: lignes directrices et les objectifs; les institutions et les processus de prise de décision; les instruments. Les résultats indiquent la prédominance des traits neo schumpétérienne et la continuité importante entre les politiques.

Mots-clés: État; la politique industrielle; Parti des Travailleurs.

JEL: O25.

1 INTRODUÇÃO

Neste artigo, apresenta-se uma análise exploratória sobre as políticas industriais desenvolvidas pelos governos do Partido dos Trabalhadores (PT). Entre 2003 e 2014, três políticas estiveram em vigência, a saber: Política Industrial, Tecnológica e de Comércio Exterior (Pitce), Política de Desenvolvimento Produtivo (PDP) e Plano Brasil Maior (PBM). Para guiar as análises, estabeleceram-se as seguintes perguntas de partida: quais são as intencionalidades dos governos petistas ao formular suas políticas industriais? Quais as características destas políticas? Há elementos de continuidade? Ou predominam traços de transformação? Configura-se, em seu conjunto, em uma política de Estado de longo prazo?

Portanto, objetiva-se compreender o caráter e a intencionalidade dessas políticas, debatendo-as a partir de três tipos ideais de política industrial: Estado desenvolvimentista, neoclássico e neoschumpeteriano. A construção desses tipos ideais baseou-se em literatura nacional e internacional sobre política industrial, dentro das linhas teóricas que designam os nomes. Essa metodologia torna-se apropriada para um trabalho exploratório justamente pelo seu caráter fluido, ou seja, não está em questão qual a teoria que melhor explica a realidade, mas sim estabelecer parâmetros ideais que possibilitem compreender o sentido da ação. Nas palavras de Weber:

> é de fácil observação que as esferas individuais de valor foram organizadas com uma coerência racional que apenas excepcionalmente encontra-se na realidade. Mas é possível que assim manifestem-se na realidade e sob formas históricas significativas, e assim o fizeram. Essas construções abrem caminho para a localização tipológica de um fenômeno histórico. Fazem observável a distância entre os fenômenos e nossas construções, tanto no particular quanto no geral, e, por conseguinte, tornam determinável a aproximação entre o fenômeno histórico e o tipo teoricamente construído. Nesse sentido, a construção tem a função de

ferramenta técnica que permite esclarecimento e instrumentação mais penetrantes (Weber, 2005, p. 70, tradução dos autores).[3]

Como recomendado pela tradicional metodologia weberiana, construiu-se noções abstratas, logicamente coerentes, mas que não se encontram em estado puro na realidade. Com isso, consegue-se lançar luz sobre o sentido de uma realidade histórica, de caráter específico e multifacetado. Desta forma, o próprio objeto, que apresenta um caráter diverso e necessariamente contraditório, é passível de compreensão em sua lógica de ação.

Para operacionalizar a interpretação, dividiu-se este trabalho analítico em três dimensões das políticas: suas diretrizes e seus objetivos; sua estrutura institucional de gestão; seus instrumentos. Como fonte empírica, estudou-se os documentos de lançamento das políticas e complementou-se as informações com trabalhos acadêmicos e documentos apresentados por entidades de classe e por órgãos governamentais. O foco foi a política *in book*, ou seja, como a política apresenta-se em seus elementos formais e em seu planejamento. Em geral, não se recorreu à observação da política *in action*, ou seja, a sua execução e seus resultados concretos.[4] Apenas se utilizou dados sobre a alocação de recursos secundariamente, quando estes ajudam a expressar o sentido geral da política. Vale ressaltar que não se procedeu a uma análise de efetividade, eficiência ou eficácia. Assim, há uma limitação intrínseca neste trabalho, pois se o *in book* permite observar a intencionalidade e o caráter como pretendido e formulado discursivamente pelos agentes que conceberam as políticas, o *in action* possibilitaria observar o que efetivamente foi priorizado, algo que está fora do alcance deste artigo.

Este artigo está organizado em três seções, além desta introdução. A seção 2 apresenta os três tipos ideais de política industrial (do Estado desenvolvimentista, neoclássica e neoschumpeteriana). Para cada tipo, são apresentadas as três dimensões referidas (diretrizes e objetivos, instituições de gestão e instrumentos). A seção 3 discorre sobre as três formulações de política industrial promovidas nos governos do PT (2003-2014), considerando como suas características aproximam-se dos tipos ideais. Por fim, na seção 4 há as considerações finais, que avaliam continuidades e mudanças implicadas na sequência das três formulações de política.

---

3. "*Es de fácil observación que las esferas individuales de valor han sido dispuestas con una coherencia racional que sólo excepcionalmente se halla en la realidad. Pero es posible que así se manifiesten en la realidad y bajo formas históricas significativas, y así lo han hecho. Estas construcciones abren camino para la localización tipológica de un fenómeno histórico. Hacen observable la distancia entre los fenómenos y nuestras construcciones, tanto en lo particular como en lo general, y, por consiguiente, vuelven determinable la aproximación entre el fenómeno histórico y el tipo teóricamente construido. En este sentido, la construcción tiene la función de un utensilio técnico que permite un esclarecimiento e instrumentación más penetrante*" (Weber, 2005, p. 70).

4. Sobre essa distinção entre *in book* e *in action*, ver Schapiro (2013) e Almeida (2009).

2 TIPOS IDEAIS DE POLÍTICA INDUSTRIAL

2.1 Política industrial sob a ótica do Estado desenvolvimentista

A literatura sobre o Estado desenvolvimentista no Leste Asiático trouxe consigo o mérito de demonstrar a racionalidade da política industrial em termos de eficiência, mesmo que definida de maneira ampla, não só como alocação de recursos, mas também, por exemplo, como na capacidade de inovar e criar um capitalismo internacionalmente competitivo (Woo-Cumings, 1999). Entretanto, no seio desse debate, houve dois posicionamentos distintos. Por um lado, defendeu-se que a política industrial é simplesmente uma prática, que pode assumir as mais diversas formas, variando de acordo com o contexto geográfico e histórico. Por outro, enfatizou-se a necessidade de uma definição precisa do que seja política industrial.

Para Chalmers Johnson, um dos fundadores do debate sobre o Estado desenvolvimentista, a política industrial é contingente, uma estratégia prática, uma atitude ou orientação que se adapta às necessidades do tempo e do espaço. Em um nível microeconômico, pode atuar na racionalização do uso de fatores e na promoção de melhorias no ambiente de negócios, podendo o governo intervir, inclusive, dentro das firmas com o objetivo de otimizar processos gerenciais e produtivos (*industrial racionalization*). Em um nível macro, a política industrial incide sobre a estrutura industrial, determinando setores estratégicos, tendo em vista mudanças estruturais necessárias à consecução do interesse nacional. Desta forma, procura determinar o peso que os diferentes setores terão na economia e seu perfil (se intensivo em trabalho ou capital, se indústria leve ou pesada). Entretanto, não haveria uma definição clara nesse campo de análise sobre o caráter de uma política industrial. Ela seria uma dimensão na caracterização do Estado desenvolvimentista, que em si mesma não apresentaria traços precisos. "A formulação e a execução da política industrial é o que o Estado desenvolvimentista faz, [contudo] a política industrial em si – o que é e como é feita – permanece altamente controversa" (Johnson, 1982, p. 26 e 27, tradução dos autores).[5]

Entretanto, os avanços nas áreas de economia institucional e mudança tecnológica possibilitaram um melhor entendimento da lógica das políticas industriais, seja sobre um ponto de vista estático, seja dinâmico (Chang, 2004, p. 105). Ha-Joon Chang irá defender a necessidade de uma definição estrita de política industrial, argumentando que as definições atualmente existentes são demasiado genéricas para terem utilidade prática (*op. cit.*, p. 109-113). Tendo isso em vista, o autor propõe uma definição:

5. "*The making and executing of industrial policy is what the developmental state does, industrial policy itself – what it is and how it is done – remains highly controversial*" (Johnson, 1982, p. 26 e 27).

> propomos definir política industrial como uma política destinada a *indústrias específicas* (e empresas enquanto seus componentes) para alcançar resultados que são *percebidos pelo Estado* como sendo *eficientes para a economia como um todo*. Esta definição é próxima ao que é normalmente denominado de "política industrial seletiva" (Chang, 2004, p. 112, tradução dos autores).[6]

2.1.1 Justificativas teóricas, diretrizes e objetivos

Dentro da ótica do Estado desenvolvimentista, a justificativa e os objetivos para a realização de uma política industrial dariam-se pela desigualdade no sistema internacional, no qual coexistem países de capitalismo industrial avançado e países de industrialização tardia. Estes últimos estariam em desvantagem e a única forma de superar a distância em termos de desenvolvimento seria por uma intervenção ativa do Estado visando fomentar a indústria nascente e realizar o *catching-up* (Ferraz, Paula e Kupfer, 2002, p. 553-555). Neste sentido, o processo de industrialização nos países periféricos teria uma determinação política, que traria subjacente a vontade de sobreviver e se construir como nação. Isso implica que o nacionalismo e a mobilização nacional em torno do projeto de desenvolvimento seriam fatores fundamentais, principalmente no caso do Leste Asiático, em que as experiências de guerra foram traumáticas e as ameaças vindas do sistema internacional eram constantes (Johnson, 1982; Woo-Cumings, 1999).

Portanto, nessa perspectiva analítica, os objetivos econômicos estão subordinados a objetivos políticos. O Estado ocupa um papel ativo e não meramente corretivo – como nas concepções neoclássicas (Ferraz, Paula e Kupfer, 2002, p. 553). Há uma preocupação explícita com a estrutura produtiva nacional e sua competitividade em nível internacional. Ainda, as políticas industriais possuiriam uma natureza discriminatória e particularista (vertical), pela qual se incentivaria setores escolhidos a alcançarem objetivos, percebidos pelo Estado como eficientes para a economia como um todo (Chang, 2004).

Em termos teóricos, Chang (2004) fundamenta a existência e a racionalidade da política industrial com base nas modernas teorias institucionalistas, nas teorias evolucionárias da mudança tecnológica e nas teorias que preveem a necessidade de o Estado corrigir "falhas de mercado". Essas bases teóricas assumem o caráter oligopolista dos mercados competitivos e negam que haja livre mobilidade de recursos e capitais. Também percebem o papel fundamental da inovação no processo de crescimento econômico. Fundamentalmente, os mercados falhariam em promover uma coordenação adequada entre os agentes e isso provocaria

6. "*We propose to define industrial policy as a policy aimed* at particular industries *(and firms as their components) to achieve the outcomes that are* perceived by the state to be efficient for the economy as a whole*. This definition is close to what is usually called 'selective industrial policy'*" (Chang, 2004, p. 112).

desperdícios de recursos, justificando a ação estatal, única capaz de promover coordenação *ex ante*.

Assim, as políticas podem ter uma natureza estática, nas quais se objetiva estabelecer mecanismos que possibilitem a coordenação *ex ante*, principalmente frente às "falhas de mercado". E, também, uma natureza dinâmica, no sentido de fomentar a inovação e a competição oligopolista (Chang, 2004, p. 113-138). A competição excessiva, no modelo de mercado perfeitamente competitivo, seria vista pelos gestores como perniciosa. O Estado deveria evitar que isso ocorresse, mas sem deixar de fomentar a competição e a seleção entre grandes grupos empresariais, buscando criar líderes nacionais competitivos internacionalmente[7] (Amsden, 1989; 2009). Neste sentido, compreende-se que a realização dessas políticas seriam "métodos de intervenção conformes ao mercado" (*marketing-conforming methods of intervention*) (Johnson, 1982, p. 317).

2.1.2 Instituições e processo de tomada de decisões

A literatura que estudou o processo de desenvolvimento do Leste Asiático enfatizou que, na condução das políticas industriais, destacava-se o papel das burocracias fortes, de tipo weberiano, com grande *status* e espírito de corpo, capazes de recrutar os melhores talentos para seus quadros. Estas burocracias estavam significativamente insuladas das influências do processo político e estabeleciam fortes redes com os setores empresariais, em um contato permanente, inclusive, tornando-se gestores do setor privado após a aposentadoria (Johnson, 1982).

Além de uma burocracia forte e autônoma, outra característica da política industrial do Estado desenvolvimentista é que o corpo burocrático está concentrado em uma "organização-piloto", geralmente um ministério forte dentro do complexo estatal. Esse aparato institucional é dotado de funções mínimas que lhe conferem poder real para conduzir as políticas: planejamento, comércio internacional, política energética, produção doméstica e finanças (oferta de capital e política tributária). A continuidade institucional desta "organização-piloto" possibilita que a política industrial, ao longo do tempo, seja marcada pelo aprendizado, pela adaptação e pela inovação.

Nesse centro de poder, os burocratas formulam as políticas industriais e suas prioridades estratégicas. Por meio de mecanismos como documentos formais, reuniões em conselhos ou mesmo suas redes pessoais, dão sinais ao setor privado dos rumos que deverão tomar os investimentos. Desta maneira, equilibram sua autonomia,

7. Alice Amsden (1989; 2009) enfatiza o papel disciplinador do Estado sobre o capital e o papel dos mecanismos de controle sobre a seleção de "líderes nacionais". Basicamente, o governo realiza exigências de desempenho sobre os grupos que recebem incentivos. A lógica da seleção é penalizar aqueles que apresentam más *performances* e recompensar os com bons resultados.

enraizando suas ações juntos aos setores interessados em tais políticas, sendo essas práticas fundamentais em resolver problemas de coordenação e de assimetria informacional (Evans, 1995; Chang, 2004, p. 322-325; Rodrik, 2007). Ressalta-se, ainda, que outro elemento importante é a inovação institucional, com vistas a possibilitar a cooperação com o setor privado: conselhos, associações comerciais, circulação de burocratas nas empresas privadas, grupos de discussão formais.

Esses arranjos são complementados por um conjunto de instituições que possibilitam um papel ativo do Estado no desenvolvimento econômico e no direcionamento do investimento a setores estratégicos. Neste sentido, destaca-se o papel das empresas estatais[8] e do controle do sistema financeiro pelo Estado. Sobre esse último ponto, ressalta-se que nas experiências desenvolvimentistas, os bancos tiveram um papel muito maior do que os mercados de capitais em estruturar e caracterizar os sistemas financeiros. Em muitas dessas experiências, encontra-se, ainda, o fato de que grandes parcelas do *market share* são ocupadas por bancos públicos. Os bancos de desenvolvimento assumem predominância em financiar o investimento. Em outras, como no caso japonês, há o predomínio de bancos privados, sobre os quais o Estado possui forte influência, por exemplo, na indicação dos mais altos escalões (Woo-Cumings, 1999; Chang, 2004, p. 318-322; Amsden, 2009).

2.1.3 Instrumentos de política industrial[9]

- direcionamento do crédito bancário e controle dos padrões e dos níveis de investimento, assim como mobilidade de capital entre os setores;
- estabelecimento de critérios de desempenho (mecanismos de controle) para quem acessa recursos estatais, como, por exemplo, metas de geração de emprego, volume de exportações, elevação da produtividade, expansão do *market share*, redução de custos, investimento em inovações;
- parcerias público-privadas em investimentos de alto risco;
- política antitruste mais preocupada com o desenvolvimento e com a competitividade internacional do que com o nível de competição dos mercados internos;
- uso de licenças e autorizações governamentais para conduzir os objetivos de desenvolvimento e investimento. O controle de entrada em determinados setores também contribui para evitar o sub e o sobreinvestimento,

8. Geralmente, as empresas estatais atuam na produção de insumos, em indústria de alto risco ou de alta tecnologia. É comum que os setores reúnam essas três características. Também é característico que estas empresas desenvolvam cadeias produtivas, estabelecendo relações e fomentando o capital privado.

9. Essa lista de instrumentos foi retirada das seguintes obras: Amsden (2009), Johnson (1982), Woo-Cumings (1999) e Chang (2004).

em situações de incerteza estratégica. Também pode controlar a expansão de capacidade produtiva;

- atividades de pesquisa e desenvolvimento (P&D) conduzidas ou financiadas pelo Estado;
- proteção tarifária à indústria nascente, mesmo que temporária;
- criação de rendas e distorções de preços para guiar os investimentos;
- *recession cartel* – em períodos de baixa demanda, o Estado pode impor limites à produção, evitando guerra de preços; e
- *negociated exit/capacity scrapping*: em períodos de recessão prolongada ou decadência setorial, o Estado pode coordenar a saída de firmas e a realocação de recursos.

2.2 Política industrial sob a ótica neoclássica

A ótica neoclássica assume uma visão favorável às políticas horizontais, que buscam solucionar problemas sistêmicos, atingindo a todos os mercados, e uma concepção restritiva às políticas industriais de caráter vertical. As políticas verticais ou setoriais provocariam distorção de preços e desequilíbrios – ou seja, não permitiriam que os mercados chegassem aos "*right prices*" (Chang, 1999, p. 183-185).[10] Outros problemas relacionados às políticas setoriais seriam o *lobby* e a corrupção. Tais políticas só se justificariam quando seus benefícios fossem claramente superiores aos seus custos. Por exemplo, no caso de haver setores promissores que estariam passando por problemas em função de falhas de mercado, como, por exemplo, problemas de assimetria informacional. Também seria possível aplicá-las em setores decadentes, passando por rápidos ajustes que levariam a custos sociais muito altos, como o desemprego brusco e massivo. Nesses casos, a preocupação é evitar grandes perdas de capital físico e humano. Entretanto, devem ser evitadas ao máximo, pois, nessa perspectiva, seria muito difícil distinguir se a causa da decadência setorial é uma falha de mercado ou um reajuste que promove a retirada dos ineficientes (Hay, 1997).

Ainda, haveria limitações inerentes à atuação governamental sobre políticas industriais: o governo tem desvantagem em termos de acesso a informações se comparado ao setor privado; haveria escassez de bons administradores nos órgãos governamentais, os quais seriam necessários para conduzir as políticas; o setor público possui limitações fiscais; o governo está sujeito a pressões de grupos organizados em busca de favorecimento. Outro argumento recorrente é que os

10. Como é sabido, Ha-Joon Chang está longe de ser um autor neoclássico; entretanto, em sua obra encontram-se boas discussões sobre essa vertente teórica, que, mesmo possuindo um sentido crítico, fogem da construção de um estereótipo teórico a ser atacado.

tratados internacionais assinados pelos governos, principalmente no âmbito da Organização Mundial do Comércio (OMC) limitariam as possibilidades de fazer políticas verticais (Hay, 1997, p. 200 e 201; 218-223).

2.2.1 Justificativas teóricas, diretrizes e objetivos

Para justificar seu posicionamento, a ótica neoclássica parte de alguns pressupostos. Os quatro mais importantes para justificar uma política industrial desse tipo seriam a hipótese da primazia dos mercados, o modelo de competição perfeita, o modelo das vantagens comparativas estáticas e a livre mobilidade de fatores. A hipótese da primazia do mercado estabelece que os mercados, naturalmente, antecedem, lógica e temporalmente, as outras instituições da sociedade. O modelo de competição perfeita assume que a coordenação dos agentes ocorre por meio de mecanismos de preços de mercado, a partir dos quais se tomam as decisões sobre as quantidades a produzir; assim, não há necessidade de coordenação *ex ante*; ela se dá *ex post* pelo funcionamento espontâneo dos mercados. O modelo das vantagens comparativas estáticas postula que as funções de produção estão dadas de maneira que as firmas eficientes em alocar recursos assumam a liderança de mercado. A livre mobilidade de fatores (capital, trabalho, tecnologia) assume que a alocação e a realocação destes recursos entre os diferentes setores ocorrem sem custos (Chang, 2002; Ferraz, Paula e Kupfer, 2002; Chang, 2004; Schapiro, 2013).

Dados esses pressupostos, a atuação estatal possui sentido quando é feita de maneira horizontal, ou seja, promovendo medidas que incidam sobre o sistema econômico como um todo, sem priorizar tal ou qual setor (Hay, 1997). Políticas setoriais teriam sentido apenas quando objetivassem minimizar falhas de mercados (informação assimétrica, externalidades, bens públicos), as quais distorcem os preços e levam a uma alocação subótima de recursos (Ferraz, Paula e Kupfer, 2002). A partir desse ponto de vista,

> o papel do Estado é desobstruir a atuação do mercado, mitigando as suas falhas e distorções, para que, assim, os produtores possam maximizar os seus interesses, ofertando aqueles produtos que resultam de suas atuais vantagens comparativas (Schapiro, 2013, p. 14).

A justificativa é que os mercados, por si só, levam aos "*right prices*" e à alocação eficiente de recursos. Desta forma, é um mecanismo capaz de alcançar o equilíbrio no curto e no longo prazos. Sendo assim, não há sentido em falar em políticas de desenvolvimento, pois o desenvolvimento é consequência do bom funcionamento dos mercados (Chang, 1999).

Por último, vale ressaltar a visão positiva sobre a concorrência. Em termos teóricos, o pressuposto da concorrência perfeita é a condição necessária para a alocação eficiente de recursos e para a realização das vantagens comparativas.

A visão da concorrência assumida por essa ótica é estática, isso é, a concorrência não é um processo, não é uma "luta", é uma estrutura. Desta forma, uma das funções mais importantes a ser conduzida por parte do Estado, em uma política industrial, é garantir que os mercados operem com o maior nível de concorrência possível, ou seja, o número de ofertantes deve tender ao infinito (Hay, 1997; Chang, 2004).

2.2.2 Instituições e processo de tomada de decisões

Pela ótica neoclássica, as instituições responsáveis pela gestão de políticas industriais têm a necessidade de serem ao máximo protegidas dos interesses políticos. Segundo esta visão, o Estado seria facilmente permeável por interesses que buscam se favorecer com distorções de mercado, algo que os órgãos governamentais teriam capacidade de impor. A lógica do *rent-seeker* tende a predominar, concomitantemente aos riscos de corrupção. As "falhas de governo" seriam piores que as "falhas de mercado". Neste sentido, as instituições deveriam ter autonomia financeira e jurídica para garantir que somente critérios técnicos influenciariam em suas decisões (Hay, 1997; Chang, 2002).

Dadas essas características gerais dos processos decisórios, uma série de instituições é recomendada para garantir uma política industrial de caráter horizontal e com forte foco na elevação da concorrência e da eficiência sistêmica. Destacam-se os órgãos reguladores da concorrência e a legislação antitruste. Estes órgãos têm que contar com amplos poderes, como, por exemplo, multar as empresas que realizem práticas anticoncorrenciais e impedir ou exigir que se desfaçam fusões e aquisições que impliquem diminuição da concorrência. Ainda, podem ser exigidas das firmas em processo de fusão que se comprometam com metas, como, por exemplo, geração de emprego ou desenvolvimento tecnológico. Também são fundamentais as agências reguladoras para os setores que tendem ao monopólio natural – como, por exemplo, energia elétrica e infraestrutura de telecomunicações (Hay, 1997, p. 204-207).

Outra atuação fundamental do Estado seria a de minimizar as falhas de mercado relacionadas a problemas de assimetria informacional. Assim, poder-se-ia criar mecanismos públicos difusores de informações sobre mercados e tecnologias. Por exemplo, revistas especializadas ou articulação de redes de associações empresariais. Missões diplomáticas e redes de embaixadas preocupadas em explorar novos mercados no exterior também contribuem para ampliar a base informacional (Hay, 1997, p. 208).

No que diz respeito à inovação e à tecnologia, o Estado deve criar instituições com o objetivo de mitigar a tendência de os investimentos chegarem a um equilíbrio subótimo. Neste sentido, destacam-se as legislações que garantem incentivos à inovação tecnológica, como, por exemplo, lei de patentes e órgãos

responsáveis pelo registro de inovações, marcas e patentes. Também podem ser criados órgãos que articulem projetos compartilhados de pesquisa entre empresas de um mesmo setor e entre universidades e firmas.

2.2.3 Instrumentos de política industrial[11]

- políticas de regulação da concorrência;
- "(...) melhorias regulatórias, aprimoramentos tributários e incrementos institucionais no ambiente de negócios, como regras de falência, procedimentos mais céleres para abertura e fechamento de firmas e disciplina da concorrência" (Schapiro, 2013, p. 16);
- regulação dos monopólios naturais e restrição de seus lucros, por meio de políticas de preços com fórmulas predeterminadas ou taxações;
- políticas de ampliação de acesso a informações sobre mercados e tecnologias;
- fomentar a parceria de empresas com universidades; para os pequenos e médios negócios, pode haver programas específicos que facilitem seu acesso às novas tecnologias. O Estado pode fazer com que empresas tenham livre acesso ao resultado de pesquisas desenvolvidas em universidades. Coordenar empresas de um mesmo setor para que invistam em conjunto em pesquisa, por si mesmas;
- políticas de defesa do consumidor e certificações que atestem a qualidade dos produtos e dos processos pelos quais são fabricados;
- fomentar um mercado de capital robusto e um sistema de crédito privado que facilite o compartilhamento de risco entre empresas e investidores nos projetos de investimento e inovação;
- isenções fiscais para compensar os riscos envolvidos em projetos de investimento, inovação e exportação; e
- ampliar a capacidade administrativa e empreendedora da economia, por meio de políticas educacionais nessa área.

2.3 Política industrial sob a ótica neoschumpeteriana

Assim como a perspectiva do Estado desenvolvimentista, a ótica neoschumpeteriana rejeita os pressupostos de equilíbrio de mercado, informação perfeita e racionalidade dos agentes: há racionalidade limitada, informação assimétrica e externalidades. As assimetrias e as externalidades são a razão da acumulação e do crescimento. Nesta perspectiva, o desenvolvimento econômico ocorre justamente pelo

11. Esses instrumentos de política industrial neoclássica foram retirados das seguintes obras: Hay (1997) e Schapiro (2013).

processo de "destruição criativa", na qual a concorrência impulsiona os agentes a buscar inovações – principal critério de eficiência para essa visão teórica – que os possibilitem ganhar vantagens sobre os concorrentes. Portanto, é uma visão intrinsecamente dinâmica dos sistemas econômicos (Gadelha, 2001; Ferraz, Paula e Kupfer, 2002, p. 555-558; Schapiro, 2013, p. 15).

Nesse sentido, a ótica neoschumpeteriana sutilmente diferencia-se da perspectiva do Estado desenvolvimentista, a qual percebe que há níveis saudáveis e níveis predatórios de concorrência, sendo os limites entre estes níveis passíveis de serem avaliados e desenhados pelo Estado. Para os neoschumpeterianos, cabe ao Estado promover um ambiente concorrencial em que se promova a rivalidade e se fortaleça os agentes (Gadelha, 2001, p. 156). Outra diferença importante entre as duas correntes é que, para os neoschumpeterianos, essa lógica econômica aplica-se tanto para economias desenvolvidas quanto para as atrasadas (Gadelha, 2001, p. 152), enquanto a ótica do Estado desenvolvimentista aplica-se, fundamentalmente, aos países de industrialização tardia.

2.3.1 Justificativas teóricas, diretrizes e objetivos

Para entender alguns aspectos da política industrial neoschumpeteriana, é preciso ter em mente a concepção teórica subjacente. A forma como concebem os sistemas econômicos é como sistemas complexos, ou seja, sistemas heterogêneos, em que as partes possuem relações de interdependência, conduzindo a necessidade de serem integradas. Cada parte – setores econômicos e as organizações que os compõem – possui trajetórias evolutivas distintas, sendo afetadas e afetando, de maneiras também distintas, a dinâmica sistêmica global. As relações complexas entre os agentes e o ambiente em que estão inseridos implicam que as estruturas de mercado influenciam as estratégias dos agentes e as estratégias dos agentes podem alterar as estruturas de mercado. Por sua vez, o Estado é parte integrante e ativa do sistema, capaz de modelar os ambientes institucionais responsáveis pelo lucro – os mercados (Gadelha, 2001; Ferraz, Paula e Kupfer, 2002, p. 555-558).

Disso decorre que a própria distinção entre políticas horizontais e verticais faz pouco sentido. Uma política horizontal, ao afetar o ambiente econômico, atinge de maneira distinta os diferentes setores, em função da variedade de trajetórias evolutivas, aprendizados e incorporação tecnológica. As políticas de caráter vertical, por sua vez, modificam a estrutura produtiva e a inter-relação entre os setores, levando a novas conformações do próprio ambiente global. Dados esses aspectos, Gadelha propõe uma definição de política industrial neoschumpeteriana como o:

> foco da intervenção pública na dinâmica de inovações da indústria, visando promover transformações qualitativas na estrutura produtiva e o desenvolvimento das

> economias nacionais, mediante ações sistêmicas que alteram, seletivamente, os ambientes competitivos em que se formam as estratégias empresariais (Gadelha, 2001, p. 161).

Cabe ainda ressaltar que há duas dimensões sobre as quais deve operar a política industrial. A primeira é a de curto prazo, na qual a política deve fomentar a inovação incremental sobre a estrutura presente de competitividade. A segunda é de longo prazo; nessa, a política deve ser estrategicamente orientada à mudança estrutural, tendo em vista fomentar inovações que alterem as condições de competitividade futura. Ambas operam sob a perspectiva de que o critério de eficiência é a inovação (Gadelha, 2001, p. 161-166).

2.3.2 Instituições e processo de tomada de decisões

Na ótica neoschumpeteriana, as instituições públicas que devem fomentar a inovação e o ambiente competitivo são também dotadas de racionalidade limitada e a própria política industrial opera sob incerteza. Para minimizar esses fatores, faz-se necessária uma alta capacitação técnica dessas instituições (Ferraz, Paula e Kupfer, 2002, p. 555-558). De maneira a reduzir as incertezas e o voluntarismo na tomada de decisões, também se recomenda áreas de "elevada conectividade" entre setor público e privado, como fóruns e arenas de coordenação (Gadelha, 2001, p. 160 e 161).

Dada a compreensão de eficiência enquanto inovação, o Estado deve criar instituições públicas de geração, difusão e adoção de tecnologias (Carvalho, Carvalho e Carvalho, 2014), as quais podem ser universidades, institutos de pesquisa ou redes que possibilitem a coordenação setorial. Também é importante a criação de instituições de financiamento que viabilizem crédito ao setor privado destinado à P&D (Wendler, 2013, p. 33 e 34; Carvalho, Carvalho e Carvalho, 2014).

Um aspecto bastante peculiar em relação às outras óticas é a percepção da necessidade de integração entre diferentes ministérios (Ciência, Tecnologia e Inovação, Educação, Saúde, Meio Ambiente, Defesa, Minas e Energia) na gestão de políticas científicas, tecnológicas e de inovação. Também, nessa perspectiva, assume-se que é desejável a participação da sociedade na condução dessas políticas, cabendo organizar processos democráticos de avaliação, controle e monitoramento, de maneira a discutir se os esforços estão sendo direcionados para áreas socialmente desejáveis (Wendler, 2013, p. 38-40).

2.3.3 Instrumentos de política industrial[12]

- promover interações entre empresas e universidades na busca por inovação;
- regimes e regulamenta*ções específicas sobre as externalidades* positivas, buscando potencializá-las;
- indução pública à inovação e a sua difusão, pelo lado da oferta e da demanda;
- políticas educacionais e de treinamento tecnológico;
- incentivar a elevação dos gastos em P&D do setor privado, por exemplo, por meio de incentivos fiscais;
- estimular um ambiente econômico competitivo;
- apoiar projetos de cooperação e formação de redes entre empresas inovadoras;
- políticas de melhorias em infraestrutura, especialmente na área de telecomunicações e tecnologia da informação (TI), tendo em vista o papel fundamental do armazenamento e transmissão de dados para o desenvolvimento tecnológico;
- políticas de treinamento e realocação de mão de obra frente ao abandono de velhas tecnologias e práticas organizacionais e a introdução de novas, muitas vezes em setores novos;
- promover a competição entre projetos de pesquisa para receber financiamento, pautando objetivos tecnológicos estratégicos;
- estabelecer organizações públicas de pesquisa, laboratórios, universidades e centros de pesquisa;
- realizar estudos de tendência tecnológica; e
- promover melhorias do capital social para o desenvolvimento regional: formação de *clusters* e distritos industriais.

3 AS POLÍTICAS INDUSTRIAIS NA ERA DO PT (2003-2014)

3.1 Política Industrial, Tecnológica e de Comércio Exterior (Pitce)

A Política Industrial, Tecnológica e de Comércio Exterior (Pitce) foi lançada no final de 2003. Em termos de *diretrizes e objetivos*, a Pitce aproxima-se muito de uma política industrial de ótica neoschumpeteriana, dando significativa ênfase à inovação tecnológica como elemento central que conduz ao aumento da eficiência econômica. Esse caráter fica expresso logo nas primeiras páginas do documento

12. Esses instrumentos de política industrial neoschumpeterianos foram retirados das seguintes obras: Gadelha (2001), Wendler (2013), Carvalho, Carvalho e Carvalho (2014) e Schapiro (2013).

de lançamento da política, chamado *Diretrizes de Política Industrial, Tecnológica e de Comércio Exterior*:

> A Política Industrial, Tecnológica e de Comércio Exterior tem como objetivo o aumento da eficiência econômica e do desenvolvimento e difusão de tecnologias com maior potencial de indução do nível de atividade e de competição no comércio internacional. Ela estará focada no aumento da eficiência da estrutura produtiva, aumento da capacidade de inovação das empresas brasileiras e expansão das exportações (Brasil, 2003, p. 2).

Esse aspecto fica mais claro quando se observa que a política é estruturada em três eixos complementares: *i)* linhas de ação horizontais; *ii)* opções estratégicas; e *iii)* atividades portadoras de futuro (Salerno e Daher, 2006, p. 4).[13] Neste sentido, conjugaria ações horizontais com ações focadas em setores específicos, tendo em vista o desenvolvimento tecnológico desses setores, mas também a difusão horizontal de inovações. Buscar-se-ia criar vantagens comparativas dinâmicas para a economia brasileira (Campanário, Silva e Costa, 2005). Neste sentido, no que diz respeito à intencionalidade, a Pitce articularia aspectos sistêmicos com dimensões particulares, sendo essa uma leitura de orientação neoschumpeteriana. Tal ótica também fica expressa na utilização do conceito de Sistema Nacional de Inovação:

> O Brasil precisa estruturar um Sistema Nacional de Inovação que permita a articulação de agentes voltados ao processo de inovação do setor produtivo, em especial: empresas, centros de pesquisa públicos e privados, instituições de fomento e financiamento ao desenvolvimento tecnológico, instituições de apoio à metrologia, propriedade intelectual, gestão tecnológica e gestão do conhecimento, instituições de apoio à difusão tecnológica. Para organizar este sistema é necessário harmonizar a base legal; definir sua institucionalidade (atores, competências, mecanismos de decisão, modelo de financiamento e gestão, entre outros) e definir suas prioridades (Brasil, 2003, p. 11).

Vale ressaltar que a Pitce aproxima-se das políticas identificadas pela ótica do Estado desenvolvimentista quando observamos suas "opções estratégicas" e os "setores portadores de futuro". O interessante nesse ponto é seu foco em poucos setores,[14] para os quais o seu desenvolvimento teria um sentido de *catching-up* e que poderiam ter impactos significativos em reestruturar a economia nacional. Inclusive, dois dos setores escolhidos como estratégicos – semicondutores e bens de capital – estão entre os mais característicos das experiências desenvolvimentistas. Os outros dois setores estratégicos seriam os de *software* e de fármacos e medicamentos.

13. Esse trabalho de Salerno e Daher é bastante importante, consistindo em uma espécie de síntese dos resultados da política alcançados até o ano de 2006. No período em que foi escrito, Mario Sergio Salerno era diretor de Desenvolvimento Industrial da Agência Brasileira de Desenvolvimento Industrial (ABDI) e Talita Daher era analista técnica desta agência.

14. O número de setores que serão abrangidos pelas políticas posteriores à Pitce será ampliado significativamente, afastando-se dessa característica das políticas dos Estados desenvolvimentistas de direcionar os esforços ao desenvolvimento de alguns setores que são estratégicos e representam restrições, ou gargalos, na estrutura produtiva nacional.

As atividades portadoras de futuro seriam a biotecnologia, a nanotecnologia e a biomassa, energias renováveis/atividades relativas ao Protocolo de Quioto.

Outro elemento importante que conforma a Pitce é o objetivo de fortalecer o comércio exterior. O foco em exportações foi especialmente marcante nas experiências desenvolvimentistas do Leste Asiático, cumprindo tanto funções econômicas, dado o pequeno tamanho do mercado interno daqueles países e as restrições no balanço de pagamentos, quanto funções políticas, no sentido de fortalecer o país no sistema interestatal. Nesses casos, o foco exportador, com grande ingerência estatal em promovê-las e exigi-las das empresas privadas, chegou a significar restrições ao consumo interno. Entretanto, a forma como o comércio exterior é encarado na Pitce tende muito mais ao neoschumpeterianismo, no sentido de alavancar economias de escala e, pela competição internacional, impulsionar a inovação, dadas as potencialidades já existentes na sociedade brasileira.

> Há, contudo, várias oportunidades para fazer frente aos desafios. As empresas brasileiras, se não têm o porte das transnacionais, têm porte mínimo para se inserirem internacionalmente em atividades com economia de escala. A produção científica brasileira é ampla e diversificada, e a participação do Brasil na produção científica mundial é maior do que a participação do Brasil nas exportações mundiais, e pode ser acionada para alavancar o desenvolvimento tecnológico e a inovação (Salerno e Daher, 2006, p. 8).

Essa interpretação assume maior força quando, na página dez do documento *Diretrizes de Política Industrial, Tecnológica e de Comércio Exterior*, o discurso passa a enfatizar o papel do mercado de massas, da elevação da qualidade e da diferenciação dos produtos, voltando-se tanto para o mercado interno quanto para o externo.

> Desenvolver projetos voltados para o consumo de massa. Ainda que a demanda seja o indutor dos investimentos, o objetivo é estabelecer padrões de qualidade, *design* e conteúdo que possibilitem simultaneamente exportações para países com padrão de consumo e renda similares ao Brasil. Busca-se, com isso, auferir ganhos de escala e alcançar um padrão internacional de produto, reduzindo a dicotomia mercado de massas/mercado externo (Brasil, 2003, p. 10).

Portanto, pelas justificativas e pelos objetivos da Pitce, há um forte viés neoschumpeteriano. Elementos da ótica do Estado desenvolvimentista são secundários.

Essa interpretação é corroborada ao se *observar o aparato institucional responsável pela gestão* da Pitce e *as características do processo de tomada de decisões*. O primeiro aspecto a enfatizar é que, em sua origem, na própria formulação do documento *Diretrizes de Política Industrial, Tecnológica e de Comércio Exterior*, observa-se que a política industrial é bastante insulada nos aparatos burocráticos, com pouca interlocução com empresários e trabalhadores ou com outras entidades

da sociedade civil. Outra característica importante que já fica evidente nas origens e que marcará não só a Pitce, mas todas as políticas industriais posteriores, é o número significativo de instâncias estatais envolvidas. Para exemplificar, tomamos a citação de Salerno e Daher:

> (...) a Câmara de Política Econômica (CPE), fórum de ministros coordenado pelo ministro da Fazenda, e integrado pelos ministros do Desenvolvimento, Casa Civil, Secretaria-Geral da Presidência, Planejamento, Ciência e Tecnologia (para as atividades de política industrial e tecnológica) e Banco Central, com apoio da Apex, do BNDES e do Ipea, começou a discutir as diretrizes de uma política industrial contemporânea para o Brasil no início do governo Lula. O ministro do Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior, Luiz Fernando Furlan, coordenou as ações; a CPE nomeou o Grupo Executivo da Pitce, composto por representantes dos ministérios do Desenvolvimento, Casa Civil, Ciência e Tecnologia, Fazenda, Planejamento, além de Apex, BNDES e Ipea, com a missão de elaborar e propor aos ministros diretrizes e programas de uma política contemporânea, que apontasse os rumos do desenvolvimento brasileiro. Após detalhada discussão com os ministros e com o presidente da República (Lula), o documento "Diretrizes de Política Industrial, Tecnológica e de Comércio Exterior" foi divulgado no dia 26 de novembro de 2003, e no dia 31 de março de 2004 foi tornado público um conjunto de programas e ações que iniciaram, na prática, o processo da política industrial e tecnológica em curso (Salerno e Daher, 2006, p. 9 e 10).

O aparato de gestão da Pitce, assim como das políticas que a seguiram, teve de envolver diversas instâncias estatais, reunindo instrumentos dispersos. De maneira alguma teve a característica das experiências do Leste Asiático de possuir uma instância burocrática forte capaz de conduzir a política e dotada dos instrumentos para tanto. Pelo contrário, sempre teve de ocorrer um significativo esforço de coordenação intragovernamental. Neste aparato diverso de instâncias responsáveis, centralidade maior foi dada ao Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior (MDIC) e ao Ministério da Ciência, Tecnologia e Inovação (MCTI), mas grande influência teve também o Ministério da Fazenda (MF). Outras instituições importantes foram o Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico e Social (BNDES), por operar linhas de crédito estratégicas para a Pitce, e o Instituto Nacional de Metrologia, Qualidade e Tecnologia (Inmetro), dado que um dos objetivos era elevar o padrão de qualidade e o controle metrológico dos produtos industriais (Campanário, Silva e Costa, 2005, p. 13).

O período de implementação da Pitce também foi intenso na criação de novas instituições (De Toni, 2013). Neste sentido, destaca-se a criação da Agência Nacional de Desenvolvimento Industrial (ABDI),[15] em 2004, vinculada com

15. Sobre o caráter jurídico, as atribuições, a estrutura interna e as fontes de financiamento da ABDI, ver Lei nº 11.080, de 2004, disponível em: <http://goo.gl/2fwfZR>. Outras informações podem ser encontradas em: <http://goo.gl/XUEnvb>.

a necessidade de articular diversas instâncias para dar conta dos objetivos de política industrial. Seu caráter nem de longe se aproxima dos poderosos corpos burocráticos das experiências que embasam a ótica do Estado desenvolvimentista. O corpo burocrático enxuto e especializado, que tem entre as principais atribuições a sistematização de estudos sobre o setor industrial e a realização do monitoramento da política industrial, aproxima-se mais do modelo neoclássico, o qual prevê órgãos nesse formato, capazes de cumprir a função estatal de minimizar problemas de informação assimétrica. Precisamente, a ABDI seria:

> um serviço social autônomo, que independe do orçamento da União: operando coordenadamente com o MDIC e o MCT, reúne um corpo profissional enxuto, mas dedicado em tempo integral para coordenar ações, monitorar andamento, propor novas ações e eventualmente operar algum instrumento específico da Pitce (Salerno e Daher, 2006, p. 11).

Outra instituição importante criada no período foi o Conselho Nacional de Desenvolvimento Industrial (CNDI). O objetivo deste conselho seria institucionalizar as relações com representações empresariais e trabalhistas. Nesse espaço estabelecer-se-iam diretrizes da política e coordenar-se-iam ações (Campanário, Silva e Costa, 2005, p. 11 e 12). Ao que tudo indica, principalmente no período de vigência da Pitce, o CNDI operou como um espaço de articulação de consensos e de geração de novas ideias que resultaram em medidas importantes como a Lei do Bem[16] e a Lei de Inovações[17] (De Toni, 2013).

A experiência do CNDI é difícil de ser enquadrada em nossos tipos ideais. Sem dúvida distancia-se dos modelos do Leste Asiático e mesmo de desenvolvimentismos latino-americanos do século XX, pois busca institucionalizar um espaço formal de interlocução entre o Estado e o empresariado, mas no qual também se inclui os trabalhadores, caracterizando um arranjo mais abrangente e participativo, próximo de modelos neocorporativos de democracia. Pode-se afirmar que se aproxima mais, novamente, da ótica neoschumpeteriana, que prevê a necessidade de fóruns e arenas institucionalizados de relação entre o Estado e a sociedade, como forma de elaboração, controle, monitoramento e avaliação das políticas. Esse sentido fica mais claro no documento *Diretrizes de Política Industrial, Tecnológica e de Comércio Exterior*, quando indica a intenção de criar diversos espaços de interlocução com a sociedade civil para definir os rumos da política.

> É necessário ampliar o debate nacional, mediante a retomada da prática de conferências nacionais periódicas. Cabe organizar a discussão em torno de temas estratégicos como biotecnologia, novos materiais, tecnologias de informação e comunicação, energia e meio ambiente (recursos hídricos, biodiversidade e florestas). As conferências são

16. Disponível em: <http://goo.gl/p5OuJ>.
17. Disponível em: <http://goo.gl/h8WAw>.

> também um bom instrumento para orientar programas e iniciativas que permitam o uso de todo o potencial da ciência e tecnologia no sentido da superação dos desníveis regionais (Brasil, 2003, p. 12).

Por fim, analisar-se-á os principais *instrumentos e medidas* de política industrial previstos pela Pitce. O primeiro aspecto que se destaca é o esforço de regulação legal ocorrido durante o período da Pitce. Variados projetos de lei foram aprovados ou propostos tendo em vista atingir os objetivos da política industrial. Entre os mais importantes estão a Lei da Inovação, a Lei do Bem (possibilita incentivos automáticos à inovação), a Lei de Biossegurança,[18] a Lei Geral da Micro e Pequena Empresa (MPE),[19] a Lei da Informática[20] e o Projeto de Lei nº 6.529, de 2006,[21] voltada para facilitar a abertura e o fechamento de negócios. Em geral, operam como medidas sistêmicas neoschumpeterianas que incidem horizontalmente sobre a eficiência inovativa da economia como um todo. Mas também podemos perceber preocupações de caráter mais próximo do recomendado pelas teorias neoclássicas, como a Lei nº 6.529 e a Lei das MPEs.

Articulou-se também significativo número de órgãos e programas de financiamento à inovação, como o Fundo de Financiamento de Estudos e Projetos (Finep), o Fundo Nacional de Desenvolvimento de Ciência e Tecnologia (FNDCT) e os fundos setoriais voltados ao desenvolvimento tecnológico. Em conjunto, por exemplo, no ano de 2006, estes fundos financiaram um total de projetos que ultrapassa a marca dos R$ 2 bilhões (Salerno e Daher, 2006, p. 21-23).[22] Outra fonte importante de recursos foi o próprio BNDES, que criou diversos programas de incentivo à inovação, destinando mais de R$ 1 bilhão (Salerno e Daher, 2006, p. 16 e 17).

As compras governamentais foram um dos instrumentos mais robustos em termos de recursos disponíveis e uma das formas mais diretas de o Estado atuar sobre o desenvolvimento industrial, aproximando-se do nosso tipo desenvolvimentista. Nesse âmbito, destaca-se o Programa de Mobilização da Indústria Nacional de Petróleo e Gás (Prominp), operado por meio dos investimentos da Petrobras, que estavam previstos em mais de US$ 56,4 bilhões destinados ao mercado brasileiro para o período entre 2006 e 2010. Das aquisições para estes investimentos, 65% seriam demandados de empresas brasileiras, com foco especial em reativar e modernizar a indústria de construção naval (Salerno e Daher, 2006, p. 17 e 18).

18. Disponível em: <http://goo.gl/by2Bi>.
19. Disponível em: <http://goo.gl/MtEQe>.
20. Disponível em: <http://goo.gl/T5kVmd>.
21. Disponível em: <https://goo.gl/ox27Ol>.
22. No âmbito do financiamento estatal à inovação, também poderíamos incluir o Programa Nacional de Atividades Nucleares e o Programa Nacional de Atividades Espaciais. No período da Pitce, juntos, estes programas mobilizaram recursos que ultrapassaram R$ 300 milhões em 2005. Sobre estes programas, ver Salerno e Daher (2006, p. 23 e 24).

A questão da qualificação do trabalho e da mão de obra sempre gera alguma polêmica se pode ser considerada como parte da política industrial ou não. De qualquer modo, qualquer uma das três óticas aqui esboçadas teria alguma diretriz sobre essa temática e, de fato, todas as políticas analisadas possuem um foco sobre esse tema. No âmbito da Pitce, a ênfase foi dirigida à formação de pessoal de nível superior. Isso ficou expresso na parceria da Pitce com o Sistema Nacional de Pós-Graduação, por meio do direcionamento de bolsas em áreas estratégicas (Salerno e Daher, 2006, p. 19 e 20) e nos incentivos a uma maior inserção de mestres e doutores atuando diretamente nas empresas. Sobre esse último ponto, o Finep lançou editais destinando até R$ 60 milhões para a contratação de mestres e doutores pelo setor privado, o que foi viabilizado pela Lei do Bem (Salerno e Daher, 2006, p. 14).

Para fomentar o comércio exterior, diversos instrumentos foram articulados. A Agência de Promoção das Exportações (Apex-Brasil), junto ao Ministério das Relações Exteriores (MRE), atuaram na promoção comercial e na prospecção de mercados. Também foram criados centros de distribuição no exterior.[23] No âmbito da Lei do Bem, instituiu-se o Regime Especial de Aquisição de Bens de Capital para Empresas Exportadoras (Recap) e o Regime Especial de Tributação para Empresas Exportadoras de Software (Repes). O BNDES também criou linhas de financiamento à exportação e ao investimento de empresas brasileiras no exterior (Salerno e Daher, 2006, p. 24-28; Teixeira, 2006; Ribeiro e Lima, 2008, p. 36-44; Costa e Souza-Santos, 2010; Menezes, 2010).

Em relação ao capital estrangeiro, a Pitce seguiu a direção de atrair investimentos externos, de maneira que instalassem não somente a produção fabril, mas também centros de pesquisa e desenvolvimento. Para tanto, criou-se a Sala de Investimentos da Presidência da República (PR) e o Programa de Atração de Centros de Investimentos (Salerno e Daher, 2006, p. 22 e 23).

Por último, enfatizam-se alguns traços do direcionamento da Pitce aos setores de bens de capital e semicondutores. Para o setor de bens de capital, houve robusta atuação do BNDES, que destinou R$ 66 bilhões para este setor entre 2003 e 2005. E, com o programa Modermaq, de modernização industrial, destinado a pequenas e médias empresas, R$ 2,54 bilhões foram alocados (Salerno e Daher, 2006, p. 29).

No programa de semicondutores, diversas iniciativas foram tomadas com objetivo de internalizar o ciclo de produção de *chips*, indo desde o projeto até a fabricação. Aqui, uma das medidas que se aproxima bastante das experiências desenvolvimentistas é a criação da Ceitec S.A., empresa estatal que contará com

23. Em 2008, havia centros de distribuição nas cidades de Miami, Lisboa, Frankfurt, Varsóvia e Dubai.

um laboratório-fábrica, possibilitando o desenvolvimento e a produção dessa tecnologia (Salerno e Daher, 2006, p. 38-41).

Em geral, os instrumentos previstos pela Pitce são coerentes com uma perspectiva neoschumpeteriana. Mas, alguns elementos desenvolvimentistas fazem-se presentes, principalmente pela importância do BNDES no financiamento dos investimentos e da internacionalização (comércio exterior e investimentos diretos no estrangeiro) e pelo papel fundamental do Estado brasileiro no financiamento da inovação.

Esse aspecto parece estar mais vinculado a efeitos de *path dependence* da experiência desenvolvimentista brasileira, observada entre as décadas de 1930 e 1980, do que de intencionalidade dos formuladores em criar aparatos institucionais robustos capazes de "dirigir o mercado". A própria lógica de instituições que foram criadas ou fortalecidas no período, como a ABDI e a Apex-Brasil, tende a confirmar essa interpretação, pois, ao que tudo indica, entre as principais funções que exercem está a de atuar sobre problemas informacionais, tanto de mercado quanto de governo, não operando dentro de uma lógica "dirigista". Neste sentindo, emerge uma das características centrais da Pitce: tentar ordenar e coordenar, em um só projeto de desenvolvimento industrial, instrumentos diversos, mais ou menos eficazes, disponíveis e dispersos em múltiplas instâncias estatais.

3.2 Política de Desenvolvimento Produtivo (PDP)

A Política de Desenvolvimento Produtivo (PDP) foi lançada em maio de 2008 e previa metas para o ano de 2010. Para compreender seu sentido geral, é preciso ter em mente que o próprio governo a percebia como uma continuidade da Pitce. Em sua formulação, é mais bem estruturada que a política anterior e, em suas metas, mais ambiciosa. Na interpretação de Guerriero:

> o foco repete aquele da Pitce de aumentar a competitividade sistêmica da indústria brasileira com incentivos às atividades de pesquisa e inovação tecnológica; e os instrumentos institucionais e legais estabelecidos no período anterior foram mantidos e ampliados. Pode-se afirmar que a PDP é um avanço em relação ao aprendizado dos anos em que vigorou a Pitce. Além de diagnósticos setoriais e busca por aumento da competitividade, a política reconhece a necessidade de instrumentos mais abrangentes e melhorias na gestão e governança. É nesse quesito que a PDP inova, introduzindo metas gerais e setoriais a serem perseguidas pelos gestores (Guerriero, 2012, p. 156).

Portanto, em suas *justificativas* e em seus *objetivos*, continua próxima da visão neoschumpeteriana. A estrutura lógica/conceitual da PDP é mais clara do que a da Pitce, e, *grosso modo*, pode ser identificada na própria organização do documento de lançamento, este intitulado *Política de Desenvolvimento Produtivo: inovar e investir para sustentar o crescimento*, podendo ser sintetizada da seguinte forma:

objetivo central da política > desafios > metas > políticas (sistêmicas, estratégicas e estruturantes) (Dieese, 2008, p. 12).

Já no título do documento fica explícito o objetivo central, que é sustentar o crescimento e os principais desafios enfrentados, que seriam elevar os níveis de inovação e investimento da economia. Isso se reflete nas macrometas (chamadas de "metas-país") previstas que dizem respeito: *i)* ao aumento da taxa de investimento; *ii)* à elevação do gasto privado em P&D; *iii)* à ampliação da participação das exportações brasileiras no mercado mundial, envolvendo também ampliar os investimentos diretos no exterior; e *iv)* **à** dinamização das MPEs, incluindo ampliar o número dessas empresas entre as exportadoras (Brasil, 2008, p. 19 e 20).

É possível considerar que a elevação do investimento seria a principal forma de atingir o objetivo de crescimento sustentável. Entretanto, isso não ocorreria a qualquer preço, muitos menos ao custo da estabilidade de preços. Também, não se abandonaria o padrão de liberalização comercial, financeira ou cambial, mantendo uma percepção da competição como benéfica para fomentar o crescimento. A estratégia principal para atingir a meta é melhoria do ambiente sistêmico.

> Ressalte-se que a PDP não propôs qualquer interferência na gestão macroeconômica da taxa de câmbio, tampouco medidas comerciais de proteção frente à concorrência de produtos manufaturados importados. Pelo contrário, não se propôs reverter essa pressão competitiva, mas usá-la como estímulo para o aumento das capacitações e produtividade dos produtores brasileiros. A PDP, neste quesito, ampliou a gama de instrumentos de facilitação e redução de custos para a atividade inovativa e do investimento (Guerriero, 2012, p. 160).

Ainda sobre essa questão, Guerriero aponta que:

> o aumento de competitividade proposto não é de caráter espúrio, protecionista, mas de promoção das capacitações, redução de gargalos logísticos e regulatórios. Ademais, são propostas medidas de desoneração tributária e programas especiais de financiamento. A intensificação de defesa comercial também é um vetor importante em alguns desses programas, ressalvando que seus resultados são limitados ao combate de práticas ilícitas e em geral demorados. No contexto de moeda valorizada como um dado estrutural, portanto, a competição internacional exerce pressão do seu lado da "pinça", enquanto a política industrial esforça-se em promover o fortalecimento do outro lado, a competitividade (Guerriero, 2012, p. 181).

Para atingir as metas, a PDP desdobra políticas em três eixos: *i)* ações sistêmicas; *ii)* destaques estratégicos; e *iii)* programas estruturantes. As ações sistêmicas envolveriam a:

> (...) definição de um conjunto de novas iniciativas direcionadas ao enfrentamento de restrições de nível sistêmico – isto é, relativas a condições de competitividade que ultrapassam o nível da empresa e do setor –, privilegiando-se, neste âmbito, medidas com incidência direta sobre o desempenho da estrutura produtiva, especialmente nos

planos fiscal-tributário, do financiamento ao investimento e à inovação, e da segurança jurídica (Brasil, 2008, p. 14).

Os destaques estratégicos seriam temas de políticas públicas de caráter sistêmico ou setorial e teriam seis focos: *i)* regionalização; *ii)* MPEs (capacitação para o mercado externo e geração de postos de trabalho); *iii)* exportação (ampliação, diversificação e equilíbrio do setor externo); *iv)* integração produtiva com América Latina e Caribe – foco no Mercado Comum do Sul (Mercosul), articulando cadeias produtivas; *v)* integração com a África; e *vi)* produção ambientalmente sustentável (Brasil, 2008, p. 14 e 15; Dieese, 2008, p. 7).

Os programas estruturantes para sistemas produtivos seriam uma abordagem para dar conta do universo de sistemas produtivos (setores, cadeias, segmentos e complexos produtivos). Tal abordagem seria necessária, pois as economias contemporâneas seriam complexas, ou seja, seria difícil delimitar fronteiras claras entre as atividades econômicas (Brasil, 2008, p. 15 e 16). Neste sentido, volta a ficar explícita a linha neoschumpeteriana com o entendimento da economia como um sistema complexo.

Esses programas estruturantes seriam os principais meios de atingir as macrometas, ocupando, assim, um lugar central na PDP (Brasil, 2008, p. 28). Eles partiriam da definição de estratégias e objetivos para alcançar metas de médio/longo prazos, adequadas a cada caso específico, a saber: liderança mundial, conquista de mercados, focalização (especialização produtiva em áreas de alta tecnologia), diferenciação (de produtos e serviços) e ampliação de acesso ao consumo.

Uma das consequências dessa leitura é que, diferentemente da Pitce, que elegeu alguns poucos setores e atividades portadoras de futuro para se focar, a PDP ampliou o número de setores[24] (ou, melhor dizendo, sistemas produtivos) abrangidos pelos programas estruturantes, que se desdobraram em três categorias. A primeira são os programas mobilizadores em áreas estratégicas, que abrangeriam o complexo industrial da saúde, tecnologia de informação e comunicação (TIC), energia nuclear, complexo industrial de defesa, nanotecnologia e biotecnologia. Nesses setores o desafio seria superar obstáculos científicos e tecnológicos para a inovação, exigindo o uso de diversos instrumentos e articulação entre setor privado, institutos tecnológicos e comunidade científica (Brasil, 2008, p. 30).

A segunda categoria seriam os programas para fortalecer a competitividade, que seriam direcionados a setores com potencial exportador ou que gerassem efeitos de encadeamento sobre a estrutura industrial. Os setores previstos são: o complexo automotivo, a indústria de bens de capital (sob encomenda e seriados),

24. O número total de setores previstos no documento de apresentação da PDP era de 25. Em 2009, adicionam-se dois novos setores aos programas para fortalecer a competitividade: eletrônica de consumo e indústria de brinquedos. Na tese de Guerriero (2012), são avaliados os resultados de ações direcionadas para 33 setores durante a vigência da PDP.

a indústria naval e de cabotagem, a indústria têxtil e de confecções, o complexo de couro, calçados e artefatos, o setor de higiene pessoal, perfumaria e cosméticos, o setor de madeira e móveis, plásticos, o complexo produtivo do biodiesel, a agroindústria, a construção civil e o complexo de serviços (Brasil, 2008, p. 30). Ainda se inclui no documento a possibilidade de integrar outros setores no decorrer da política. Como se pode perceber, é um conjunto bastante heterogêneo de atividades econômicas, algumas delas envolvendo alta tecnologia, como a indústria naval e a de bens de capital; outros são setores intensivos em mão de obra e que vêm sofrendo fortes perdas em função das pressões competitivas de importações, como o setor de calçados e o moveleiro.

A terceira categoria seria de programas para consolidar liderança, que envolveriam setores que já estariam entre os mais competitivos do mundo e precisariam de apoio para expandir ou consolidar a liderança. O foco estaria no complexo produtivo do bioetanol, no complexo industrial do petróleo, gás e petroquímica, no complexo aeronáutico e nos complexos produtivos de *commodities*, como mineração, siderurgia, celulose e carnes. Sem dúvida aqui se encontra um dos principais e mais visíveis focos da PDP: a aposta nas grandes empresas nacionais para elevar as taxas de investimento e inovação e ampliar a projeção internacional do capital nacional. Neste aspecto, a PDP assume um tom próximo da ótica do Estado desenvolvimentista, dados a preocupação e o cuidado em fortalecer o capital nacional enquanto um projeto de Estado.[25]

Entretanto, é preciso ponderar que, em linhas gerais, a intenção da política distancia-se dessa ótica desenvolvimentista, evitando posturas dirigistas. Corrobora essa interpretação a visão do Departamento Intersindical de Estatística e Estudos Socioeconômicos (Dieese):

> claro está que, a exemplo da Pitce e diversamente de outros planos industriais ou de desenvolvimento, o setor público não participa como empreendedor, mas, sim, como grande incentivador e fomentador, via oferta de crédito em maior volume e em melhores condições; isenções e subsídios fiscais e medidas administrativas que facilitam a rotina, principalmente, das empresas exportadoras (Dieese, 2008, p. 12).

Também, corrobora a análise de Guerriero, inclusive sobre instrumentos que podem ser identificados como característicos do desenvolvimentismo, como, por exemplo, as compras governamentais:[26]

> à exceção do apoio técnico, que é fundamental e sem controvérsia, o poder de compra estatal e a regulação podem ser poderosos instrumentos de cobrança ou estímulos por obrigações e contrapartidas que poderiam ser implementadas para

25. Para uma análise dos resultados dessa política, ver Almeida (2009).

26. Aqui é importante salientar que as compras governamentais já na Pitce eram um importante instrumento de política industrial. Com o anúncio da descoberta do pré-sal, em 2008, crescem em importância.

> acelerar ou direcionar as decisões empresariais. Entretanto, evitou-se na formulação da PDP utilizar medidas que pudessem ser considerados dirigistas ou de excessiva intervenção do Estado na economia. Pelo contrário, as medidas da PDP são muito mais associadas à "cenoura" (da usual expressão para fazer o burrico andar), enquanto a função do "bastão" é deixada para a concorrência (Guerriero, 2012, p. 165).

Sobre *o aparato institucional responsável pela gestão* da PDP e *as características do processo de tomada de decisões*, ressalta-se que, diferentemente da Pitce, sua elaboração parece ter sido menos insulada e fruto de maior diálogo com o setor privado, pelo menos é o que o próprio documento de lançamento afirma (Brasil, 2008, p. 13). Contudo, mesmo já havendo experiência de participação de centrais sindicais no CNDI, ao que tudo indica, os trabalhadores ficaram de fora de suas formulações:

> há que se registrar, também, a ausência dos trabalhadores nas várias etapas do plano. Eles sequer aparecem como simples destinatários de alguma das metas estabelecidas. A parceria do setor privado com o setor público, fundamental para a concretização da PDP, segundo seus formuladores, restringe-se ao capital. Temas como metas de emprego, renda, saúde e segurança, ganhos de produtividade, formas de contratação e outros aspectos caros aos trabalhadores não fazem parte explícita da formulação da PDP. Não há previsão da participação direta dos trabalhadores e de suas entidades representativas fortalecendo o diálogo social como instrumento de implementação do plano. Essa postura causa certa estranheza, uma vez que as discussões tripartites sobre assuntos dessa natureza têm sido mais do que uma rotina, mas uma orientação política importante do atual governo (Dieese, 2008, p. 12).

Importante para compreender a estrutura de gestão da PDP é percebê-la como uma continuidade da Pitce que, em grande medida, tentou solucionar os problemas de coordenação intragovernamental. Buscou-se melhorar os fluxos de informação e decisão definindo atribuição de funções e responsabilidades com maior clareza (Dieese, 2008, p. 5; Guerriero, 2012, p. 168). Outro aspecto prioritário era fortalecer a interlocução com o setor privado. No próprio documento de lançamento da política isso fica explícito:

> ao longo da sua implementação, a Política de Desenvolvimento Produtivo requererá um significativo esforço de coordenação, seja para integrar as ações governamentais de forma eficiente, seja para viabilizar uma interlocução sistemática e produtiva com o setor privado. No cenário atual, o principal desafio da política não é uma eventual indisponibilidade de recursos, ou a inexistência de instrumentos de política, mas a necessidade de empregar recursos e instrumentos de forma eficiente e em articulação com o setor privado (Brasil, 2008, p. 37).

Para dar conta dessas questões, o documento indica:

> de outra parte, para promover a articulação entre os setores público e privado, caberá ao Conselho Nacional de Desenvolvimento Industrial – CNDI atuar, em acordo

> com sua missão institucional, como instância superior de debate, aperfeiçoamento, validação e monitoramento da Política de Desenvolvimento Produtivo, analisando a evolução dos programas, indicando possíveis realinhamentos, e identificando oportunidades para novos programas e iniciativas. A cada seis meses, o Conselho Gestor prestará contas ao CNDI. O Conselho Nacional de Ciência e Tecnologia – CCT, também será consultado e informado, periodicamente. Ao mesmo tempo, serão fortalecidos e aprimorados os demais mecanismos de interlocução existentes, como os fóruns de competitividade, as câmaras de desenvolvimento, as câmaras setoriais, as câmaras temáticas e os grupos de trabalho. Outra importante instância de articulação público-privada são os Planos Estratégicos Setoriais – PES, desenvolvidos pela ABDI, em parceria com representantes dos setores público e privado, em seus respectivos comitês gestores (Brasil, 2008, p. 38).

A coordenação geral da política, aconselhada pelo CNDI, ficaria a cargo do MDIC e seria acompanhada por um conselho gestor, formado por representantes dos seguintes ministérios: Casa Civil; Ministério do Planejamento, Orçamento e Gestão (MPOG); MCTI e MDIC. A Secretaria Executiva reuniria a ABDI, o BNDES e o MF. Por fim, haveria uma divisão de funções na execução e no acompanhamento dos programas. As ações sistêmicas seriam coordenadas pelo MF; cinco programas dos destaques estratégicos seriam coordenados pela ABDI; seis dos programas mobilizadores em áreas estratégicas seriam coordenados pelo MCT; doze Programas para o Fortalecimento da competitividade pelo MDIC; e sete programas para consolidar e expandir a liderança pelo BNDES.

Em linhas gerais, continuam valendo as interpretações que foram feitas para a Pitce sobre sua estrutura de gestão. As diferenças não são radicais, mas incrementais, buscando melhorar a eficiência da tomada de decisões e da execução. Também houve a intenção de ampliar a interlocução com o setor privado e foram definidas metas (tanto as "metas-país" quanto as metas específicas para os programas), de modo a tornar a política mais transparente e funcional, no sentido de sinalizar suas intenções ao mercado. Contudo, a proposta de fazer conferências junto à sociedade civil para aprimorar a política foi abandonada, provavelmente por não terem sido operacionalizadas no âmbito da Pitce.

Em relação aos *instrumentos* e às *medidas* previstos pela PDP, também podem ser vistos como continuidade da Pitce (inclusive, muitas das medidas tomadas por essa política foram mantidas), porém ampliadas. Ao observar esse aspecto, percebe-se que a herança desenvolvimentista ficou mais explícita, utilizando estruturas estatais como o BNDES e a Petrobras de maneira mais robusta, o que, por esse ponto de vista, aproxima a PDP do tipo ideal de política industrial de um Estado desenvolvimentista.

No documento de lançamento da PDP são previstos quatro tipos de instrumentos a serem usados:

> no âmbito governamental, a política lançará mão de quatro categorias de instrumentos: *instrumentos de incentivo*: crédito e financiamento, capital de risco e incentivos fiscais. *Poder de compra governamental*: compras da administração direta e de empresas estatais. *Instrumentos de regulação*: técnica, sanitária, econômica, concorrencial. *Apoio técnico*: certificação e metrologia, promoção comercial, gestão da propriedade intelectual, capacitação empresarial e de recursos humanos, coordenação intragovernamental e articulação com o setor privado (Brasil, 2008, p. 23).

Os instrumentos de incentivos foram muito importantes e abrangentes, destacando-se a redução do Imposto sobre Produção Industrial (IPI) para uma ampla gama de setores, a prorrogação da depreciação acelerada para novos investimentos, a redução do prazo para ressarcimento do Programa de Integração Social (PIS)- Programa de Formação do Patrimônio do Servidor Público (Pasep) e Contribuição para o Financiamento da Seguridade Social (Cofins) na compra de máquinas e equipamentos (Dieese, 2008, p. 7). Esses instrumentos seriam muito bem vistos à luz da ótica neoclássica. Porém, o mais importante deles será o financiamento e os créditos concedidos pelo BNDES que, pela sua centralidade na política, conferirá um tom desenvolvimentista.

A previsão de recursos que seriam disponibilizados pelo BNDES para a indústria, entre 2008 e 2010, era de R$ 210 bilhões (Brasil, 2008, p. 24), enquanto na Pitce, entre 2003 e 2005, esse valor foi de R$ 122 bilhões (Salerno e Daher, 2006, p. 28).[27] Portanto, houve um crescimento de 72% nesses recursos, indicando um fortalecimento do banco enquanto instrumento de política industrial. Vale lembrar que o BNDES foi a instância responsável pelos sete programas que objetivavam a expansão e a consolidação da liderança de empresas nacionais. Neste sentido, pode-se argumentar que esse foi um dos eixos centrais da PDP, o que a aproxima de um caráter desenvolvimentista.

O uso de compras governamentais também subsidia essa interpretação. Na própria Pitce, por meio do Prominp, esse instrumento já havia se sobressaído como um dos recursos centrais para o Estado direcionar investimentos. No período de vigência da PDP, houve também o anúncio da descoberta do pré-sal, o que fortaleceu ainda mais a possibilidade de utilizar esse instrumento na cadeia de petróleo e gás, com o desafio de ampliar o nível tecnológico das cadeias produtivas. Outros setores em que ocorreram experiências interessantes do uso desse instrumento foram a indústria de defesa, TIC, energia nuclear e saúde – articulada com o programa Mais Saúde (Guerriero, 2012, p. 166 e 197).

Também houve significativo avanço no financiamento à inovação. O Plano de Ação de Ciência, Tecnologia e Inovação do MCTI previu investimentos de R$ 41 bilhões em infraestrutura de ciência e tecnologia (C&T) (Brasil, 2008, p. 26).

27. Valores expressos em termos nominais.

Os investimentos do Finep ultrapassariam a marca de R$ 1 bilhão. A nova linha de financiamento ao capital inovador do BNDES previa a destinação de R$ 6 bilhões (CNI, 2008, p. 3).

Dadas essas medidas, percebe-se que a PDP ampliou significativamente os recursos operados pela política industrial e utilizou de instrumentos mais incisivos, ampliando a capacidade de o Estado dirigir o investimento, mesmo que prezando por uma postura não estatizante. Vale ressaltar, ainda, que a leitura de sua formulação era otimista, atribuindo-a o principal objetivo de sustentar o crescimento. Com a crise mundial que vem à tona no segundo semestre de 2008, o caráter da PDP passa a ser predominantemente anticíclico, sendo incorporada pelo Programa de Sustentação do Investimento e articulada com o Programa de Aceleração do Investimento. Neste sentido, o papel do Estado ampliou-se e teve uma significativa importância em impedir que a crise atingisse o Brasil, logo após ter sido desencadeada internacionalmente. Por fim, deixa-se uma citação de Guerriero que, em sua tese de doutorado, avaliou minuciosamente os resultados dessa política:

> em resumo, a PDP é de forma geral muito ambiciosa na articulação dos instrumentos disponíveis, porém pouco ambiciosa em suas metas. Isso reflete a provável dificuldade da definição do que é desejável do ponto de vista da estrutura industrial para o Brasil. O não cumprimento de suas metas não significa o fracasso da política. Pelo contrário, ao longo do período de sua vigência foram construídos diversos instrumentos e capacitações foram desenvolvidas dentro do Estado brasileiro para manejar esses instrumentos e articulá-los com as demais políticas de governo. O horizonte de tempo da PDP foi bastante restrito, mas a política industrial é fundamentalmente uma tarefa de longo prazo (Guerriero, 2012, p. 228).

3.3 Plano Brasil Maior (PBM)

O Plano Brasil Maior (PBM) foi lançado em 2011 e previa ações a serem executadas até o ano de 2014. O cenário em que foi concebido era pessimista para o setor industrial, com a vigência de juros altos, câmbio valorizado, pouca margem para manobras macroeconômicas, crise internacional e queda nos índices de crescimento da indústria, o que reascendeu os debates sobre desindustrialização (Dieese, 2011, p. 1-3; Schapiro, 2013, p. 23). Em seus *objetivos*, previa elevar a competitividade industrial, fomentando a inovação e a agregação de valor (Brasil, 2011, p. 7; Dieese, 2011, p. 9).[28] O subtítulo da política é *Inovar para competir. Competir para crescer* e indica a preocupação com o crescimento econômico, o que já se verificava nas políticas anteriores. O viés neoschumpeteriano é explícito, o que também não é novidade.

28. Nessa nota técnica do Dieese, encontra-se tanto a avaliação deste órgão sobre o PBM quanto a carta de apresentação do plano anexa, a qual se referem as citações a partir da página nove.

Se na PDP percebe-se um esforço significativo de racionalização e melhor estruturação conceitual da política em relação à Pitce, o PBM possui uma estrutura muito mais simples. Ele se organiza em duas dimensões: sistêmica e setoriais. A dimensão sistêmica direcionaria ações em temas transversais, a saber: comércio exterior; investimento; inovação; formação e qualificação profissional; produção sustentável; competitividade de pequenos negócios; ações especiais em desenvolvimento regional; e bem-estar do consumidor.

As diretrizes setoriais seriam dadas pelas dimensões estruturantes, que seriam as seguintes: fortalecimento de cadeias produtivas; novas competências tecnológicas e de negócios; cadeias de suprimento em energias; diversificação das exportações; e internacionalização e competências na economia do conhecimento natural. Estas dimensões estruturantes seriam o elo entre as ações sistêmicas e as ações verticais que se focariam no item organização setorial, envolvendo os seguintes setores: sistema da mecânica, eletroeletrônica e saúde; sistemas intensivos em escala; sistemas intensivos em trabalho; sistemas do agronegócio; comércio, logística e serviços pessoais (Brasil, 2011, p. 8).[29]

Na apresentação de sua lógica, alguns aspectos que diferenciam o PBM em relação às políticas anteriores já ficam evidentes. A inclusão entre as dimensões estruturantes do setor de energia e de economia do conhecimento natural (*commodities* como petróleo, minério de ferro e soja) é algo novo. Em grande medida, isso se relaciona com a exploração do pré-sal, com a necessidade estrutural de elevar a oferta energética e com o papel das exportações de *commodities* no desempenho geral da economia brasileira. É interessante, também, a inclusão de setores intensivos em trabalho (refletindo uma preocupação defensiva frente à concorrência de importados), o setor de agronegócios (vinculado à economia do conhecimento natural), a agregação de setores tão díspares, como mecânica, eletrônica e saúde e também de comércio, logística e serviços pessoais em um único "sistema industrial".

Mais do que inovação na concepção da política, esse item da organização setorial expressa a fragilidade e, até mesmo, certo tom de improvisação na sua formulação. Fica a aparência de que se buscou agregar em uma única política todas as demandas advindas de setores específicos, independentemente de serem industriais ou não (mesmo que, por exemplo, comércio e logística sejam partes fundamentais de qualquer cadeia produtiva industrial, não são uma indústria propriamente dita e poderiam contar com políticas específicas, exclusivas e mais

29. No total, seriam atingidos dezenove setores. O setor agroindústria seria, ainda, desmembrado em nove setores, a saber: carnes e derivados; café e produtos conexos; frutas, sucos e polpas; vinho; chocolates, balas, confeitos, amendoins e derivados; pesca e aquicultura; lácteos; bebidas frias; óleos e farelos. A desoneração da folha de pagamento chegou a abranger 55 setores e o total da renúncia fiscal estimada por essa desoneração, entre 2011 e 2014, seria de R$ 42.072 bilhões (Brasil, 2014).

apropriadas). Sem dúvida, essa é uma tendência que já se percebia na PDP e se consolida no PBM. Uma das implicações disso é justamente perder um direcionamento de foco, não se realizando escolhas estratégicas em termos de consolidar novos padrões tecnológicos ou competitivos (como seria esperado de uma política neoschumpeteriana ou de uma política desenvolvimentista).

Nesse sentido, é difícil de incluir em qualquer um dos tipos ideais que foram formulados, pois a lógica dessa política é atuar sobre todos os gargalos, mas não de maneira predominantemente horizontal (como previsto pelo modelo neoclássico), e sim em praticamente todos os setores relevantes da economia, de modo vertical. Ou seja, é vertical, mas perde o caráter de seleção estratégica, geralmente vinculado a este tipo de política. Assim como é horizontal, mas não como a política horizontal neoclássica recomenda, objetivando uma diminuição da carga tributária geral da economia, por exemplo.

A primeira observação a se fazer sobre a *estrutura de gestão do PBM e de seu processo de tomada de decisões* é que não se repete, pelo menos em sua formulação inicial, o esforço encontrado na PDP de se ter definições claras nas funções e atribuições de coordenação e execução dos diversos programas. Essa falta de definições sobre as prerrogativas de cada órgão levaria a reproduzir os históricos problemas de coordenação, impactando a capacidade decisória e de execução da política (Schapiro, 2013).

Em sua estrutura, o CNDI teria a função superior de aconselhamento e o MDIC seria responsável pela coordenação, que seria acompanhada por um comitê gestor formado por representantes da Casa Civil, do MDIC, do MF, do MCTI e do MPOG, com funções de gerenciamento e deliberação. No nível de articulação e formulação, cada setor contaria com comitês executivos, formados por representantes dos órgãos responsáveis pelas políticas que incidem sobre o setor e por um Conselho de Competitividade Setorial, por meio do qual se teria interlocução com entidades da sociedade civil e representantes dos empresários e dos trabalhadores. Ainda nesse nível, para atuar nas áreas transversais, foram criadas as Coordenações Sistêmicas, também envolvendo membros dos diversos órgãos responsáveis por essas ações (Brasil, 2011, p. 18).

Ressalta-se, porém, que essas instâncias setoriais tiveram pouca efetividade, variando muito a periodicidade de reuniões e sua efetividade em propor ações (Schapiro, 2013, p. 35-40). Algo recorrente, verificado não só no PBM, mas nos outros dois casos de políticas industriais antes analisados, é essa dispersão decisória que gera problemas informacionais e de coordenação. Neste sentido, distancia-se não só dos modelos de Estado desenvolvimentista, em que há centralização em um órgão-piloto com força política, capacidade técnica e interlocução com o empresariado para executar políticas, mas também do

modelo neoclássico, que prevê organizações igualmente fortes, mas insuladas e enxutas. De alguma maneira, as políticas aproximaram-se mais, em seu caráter institucional, do modelo neoschumpeteriano, que prevê um caráter multitemático em suas políticas industriais, exigindo coordenação entre diversos órgãos governamentais.

Isso é coerente com os objetivos das políticas que, em geral, seguiam a perspectiva evolucionária. Entretanto, esbarra não só em problemas de coordenação, mas na própria força das burocracias de órgãos como o BNDES, herança desenvolvimentista, e do MF, bastião das políticas de estabilização, os quais são responsáveis por diversos e importantes instrumentos de política industrial. Outros fatores a serem considerados são a baixa autonomia do Estado frente às pressões do empresariado (sem dúvida, uma das causas da perda de foco progressiva das políticas industriais) e a baixa capacidade de sustentar uma interlocução permanente com outros atores da sociedade civil, como centrais sindicais. Mario Schapiro estudou essa dimensão política institucional do PBM com profundidade, por isso apresenta-se aqui uma longa citação deste autor:

> no que toca ao desenho institucional e à burocracia, tem-se que a governança do PBM, assim como já ocorrera com a Pitce e a PDP, não é centralizada em uma única agência de Estado, funcionando, isso sim, como uma espécie de *hub* institucional das diferentes agências e órgãos de governo, contando ainda com uma burocracia *ad hoc*. Esta conformação dificulta a coordenação da política e favorece uma certa cacofonia decisória. Ao funcionar como um *hub* e não como uma agência com capacidade autônoma de decisão, o arranjo do PBM acaba sendo uma estrutura institucional oca, já que as competências decisórias formais não estão ali, mas nos órgãos constituintes (ministérios, autarquias, empresas estatais e bancos públicos). Ainda que esse espaço possa, em tese, promover o encontro dos atores e a sua coordenação, as medidas continuam demandando um processo administrativo interno em cada órgão – as leis e os decretos, entre outros instrumentos, continuarão tramitando entre os diversos órgãos formalmente competentes, e o seu *enforcement* depende da ação dos respectivos órgãos constituintes. Há debilidades de coordenação e de implementação – daí a cacofonia decisória. (...) Essas questões podem estimular uma informalidade decisória (decisões para além do arranjo): dado o fator cacofonia e os custos de transação correspondentes, há incentivos para que os atores substituam as instâncias do PBM pelas esferas de funcionamento político – como despachos diretos com ministros e com a presidente. A opção por este caminho pode explicar, por exemplo, o porquê do funcionamento assistemático dos comitês executivos e dos conselhos de competitividade, descrito na subseção 3.2. O problema potencial é o menor controle público das agendas de política industrial.
>
> (...)
>
> Dessa forma, a política industrial ocorre para além do MDIC. Esse fato tende a favorecer a construção de uma política nos limites de responsabilização dos diversos

> órgãos de origem que participam de sua concepção e implementação. Afinal, os diversos funcionários e mesmo os ministros envolvidos são primeiramente responsabilizados pelas suas pastas e atribuições e não pelo teor de efetividade da política industrial, que acaba sendo um resultado de acordos e tramitações entre órgãos também dotados de outras atribuições. O resultado disso aparece no sintoma da dificuldade de coordenação da política industrial (Schapiro, 2013, p. 35 e 36; 38 e 39).

Ao se *observar os instrumentos* e as *medidas* previstos pelo PBM (Dieese, 2011, p. 10-13), verifica-se que, em grande parte, eles seguem os caminhos das políticas anteriores. Também há continuidade na tendência de expansão dos recursos. Por exemplo, no BNDES, previa-se desembolsos de R$ 500 bilhões entre 2011 e 2014 (Dieese, 2011, p. 7).[30]

Algumas novas ênfases são interessantes. Por exemplo, observam-se medidas mais detalhadas de defesa comercial e de promoção das exportações. Previa-se, também, inicialmente, a desoneração da folha de pagamento para setores intensivos em trabalho (confecções, calçados e artefatos, móveis, *software*) que, depois, foram ampliados para outros setores, e a criação do regime especial automotivo. Em relação às compras governamentais, a aprovação da Lei nº 12.349/2010[31] instituía a preferência para empresas nacionais em licitações públicas em até 25% sobre preços, em relação a bens e serviços estrangeiros (Dieese, 2011, p. 10-12).

Destaca-se que na área de formação e qualificação de mão de obra, o PBM articulou o Programa Nacional de Acesso ao Ensino Técnico e Emprego (Pronatec), voltado para a formação técnica em nível de segundo grau, programa este de amplo alcance. Em nível superior, desenvolveu-se o programa Ciência sem Fronteiras, que concede bolsas para estágios de graduação e cursos de pós-graduações no exterior, para estudantes brasileiros, em áreas tecnológicas (Brasil, 2011, p. 14).

Portanto, não há novidades radicais quando olhamos para os instrumentos, valendo as interpretações realizadas sobre os casos anteriores. Pode-se, ainda, ponderar que, quando *in action*, pelo menos de acordo com Schapiro (2013), o PBM acabou priorizando medidas horizontais, de cunho *ricardiano*, aproximando-se, assim, de nosso tipo neoclássico.

4 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este trabalho possui um limite intrínseco, pois não analisa a política industrial em sua execução, mas é focado em sua formulação estratégica, assim como proposta nos principais documentos apresentados pelo governo à sociedade. De todo modo, possibilita compreender o sentido desta formulação. Desta forma,

30. O resultado concreto foi que, entre 2011 e 2014, o BNDES destinou R$ 465.907 bilhões aos setores contemplados pelo PBM, representando 80% do total de desembolsos do banco (Brasil, 2015).

31. Disponível em: <http://goo.gl/R8zrGV>.

em relação à intencionalidade, percebe-se que há um padrão, o qual se repete nas três políticas que foram analisadas: a aposta de que uma política industrial é um elemento necessário para promover o crescimento econômico. Para tanto, seria fundamental a atuação do Estado em incentivar a inovação e o investimento por meio de melhorias no ambiente institucional e do financiamento direto do setor privado. Entretanto, há limites para tal estratégia: não se deve assumir uma postura estatizante e dirigista, como ocorreu nas experiências desenvolvimentistas. No plano das intenções, a lógica que predomina é neoschumpeteriana.

Ainda sobre os limites da política industrial, subjacente às formulações está a concepção de que não compensa sacrificar a estabilidade econômica em prol do crescimento econômico. A política macroeconômica não pode subordinar-se aos objetivos de desenvolvimento industrial e tecnológico. Neste sentido, há uma forte tendência para que, na prática, a política assuma contornos neoclássicos, o que se expressa na agenda de desonerações fiscais e tributárias que esteve presente nas três políticas: há uma leitura de que o "custo Brasil" – ou seja, custos sistêmicos enfrentados por todos os setores – é um dos principais entraves ao desenvolvimento.

Entre as três políticas industriais, percebe-se que há fortes elementos de continuidade e a maior parte das mudanças foram incrementais,[32] podendo-se interpretar a política subsequente como uma atualização da política anterior. Os instrumentos e as medidas em sua maioria foram mantidos, renovados e ampliados, não havendo mudanças substanciais em sua lógica. Houve significativo esforço de melhorar a formulação conceitual das políticas, principalmente entre a Pitce e a PDP, e de dar conta dos problemas de coordenação entre as diversas instâncias estatais responsáveis pela execução. Contudo, a estrutura de gestão não sofreu alterações profundas.

A intencionalidade dos agentes políticos responsáveis pela política industrial, para se tornar realidade, tem que sempre lidar com características estatais estruturadas historicamente, algumas impondo-se como desafios, outras como oportunidades. Por um lado, há elementos de *path dependence* que remetem à formação histórica do Estado brasileiro e que incidem negativamente sobre a política industrial atual. Isso se expressa na própria descentralização dos instrumentos e nas disputas de poder entre burocracias que possuem lógicas de ação distintas e variados graus de capacidade administrativa e decisória. Os diferentes espaços de poder também possuem diferentes formas de se relacionar com os grupos societários que possuem interesse nos rumos da política industrial. Esses aspectos acompanham as três políticas e se expressam no desafio de resolver os problemas de coordenação política.

32. Uma mudança que podemos identificar como profunda é a ampliação dos setores abrangidos pelas políticas, incluindo setores que poderiam ser questionados em seu caráter estratégico e setores que poderiam ser questionados se o mais apropriado seria incluí-los em uma política industrial ou realizar outra política mais direcionada e específica.

Por outro lado, há efeitos de *path dependence* positivos que remetem ao desenvolvimentismo que se fez presente no Estado brasileiro no século XX e se expressam nos instrumentos disponíveis para o governo executar suas diretrizes. O legado de poderosas instituições públicas, como o BNDES e a Petrobras, progressivamente ganhou força nas políticas industriais, sendo otimizado como importantes formas de o governo atingir seus objetivos.

A existência de uma política industrial não é algo óbvio e dado. Depende, em grande medida, das preferências, da intencionalidade e do poder dos governantes, assim como dos grupos sociais com os quais estão articulados e das correlações de forças inter e intrapartidárias. Depende, também, dos recursos financeiros e técnicos/administrativos da burocracia estatal. Neste sentido, a trajetória das políticas industriais adotadas no ciclo de governos do PT até 2014 ilustra bem essa combinação de intencionalidade de governo, estruturas e capacidades estatais, relações sociais e políticas que permeiam o Estado. A despeito de uma linha geral de continuidade e de progressão que caracterizou as passagens da Pitce à PDP e desta ao PBM, pode-se assinalar que o seu grau de correspondência aos nossos tipos ideais de política industrial apresentou uma variação. As intenções centrais de molde neoschumpeteriano e o respectivo enfoque institucional sistêmico marcam originalmente a Pitce e permanecem nas políticas posteriores. Contudo, a passagem da Pitce à PDP pela ampliação de recursos e instrumentos, mas sobretudo pela importância central do BNDES (crédito seletivo) e crescente da Petrobras (compras governamentais), evidenciou a presença de um marcado tom desenvolvimentista, ainda que sem figurar qualquer estratégia para a (re)configuração da estrutura industrial. Ao contrário, a grande ampliação do número de setores contemplados com a política industrial, ainda mais acrescido na passagem ao PBM, indica a ausência de qualquer seletividade setorial, seja de cunho neoschumpeteriano (em vista do dinamismo das inovações e sua difusão), seja de cunho desenvolvimentista (em vista do caráter estratégico para a estrutura produtiva almejada).

A falta de seletividade setorial e o caráter defensivo do PBM, explícito na inclusão de setores intensivos em trabalho, conduzem, basicamente, à aceitação da estrutura produtiva existente, que precisa ser "defendida" pela política industrial. Tal aceitação pode explicar-se pela já referida ausência (ao que parece, crescente) de autonomia do Estado para definir a estrutura industrial desejada, pois grande parte dos interesses produtivos estabelecidos lograram incluir-se na ampla lista de setores beneficiários da política industrial. Aceitar a estrutura industrial existente implica aceitar a primazia do mercado na alocação setorial dos recursos. Se dermos centralidade a essa característica do PBM, aliada à crescente importância das desonerações e reduções tributárias (predomínio geral de medidas de política horizontais), então a política industrial brasileira teria se aproximado, menos no nível das concepções do que no nível das práticas, do tipo ideal neoclássico.

REFERÊNCIAS

ALMEIDA, M. **Desafios da real política industrial brasileira no século XXI**. Brasília: Ipea, 2009. (Texto para Discussão, n. 1452).

AMSDEN, A. **Asia's next giant**: South Korea and late industrialization. Oxford: Oxford University Press, 1989.

_____. **A ascensão do "resto"**. São Paulo: Editora da Unesp, 2009.

BRASIL. **Diretrizes de Política Industrial, Tecnológica e de Comércio Exterior**. Brasília: Casa Civil, 2003.

_____. **Política de Desenvolvimento Produtivo**: inovar e investir para sustentar o crescimento. Brasília: MF, 2008.

_____. **Plano Brasil Maior 2011/2014**: inovar para competir. Competir para crescer. Brasília: MDIC, 2011.

_____. **Relatório de Acompanhamento das Medidas Sistêmicas**. Brasília: MDIC, 2014.

_____. **Balanço Executivo 2011-2014**. Brasília: MP, 2015.

CAMPANÁRIO, M. A.; SILVA, M. M.; COSTA, T. R. Política Industrial, Tecnológica e de Comércio Exterior: análise de fundamentos e arranjos institucionais. *In*: SEMINÁRIO IBEROAMERICANO DE GESTIÓN TECNOLÓGICA, 11., 2005, Salvador. **Anales...** Salvador: Altec, 2005.

CARVALHO, A. C.; CARVALHO, D. F.; CARVALHO, R. B. S. C. Política industrial de inovações tecnológicas em um ambiente de competitividade sistêmica. **Amazônia, Organizações e Sustentabilidade**, v. 3, n. 1, jan.-jun. 2014.

CHANG, H.-J. The economic theory of the developmental State. *In*: WOO-CUMINGS, M. **The developmental State**. Ithaca: Cornell University Press, 1999.

_____. Rompendo o modelo: uma economia política institucionalista alternativa à teoria neoliberal do mercado e do Estado. *In*: ARBIX, G. *et al*. (Orgs.). **Brasil, México, África do Sul, Índia e China**: diálogo entre os que chegaram depois. São Paulo: Editora Unesp, 2002.

_____. Institutional foundations for effective design and implementation of selective trade and industrial policies in the least developed countries: theory and evidence. *In*: CHANG, H. J. (Ed.). **Globalisation, economic development and the role of the state**. London: Zed Books, 2004.

CNI – CONFEDERAÇÃO NACIONAL DA INDÚSTRIA. **Avaliação da Política de Desenvolvimento Produtivo**. Brasília: CNI, 2008.

COSTA, A. D.; SOUZA-SANTOS, E. R. Internacionalização de empresas brasileiras: restrições de financiamento e papel do BNDES. **Economia & Tecnologia**, Curitiba, ano 6, v. 23, p. 167-174, 2010.

DE TONI, J. **Novos arranjos institucionais na política industrial do governo Lula**: a força das novas ideias e dos empreendedores políticos. 2013. Tese (Doutorado) – Universidade de Brasília, Brasília, 2013.

DIEESE – DEPARTAMENTO INTERSINDICAL DE ESTATÍSTICA E ESTUDOS SOCIOECONÔMICOS. **Política de Desenvolvimento Produtivo**: nova política industrial do governo. São Paulo: Dieese, 2008. (Nota Técnica, n. 67).

_____. **Considerações sobre o Plano Brasil Maior**. São Paulo: Dieese, 2011. (Nota Técnica, n. 102).

EVANS, P. **Embedded autonomy**: States and industrial transformation. Princeton: Princeton University Press, 1995.

FERRAZ, J. C.; PAULA, G. M.; KUPFER, D. Política industrial. *In*: KUPFER, D.; HASENCLEVER, L. (Orgs.). **Economia industrial**. Rio de Janeiro: Campus, 2002.

GADELHA, C. A. G. Política industrial: uma visão neo-schumpeteriana sistêmica e estrutural. **Revista de Economia Política**, v. 21, n. 4, p. 149-171, 2001.

GUERRIERO, I. R. **Formulação e avaliação de política industrial e o caso da PDP**. 2012. Tese (Doutorado) – Universidade Federal do Rio de Janeiro, Rio de Janeiro, 2012.

HAY, D. A. Política Industrial no Brasil: um quadro de referência. **Planejamento e Políticas Públicas**, Rio de Janeiro, n. 16, p. 197-232, 1997.

JOHNSON, C. **Miti and the Japanese miracle**: the growth of industrial policy, 1925-1975. Stanford: Stanford University Press, 1982.

MENEZES, N. B. **Inserção internacional do Brasil**: uma análise da política governamental de incentivo à internacionalização de empresas (1997-2005). 2010. Dissertação (Mestrado em Ciências Sociais) – Pontifícia Universidade Católica do Rio Grande do Sul, Porto Alegre, 2010.

RIBEIRO, F.; LIMA, R. C. **Investimentos brasileiros na América do Sul**: desempenho, estratégias e políticas. Rio de Janeiro: Funcex, 2008. Disponível em: <http://goo.gl/2V4kbM>.

RODRIK, D. Industrial Policy for the Twenty-first Century. In: RODRIK, D. **One Economics, Many Recipes:** Globalization, Institutions and Economic Growth. Princeton: Princeton University Press, 2007.

SALERNO, M. S.; DAHER, T. **Política Industrial, Tecnológica e de Comércio Exterior (Pitce)**: balanço e perspectivas. Brasília: [s.n.], 2006.

SCHAPIRO, M. G. **Ativismo estatal e industrialismo defensivo**: instrumentos e capacidades na política industrial brasileira. Rio de Janeiro: Ipea, 2013. (Texto para Discussão, n. 1856).

TEIXEIRA, A. G. A internacionalização de empresas brasileiras e o papel do Estado. *In*: VELLOSO, J. P. R. *et al*. (Orgs.). **Por que o brasil não é um país de alto crescimento?** Rio de Janeiro: José Olympio Editora, 2006.

WEBER, M. **Sociología de la religión**. Buenos Aires: Letras Universales, 2005.

WENDLER, P. G. **Políticas públicas de inovação comparadas**: Brasil e China (1990-2010). 2013. Dissertação (Mestrado) – Universidade de Brasília, Brasília, 2013.

WOO-CUMINGS, M. Introduction: Chalmers Johnson and the politics of nationalism and development. *In*: WOO-CUMINGS, M. (Ed.). **The developmental State**. Ithaca: Cornell University Press, 1999.

Originais submetidos em abril de 2015. Última versão recebida em outubro de 2015. Aprovado em novembro de 2015.

A RECICLAGEM DE ALUMÍNIO NO BRASIL E O MERCADO INTERNACIONAL: UMA ANÁLISE QUANTITATIVA

Tássia Nunes Dias Pereira[1]
Bruno Milanez[2]
Roberto Malheiros Moreira Filho[3]
Fernando Marques de Almeida Nogueira[4]

Este estudo avalia como variáveis econômicas influenciam a reciclagem de alumínio no Brasil. Ele se baseia na regressão múltipla por etapas de dezesseis variáveis para a criação de dois modelos quantitativos. O primeiro descreve o comportamento da taxa de reciclagem de latas de alumínio no período 1995-2011 a partir do produto interno bruto (PIB), da taxa de desemprego, do preço da importação e da quantidade exportada do alumínio secundário. O segundo modelo apresenta o preço pago aos catadores pela sucata de alumínio no período 2001-2009 como função da produção, do preço de importação e da quantidade exportada de alumínio secundário. Os resultados indicam que o contexto internacional pode impactar a demanda por alumínio secundário, devendo seu comportamento ser incorporado na análise de políticas para reciclagem.

Palavras-chave: reciclagem; alumínio; comércio internacional.

ALUMINIUM RECYCLING IN BRAZIL AND INTERNATIONAL TRADE: A QUANTITATIVE ANALYSIS

This study evaluates to what extent economic variables influence aluminium recycling in Brazil. It is based on a stepwise multiple regression of sixteen variables to create two different quantitative models. The first describes aluminium can recycling rates between 1995 and 2011 using the gross domestic product (GDP), unemployment rate, price of imported secondary aluminium and quantity of exported secondary aluminium. The second model presents the price paid to scavengers for aluminium scrap between 2001 and 2009 as a function of production of recycled aluminium, price of imported secondary aluminium and quantity of exported secondary aluminium. Results suggest that international context might impact on the demand for secondary aluminium and its behaviour must be considered in recycling policy analyses.

Keywords: recycling; aluminum; international trade.

---

1. Graduada em engenharia de produçao pela Universidade Federal de Juiz de Fora (UFJF), estudante no curso de MBA em Finanças, Controladoria e Auditoria da Fundação Getulio Vargas (FGV). *E-mail*: <tassia.nunes@engenharia.ufjf.br>.

2. Graduado em engenharia de produção pela Universidade Federal do Rio de Janeiro (UFRJ), mestre em engenharia urbana pela Universidade Federal de São Carlos (UFSCAR) e doutor em política ambiental pela Lincoln University (Nova Zelândia). Professor no Departamento de Engenharia de Produção e Mecânica da Universidade Federal de Juiz de Fora (UFJF). *E-mail*: <bruno.milanez@ufjf.edu.br>.

3. Graduado em ciências estatísticas pela Fundação Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) e em engenharia de produção pela Universidade Federal Fluminense (UFF), sendo mestre em engenharia de produção e doutor em engenharia de produção pela UFF. Professor no Departamento de Engenharia de Produção e Mecânica da UFJF. *E-mail*: <roberto.malheiros@engenharia.ufjf.br>.

4. Graduado em engenharia cartográfica pela Universidade Estadual Paulista Júlio de Mesquita Filho (Unesp), mestre em engenharia elétrica pela Universidade Estadual de Campinas (Unicamp) e doutor em engenharia elétrica pela mesma instituição. Professor no Departamento de Engenharia de Produção e Mecânica da UFJF. *E-mail*: <fernando@engenharia.ufjf.br>.

EL RECICLAJE DE ALUMINIO EN BRASIL Y EL MERCADO INTERNACIONAL: UN ANÁLISIS CUANTITATIVO

El presente trabajo evalúa cómo variables económicas afectan la actividad de reciclaje de aluminio en Brasil. El estudio se fundamenta en una regresión múltiple por etapas de dieciséis variables para crear dos modelos cuantitativos. El primero, describe el comportamiento de la tasa de reciclaje de latas de aluminio en el período 1995-2011 en relación al producto bruto interno (PBI), a la tasa de desempleo, al precio de importación del aluminio secundario y a la cantidad exportada de aluminio secundario. El segundo modelo presenta el precio pagado a los recicladores por la chatarra de aluminio en el periodo 2001-2009 como función de la producción de aluminio secundario, del precio de importación del aluminio secundario y de la cantidad exportada de aluminio secundario. Los resultados indican que el contexto internacional puede impactar la demanda por el aluminio secundario, por lo que su comportamiento tiene que ser incorporado en el análisis de las políticas de reciclaje.

Palabras clave: reciclaje; aluminio; mercado internacional.

LE RECYCLAGE DE L'ALUMINIUM AU BRÉSIL ET LE MARCHE INTERNATIONAL: UNE ANALYSE QUANTITATIVE

L'étude évalue la façon dont les variables économiques influent sur le recyclage de l'aluminium au Brésil. Elle est basée sur la régression multiple par étapes de seize variables et abouti à la création de deux modèles quantitatifs. Le premier décrit le comportement du taux de recyclage des canettes d'aluminium de 1995 à 2011 en fonction du produit intérieur brut (PIB), du taux de chômage, du prix de l'importation de l'aluminium secondaire et de la quantité exportée d'aluminium secondaire. Le deuxième modèle montre que le prix payé aux ramasseurs de matériaux recyclables pour la ferraille d'aluminium de 2001 à 2009 est fonction de la production de l'aluminium secondaire, du prix à l'importation d'aluminium dit secondaire et de la quantité d'aluminium secondaire exporté. Les résultats indiquent que le contexte international peut influer sur la demande d'aluminium secondaire, son comportement devant être intégré dans l'analyse des politiques pour le recyclage.

Mots-clés: recyclage; aluminium; commerce international.

JEL: L72; L78; Q53.

1 INTRODUÇÃO

Neste trabalho argumenta-se que o desempenho do setor de reciclagem de resíduos sólidos urbanos no Brasil não depende apenas de políticas específicas, mas também de aspectos econômicos, tanto domésticos quanto internacionais. Esse argumento baseia-se na avaliação estatística do impacto de diferentes variáveis econômicas sobre a taxa de reciclagem de latas de alumínio e o preço pago aos catadores de material reciclável pela sucata de alumínio.

A motivação para essa pesquisa surgiu no ano seguinte à crise financeira de 2008. Naquele momento, houve uma forte queda no preço das sucatas de forma geral, desmotivando muitos catadores a continuar o trabalho com resíduos sólidos e colocando em risco a viabilidade de algumas cooperativas que vinham sendo formadas. A principal explicação, sem evidências quantitativas na época,

era a de que a crise internacional havia reduzido a dinâmica industrial, diminuindo a demanda por sucata e, consequentemente, o seu preço (MNCMR, 2009). Como consequência, a Secretaria de Recursos Hídricos e Ambiente Urbano, do Ministério do Meio Ambiente (SRHU/MMA) buscou elaborar uma política de apoio a catadores de materiais recicláveis baseada nos princípios do pagamento por serviços ambientais urbanos (Ipea, 2010). Apesar de a política não ter sido implementada, esse evento deixou em aberto, para o caso brasileiro, o grau de influência que o mercado internacional teria sobre o setor de reciclagem nacional, questão essa que este trabalho busca responder.

Para tanto, este artigo encontra-se organizado em sete seções, incluindo esta introdução. Na seção 2 são traçadas rápidas considerações sobre a estrutura do mercado de reciclagem no Brasil e o papel dos catadores. Na seção 3 há uma breve revisão da literatura que trata da relação entre aspectos econômicos e mercado de reciclagem. Na seção 4 há uma análise sobre como a crise de 2008 afetou a indústria do alumínio no mundo. A seção 5 descreve a metodologia utilizada na pesquisa. A seção 6 apresenta e discute os principais resultados para os modelos desenvolvidos para a taxa de reciclagem de latas de alumínio e para o preço pago aos catadores pela sucata de alumínio. Por fim, a seção 7 sugere elementos a serem incorporados na formulação de políticas públicas voltadas para a reciclagem de resíduos sólidos e aponta para questões a serem desenvolvidas em futuras pesquisas.

2 A RECICLAGEM NO BRASIL E O PAPEL DOS CATADORES

De uma forma geral, a gestão de resíduos sólidos urbanos engloba as etapas de coleta, tratamento e disposição final dos rejeitos depois do descarte. Após a coleta, no entanto, os resíduos podem ser encaminhados para alguma forma de tratamento ou serem direcionados para locais de destinação final (Prado Filho e Sobreira, 2007).

Apesar de avanços significativos dos sistemas formais de coleta seletiva no Brasil, eles ainda se mostram bastante incipientes. Se, por um lado, a coleta seletiva aumentou 120% no Brasil durante o período de 2000 a 2008, por outro lado, menos de 20% dos municípios brasileiros possuem algum sistema de coleta seletiva, dos quais muitos não atendem à totalidade da população (IBGE, 2002; 2010).

Como os programas oficiais de coleta seletiva ainda se mostram restritos, a reciclagem de resíduos sólidos urbanos no país viabiliza-se, principalmente, devido ao trabalho dos catadores de material reciclável. O caso de maior sucesso pode ser associado à reciclagem de alumínio, em particular latas de bebidas, setor no qual o Brasil mantém posição de destaque mundial desde os anos 1990, tendo ultrapassado a marca de 95% em meados dos anos 2000 (Abal, 2012). Layargues (2002) afirma que a coleta seletiva de alumínio no Brasil é impulsionada,

principalmente, pelo alto preço dessa sucata, sendo uma importante fonte de renda para os catadores.

Se os catadores são os grandes responsáveis pelo sucesso do Brasil no setor de reciclagem (Ribeiro *et al.*, 2014), não necessariamente eles são reconhecidos como tal (Lobato e Lima, 2010). Entretanto, apesar das iniciativas para formação de cooperativas e associações, muitos ainda trabalham de forma precária, sendo submetidos a condições de trabalho insalubres, com elevados riscos à saúde (Ferreira e Anjos, 2001; Gonçalves, Oliveira e Silva, 2008).

Entretanto, o mercado de reciclagem comporta-se de forma oligopsônica, exercendo grande pressão sobre os catadores. A economia de escala constitui um fator importante para o setor e esse fato dá às empresas recicladoras, que em geral são poucas e de grande porte, um grande poder de negociação. Esse poder vai diminuindo à medida que se aproxima da base da cadeia, em que se situam os catadores. Desta forma, a grande empresa compradora de material secundário pressiona a empresa da qual ela compra a sucata, que pressiona empresas menores e, assim, a margem de lucro de cada estágio vai diminuindo e pressionando os catadores a venderem a sucata recolhida a preços muito baixos (Bosi, 2008; Giovannini e Kruglianskas, 2008; Oliveira, 2009).

Dessa forma, a vulnerabilidade dos catadores na cadeia, causada pela informalidade, faria com que as variações nos preços das sucatas fossem repassadas a eles rapidamente. Uma possível estratégia para minimizar esse problema seria o incentivo à formação de associações e cooperativas de catadores, uma vez que isso permitiria aos catadores ganhar escala e reduzir o número de intermediários entre eles e as empresas recicladoras (MNCMR, 2009). Todavia, a atuação coletiva ainda não se mostrou suficientemente forte a ponto de mudar a estrutura oligopsônica do mercado.

3 RELAÇÕES ENTRE VARIÁVEIS ECONÔMICAS E MERCADO DE MATERIAL SECUNDÁRIO

Análises da relação entre fatores econômicos e mercado de reciclagem têm sido pouco desenvolvidas na literatura nacional, principalmente devido à grande informalidade dos sistemas de coleta seletiva no país e à pequena quantidade de dados disponíveis. Entretanto, a literatura internacional apresenta uma série de estudos que tentam entender os efeitos de variações no comércio internacional no grau de sucesso dos programas de coleta seletiva e reciclagem nos diferentes países.

Por exemplo, Blomberg e Hellmer (2000) analisaram a oferta e a demanda da indústria de alumínio secundário na Alemanha, na França, na Itália e no Reino Unido entre 1983 e 1997. Os autores relacionaram a quantidade de alumínio secundário ofertada às indústrias com o preço do alumínio recuperado, os preços dos fatores de produção, a capacidade de refino de alumínio secundário instalada

e a demanda dos principais consumidores, e verificaram uma baixa elasticidade da oferta e da demanda de alumínio secundário em relação ao preço do produto, e uma forte correlação entre a demanda por sucata de alumínio e a produção automobilística. Os resultados indicam a pequena chance de sucesso de políticas de estímulo à reciclagem baseadas em preço e sugerem a integração entre tais políticas e iniciativas de estímulo à demanda.

Em outra pesquisa, Berglund e Söderholm (2003) estudaram a relação entre aspectos econômicos e reciclagem de papel e papelão entre os anos 1990 e 1996 em 49 países. Em uma de suas análises, que teve como variável dependente a taxa de recuperação de papel e papelão, os autores consideraram o produto interno bruto (PIB) *per capita*, a taxa de urbanização, a densidade populacional e o preço do papel reciclado como variáveis explicativas. O estudo concluiu que fatores econômicos e demográficos são determinantes no nível de sucesso dos programas de coleta seletiva e que, portanto, tais aspectos devem ser levados em consideração no desenho de políticas públicas específicas.

Blomberg e Söderholm (2009) analisaram a oferta de alumínio secundário na Europa ocidental no período entre 1983 e 2000. Os autores utilizaram séries de dados de diferentes países, levando em consideração os preços de alumínio secundário, os preços dos recursos para a produção do alumínio secundário e o tamanho do estoque de sucata pós-consumo. Entre os principais resultados do trabalho, é notada a baixa elasticidade da oferta de alumínio secundário em relação ao próprio preço, bem como ao nível dos estoques de sucata. Como conclusão, os autores recomendam a busca de alternativas às políticas focadas somente no aumento da oferta de sucata.

Por fim, Mansikkasalo, Lundmark e Söderholm (2014) realizaram um estudo de revisão, discutindo os resultados de 21 artigos que tratam da elasticidade-preço do papel reciclado. Os autores encontraram uma elasticidade positiva, porém pequena, e a associaram à alta volatilidade do preço desse produto. A partir de seus estudos, eles recomendam uma melhor avaliação das políticas de resíduos sólidos baseadas em preço ou quantidade de material. Os autores sugerem que novas pesquisas busquem focar questões específicas do mercado de material reciclável, como poder de barganha e assimetrias de informação, além de indicarem a necessidade de pesquisas sobre o tema em países periféricos.

Sendo assim, estudos sobre impactos de fatores econômicos sobre taxas de reciclagem realizados no exterior mostram o quanto avaliações dessa natureza podem ser importantes na orientação das políticas públicas. Embora no Brasil ainda não haja tradição de avaliações dessa natureza, o desenvolvimento dessa linha de pesquisa mostra-se uma importante tática para melhoria das políticas públicas voltadas para a recuperação de resíduos sólidos urbanos.

4 O COMÉRCIO INTERNACIONAL DE ALUMÍNIO E A CRISE DE 2008

Historicamente, o Brasil tem mostrado saldo positivo no comércio internacional de alumínio primário (produzido a partir da bauxita) e saldo negativo de alumínio secundário (sucata), sendo exportador líquido do primeiro e importador líquido do segundo. O volume de alumínio primário comercializado, porém, mostra-se bastante superior ao de sucata. Em 2011, as quantidades exportadas e importadas de alumínio primário foram, respectivamente, 524,4 mil toneladas e 163,1 mil toneladas; naquele mesmo ano, o Brasil exportou 853 toneladas de sucata e importou 42,3 mil toneladas (Brasil, [s.d.]). Esse cenário sugere uma significativa abertura, e consequente vulnerabilidade, do setor nacional de reciclagem de alumínio às dinâmicas do mercado internacional.

Entre 2003 e 2010, de uma forma geral, a demanda internacional por alumínio apresentou uma tendência de crescimento, sendo consumidas 28 milhões de toneladas em 2003 e atingindo 39,7 milhões de toneladas em 2010. Entretanto, entre 2008 e 2009 houve uma queda do consumo, para 37 milhões de toneladas, decorrente da crise financeira. Após a crise, a demanda voltou a crescer e estudos indicam que o consumo mundial continue em ascendência, estimando um aumento médio de 4,5% por ano. A variação no volume comercializado no final dos anos 2000 esteve intimamente ligada à alteração do preço do alumínio. Naquele momento, houve também uma queda significante dos preços, atingindo US$ 1.496 no final de 2008. Dois anos mais tarde, o preço voltou a subir, atingindo o patamar de US$ 2.600 por tonelada (Xavier, 2012).

A oscilação no comércio internacional repercutiu, necessariamente, na dinâmica das empresas. Como consequência da retração da produção industrial, houve elevação dos estoques de alumínio e aumento da capacidade ociosa, bem como redução da demanda por sucata. Esta retração não afetou apenas o consumo de alumínio primário, mas também a demanda por alumínio secundário. De forma geral, uma pequena variação na demanda do material primário tende a causar uma grande variação na demanda do material secundário (Grace, Turner e Walter, 1978). No caso específico do alumínio, deve-se levar em consideração que a sucata de alumínio pode substituir, em várias situações, o alumínio primário, e ainda que os contratos de compra de sucata tendem a ser mais flexíveis do que de alumínio primário, aspectos que potencializam os impactos sobre o setor de alumínio secundário.

5 METODOLOGIA

Ao longo desta pesquisa buscou-se investigar o efeito que diferentes variáveis econômicas poderiam ter sobre o comportamento do mercado de reciclagem de alumínio no Brasil, com foco naquelas associadas ao comércio internacional. O alumínio foi tomado como representante devido à sua homogeneidade e importante

participação no mercado internacional. Outros materiais, como plástico e papel, tiveram de ser desconsiderados por serem muito heterogêneos; ao mesmo tempo, uma possível pesquisa sobre vidro não foi incluída pela baixa presença de vidro secundário no comércio internacional brasileiro.

Para tanto, tendo como base os trabalhos mencionados na seção anterior, foram acrescentadas, ainda, outras variáveis relativas à importação e à exportação de alumínio primário e secundário. Desta forma, a lista das variáveis consideradas é apresentada no quadro 1.

QUADRO 1
Lista de variáveis analisadas

Variável	Unidade	Período	Fonte de dados
PIB[1]	Trilhões de R$	1995-2011	Ipea ([s.d.])
PIB *per capita*[1]	Mil R$	1995-2011	Ipea ([s.d.])
Salário mínimo[1]	R$	1995-2011	Ipea ([s.d.])
Taxa de desemprego	Percentual	1995-2011	Ipea ([s.d.])
Taxa de reciclagem de latas de alumínio	Percentual	1995-2011	Abal (2012)
Produção de alumínio primário	Milhão de toneladas	1995-2011	Brasil (2012)
Produção de alumínio secundário	Milhão de toneladas	1995-2009	Brasil (2012)
Preço pago aos catadores pela sucata de alumínio[1]	R$/kg	2001-2011	Cempre (2011)
Quantidade importada de alumínio primário	Mil toneladas	1995-2011	Brasil ([s.d.])
Quantidade importada de alumínio secundário	Mil toneladas	1995-2011	Brasil ([s.d.])
Quantidade exportada de alumínio primário	Mil toneladas	1995-2011	Brasil ([s.d.])
Quantidade exportada alumínio secundário	Mil toneladas	1995-2011	Brasil ([s.d.])
Preço de importação de alumínio primário[1]	R$/kg	1995-2011	Brasil ([s.d.])
Preço de importação de alumínio secundário[1]	R$/kg	1995-2011	Brasil ([s.d.])
Preço de exportação de alumínio primário[1]	R$/kg	1995-2011	Brasil ([s.d.])
Preço de exportação de alumínio secundário[1]	R$/kg	1995-2011	Brasil ([s.d.])

Elaboração dos autores.
Nota: [1] Variáveis deflacionadas para o ano de 2011 com base no Índice Nacional de Preço ao Consumidor (INPC).

A análise, então, foi feita a partir da regressão linear para as séries históricas dessas variáveis, usando para tanto o programa Statistical Package for Social Sciences (SPSS®), versão 15.0.0. O mercado de reciclagem de alumínio foi definido a partir de dois modelos: o modelo 1 foi construído tendo como variável dependente a taxa de reciclagem de latas de alumínio, e o modelo 2 teve como variável dependente o preço pago aos catadores pela sucata de alumínio. Tais variáveis não foram incluídas entre as variáveis independentes. No caso do modelo 2, devido às dificuldades de se encontrar valores agregados para o Brasil, usou-se como aproximação o valor pago na região metropolitana (RM) de São Paulo.

Apesar de ser apenas uma amostra, como São Paulo consiste no principal mercado de material secundário do país, assumiu-se que as variações de preço naquela região seriam semelhantes às variações ocorridas no país como um todo. Devido à fragilidade de alguns dados, optou-se por focar a análise em quais seriam as variáveis independentes e no tipo de impacto (positivo ou negativo) que elas teriam sobre a variável dependente.

Para a realização das regressões, utilizou-se o método de regressão por etapas (*stepwise* no SPSS®), que cria diversos modelos adicionando e retirando variáveis em cada etapa de acordo com valores predeterminados. Nesse processo foi utilizado como critério de avaliação para a inclusão de uma variável a contribuição que ela incorporaria à explicação do modelo. Essa contribuição estaria relacionada à correlação parcial da variável candidata a entrante com o modelo e com as demais variáveis já incluídas (Montgomery e Runger, 2009).

6 RESULTADOS E DISCUSSÃO

6.1 Modelo 1: taxa de reciclagem de latas de alumínio como variável dependente

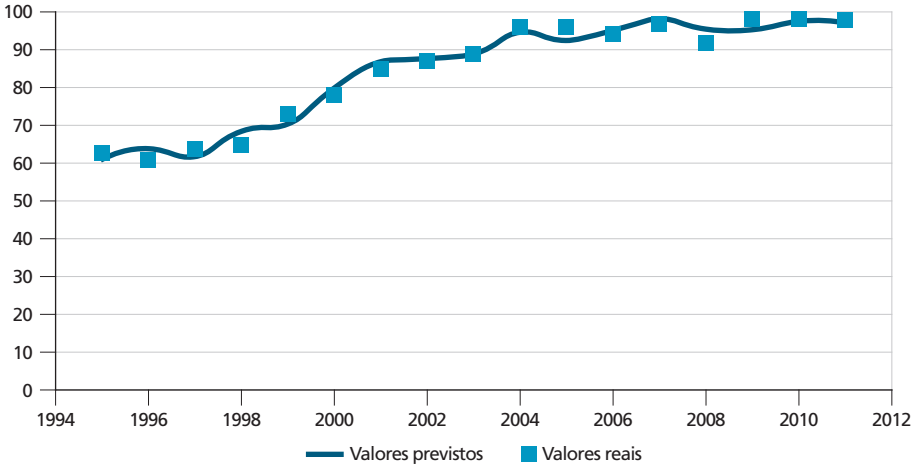
Uma vez que quase a totalidade das variáveis disponíveis possui séries históricas de 1995 a 2011, e apenas duas – o preço pago pela sucata coletada no Brasil e a produção de alumínio secundário – possuem séries de tamanhos menores, dois modelos foram inicialmente elaborados, considerando e não considerando estas duas variáveis. O modelo que continha como variáveis de entrada apenas séries históricas com a mesma amplitude resultou em uma opção mais apropriada para estimar um modelo que explique a taxa de reciclagem de latas de alumínio, se levados em consideração o resultado dos testes para os coeficientes individuais e a forte multicolinearidade encontrada para o modelo descartado.

O gráfico 1 compara o comportamento da curva teórica com os dados empíricos. Para se chegar a esse modelo, foram realizadas oito etapas de regressão, com entradas e saídas de diferentes variáveis dependendo do grau de impacto que tinham sobre o coeficiente de determinação (R^2). O modelo final encontrado teve um coeficiente R^2 de 0,977 e um $R^2_{ajustado}$ de 0,969, o que significa que o modelo explica 97% da variação possível na variável dependente, ou seja, há uma forte correlação entre os valores reais e previstos, o que é bom para o modelo em questão.

A tabela 1 apresenta as variáveis consideradas relevantes durante o processo de regressão por etapas para o modelo 1. Os valores estimados para os coeficientes das variáveis encontram-se na primeira coluna. Uma vez que o *p*-valor mostrou-se inferior a 0,5%, a hipótese H_0 (que nenhuma variável regressora contribui significativamente para o modelo) é rejeitada para todos os coeficientes estimados, e se aceita a hipótese alternativa H_1, de que os coeficientes

contribuem significativamente. Como nenhum deles contém, no seu intervalo de confiança, o valor zero, há indícios de que os coeficientes são uma boa estimativa. Com relação aos valores do fator de aumento de variância (VIF, do inglês *variance inflation factor*) para os coeficientes, não há indícios de multicolinearidade a ponto de distorcer a variável estatística de regressão (Hair *et al.*, 2009).

GRÁFICO 1
Taxa de reciclagem de latas de alumínio: comparação entre valores previstos e valores reais
(Em %)



Elaboração dos autores.

TABELA 1
Resultados para o modelo 1

Variáveis	Coeficiente	Erro-padrão	*T*[1]	*P*[2]	Intervalo de confiança (95%)	VIF
PIB	17,050	1,048	16,268	0,000	(14,767; 19,334)	1,271
Preço da importação do alumínio secundário	3,920	0,854	4,592	0,001	(2,060; 5,780)	2,310
Taxa de desemprego	3,437	0,848	4,051	0,002	(1,589; 5,285)	2,380
Quantidade exportada de alumínio secundário	-0,744	0,203	-3,675	0,003	(-0,303; -0,509)	1,659
Constante	-8,759	7,209	-1,215	0,248	(-24,400; 6,948)	-

Fonte: Dados gerados pelo SPSS® 15.0.0.
Elaboração dos autores.
Notas: [1] A coluna *T* representa a divisão do valor do coeficiente pelo seu erro-padrão. Quanto maior for esse resultado, mais distante, considerando o erro-padrão, está o coeficiente do valor zero. Ao ser diferente de zero, pode-se afirmar que há uma relação deste coeficiente com a variável de interesse no modelo (Hair *et al*., 2009).
[2] A coluna *P* representa a probabilidade de aceitar o valor zero como pertencente ao intervalo de confiança do coeficiente, o que tornaria a variável irrelevante ao modelo. Um baixo valor de *P* indica que as variáveis são altamente relevantes (Hair *et al*., 2009).

De acordo com os resultados do modelo, quando há variação no valor do PIB brasileiro, esta variação é repassada para a taxa de reciclagem de latas no Brasil. Esse resultado faz sentido, uma vez que uma economia mais dinâmica tende a estar vinculada à maior atividade industrial e, consequentemente, a uma maior taxa de reciclagem.

A segunda variável com maior impacto é o preço da importação do alumínio secundário. De acordo com o modelo, toda variação que ocorre nesta variável é repassada de forma positiva para a taxa de reciclagem. Isso sugere que o aumento do preço do alumínio secundário no mercado internacional tende a tornar a sucata produzida no país mais atrativa, aumentando sua taxa de reciclagem.

A taxa de desemprego, por sua vez, tem ainda impacto sobre a taxa de reciclagem. A princípio, uma maior taxa de desemprego significaria mais pessoas dispostas a trabalhar como catadores de materiais recicláveis e, portanto, maior quantidade de resíduos coletados pelos sistemas informais.

Por fim, a quantidade exportada de alumínio secundário é a única variável que apresentou coeficiente negativo estimado na regressão. Assim, se todas as variáveis forem mantidas constantes, e a quantidade de sucata exportada apresentar uma tendência de crescimento, esse acréscimo tenderá a diminuir a quantidade de sucata disponível no Brasil, reduzindo a taxa de reciclagem de latas.

6.2 Modelo 2: preço pago aos catadores pela sucata coletada como variável dependente

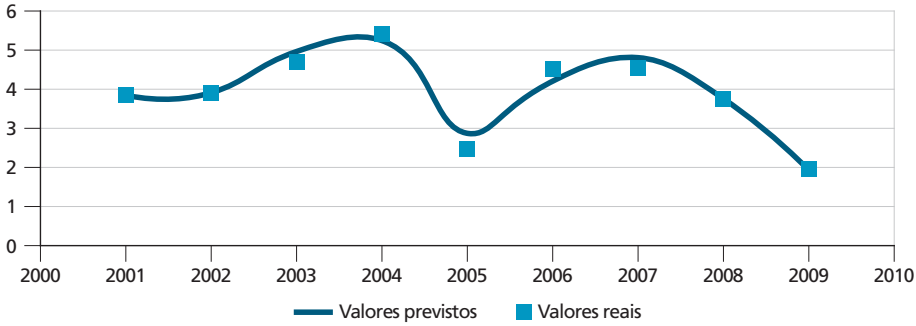
Assim como para o modelo 1, dois modelos foram elaborados, *a priori*. No entanto, ao comparar tanto os valores de R^2, $R^2_{ajustado}$ e erro-padrão, assim como os resultados para os testes de hipótese necessários à análise de problema, o modelo que contém todas as variáveis como candidatas a entrar no modelo mostrou-se superior. O gráfico 2 compara os valores previstos e os valores reais. Para gerar este modelo, foram necessárias três etapas na regressão até se alcançar valores de 0,952 para R^2 e 0,923 para $R^2_{ajustado}$.

A tabela 2 apresenta os valores dos coeficientes encontrados. De acordo com o *p*-valor, os coeficientes foram aceitos pelo teste de confiabilidade, rejeitando a hipótese H_0. Os intervalos de confiança não contêm o valor zero e os valores de VIF para os coeficientes estimados são menores que 10.

Nas análises que antecederam a regressão do modelo 2, as variáveis "produção de alumínio secundário" e "preço pago aos catadores pela sucata coletada" tiveram uma correlação negativa. Assim no modelo 2, a "produção de alumínio secundário" apresenta sinal oposto ao que era esperado. Esse fato pode ser explicado a partir da análise dos componentes principais, que permite dividir todas as variáveis em

subgrupos de variáveis mais correlacionadas entre si. Como nesta análise tanto a variável "produção de alumínio secundário" quanto a "quantidade exportada alumínio secundário" foram alocadas em um mesmo subgrupo, seu uso em um mesmo modelo pode gerar efeitos de multicolinearidade (Miloca e Conejo, 2013).

GRÁFICO 2
Preço pago aos catadores: comparação entre valores previstos e valores reais
(Em R$/kg)



Elaboração dos autores.

TABELA 2
Resultados para o modelo 2

Variáveis	Coeficiente	Erro-padrão	*T*[1]	*P*[2]	Intervalo de confiança (95%)	VIF
Produção de alumínio secundário	8,595	2,251	3,819	0,012	(2,810; 14,380)	1,698
Preço de importação de alumínio secundário	1,388	0,150	9,257	0,000	(1,003; 1,774)	1,155
Quantidade exportada de alumínio secundário	-1,156	0,211	-5,483	0,003	(-1,698; -0,614)	1,572
Constante	-3,855	0,993	-3,882	0,012	(-6,407; -1,302)	-

Fonte: Dados gerados pelo SPSS® 15.0.0.
Elaboração dos autores.
Notas: [1] A coluna *T* representa a divisão do valor do coeficiente pelo seu erro-padrão. Quanto maior for esse resultado, mais distante, considerando o erro-padrão, está o coeficiente do valor zero. Ao ser diferente de zero, pode-se afirmar que há uma relação deste coeficiente com a variável de interesse no modelo (Hair *et al*., 2009).
[2] A coluna *P* representa a probabilidade de aceitar o valor zero como pertencente ao intervalo de confiança do coeficiente, o que tornaria a variável irrelevante ao modelo. Um baixo valor de *P* indica que as variáveis são altamente relevantes (Hair *et al*., 2009).

Apesar dessa questão, ambas as variáveis foram mantidas no modelo devido à sua capacidade de explicação. Todavia, para tanto, tais variáveis não podem ser analisadas individualmente; o que significa que, para o modelo, as duas variáveis formam um único conjunto de variáveis (Hair *et al.*, 2009). Uma vez que a produção de alumínio secundário no Brasil é inteiramente absorvida pela demanda interna, argumenta-se que a produção interna de alumínio secundário

equivale à demanda interna de alumínio secundário e a quantidade exportada de alumínio secundário representa uma aproximação da demanda internacional. Assim, quando a demanda de material secundário no Brasil e no exterior variam, existe um impacto significante no preço da sucata coletada no Brasil.

Além dessas duas variáveis, a terceira componente do modelo, "preço de importação de alumínio secundário", também tem um impacto sobre o preço pago. Esta variável já havia sido incluída no modelo 1, o que reforça a importância do mercado internacional sobre o desempenho do setor de reciclagem do Brasil. Esse comportamento faz sentido, uma vez que o aumento do preço da sucata importada tende a aumentar a demanda por sucata doméstica e, consequentemente, o seu preço.

7 CONSIDERAÇÕES FINAIS

O principal objetivo desta pesquisa foi avaliar de que forma variáveis econômicas influenciariam o desempenho do setor de reciclagem de alumínio no Brasil. Este artigo teve como principal motivação o argumento apresentado, após a crise financeira de 2008, de que mudanças no cenário internacional estariam interferindo na viabilidade econômica de programas de coleta seletiva, em geral, e das cooperativas de catadores de material reciclável, especificamente.

Tendo por base trabalhos realizados no exterior, porém pouco debatidos no contexto brasileiro, buscou-se avaliar, estatisticamente, o grau do impacto que variáveis econômicas, em particular relacionadas ao comércio internacional, teriam sobre a taxa de reciclagem de latas de alumínio e sobre o preço pago aos catadores pela sucata de alumínio. Os modelos demonstraram haver impactos estatisticamente relevantes tanto de variáveis domésticas (PIB, taxa de desemprego, produção de alumínio secundário) quanto de variáveis relacionadas ao mercado internacional (quantidade exportada de alumínio secundário, preço da importação de alumínio secundário). Como resultado da análise, entre as dezesseis variáveis pesquisadas, as duas relacionadas ao mercado internacional foram as únicas a aparecer como variáveis explicativas em ambos os modelos. Desta forma, a hipótese de que o mercado doméstico de reciclagem de alumínio é influenciado pela dinâmica do mercado internacional é confirmada.

Esta pesquisa consistiu em uma primeira tentativa de se abordar a questão do mercado de reciclagem por tal perspectiva, sendo ainda necessário superar algumas limitações. Em primeiro lugar, surge a necessidade de aprimoramento das bases de dados, principalmente aquelas relativas ao mercado informal. Informações referentes ao real preço pago aos diferentes atores das cadeias de reciclagem precisam ser disponibilizadas. Ao mesmo tempo, para um refinamento

da análise, parece ser necessária a segregação dos dados entre reciclagem interna e externa e, desta, em reciclagem pré-consumo e pós-consumo.

Apesar das limitações identificadas, argumenta-se que este trabalho pode contribuir para a formulação de políticas públicas de estímulo à reciclagem no país. Corroborando estudos realizados em outros países, foi possível identificar a importante influência que aspectos econômicos, em particular associados à demanda, têm sobre a taxa de reciclagem e sobre o preço pago aos catadores. Neste sentido, propõe-se a necessidade da elaboração de políticas de reciclagem que, juntamente às já existentes, tenham como foco a demanda por materiais recicláveis. Ao mesmo tempo, os resultados desta pesquisa indicam que o contexto internacional pode ter impacto significativo na demanda por alumínio secundário e, consequentemente, na viabilidade dos programas de coleta seletiva, devendo o comportamento de variáveis associadas ao mercado internacional ser incorporado na análise e na proposição de novas políticas de apoio à coleta seletiva e à reciclagem no país.

Por fim, este artigo abre possibilidades para diferentes estudos futuros. Investigações que se proponham a abordar o problema poderiam considerar questões relacionadas ao impacto de variação dos preços dos insumos na produção de alumínio primário e secundário, assim como a análise do impacto da eficiência da gestão de resíduos por parte da prefeitura nas taxas de reciclagem. Além disso, ainda é de grande relevância ampliar a análise para verificar a validade dos resultados aqui apresentados para outros materiais, em particular papel e outros metais.

REFERÊNCIAS

ABAL – ASSOCIAÇÃO BRASILEIRA DO ALUMÍNIO. **Relatório de sustentabilidade da indústria brasileira do alumínio – 2012**. São Paulo: Abal, 2012.

BERGLUND, C.; SÖDERHOLM, P. An econometric analysis of global waste paper recovery and utilization. **Environmental and Resource Economics**, v. 26, n. 3, p. 429-456, 2003.

BLOMBERG, J.; HELLMER, S. Short-run demand and supply elasticities in the West European market for secondary aluminium. **Resources Policy**, v. 26, n. 1, p. 39-50, 2000.

BLOMBERG, J; SÖDERHOLM, P. The economics of secondary aluminium supply: an econometric analysis based on European data. **Resources, Conservation and Recycling**, v. 53, n. 8, p. 455-463, 2009.

BOSI, A. P. A organização capitalista do trabalho "informal": o caso dos catadores de recicláveis. **Revista Brasileira de Ciências Sociais**, v. 23, n. 67, p. 101-116, jun. 2008.

BRASIL. Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior. **AliceWeb**. [s.l.]: [s.d.]. Disponível em: <http://goo.gl/CtxyVu>.

_____. Ministério do Meio Ambiente. **Anuário estatístico do setor de transformação de não metálicos**. Brasília: MME, 2012.

CEMPRE – COMPROMISSO EMPRESARIAL PARA RECICLAGEM. **Preço do material reciclável**. (Cempre Informa). São Paulo: Cempre, 2011. Disponível em: <http://www.cempre.org.br/>.

FERREIRA, J. A.; ANJOS, L. A. Aspectos de saúde coletiva e ocupacional associados à gestão dos resíduos sólidos municipais. **Cadernos de Saúde Pública**, v. 17, n. 3, p. 689-696, 2001.

GIOVANNINI, F.; KRUGLIANSKAS, I. Fatores críticos de sucesso para a criação de um processo inovador sustentável de reciclagem: um estudo de caso. **Revista de Administração Contemporânea**, v. 12, n. 4, p. 931-951, dez. 2008.

GONÇALVES, J. A.; OLIVEIRA, F. G.; SILVA, D. T. A. Dezoito anos catando papel em Belo Horizonte. **Estudos Avançados**, v. 22, n. 63, p. 231-238, 2008.

GRACE, R.; TURNER, R. K.; WALTER, I. Secondary materials and international trade. **Journal of Environmental Economics and Management**, v. 5, n. 2, p. 172-186, 1978.

HAIR, J. F. *et al*. **Análise multivariada de dados**. Porto Alegre: Bookman, 2009.

IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Pesquisa Nacional de Saneamento Básico 2000**. Rio de Janeiro: IBGE, 2002.

_____. **Pesquisa Nacional de Saneamento Básico 2008**. Rio de Janeiro: IBGE, 2010.

IPEA – INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA. **Ipeadata**. [s.l.]: [s.d.]. Disponível em: <http://goo.gl/h5sdnL>.

_____. **Pesquisa sobre pagamento por serviços ambientais urbanos para gestão de resíduos sólidos**. Brasília: Ipea, 2010.

LAYARGUES, P. O cinismo da reciclagem: o significado ideológico da reciclagem da lata de alumínio e suas implicações para a educação ambiental. *In*: LOUREIRO, F.; LAYARGUES, P.; CASTRO, R. (Orgs.). **Educação ambiental**: repensando o espaço da cidadania. São Paulo: Cortez, 2002. p. 179-220.

LOBATO, K. C. D.; LIMA, J. P. Caracterização e avaliação de processos de seleção de resíduos sólidos urbanos por meio da técnica de mapeamento. **Engenharia Sanitária e Ambiental**, v. 15, n. 4, p. 347-356, dez. 2010.

MANSIKKASALO, A.; LUNDMARK, R.; SÖDERHOLM, P. Market behavior and policy in the recycled paper industry: a critical survey of price elasticity research. **Forest Policy and Economics**, v. 38, issue C, p. 17-29, 2014.

MILOCA, S. A.; CONEJO, P. D. Multicolinearidade em modelos de regressão. *In*: SEMANA ACADÊMICA DA MATEMÁTICA, 22., 2013, Paraná. **Anais...** Paraná: Unioeste, 2013. Disponível em: <http://goo.gl/mbn6EX>.

MNCMR – MOVIMENTO NACIONAL DOS CATADORES DE MATERIAIS RECICLÁVEIS. A crise financeira e os catadores de materiais recicláveis. **Boletim Mercado de Trabalho: conjuntura e análise**, n. 41, p. 21-24, 2009.

MONTGOMERY, D. C.; RUNGER, G. C. **Estatística aplicada e probabilidade para engenheiros**. 4. ed. Rio de Janeiro: LTC, 2009.

OLIVEIRA, C. B. A vida embaixo da reciclagem: disparidades entre os significados de uma mesma questão social. *In*: ENCONTRO ANUAL DA ANPOCS, 2009, Caxambu. **Anais...** Caxambu: Anpocs, 2009.

PRADO FILHO, J. F.; SOBREIRA, F. G. Desempenho operacional e ambiental de unidades de reciclagem e disposição final de resíduos sólidos domésticos financiadas pelo ICMS Ecológico de Minas Gerais. **Engenharia Sanitária e Ambiental**, v. 12, n. 1, p. 52-61, mar. 2007.

RIBEIRO, L. C. S. *et al*. Aspectos econômicos e ambientais da reciclagem: um estudo exploratório nas cooperativas de catadores de material reciclável do estado do Rio de Janeiro. **Nova Economia**, v. 24, n. 1, p. 191-214, 2014.

XAVIER, C. L. **Economia de baixo carbono**: avaliação de impactos de restrições e perspectivas tecnológicas. São Paulo: EBC/USP, 2012. (Relatório de Estudos Setoriais: alumínio).

Originais submetidos em junho de 2015. Última versão recebida em janeiro de 2016. Aprovado em fevereiro de 2016.

DISTRIBUIÇÃO DO PIB *PER CAPITA* NAS MICRORREGIÕES BRASILEIRAS: UMA ANÁLISE EXPLORATÓRIA ESPACIAL

Ricardo Carvalho de Andrade Lima[1]
João Policarpo Rodrigues Lima[2]

O objetivo deste estudo é analisar como se alterou a distribuição espacial do produto interno bruto (PIB) *per capita* nas microrregiões brasileiras no período de 1970 a 2012. Por meio de técnicas de análise exploratória espacial e utilização de matrizes de transição aplicadas por Rey (2001), verifica-se que a distribuição espacial do PIB *per capita* permaneceu estável durante todo o período. Desta forma, 82% das microrregiões que se localizavam em um *cluster* de pobreza em 1970, assim permaneceram em 2012. Além disso, observa-se a existência de economias com alto PIB *per capita* com vizinhos de baixo PIB *per capita*, um indício de ausência de *spillovers* positivos nessas regiões. Os resultados obtidos neste trabalho foram robustos à alteração das matrizes espaciais, assim como à modificação da estratégia de caracterização de *clusters*.

Palavras-chave: análise exploratória espacial; disparidades regionais; crescimento regional; políticas regionais.

DISTRIBUTION OF GDP *PER CAPITA* ACROSS BRAZILIAN MICRORREGIONS: AN EXPLORATORY SPATIAL DATA ANALYSIS

The aim of this paper is to examine how changed the spatial distribution of GDP *per capita* in Brazilian micro-regions during the period 1970-2012**.** Through a spatial exploratory data analysis and using the transition matrices applied by Rey (2001), it is found that the spatial distribution of GDP *per capita* remained stable throughout the period. Thus, 82% of micro-regions that are located in poverty cluster in 1970 remained so in 2012. Furthermore, it is shown that regions with high GDP *per capita* are neighboring with ones of low GDP *per capita*, which indicates the absence of positive spillovers in these regions. The results obtained were robust to different spatial matrices, as well as modification of the clusters identification strategy.

Keywords: exploratory spatial data analysis; regional disparities; regional growth; regional policies.

DISTRIBUCIÓN DE PIB PER CÁPITA ENTRE MICRO-REGIONES BRASILEÑAS: UN ANÁLISIS DE DATOS ESPACIALES EXPLORATORIO

El objetivo de este trabajo es examinar cómo cambiar la distribución espacial del PIB per cápita en micro-regiones de Brasil para el período 1970-2012. A través de un análisis exploratorio de datos espaciales y el uso de las matrices de transición aplicadas por Rey (2001), se encuentra que la distribución espacial de los PIB per cápita se mantuvo estable durante todo el período. Por lo tanto, el 82% de las micro-regiones que se encuentran en el grupo de la pobreza en 1970 se mantuvo

1. Doutorando em economia pela Universidade Federal de Pernambuco (UFPE). Economista perito do Ministério Público Federal (MPF). *E-mail*: <ricardoclima@mpf.mp.br>.

2. PhD em economia pela Universidade de Londres (Inglaterra). Professor titular no Departamento de Economia da UFPE. *E-mail*: <jprlima@ufpe.br>.

así en el 2012. Por otra parte, se verifica la existencia de economías con alto PIB per cápita con la vecina del bajo PIB per cápita, una indicación de la ausencia de efectos secundarios positivos en estas regiones. Los resultados obtenidos fueron robustos a diferentes matrices espaciales, así como la modificación de la estrategia de identificación de clusters.

Palabras clave: análisis exploratorio de datos espaciales; disparidades regionales; el crecimiento regional; las políticas regionales.

DISTRIBUTION DE PIB PAR HABITANT ENTRE MICRORREGIONES BRÉSILIEN: UNE ANALYSE SPATIALE EXPLORATOIRE DES DONNÉES

Le but de cet article est d'examiner comment modifier la répartition spatiale du PIB par habitant dans les micro-régions du Brésil pour la période 1970-2012. Grâce à une analyse exploratoire des données spatiales et en utilisant les matrices de transition appliquées par Rey (2001), il est constaté que la distribution spatiale du PIB par habitant est restée stable tout au long de la période. Ainsi, 82% des micro-régions qui se trouvent dans le cluster de la pauvreté en 1970 est resté ainsi en 2012. En outre, nous vérifions l'existence d'économies avec un PIB par habitant avec les pays voisins de faible PIB par habitant, une indication de l'absence de retombées positives dans ces régions. Les résultats obtenus sont robustes à différentes matrices spatiales, ainsi que la modification de la stratégie d'identification des grappes.

Mots-clés: analyse exploratoire de données spatiales; les disparités régionales; la croissance régionale; les politiques régionales.

JEL: O18; R11; R58.

1 INTRODUÇÃO

As disparidades regionais vêm tornando-se, com a desigualdade de renda entre indivíduos, um dos maiores desafios para países em desenvolvimento. Particularmente, no Brasil – um país de dimensão continental –, a disparidade regional entre as duas regiões mais populosas (Nordeste e Sudeste) é alta e relativamente estável ao longo das décadas. De acordo com Azzoni (2013), em 1939, o produto interno bruto (PIB) *per capita* do Nordeste (região mais pobre do país) era equivalente a 48% do PIB *per capita* brasileiro, enquanto o PIB *per capita* do Sudeste (região mais rica do país) era equivalente a 141% da média brasileira. Em 2009, o PIB *per capita* do Nordeste continuava no patamar de 48%, e o do Sudeste chegou a 131%.

Embora não se saiba exatamente em qual momento da história econômica brasileira essa disparidade entre o Nordeste e o Sudeste surgiu, a vinda da Corte Portuguesa para o Rio de Janeiro e o *boom* da economia ligada à produção do café, intensificado a partir da segunda metade do século XIX, são elementos históricos que podem estar associados ao aumento das disparidades regionais (Baer, 2001; Rands, 2011). Autores como Celso Furtado (2007) e Wilson Cano (1998), em diferentes publicações, chamaram atenção para essas origens históricas, tendo como base o processo de expansão da economia cafeeira e a subsequente industrialização via substituição de importações, intensificada após os anos 1930,

processo que favoreceu a maior acumulação de capital na região Sudeste, tendo a política econômica chamada desenvolvimentista como ator coadjuvante.

Leff (1972) associa a origem das desigualdades ao período anterior a 1930, já que a expansão da economia cafeeira, segundo ele, deu-se em melhores condições relativas comparativamente com o observado nas atividades econômicas predominantes no Nordeste, fundadas no açúcar e no algodão. Sumariando Leff (1972), Corrêa, Lima e Campos (2014) afirmam:

> com a expansão das exportações de café teriam sido geradas condições mais frequentes de valorização cambial, o que teria concorrido para uma menor acumulação advinda das exportações do Nordeste, com menores condições de competitividade, relativamente ao caso do café, onde os lucros, mesmo com câmbio valorizado, eram relativamente maiores. Com isso teria se iniciado uma dinâmica acumulativa mais vigorosa na região Sudeste, fortalecida posteriormente pelos demais fatores, inclusive por uma base mais favorável de recursos humanos e naturais (Corrêa, Lima e Campos, 2014, p. 6).

Sobre isso, ainda apontam Corrêa, Lima e Campos (2014):

> por conta desses elementos, que não cabe aqui aprofundar, a base econômica da região Nordeste e Norte do país não sofreu a mesma expansão observada na região Sudeste, principalmente, e na região Sul. Por circunstâncias várias, ao lado disso observa-se uma retenção de população relativamente grande no Nordeste brasileiro, particularmente nas suas metrópoles, o que fez a renda per capita relativa à do Brasil ir declinando, num processo que só mais recentemente sofreu alguma reversão (Corrêa, Lima e Campos, 2014, p. 6).

Nesse contexto de elevadas e persistentes disparidades, uma série de políticas regionais criadas pelo governo federal foi introduzida no início da década de 1960. Tais políticas regionais eram fundamentadas pelos trabalhos de Celso Furtado e baseavam-se no conceito de centro-periferia, em que o Sudeste é o centro, e o Nordeste, a periferia (Furtado, 2007). De acordo com essa teoria estruturalista, para que o Nordeste se desenvolvesse (e as disparidades regionais caíssem), era necessário promover a industrialização via atração de capital físico para aquela região. Sendo assim, a criação dos fundos constitucionais, a instituição da Superintendência do Desenvolvimento do Nordeste (Sudene), da Superintendência do Desenvolvimento da Amazônia (Sudam) e da Zona Franca de Manaus (ZFM) e diversos programas de incentivo fiscal representam a materialização das políticas regionais voltadas para o desenvolvimento de regiões atrasadas. Contudo, como mostra Ferreira (2004), estas políticas tiveram pouca eficácia no combate das disparidades regionais. Já em meados dos anos 2000, observa-se uma leve tendência de redução das desigualdades regionais, e, como mostram Silveira-Neto e Azzoni (2012), esta redução esteve parcialmente associada aos programas sociais de redistribuição de renda (como o programa Bolsa Família), que possuem objetivos claramente não espaciais.

Antes de prosseguir, cabe aqui um breve parêntese teórico que parece relevante. Na literatura acerca do desenvolvimento econômico há pontos de vista contraditórios que merecem ser aqui lembrados. Uma linha mais "otimista" considera que o desenvolvimento tende a se difundir nos vários espaços e argumenta que a produtividade marginal decrescente do capital faria com que houvesse convergência de níveis de desenvolvimento entre países e regiões.[3] Assim, para um conjunto significativo de autores:

> desde que não haja barreiras à operação das forças de mercado: em uma economia nacional, completamente integrada, espera-se uma convergência de renda e desenvolvimento ao longo do tempo pelo movimento dos preços, salários e taxa de lucro. Diferenças nas rendas colocariam em movimento mecanismos de correção das disparidades que levam à convergência entre regiões de um espaço nacional (Marques e Fochezatto, 2012, p. 3).

Em uma linha oposta de entendimento, autores como Myrdal (1968), Kaldor (1970), Dixon e Thirlwall (1975), entre outros, defendem, com base no chamado princípio da causação circular cumulativa, que é mais provável que as diferenças de níveis de desenvolvimento tendam a persistir. De acordo com Lima e Simões, (2009):

> estes teóricos, baseados em conceitos de polarização da produção e em economias externas, evidenciavam a irregularidade do processo de crescimento e, portanto, a necessidade de intervenção estatal no mesmo, dada sua tendência à concentração setorial e espacial. Seus trabalhos demonstram que uma vez estabelecidas vantagens ou desvantagens comparativas em determinados espaços econômicos, iniciam-se movimentos migratórios do capital e de outros fatores de produção, que são expressos na expansão ou na estagnação destes espaços (Lima e Simões, 2009, p. 31).

Tendo como base essa concepção mais "pessimista" acerca da difusão dos padrões de desenvolvimento, advoga-se a intervenção estatal e a adoção de políticas econômicas voltadas para a "animação" do desenvolvimento em regiões deprimidas ou ainda não suficientemente alcançadas por um processo mais intenso de acumulação de capital. Com isso, seriam criadas novas centralidades e, assim, compensadas, pelo menos em parte, as economias de aglomeração e de escopo que levam o processo capitalista de acumulação a se intensificar nas regiões que saem na frente. Com essa intenção, no Brasil vem sendo adotadas políticas, algumas delas acima mencionadas, para reverter a concentração de atividades

3. Conforme Marques e Fochezatto (2012, p. 3): "a suposição teórica que fundamenta a hipótese de convergência é a de produtividade marginal decrescente do capital. De acordo com essa suposição, regiões com reduzido estoque de capital teriam altas taxas de retorno e, deste modo, desenvolver-se-iam mais rapidamente que as regiões ricas, que têm um estoque de capital mais elevado e retorno mais baixo. A falácia do argumento consiste em supor que uma alta taxa de retorno potencialmente considerada seja suficiente para efetivar uma alta taxa de acumulação de capital. De fato, uma alta taxa de retorno só poderá ser obtida depois que uma alta taxa de acumulação for concretizada pelos capitalistas e/ou pelo estado".

produtivas no Sul-Sudeste, porém com resultados pouco significativos, pelo menos por enquanto.

Mesmo com esses resultados não muito animadores, ainda existe uma grande discussão acerca da eficácia das políticas regionais, e uma questão importante refere-se ao grau de focalização de tais políticas. A identificação e a priorização de áreas mais atrasadas tornam-se fundamentais para o sucesso da política regional, principalmente em um país como o Brasil, em que mesmo dentro do Nordeste existe uma forte heterogeneidade no grau de desenvolvimento de seus municípios.[4] Assim, ao empregar a metodologia de análise exploratória de dados espaciais (Esda) – como LeGallo e Ertur (2003) para as regiões da Europa,[5] Celebioglu e Dall'erba (2009) para as regiões da Turquia, e Rey (2001) para os estados norte-americanos –, este estudo tem como objetivo analisar a dinâmica espaço-temporal do PIB das microrregiões brasileiras no período de 1970 a 2012.

Considerando o caso brasileiro, existe uma ampla literatura que busca compreender a evolução das disparidades entre regiões, por meio de técnicas exploratória espaciais. Mossi *et al*. (2003) investigou a dinâmica espaço-temporal dos estados brasileiros no período de 1939 a 2003 e detectou a existência de dois *clusters* estáveis: um de estados ricos no Sudeste e outro de estados pobres no Nordeste. Contudo, o grande problema do trabalho é a utilização dos estados como unidades de observação, uma escala geográfica demasiadamente agregada. Devido às fortes heterogeneidades intraestaduais, a análise a tal nível torna-se bastante imprecisa e, assim, pouco eficaz para a formulação de políticas regionais. Desta forma, surgiu, no Brasil, um grande número de estudos que investigam o assunto sob uma perspectiva municipal. Por exemplo, Monasterio e Ávila (2004) analisam a distribuição espacial do crescimento econômico dos municípios do Rio Grande do Sul; Perobelli, Ferreira e Faria (2009) identificam as modificações das disparidades nos municípios de Minas Gerais durante o período de 1975 a 2003; Barreto, Almeida e Lima (2010) estudaram a dinâmica espaço-temporal dos municípios cearenses no período de 1996 a 2003; e Ferrario *et al*. (2009) os municípios do Paraná. Contudo, ao focar somente estados ou regiões específicas, esses trabalhos acabam contribuindo pouco para o entendimento das fortes disparidades regionais no Brasil como um todo. Além disso, um município do estado do Rio Grande do Sul, por exemplo, pode estar localizado em um *cluster* de baixa renda quando comparado a outros municípios do mesmo estado, mas pode ser suficientemente rico no contexto nacional. O trabalho de Monasterio (2010) é o único que considera simultaneamente grande parte do território

4. Por exemplo, o PIB *per capita* do município de Ipojuca (PE) é aproximadamente 44 vezes maior do que o PIB *per capita* do município de Betânia do Piauí (PI).

5. A unidade de observação desse trabalho é a NUTS 1, que significa *first-level of nomenclature of territorial units for statistics*. Trata-se de uma desagregação da Europa em regiões, muito usada para propósitos de pesquisa e análise estatística.

nacional e unidades geográficas desagregadas. Por meio da utilização de áreas mínimas comparáveis (AMCs), o autor mostra que a disparidade de renda entre as regiões permaneceu razoavelmente constante durante o intervalo de tempo de 1872 a 2000. Contudo, uma importante limitação do trabalho é a exclusão de municípios do Norte e de grande parte do Centro-Oeste, decorrente da estratégia metodológica adotada para compatibilizar as regiões.

Uma desvantagem da utilização de dados municipais é que a autocorrelação espacial pode ser uma simples decorrência da divisão administrativa de territórios muito homogêneos em vez de estar capturando interações espaciais entre as economias (Resende, 2011). Além disso, devido à mobilidade pendular do fator trabalho, a produção de um município em particular pode não refletir seus próprios fatores de produção. Considerando essas dificuldades, a literatura mais recente de crescimento regional brasileiro tem utilizado as microrregiões – que são municípios contíguos com características socioeconômicas e naturais semelhantes – como unidade de análise (Cravo, Becker e Gourlay, 2014; Lima e Silveira-Neto, 2016). Neste sentido, este trabalho contribui ao utilizar uma escala geográfica que mais se assemelha às economias regionais, mas que ainda não foi empregada em trabalhos de Esda. Além da unidade geográfica, este artigo avança em relação ao restante, ao considerar os seguintes aspectos: *i)* a sensibilidade dos resultados frente a diferentes estruturas da matriz espacial; *ii)* a caracterização adicional de *clusters* com base na estatística de Ord e Getis (1995); *iii)* a identificação das microrregiões que se localizam no *cluster* de baixa renda desde a década de 1970 e as que são *outliers*; e, por fim, *iv)* a utilização de todo o território nacional e de um período de tempo mais recente. Desta maneira, será possível identificar os principais *clusters*[6] de baixo (e alto) PIB *per capita* e, ainda, verificar se houve algum tipo de modificação nas posições relativas nos últimos quarenta anos.

Este trabalho está estruturado em cinco seções, incluindo esta introdução. A seção 2 apresenta a metodologia e os dados. A seção 3 traz os resultados. A seção 4 mostra como os resultados modificam-se frente à alteração da estratégia de caracterização de *clusters* e frente a diferentes estruturas da matriz espacial. Por fim, a seção 5 apresenta as conclusões e as implicações para a política regional.

2 METODOLOGIA E DADOS

2.1 Metodologia

Buscando identificar o grau de autocorrelação espacial do PIB *per capita* das microrregiões brasileiras para cada período de tempo, utilizou-se o I-Moran global,

6. Iremos utilizar o termo *cluster* no sentido da estatística espacial. Ou seja, neste trabalho *cluster* refere-se a um conjunto de microrregiões vizinhas que possuem níveis semelhantes de PIB *per capita*.

uma estatística tradicionalmente utilizada para esse fim (Cliff e Ord, 1981). O I-Moran global pode ser escrito da seguinte forma matricial:

$$I_t = \frac{n}{S_0}\frac{y_t' W y_t}{y_t' y_t} \qquad t = 1, \dots, 8, \tag{1}$$

onde n é o número de regiões em análise; y_t é um vetor de dimensão $n \times 1$ com as observações dos desvios do PIB *per capita* para cada região no tempo t em relação à média; W é uma matriz espacial, em que cada elemento w_{ij} representa uma medida de associação espacial entre a região "i" e a região "j"; e S_0 é um escalar igual ao somatório de todas as linhas de W. Há várias formas de definir as relações de vizinhança inclusas na matriz espacial W; contudo, a melhor forma de definir ainda é uma questão em aberto na literatura de econometria espacial. Por esse motivo, nós iremos utilizar a tradicional matriz binária normalizada, onde $w_{ij} = 1$ se a região "i" faz fronteira com a região "j", e $w_{ij} = 0$, caso contrário. Posteriormente, testa-se a robustez dos resultados para diferentes matrizes. Por meio da estatística global I-Moran, é possível mostrar que valores próximos a + 1 indicam uma autocorrelação positiva, valores próximos a – 1 indicam autocorrelação negativa e valores próximos a zero revelam ausência de autocorrelação espacial.

A estatística global I-Moran indica apenas o grau geral de associação espacial entre as observações. Ou seja, é um indicador que não revela informações acerca da possibilidade de haver *clusters* locais e de suas respectivas localidades geográficas, ou seja, não consegue indicar quais são as regiões que se comportam de forma similar. Sendo assim, visando identificar potenciais *clusters,* optou-se pela utilização da estatística I-Moran local.[7] Como mostra Anselin (1995), a estatística I-Moran local é usada para determinar se uma observação particular "i" (no caso, microrregião "i") possui similaridade ou dissimilaridade com as observações da vizinhança. A estatística I-Moran local é definida da seguinte forma:

$$I_{it} = \frac{n y_{it} \sum_j^n w_{ij} y_{jt}}{\sum_j^n {y_{jt}}^2} \qquad i = 1, \dots, 522. \qquad t = 1, \dots, 8, \tag{2}$$

onde I_{it} é a estatística calculada para a microrregião i no tempo t e y_{it} representa o desvio do PIB em relação à média para a observação i. Pode-se mostrar que a estatística global I-Moran pode ser decomposta nas estatísticas locais (Anselin, 1995). Outra ferramenta utilizada em Esda é o Moran *scatterplot*, que é uma representação gráfica da regressão linear de y_t em Wy_t, onde o coeficiente angular nada mais é do

7. Outro indicador bastante utilizando para detectar *clusters* locais é a estatística de Ord e Getis (1995). No entanto, este indicador não permite a identificação de regiões atípicas, que, como será discutido adiante, possui uma importância significativa.

que a própria estatística I-Moran global. Os quatro tipos de associação espacial entre observações podem ser visualizados nos quatro quadrantes do Moran *scatterplot*: no primeiro quadrante, estão as observações que possuem um alto valor de y_t e possuem vizinhos com alto Wy_t (HH); no segundo estão as observações com alto y_t e vizinhos com baixo Wy_t (HL); no terceiro as observações com baixo y_t e que possuem vizinhos com baixo Wy_t (LL); e, por fim, no quarto quadrante estão as observações com baixo y_t e vizinhos com alto Wy_t (LH). Quando há autocorrelação espacial positiva, a grande parte das observações situam-se no grupo HH e/ou LL, de forma que observações situadas no HL e no LH são consideradas atípicas. Além disso, quando se junta as informações do I-Moran local e do Moran *scatterplot*, é possível construir o Lisa *map*, um mapa que contém as informações do I-Moran local que são estatisticamente significantes, distribuídas por cada um dos quadrantes do Moran *scatterplot*.

Tendo em vista o objetivo de analisar a dinâmica espaço-temporal do PIB *per capita* das microrregiões brasileiras no período de 1970 a 2012, utilizaram-se algumas medidas apresentadas por Rey (2001) que refletem o dinamismo temporal das economias. Considerando que em determinado período de tempo t_0 uma economia pode estar (exclusivamente) em um dos quatros quadrantes do Moran *scatterplot* – HH, LH, LL e HL –, é possível que haja quatro tipos diferentes de transição no período t_1: a região e seus vizinhos permanecem no mesmo quadrante (transição do tipo 0); a região muda sua classificação enquanto as regiões vizinhas continuam com sua classificação (transição do tipo 1); a região permanece com sua classificação, enquanto as regiões da vizinhança mudam (transição do tipo 2); e por fim, ambas regiões mudam de classificação[8] (transição do tipo 3). Além disso, Rey (2001) propôs um índice geral de estabilidade dinâmica, que é definido como a razão do número de regiões que não se movimentaram (transição do tipo 0) em relação ao número total de regiões.

Outra ferramenta que é bastante utilizada para analisar a dinâmica espaço-temporal de regiões de um determinado país são as matrizes de transição espaciais de Markov. Por exemplo, Rey (2001) utilizou-as para analisar a dinâmica espaço-temporal dos estados norte-americanos, Mossi *et al*. (2003) analisaram os estados brasileiros e Monasterio (2010), os municípios brasileiros. Embora esta ferramenta possa ser útil em revelar informações importantes acerca da dinâmica da distribuição do PIB *per capita* condicionada ao espaço, não a utilizaremos nessa versão inicial do trabalho.

8. Exemplos das transições espaciais definidas por Rey (2001): tipo 0 (classificação em LL em t_0 e LL t_1); tipo 1 (classificação em HL em t_0 e LL t_1); tipo 2 (classificação em LH em t_0 e LL t_1); tipo 3 (classificação em HH em t_0 e LL em t_1).

2.2 Dados

Os dados relativos ao PIB *per capita* foram obtidos por meio do Ipeadata, e utilizaram-se informações acerca dos seguintes anos: 1970, 1975, 1980, 1985, 1996, 2000, 2005, 2010 e 2012. Tal variável não está disponível para o intervalo de tempo entre 1985 e 1996 e, além disso, a série encerra-se no ano de 2012. A unidade geográfica utilizada neste estudo são as microrregiões, que consistem em um agrupamento de municípios que possuem características socioeconômicas semelhantes e estão situadas em um mesmo estado (Magnago, 1995).

Como foi anteriormente argumentado, a utilização de unidades geográficas maiores (como estados) no estudo de questões relativas à distribuição do PIB regional é imprecisa, uma vez que tais unidades possuem fortes heterogeneidades intrarregionais. Além disso, o uso das microrregiões também é mais adequado quando se deseja identificar quais são as áreas que devem ser prioritárias no desenho de uma política regional.

Um problema usual que surge na análise da evolução temporal de determinada característica em um grupo de regiões é que as áreas geográficas delas podem alterar-se, tornando impraticável uma comparação temporal. Esse problema é particularmente grave para o caso brasileiro, uma vez que houve mudanças significativas nas áreas geográficas dos municípios e, consequentemente, das microrregiões. Sendo assim, construímos as microrregiões a partir da agregação das AMCs, que são municípios com fronteiras constantes no tempo (Reis *et al.*, 2005; Resende, Carvalho e Sakowski, 2012). Essa estratégia resultou em um conjunto de 522 microrregiões.

3 RESULTADOS E DISCUSSÃO

Nesta seção, busca-se analisar, por meio dos métodos descritos na seção anterior, a dinâmica espaço-temporal do PIB *per capita* das microrregiões brasileiras no período de 1970 a 2012. Primeiramente, calculou-se o I-Moran global para cada ano e algumas estatísticas descritivas. Os resultados podem ser visualizados na tabela 1.

Pode-se observar que o grau de autocorrelação global entre os PIBs *per capita* das microrregiões é positivo e estatisticamente significante para todo o período em análise. Isso indica, que, em média, uma microrregião com alto (baixo) PIB *per capita* está geograficamente próxima a microrregiões com alto (baixo) PIB. Além disso, o I-Moran global é relativamente estável durante todo o intervalo de tempo (o indicador normalizado varia de 31 a 37,6), revelando que não houve modificações no padrão geral de associação espacial. A tabela 1 também mostra que, durante todo o período, o PIB *per capita* médio das microrregiões cresceu e a desigualdade regional, medida pelo desvio-padrão, caiu sensivelmente. A única exceção em relação a esse padrão é o que ocorre no período de 1985 a 1996,

em que a média do PIB *per capita* cai e as disparidades regionais aumentam. Esses resultados podem ser explicados pela forte instabilidade macroeconômica vivenciada pelo país nos anos 1980 e início dos anos 1990, incluindo períodos de hiperinflação e baixo crescimento (Baer, 2001).

Como foi discutido na seção 2, o Moran *scatterplot* é uma ferramenta adequada para identificar a relação espacial de cada microrregião em particular, o que permite, por exemplo, identificar as economias atípicas e as *outliers*. O gráfico 1 mostra o Moran *scatterplot* para o ano inicial (1970) e para o ano final (2012).

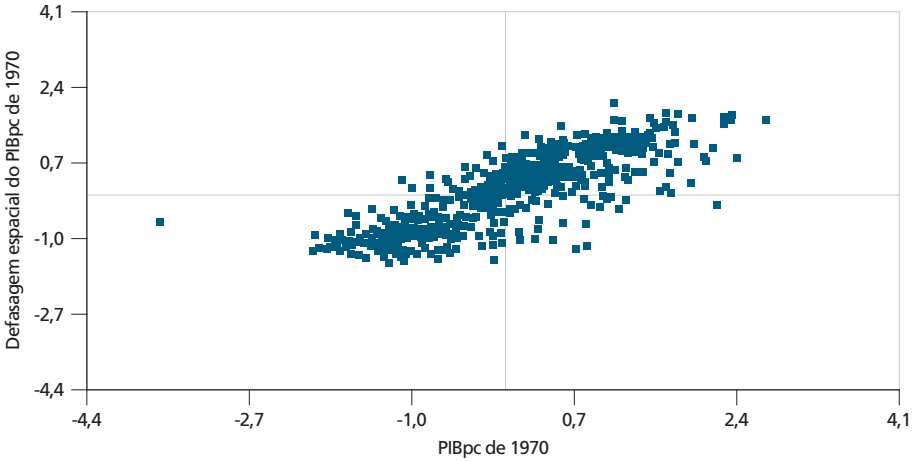
TABELA 1
Estatística I-Moran global e estatísticas descritivas para o *log* do PIB *per capita* (1970-2012)

Ano	I-Moran	Média	Desvio-padrão	Coeficiente de variação	I-Moran normalizado
1970	0,7044	0,2870	0,7677	2,6753	32,762
1975	0,7558	0,7183	0,7762	1,0807	37,602
1980	0,7477	1,0345	0,7709	0,7452	37,385
1985	0,6853	1,1815	0,7667	0,6489	31,009
1996	0,7129	0,9409	0,7931	0,8430	33,313
2000	0,7182	1,2627	0,6873	0,5443	34,200
2005	0,6972	1,4047	0,6950	0,4948	33,519
2010	0,6802	1,7219	0,6611	0,3839	31,934
2012	0,6802	1,6027	0,6611	0,4125	31,934

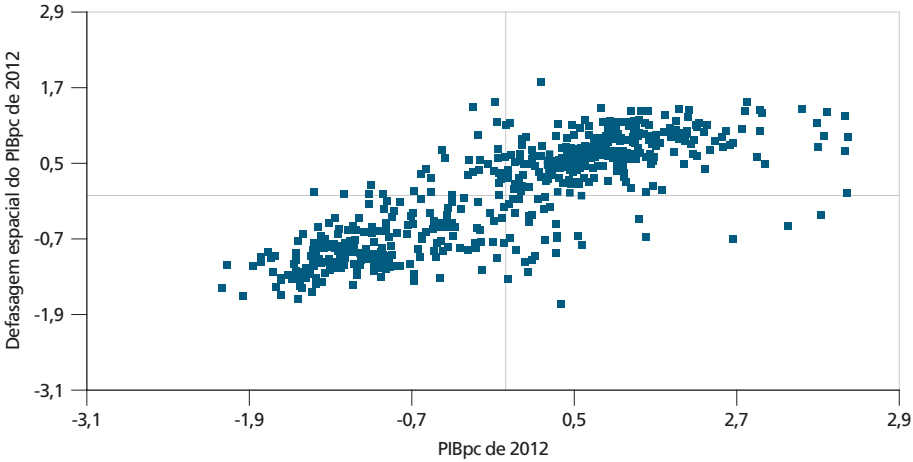
Elaboração dos autores.
Obs.: A estatística I-Moran global foi estatisticamente significante a 1% para todos os períodos de tempo. O PIB *per capita* está em forma logarítmica e está deflacionado para reais (R$) do ano 2000 (unidades em 1,000).

Por meio do gráfico 1, é possível identificar que a maior parte das microrregiões situa-se no quadrante 1 (HH) e no quadrante 3 (LL), em que a autocorrelação espacial é positiva. As microrregiões atípicas (HL e LH) representam 14,00% do total, em 1970, e 13,02%, em 2012. Além disso, observam-se alguns pontos *outliers* (positivos e negativos), que são definidos como aqueles que estão a dois desvios da origem (LeGallo e Ertur, 2003). Trata-se de economias que possuem um PIB *per capita* muito alto (ou muito baixo) em relação ao conjunto total. O quadro 1 lista todas as microrregiões que são *outliers* e seu respectivo regime espacial, para cada ano em análise.

GRÁFICO 1
Moran *scatterplot* do *log* do PIB *per capita* (1970 e 2012)
1A – 1970



1B – 2012



Elaboração dos autores.

Em termos gerais, as microrregiões *outliers* concentram-se, basicamente, no primeiro quadrante, e são economias com PIBs *per capita* muito elevados e que possuem vizinhos ricos, mas com uma magnitude inferior. As microrregiões da região industrial de São Paulo – como Jundiaí, Osasco, Santos, Guarulhos, Campinas, São Paulo e São José dos Campos – alternaram-se como *outliers* do quadrante HH durante todo o período de tempo. Além dessas microrregiões da zona industrial de São Paulo, outro padrão que pode ser identificado é a ascensão, a partir de 1996, das microrregiões do litoral do Rio de Janeiro – Macaé, Bacia de São João e Campos

dos Goytacazes – como *outliers* do tipo HH. Esse resultado faz todo o sentido, uma vez que estas microrregiões são as que passaram a concentrar a maior parte da produção de petróleo do país. Um fato interessante é que a microrregião de Brasília era uma economia que possuía um PIB *per capita* muito elevado e que possuía vizinhos pobres (*outlier* do terceiro quadrante – HL) de 1970 até 2000. A partir de 2005, esta microrregião passa a ser um *outlier* do primeiro quadrante (HH), um indício de que as microrregiões vizinhas conseguiram se desenvolver. Ainda, observa-se que a partir de 2005, a microrregião de Suape, Pernambuco, passa a ser um *outlier* do tipo HL e que a microrregião do Alto Araguaia, Mato Grosso, um *outlier* do tipo HH.

QUADRO 1
Microrregiões *outliers* e seus respectivos regimes espaciais

1970		1975		1980		1985	
Brasília (DF)	HL	Campinas (SP)	HH	Campinas (SP)	HH	Baixo Cotinguiba (SE)	HH
Campinas (SP)	HH	Guarulhos (SP)	HH	Guarulhos (SP)	HH	Campinas (SP)	HH
Guarulhos (SP)	HH	Jundiaí (SP)	HH	Ipatinga (MG)	HH	Ouro Preto (MG)	HH
Jundiaí (SP)	HH	Porto Alegre (RS)	HH	Santos (SP)	HH	São José dos Campos (SP)	HH
Porto Alegre (RS)	HH	Santos (SP)	HH	São José dos Campos (SP)	HH	Tijucas (SC)	HH
Rio de Janeiro (RJ)	HH	São José dos Campos (SP)	HH	São Paulo (SP)	HH	Alto Parnaíba Piauiense (PI)	LL
Santos (SP)	HH	São Paulo (SP)	HH	Alto Parnaíba Piauiense (PI)	LL	Barra (BA)	LL
São Paulo (SP)	HH	Vale do Paraíba Fluminense (RJ)	HH	Ibiapaba (CE)	LL	Curimataú Oriental (PB)	LL
União da Vitória (PR)	HH	Alto Parnaíba Piauiense (PI)	LL	Santa Quitéria (CE)	LL	Litoral Piauiense (PI)	LL
Vale do Paraíba (RJ)	HH	Baixo Parnaíba Maranhense (MA)	LL				
Conceição do Araguaia (TO)	LL	Bertolínia (PI)	LL				
		Itapipoca (CE)	LL				
1996		**2000**		**2005**		**2010/2012**	
Coreaú (CE)	LL	Bacia de São João (RJ)	HH	Alto Araguaia (MT)	HH	Alto Araguaia (MT)	HH
Macaé (RJ)	HH	Macaé (RJ)	HH	Bacia de São João (RJ)	HH	Bacia de São João (RJ)	HH
São Paulo (SP)	HH	Osasco (SP)	HH	Brasília (DF)	HH	Baía de Ilha Grande (RJ)	HH
Xanxerê (SC)	HH	São José dos Campos (SP)	HH	Campos dos Goytacazes (RJ)	HH	Brasília (DF)	HH
Brasília (DF)	HL	São Paulo (SP)	HH	Jundiaí (SP)	HH	Campos dos Goytacazes (RJ)	HH
		Brasília (DF)	HL	Macaé (RJ)	HH	Jundiaí (SP)	HH
		Codó (MA)	LL	Osasco (SP)	HH	Macaé (RJ)	HH
				Suape (PE)	HL	Osasco (SP)	HH
						Ouro Preto (MG)	HH
						Parauapebas (PA)	HL
						Suape (PE)	HL
						Codó (MA)	LL
						Portel (PA)	LL

Elaboração dos autores.

A partir das observações contidas no gráfico 1, pode-se construir uma matriz que mostra as transições que ocorreram nos quatro diferentes regimes espaciais no período de 1970 a 2012. A tabela 2 mostra os resultados desta matriz de transição. Inicialmente, observa-se que mais de 90,00% das microrregiões que estavam no *cluster* HH em 1970 (regiões ricas que possuem vizinhos igualmente ricos) continuaram no mesmo regime espacial em 2012. Além disso, 82,06% das microrregiões que estavam no *cluster* LL em 1970, assim permaneceram em 2012.

TABELA 2
Transições entre os diferentes regimes espaciais (1970-2012)

	HH	HL	LH	LL
HH	0,9107	0,0223	0,0580	0,0089
HL	0,3548	0,3871	0,0000	0,2580
LH	0,4285	0,0476	0,2619	0,2619
LL	0,0672	0,0672	0,0448	0,8206
	Tipo 0	*Tipo 1*	*Tipo 2*	*Tipo 3*
	0,7911	0,1034	0,0708	0,0344

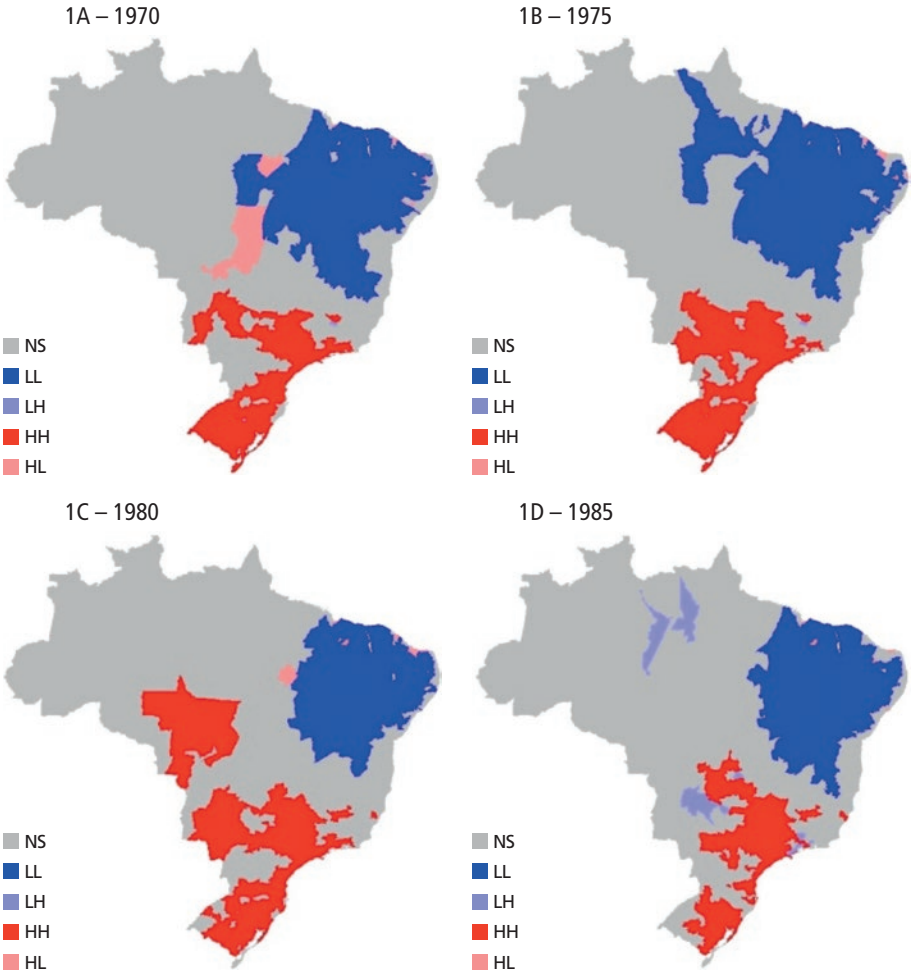
Elaboração dos autores.

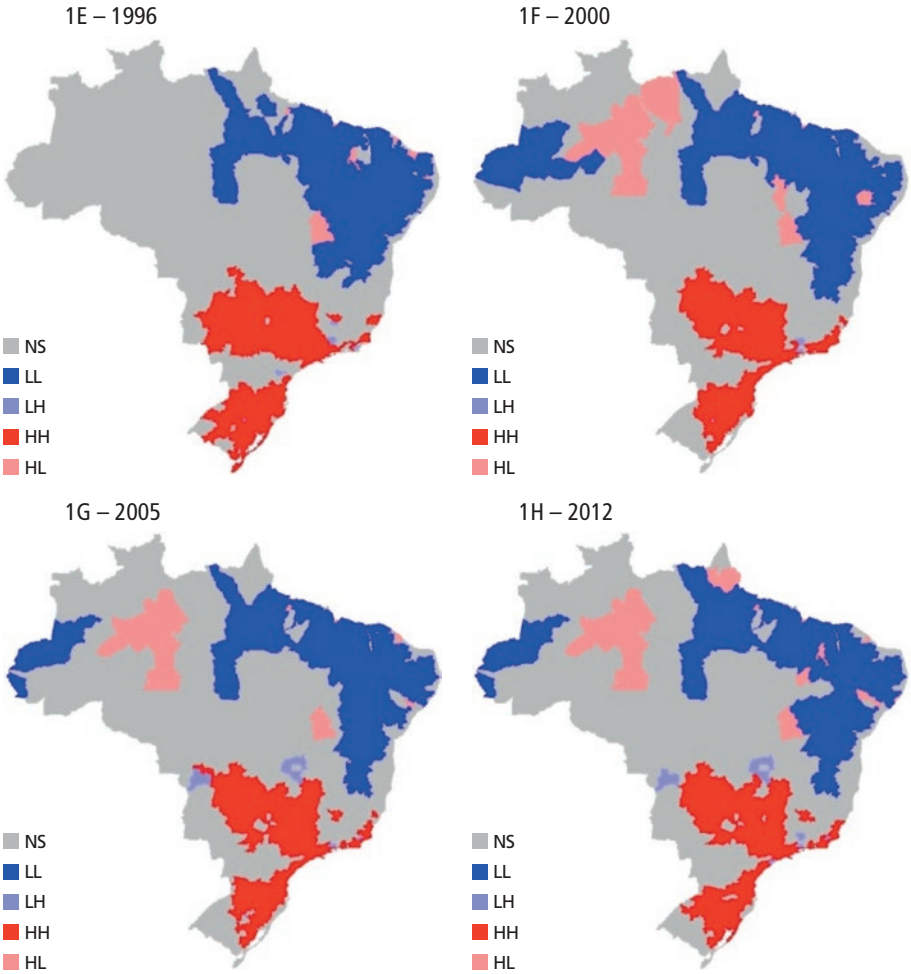
Esses números mostram que, de fato, há uma forte estabilidade nos *clusters* espaciais do PIB *per capita*, um resultado que reforça o trabalho de Monasterio (2010), em que foi evidenciado que a distribuição espacial do PIB *per capita* dos municípios brasileiros permaneceu estável no período de 1872 a 2000. A tabela 2 também apresenta a proporção de cada tipo de transição – definida por Rey (2001) – para o período 1970-2012. A maior parte das microrregiões (79,11%) permaneceu em 2012 no mesmo regime espacial em que se encontrava em 1970. Em estudo feito para regiões da Europa, LeGallo e Ertur (2003) detectaram que esse número chegava a 82,90% para um período de dez anos. Além disso, a transição do tipo 1, em que a economia altera seu *cluster* enquanto os vizinhos permanecem estáveis, é mais comum do que transições do tipo 2.

Esses resultados revelam que há um grupo de microrregiões pobres que não conseguiram alcançar uma trajetória de desenvolvimento nos últimos quarenta anos, e estão situadas em uma espécie de "armadilha de pobreza". Além disso, também reforça a ineficácia das políticas regionais para o crescimento de regiões atrasadas. Em relação às microrregiões atípicas (HL e LH), houve um predomínio de transições para o regime de alta renda (HH), o que pode ser um indicativo de que regiões pobres são beneficiadas quando se localizam próximas a economias ricas. Ou seja, as microrregiões mais ricas acabam exercendo um efeito *cath-up* em seu entorno econômico.

Como foi enfatizado na introdução, a identificação das microrregiões atrasadas é de fundamental importância para o desenho de políticas regionais. Tendo em vista esse objetivo e buscando verificar como se alterou a distribuição espacial do PIB *per capita* nos últimos quarenta anos, construíram-se os mapas de *clusters* (Lisa *maps*) para cada um dos anos em análise (figura 1).

FIGURA 1
Lisa *maps*: dinâmica espacial do PIB *per capita* (1970-2012)





Elaboração dos autores.
Obs.: Figura reproduzida em baixa resolução em virtude das condições técnicas dos originais (nota do Editorial).

Basicamente, podemos observar que a desigualdade espacial das microrregiões brasileiras permaneceu estável durante todo o período em análise, reforçando os números encontrados nas tabelas 1 e 2. Ainda, pode-se identificar a existência de dois grandes *clusters*: um de microrregiões pobres, localizadas na região Nordeste,[9] e um de microrregiões ricas, localizadas entre as regiões Sudeste, Sul e Centro-Oeste. Essa polarização geográfica do PIB *per capita* está de acordo com os modelos da nova geografia econômica, que assumem um esquema de centro-periferia nas regiões de um território nacional (Fujita, Krugman e Venables, 1999).

9. No quadro 1, no apêndice, listamos as microrregiões que estiveram persistentemente no *cluster* LL. Como foi discutido anteriormente, estas regiões devem ser o foco das políticas regionais.

Cabe ressaltar que esse padrão não é uma particularidade da economia brasileira. Por exemplo, LeGallo e Ertur (2003) evidenciaram a existência simultânea de *clusters* de regiões pobres no Sul da Europa e *clusters* ricos no Centro-Norte Europeu; Celebioglu e Dall'erba (2009) encontraram um padrão semelhante para a Turquia, onde as províncias da Costa Oeste formam um *cluster* do tipo HH e as províncias do Leste formam *clusters* do tipo LL.

Durante o tempo, não houve modificações significativas nesse esquema centro-periferia; contudo, pode-se observar que o *cluster* de regiões ricas tornou-se mais fragmentado. Desta forma, em 2012, podemos notar a existência de dois *clusters* "independentes" de microrregiões ricas: um que integra economias do Centro-Oeste e Sudeste e outro que integra as microrregiões do Sul. Um fato notável é que grande parte do *cluster* de microrregiões pobres situa-se no Semiárido brasileiro.[10] Além disso, a partir de 1996, algumas microrregiões do Norte (especialmente do estado do Pará) começam a fazer parte desse regime espacial.

Em relação aos *clusters* de economias atípicas, observa-se uma série de resultados interessantes. Primeiramente, nota-se a ascensão da microrregião de Manaus como uma economia do tipo HL ou *diamonds in the rough*, ou seja, uma região que possui um PIB *per capita* alto e está circundada por economias pobres. Além da microrregião de Manaus, pode-se observar esse tipo de fenômeno nas microrregiões em que se localizam as capitais de alguns estados (pobres), como a microrregião de Belém, de Maceió, da aglomeração urbana de São Luís e de Macapá, e também na microrregião de Barreiras, na Bahia. Esse resultado indica que o dinamismo dessas economias não é suficiente para assegurar o desenvolvimento das economias vizinhas, ou seja, as microrregiões do tipo HL não são capazes de gerar *spillovers* positivos e, assim, formar *clusters* do tipo HH. Outra explicação plausível é que essas regiões dinâmicas acabam atraindo o capital físico e a mão de obra qualificada das economias vizinhas, gerando escassez e, consequentemente, níveis baixos de dinamismo econômico para as segundas (Özyurt e Daumal, 2013).

Por fim, em relação às microrregiões do tipo LH ou *doughnuts,* a figura 1 revela que há duas microrregiões que estiveram persistentemente sob esse regime espacial: a microrregião do Rio Negro, no Paraná, e a microrregião de Soledade, no Rio Grande do Sul. Além disso, pode-se identificar que, a partir de 2005, a microrregião do entorno de Brasília e a do Alto Pantanal passaram também a fazer parte desse *cluster*. Mais intrigante é o fato de que a microrregião de Soledade

10. Vale notar que sobre a região Semiárida nordestina, há indícios de mudança para algum dinamismo em um número razoável de microrregiões, mesmo que ainda incipiente e de forma heterogênea, em função de movimentos mais gerais do processo de acumulação de capital, buscando opções de investimento mais atraentes em vista de atrativos locacionais específicos ou menores custos de mão de obra, ao lado de incentivos fiscais e financeiros diferenciados para essa região. Sobre isso, ver Lima (2014), Gomes (2001) e Garcia e Buainain (2011), entre outros.

é circundada por microrregiões do tipo HH, e que desde o período inicial (1970) ela se encontra no regime LH. Isso sugere que, diferentemente de sua vizinhança, essa economia possui alguma particularidade que não lhe permite alcançar uma trajetória de desenvolvimento.

4 ANÁLISE DE ROBUSTEZ

Nesta seção, pretende-se verificar a robustez dos resultados obtidos anteriormente. Essa análise será construída a partir da mudança das matrizes espaciais empregadas nas equações (1) e (2), juntamente a uma análise de *clusters* baseada na estatística de Gettis e Ord (1995).

Primeiramente, como foi discutido na seção 2, as matrizes espaciais são construídas de forma *ad hoc*, fazendo com que os resultados possam estar condicionados à escolha de determinada configuração para uma matriz particular. Sendo assim, os cálculos foram refeitos utilizando as matrizes de "*k*" vizinhos mais próximos, uma configuração largamente utilizada em estudos de convergência espacial de renda (López-Bazo, Artís e Vaya, 2004). Cada elemento da matriz é definido da seguinte forma:

$$\begin{cases} w_{ij} = 0 \; se \; i = j \\ w_{ij} = 1 \; se \; d_{ij} \leq d(k)_i, \\ w_{ij} = 0 \; se \; d_i > d(k)_i \end{cases}$$

onde d_{ij} corresponde à distância entre a microrregião "*i*" e a microrregião "*j*" e $d(k)_i$ é um valor crítico, que corresponde à *k*-ésima menor distância entre a microrregião "*i*" e uma de suas "*k*" microrregiões mais próximas, de forma que cada "*i*" tenha exatamente "*k*" vizinhos. Utilizou-se essa matriz para $k = 4$, 8 e 12.

Para prosseguir a análise de robustez com diferentes matrizes espaciais, empregamos as tabelas de transição (como LeGallo e Ertur, 2003), em que se comparam os resultados da matriz Queen – utilizada ao longo do trabalho – com os resultados das matrizes de "*k*" vizinhos mais próximos, em relação à classificação das economias nos quatro regimes espaciais (HH, LL, LH e LL) para o PIB *per capita* de 2012. A tabela 3 mostra os resultados. Por exemplo, com $k = 4$, pode-se observar que 98,39% das microrregiões que foram classificadas como um *cluster* do tipo HH com a matriz Queen, também foram classificadas nessa categoria com a matriz de quatro vizinhos mais próximos.

Em geral, como se observa na diagonal das matrizes da tabela 3 (valores bem próximos a 1), a classificação das microrregiões brasileiras nos quatro regimes espaciais com as matrizes de "*k*" vizinhos mais próximos é muito semelhante à classificação com a utilização da matriz Queen. Esse resultado é um forte indício de que os resultados encontrados na seção 3 não são sensíveis à escolha da matriz espacial.

TABELA 3
Robustez para o Lisa por meio de diferentes matrizes espaciais

	k = 4			
	HH	HL	LH	LL
HH	0,9839	0,0161	0,0000	0,0000
HL	0,0588	0,9412	0,0000	0,0000
LH	0,0000	0,0000	0,8857	0,1143
LL	0,0000	0,0000	0,0390	0,9610
	k = 8			
	HH	HL	LH	LL
HH	0,9677	0,0323	0,0000	0,0000
HL	0,0294	0,9706	0,0000	0,0000
LH	0,0000	0,0000	0,8286	0,1714
LL	0,0000	0,0000	0,0049	0,9951
	k = 12			
	HH	HL	LH	LL
HH	0,9758	0,0242	0,0000	0,0000
HL	0,0588	0,9412	0,0000	0,0000
LH	0,0000	0,0000	0,7714	0,2286
LL	0,0000	0,0000	0,0195	0,9805

Elaboração dos autores.
Obs.: A matriz de comparação é a matriz Queen, utilizando dados do logaritmo do PIB *per capita* em 2012.

Por fim, empregamos uma análise de *cluster* baseada na estatística G_i^*, proposta por Ord e Getis (1995), outro indicador de autocorrelação local. É calculado da seguinte forma:

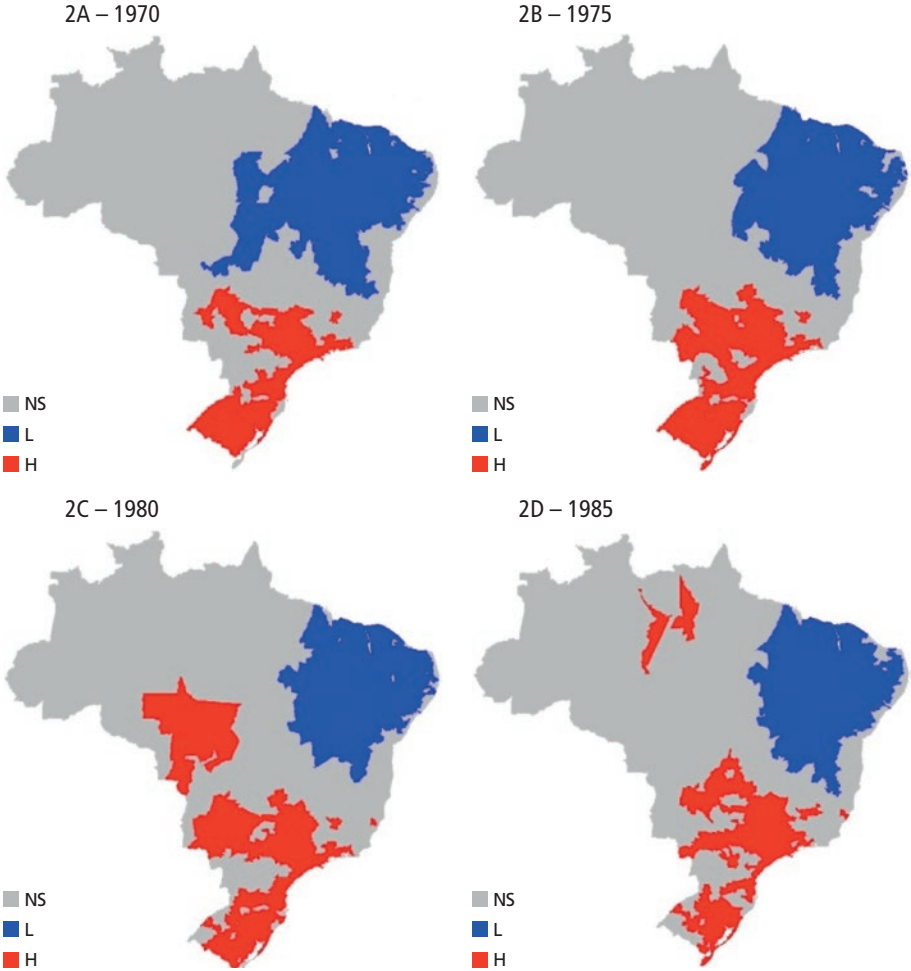
$$G_i^* = \frac{\sum_j w_{ij} x_j - \sum_j w_{ij} \bar{x}}{s\left\{\left[n \sum_j w_{ij}^2 - \left(\sum_j w_{ij}\right)^2\right] / (n-1)\right\}^{1/2}}, \tag{3}$$

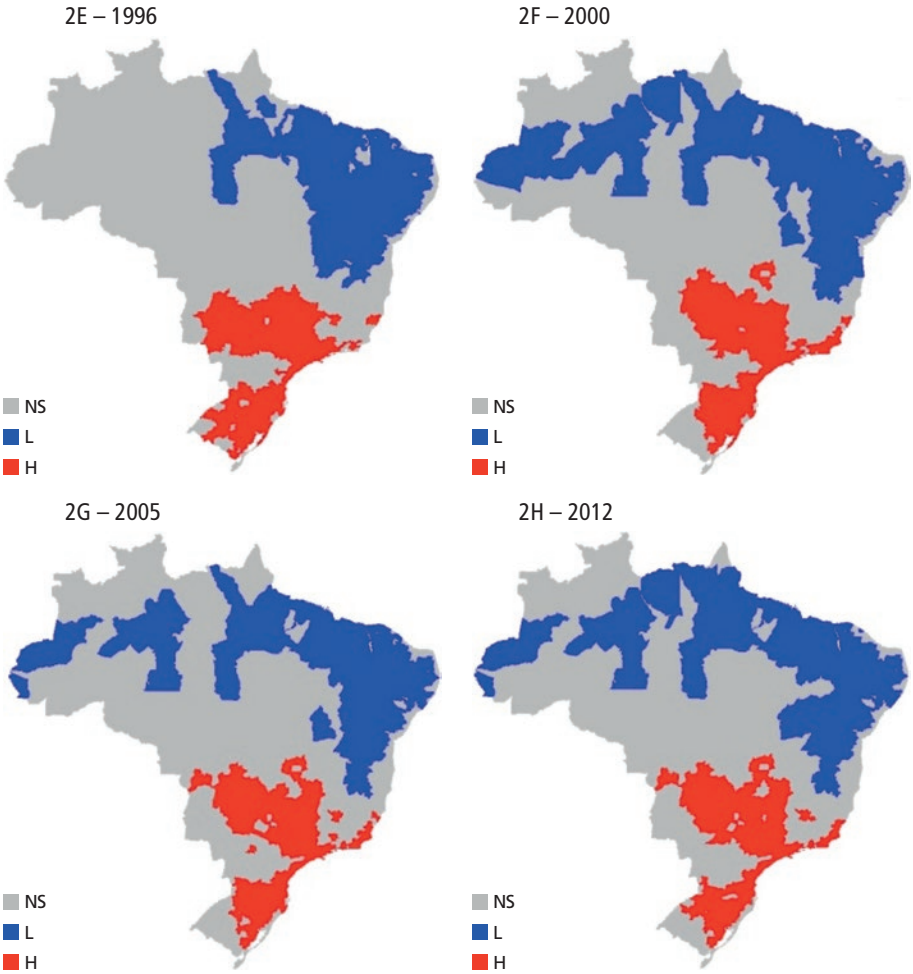
onde w_{ij} representa os elementos da matriz de peso espacial (nós utilizamos a matriz Queen para o cálculo); z_j refere-se às observações do PIB *per capita* para cada microrregião *j*; $\bar{x}$, *s* e *n* representam, respectivamente, a média, o desvio-padrão e o tamanho da amostra completa. Valores positivos de G_i^* indicam que a microrregião *i* está contida no regime espacial de alta renda, enquanto valores negativos de G_i^* indicam que a microrregião *i* está contida no regime espacial de baixa renda. A figura 2 mostra a distribuição espacial dos indicadores.

Diferentemente da análise de *cluster* baseada no I-Moran local, o indicador de Gettis-Ord não revela as microrregiões em regimes espaciais atípicos.

No entanto, pode-se ver que a dinâmica espacial do PIB *per capita* é muito semelhante ao evidenciado na figura 1. Ou seja, é possível detectar a persistência temporal de dois grandes *clusters* de PIB *per capita*: o *cluster* de regiões atrasadas (localizadas predominantemente no Nordeste) e o *cluster* de regiões ricas (no Centro-Oeste, Sul e Sudeste). Assim como pode ser visto na figura 2, pode-se observar que, a partir de 1996, o *cluster* de regiões com baixo dinamismo econômico passa a envolver algumas microrregiões do Norte do país.

FIGURA 2
Dinâmica espacial do PIB *per capita* nas microrregiões: Gettis-Ord





Elaboração dos autores.
Obs.: Figura reproduzida em baixa resolução em virtude das condições técnicas dos originais (nota do Editorial).

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

O objetivo deste estudo foi analisar a dinâmica da distribuição espacial do PIB *per capita* nas microrregiões brasileiras para o período de 1970 a 2012. Fez-se, de início, uma breve revisão da literatura pertinente sobre convergência ou divergência de níveis de desenvolvimento, ressaltando os princípios da produtividade marginal decrescente do capital em contraste com o da causação circular cumulativa, bem como se mencionou uma ampla literatura que busca compreender a evolução das disparidades entre regiões por meio de Esda, foco maior deste trabalho.

Primeiramente, evidenciamos a persistência simultânea de um *cluster* de regiões pobres e um *cluster* de regiões ricas, nas linhas do esquema de centro-periferia.

Cabe destacar que 82% das microrregiões que estavam no regime espacial LL em 1970, continuaram fazendo parte desse regime em 2012, indicando que estão submetidas a uma espécie de "armadilha da pobreza", ou ao fenômeno da "causação circular cumulativa". Além disso, é um forte indício de que as políticas regionais implementadas desde então tiveram pouca eficácia para o desenvolvimento de regiões atrasadas. Isso também sugere que o espaço desempenha um papel importante na trajetória de crescimento das economias. Desta forma, faz-se necessário que políticas voltadas para a redução de disparidades espaciais sejam conduzidas nessas microrregiões.[11]

Em linhas gerais, esses resultados acabam confirmando alguns fatos estilizados sobre a distribuição regional do PIB no Brasil: *i)* as desigualdades regionais são estáveis; *ii)* as políticas regionais foram incapazes de alterar, de forma relevante, a dinâmica da distribuição espacial do PIB; e *iii)* uma região é beneficiada (prejudicada) quando possui vizinhos ricos (pobres).

Ao utilizar uma unidade geográfica mais desagregada que os estados brasileiros – como é comumente feito por outros estudos, como Mossi *et al.* (2003) e Silveira-Neto e Azzoni (2006) –, e ao analisar todo o território nacional, em vez de focar áreas específicas, este estudo conseguiu detectar algumas particularidades interessantes no comportamento da dinâmica espacial do PIB. Foi observado que existem padrões atípicos de distribuição espacial e, ainda, que houve modificações importantes nas localidades dos *clusters*. Por exemplo, a partir da década de 1990, as microrregiões do Norte do país passaram a se localizar no *cluster* de baixo dinamismo. Desta forma, não se pode simplificar a discussão das disparidades regionais em uma simples dualidade entre Nordeste e Sul-Sudeste.

Outra recomendação de políticas específicas vale para as situações atípicas, entre as quais as microrregiões de Suape (Pernambuco) e de Manaus (Amazonas), que são fortemente industriais, possuem um PIB elevado e estão circundadas por economias pobres, ou seja, localizam-se em um regime espacial do tipo HL. Isso significa, que, diferentemente das microrregiões industrializadas de São Paulo (que se situam em um *cluster* HH), o dinamismo destas microrregiões não foi capaz de alterar a trajetória de pobreza dos espaços vizinhos. Ou seja, há ausência de *spillovers* positivos. Esse comportamento também foi evidenciado para algumas microrregiões em que se localizam as capitais de estados pobres, como a microrregião de Belém, de Maceió, de São Luís e de Macapá. Essa situação pode decorrer de um dinamismo cujas características específicas precisam ser mais bem entendidas e detalhadas, para que sejam formuladas políticas indutoras de *spillovers* positivos.

11. O quadro 1 do apêndice lista essas microrregiões, que se localizam predominantemente no Semiárido brasileiro.

Sendo assim, esses resultados sugerem, entre outras coisas, que uma maneira adequada de reduzir as disparidades regionais é fazer com que as microrregiões do tipo HL (que se localizam predominantemente no Norte e no Nordeste) gerem *spillovers* positivos e, assim, promovam o desenvolvimento de microrregiões vizinhas. Políticas regionais voltadas para uma maior integração entre essas economias, como o investimento em infraestrutura de transportes, parece ser um caminho adequado. Além disso, vale lembrar que há alguns estudos evidenciando que o investimento em capital humano é outra política geradora de *spillovers* positivos (Özyurt e Daumal, 2013; Lima e Silveira-Neto, 2016).

REFERÊNCIAS

ANSELIN, L. Local Indicators of Spatial Association (LISA). **Geographical Analysis**, v. 27, n. 2, p. 93-115, 1995.

AZZONI, C. R. Concentration and inequality across Brazilian regions. *In*: CUADRADO-ROURA, J. R.; AROCA, P. (Eds.). **Regional problems and policies in Latin America**. Heidelberg: Springer, 2013.

BAER, W. **The Brazilian economy**: growth and development. Santa Barbara: ABC-CLIO, 2001.

BARRETO, R.; ALMEIDA, E.; LIMA, J. Convergência espacial do PIB per capita no estado do Ceará. **Revista de Economia**, v. 36, n. 3, p. 25-40, 2010.

CANO, W. **Desequilíbrios regionais e concentração industrial no Brasil 1930-1995**. Campinas: Editora Unicamp, 1998.

CELEBIOGLU, F.; DALL'ERBA, S. Spatial disparities across the regions of Turkey: an exploratory spatial data analysis. **The Annals of Regional Science**, v. 45, n. 2, p. 379-400, 2009.

CLIFF, A. D.; ORD, J. **Spatial processes**: models & applications. London: Pion, 1981.

CORRÊA, L.; LIMA, J. P.; CAMPOS, L. H. R. As condições socioeconômicas no Brasil metropolitano: a persistência das desigualdades. *In*: ENCONTRO PERNAMBUCANO DE ECONOMIA, 3., 2014, Recife. **Anais…** Recife: Corecon-PE, 2014.

CRAVO, T. A.; BECKER, B.; GOURLAY, A. Regional growth and SMEs in Brazil: a spatial panel approach. **Regional Studies**, v. 49, n. 12, p. 1-22, 2014.

DIXON, R.; THIRLWALL, A. P. A model of regional growth-rate differences on Kaldorian lines. **Oxford Economic Papers**, v. 27, n. 2, p. 201-214, 1975.

FERRARIO, M. *et al*. Uma análise espacial do crescimento econômico do estado do Paraná para os anos 2000 e 2004. **Revista Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos**, v. 3, n. 1, p. 154-177, 2009.

FERREIRA, P. C. **Regional policy in Brazil**: a review. Washington: World Bank, 2004.

FUJITA, M.; KRUGMAN, P.; VENABLES, A. **The spatial economy**: cities, regions, and international trade. Cambridge: MIT Press, 1999.

FURTADO, C. **Formação econômica do Brasil**. São Paulo: Companhia das Letras, 2007.

GARCIA, J. R.; BUAINAIN, A. **Pobreza rural e desenvolvimento do semiárido**. Curitiba: [s.n.], 2011.

GOMES, G. M. **Velhas secas em novos sertões**. Brasília: Ipea, 2001.

KALDOR, N. The case for regional policies. **Scottish Journal of Political Economy**, v. 17, n. 3, p. 337-348, 1970.

LEFF, N. Desenvolvimento econômico e desigualdade regional: origens do caso brasileiro. **Revista Brasileira de Economia**, v. 26, n. 1, p. 1-21, 1972.

LEGALLO, J.; ERTUR, C. Exploratory spatial data analysis of the distribution of regional per capita GDP in Europe , 1980-1995. **Papers of Regional Science**, v. 82, n. 2, p. 175-201, 2003.

LIMA, A. C. C.; SIMÕES, R. F. **Teorias do desenvolvimento regional e suas implicações de política econômica no pós-guerra**: o caso do Brasil. Belo Horizonte: UFMG; Cedeplar, 2009. (Textos para Discussão UFMG/Cedeplar, n. 358).

LIMA, J. P. R. A economia do semiárido nordestino: desenvolvimento recente e transformações em curso. *In*: NASCIMENTO, A.; LIMA, M. C. (Orgs.). **O Nordeste brasileiro em questão**: uma agenda para reflexão. Recife: Editora UFPE, 2014.

LIMA, R. C. D. A.; SILVEIRA-NETO, R. D. M. Physical and human capital and Brazilian regional growth: a spatial econometric approach for the period 1970-2010. **Regional Studies**, 2016. No prelo.

LÓPEZ-BAZO, E.; ARTÍS, M.; VAYA, E. Regional externalities and growth: evidence from European regions. **Journal of Regional Science**, v. 44, n. 1, p. 43-73, 2004.

MAGNAGO, A. A divisão regional brasileira: uma revisão bibliográfica. **Revista Brasileira de Geografia**, v. 4, n. 1, p. 65-92, 1995.

MARQUES, A.; FOCHEZATTO, A. Desenvolvimento convergente ou divergente entre os estados brasileiros? Uma análise multidimensional, 1970-2000.

In: ENCONTRO DE ECONOMIA DA REGIÃO SUL, 15., 2012, Porto Alegre. **Anais...** Porto Alegre: Anpec, 2012.

MONASTERIO, L. M. Brazilian spatial dynamics in the long term (1872-2000): "path dependency" or "reversal of fortune"? **Journal of Geographical Systems**, v. 12, n. 1, p. 51-67, 2010.

MONASTERIO, L. M.; ÁVILA, R. P. Uma análise espacial do crescimento econômico do Rio Grande do Sul. **Economia**, v. 5, n. 2, p. 269-296, 2004.

MOSSI, M. B. *et al*. Growth dynamics and space in Brazil. **International Regional Science Review**, v. 26, n. 3, p. 393-418, 2003.

MYRDAL, G. **Teoria econômica e regiões subdesenvolvidas**. Rio de Janeiro: Editora Saga, 1968.

ORD, J.; GETIS, A. Local spatial autocorrelation statistics: distributional issues and an application. **Geographical Analysis**, v. 27, n. 1, p. 296-305, 1995.

ÖZYURT, S.; DAUMAL, M. Trade openness and regional income spillovers in Brazil: a spatial econometric approach. **Papers in Regional Science**, v. 92, n. 1, p. 198-215, 2013.

PEROBELLI, F.; FERREIRA, P.; FARIA, W. Análise da convergência espacial do PIB per capita no estado de Minas Gerais. **Revista Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos**, v. 1, n. 1, p. 85-113, 2009.

RANDS, A. **Desigualdades regionais no Brasil**. Rio de Janeiro: Campus, 2011.

REIS, J. *et al*. **O PIB dos municípios brasileiros**: metodologia e estimativas, 1970-1996. Rio de Janeiro: Ipea, 2005. (Texto para Discussão, n. 1064).

RESENDE, G. M. Multiple dimensions of regional economic growth: the Brazilian case, 1991-2000. **Papers in Regional Science**, v. 90, n. 3, p. 629-662, 2011.

RESENDE, G. M.; CARVALHO, A.; SAKOWSKI, P. Evaluating multiple spatial dimensions of economic growth in Brazil using spatial panel data models, 1970-2000. *In*: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 40., 2012, Porto de Galinhas. **Annals…** Porto de Galinhas: Anpec, 2012.

REY, S. J. Spatial empirics for economic growth and convergence. **Geographical Analysis**, v. 33, n. 3, p. 196-2014, 2001.

SILVEIRA-NETO, R.; AZZONI, C. R. Location and regional income disparity dynamics: the Brazilian case. **Papers in Regional Science**, v. 85, n. 1, p. 600-613, 2006.

_____. Social policy as regional policy: market and nonmarket factors determining regional inequality. **Journal of Regional Science**, v. 52, n. 3, p. 433-450, 2012.

APÊNDICE

QUADRO 1
Lista de microrregiões que estiveram no *cluster* LL desde 1970

Rosário (MA)	Sertão de Inhamuns (CE)	Guarabira (PB)
Lençóis Maranhenses (MA)	Sertão de Senador Pompeu (CE)	Araripina (PE)
Baixada Maranhense (MA)	Médio Jaguaribe (CE)	Salgueiro (PE)
Itapecuru Mirim (MA)	Serra do Pereiro (CE)	Pajeú (PE)
Médio Mearim (MA)	Iguatu (CE)	Sertão do Moxotó (PE)
Alto Mearim e Grajaú (MA)	Várzea Alegre (CE)	Petrolina (PE)
Baixo Parnaíba Maranhense (MA)	Lavras da Mangabeira (CE)	Vale do Ipanema (PE)
Chapadinha (MA)	Chapada do Araripe (CE)	Vale do Ipojuca (PE)
Coelho Neto (MA)	Cariríaçu (CE)	Garanhuns (PE)
Caxias (MA)	Barro (CE)	Carira (SE)
Chapadas do Alto Itapecuru (MA)	Cariri (CE)	Juazeiro (BA)
Baixo Parnaíba Piauiense (PI)	Brejo Santo (CE)	Barra (BA)
Teresina (PI)	Chapada do Apodi (RN)	Bom Jesus da Lapa (BA)
Campo Maior (PI)	Serra de São Miguel (RN)	Senhor do Bonfim (BA)
Médio Parnaíba Piauiense (PI)	Pau dos Ferros (RN)	Irecê (BA)
Valença do Piauí (PI)	Serra de Santana (RN)	Jacobina (BA)
Floriano (PI)	Seridó Ocidental (RN)	Euclides da Cunha (BA)
Chapadas do Extremo Sul Piauiense (PI)	Seridó Oriental (RN)	Ribeira do Pombal (BA)
Picos (PI)	Borborema Potiguar (RN)	Serrinha (BA)
Pio IX (PI)	Agreste Potiguar (CE)	Alagoinhas (BA)
Alto Médio Canindé (PI)	Catolé do Rocha (PB)	Boquira (BA)
Litoral de Camocim e Acaraú (CE)	Cajazeiras (PB)	Livramento do Brumado (BA)
Ibiapaba (CE)	Sousa (PB)	Guanambi (BA)
Coreaú (CE)	Patos (PB)	Brumado (BA)
Meruoca (CE)	Pianco (PB)	Janaúba (MG)
Sobral (CE)	Itaporanga (PB)	Salinas (MG)
Ipu (CE)	Serra do Teixeira (PB)	Grão Mogol (MG)
Santa Quitéria (CE)	Seridó Oriental Paraibano (PB)	Capelinha (MG)
Itapipoca (CE)	Cariri Ocidental (PB)	Araçuaí (MG)
Médio Curu (CE)	Cariri Oriental (PB)	Pedra Azul (MG)
Canindé (CE)	Curimataú Ocidental (PB)	Teófilo Otoni (MG)
Sertão de Crateús (CE)	Curimataú Oriental (PB)	
Sertão de Quixeramobim (CE)	Brejo Paraibano (PB)	

Elaboração dos autores.

Originais submetidos em agosto de 2015. Última versão recebida em outubro de 2015. Aprovado em novembro de 2015.

GRANDES EVENTOS ESPORTIVOS E TURISMO: DESTAQUE PARA A COPA DO MUNDO DE 2014

Roberto Meurer[1]
Hoyêdo Nunes Lins[2]

Organizar grandes eventos esportivos, notadamente a Copa do Mundo de Futebol e os Jogos Olímpicos, constitui iniciativa cobiçada por diferentes países e cidades ou regiões. O motivo prende-se aos esperados benefícios políticos e, principalmente, econômicos, geralmente assimilados a tais ocorrências. O impacto no turismo, com reflexos na entrada de divisas por conta dos gastos de estrangeiros, tem destaque nos argumentos em favor das candidaturas. Este artigo ocupa-se desse assunto focalizando a realização da Copa do Mundo de 2014 no Brasil. Mediante modelagem econométrica, investiga-se a relação entre o evento e as receitas cambiais com viagens internacionais no país. Este estudo específico é colocado em perspectiva, pois antes se discute o interesse nesse tipo de competição, destacam-se as controvérsias sobre os respectivos pontos positivos e negativos e se analisa o papel atribuído aos resultados turísticos na argumentação pela condição de sede. Nas considerações finais, sintetizam-se os principais pontos deste artigo e se indica a importância do monitoramento dos resultados desses megaeventos.

Palavras-chave: megaeventos esportivos; dinamização turística; Copa do Mundo 2014.

BIG SPORTING EVENTS AND TOURISM: THE 2014 FOOTBALL WORLD CUP

Different countries and cities or regions usually dispute the condition of hosting mega sporting events, especially the Olympic Games and the Football World Cup. The reasons have to do with the political and, above all, the economic benefits generally seen in such competitions. Impacts on the tourism sector, with the injection of currency coming from the expenditures of foreign visitors, outstand among the arguments in favor of the candidatures. The article looks at this subject by considering the World Cup 2014, hosted by Brazil. Employing econometric modeling, the relationship between the World Cup and the influx of revenues is investigated. But this specific analysis is preceded by a discussion about the interests provoked by those events, the different positions concerning their benefits or otherwise, and the way the expectations around tourism affect the disposition to dispute the hosting. In the final comments, the main questions are summarized and the importance of systematically observing the consequences of these events is stressed.

Keywords: mega sporting events; tourism development; World Cup 2014.

1. Doutor em engenharia de produção pela Universidade Federal de Santa Catarina (UFSC). Professor no Departamento de Economia e Relações Internacionais e no Programa de Pós-Graduação em Economia da mesma universidade. Bolsista do Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq). *E-mail*: <robertomeurer@yahool.com>.

2. Doutor em Geografia e Organização do Espaço pela Université de Tours, na França (1988). Professor no Departamento de Economia e Relações Internacionais e no Programa de Pós-Graduação em Economia da mesma universidade. *E-mail*: <hoyedo.lins@ufsc.br>.

GRANDES EVENTOS DEPORTIVOS Y TURISMO: LA COPA MUNDIAL DE FÚTBOL DE 2014

Realizar eventos deportivos de gran porte, principalmente la Copa Mundial de Fútbol y los Juegos Olímpicos, constituye iniciativa generalmente disputada por distintos países y ciudades o regiones. Las razones tienen que ver con los previstos beneficios políticos y sobre todo económicos vinculados, en general, a dichas competiciones. El impacto en términos de flujos turísticos, con entrada de divisas por los gastos de los visitantes extranjeros, tiene fuerte presencia en los argumentos favorables a las candidaturas. Este artículo se ocupa de este tema, considerando la realización de la Copa Mundial de Fútbol de 2014 en Brasil. Por medio de una modelización econométrica, se investiga la relación entre el evento y los ingresos de divisas relacionados con viajes internacionales al país. Para poner el estudio en perspectiva, se discute en primer lugar el interés por este tipo de eventos, destacando las controversias sobre sus aspectos positivos y negativos, y se considera el peso de los resultados turísticos esperados en la argumentación a favor de la realización. En las consideraciones finales se resumen los puntos principales y se destaca la importancia del monitoreo de las repercusiones a largo plazo de tales mega eventos.

Palabras clave: grandes eventos deportivos; dinamización del turismo; Copa Mundial de Fútbol de 2014.

GRANDS ÉVÉNEMENTS SPORTIFS ET LE TOURISME: LA COUPE DU MONDE DE FOOTBALL DE 2014

Les grands événements sportifs, comme la Coupe du Monde de Football et les Jeux Olympiques, sont devenus une source de fortes disputes concernant des pays, villes et régions. Les raisons tiennent largement aux effets politiques et surtout économiques attendus. L'impact en termes de recettes touristiques est au coeur des positions favorables aux candidatures. Cette question est le sujet principal de cet article, qui dirige l'attention à la Coupe du Monde de Football de 2014, réalisée au Brésil. Au moyen d'une modélisation économétrique, on cherche le rapport entre cet événement sportif et l'entrée de devises liées aux dépenses des visiteurs étrangers au pays. Mais d'abord on considère le débat sur l'importance de ce genre d'événement, notamment les controverses autour des aspects positifs et négatifs, et aussi l'influence des résultats escomptés dans le secteur touristique sur l'argumentation en faveur de la candidature à l'organisation. À la fin, on résume les points traités et souligne qu'il faut surveiller les répercussions durables des grands événements sportifs.

Mots-clés: grands événements sportifs; effets sur le tourisme; Coupe du Monde de Football de 2014.

JEL: Z32; Z33; Z20.

1 INTRODUÇÃO

O Brasil tem figurado com destaque no roteiro internacional dos grandes eventos esportivos. Para referir só ao que ocorreu no período recente e está em curso (em termos de preparação) na atualidade, e concentrando o olhar no que se pode chamar de megaeventos, cabe apontar os Jogos Pan-Americanos em 2007, realizados no Rio de Janeiro; a Copa das Confederações, em 2013; a Copa do Mundo de Futebol, em 2014; e os Jogos Olímpicos de 2016, também sediados na capital fluminense.

Realizar competições dessa magnitude constitui objeto de fortes disputas internacionais, envolvendo países ou cidades. Entre governantes e lideranças políticas e empresariais, as razões da concorrência variam do prestígio logrado, pela demonstração de capacidade financeira e organizacional, às expectativas de negócios, com repercussões em diferentes setores e atração de investimentos. Não é raro que a motivação reflita interesses inclusive geopolíticos, vinculados, portanto, ao que se pode chamar de razões de Estado.

Entre os argumentos esgrimidos para justificar e sustentar candidaturas, perfila-se o aumento da visibilidade internacional dos locais implicados e, na esteira disso, com grande importância, o fortalecimento da sua inserção no mapa turístico global. Com efeito, dinamizar o turismo representa um objetivo maior, quase sempre claramente manifestado, da disposição de países ou cidades em disputar a condição de sede de grandes eventos esportivos.

A ênfase no turismo não deve surpreender, pois não há equívoco em considerar que tal setor apresenta-se como um dos mais dinâmicos da economia mundial, pelo menos desde meados do século XX. Melhorias nos transportes (ajudando, por exemplo, a disseminar as viagens aéreas) e nas comunicações (resultando em vantagens, como maior facilidade e rapidez na realização de reservas e compras de serviços), e também avanços que consolidaram, entre outras coisas, os benefícios de férias e folgas aos assalariados, subjazem à trajetória exibida pelas correspondentes atividades.

A progressiva implantação de um notável e abrangente aparato receptivo (hospedagem, alimentação) e de entretenimento também constituiu fator determinante. Tal processo revela-se, ao mesmo tempo, impulsionado pelo próprio crescimento do setor, o que obriga a falar em entrelaçamento e reciprocidade de condicionantes. Nesse movimento geral, diferentes destinações turísticas tomaram forma e se consolidaram internacionalmente. Nesses espaços, o setor de turismo passou a contribuir, de uma maneira ou de outra, para o fortalecimento da economia e para o desenvolvimento.

Este artigo explora a questão da justificativa turística para a realização de grandes eventos esportivos. Tem-se em mente, em primeiro lugar, a Copa do Mundo de Futebol de 2014, realizada, como se sabe, no Brasil. O objetivo principal é detectar os reflexos desse grande e impactante acontecimento na movimentação turística no país. A atenção concentra-se nas receitas cambiais, resultantes dos gastos de estrangeiros em território nacional, examinadas em associação com a taxa de câmbio mediante modelagem econométrica.

Entretanto, é importante contextualizar o assunto específico. Por esse motivo, começa-se falando sobre a realização de grandes eventos esportivos, salientando a sedução incrustada, na seção 2, e as controvérsias vinculadas, na seção 3.

Na seção 4 discute-se o argumento turístico para a candidatura e a organização desses megaeventos. Na seção 5, a última antes das considerações finais, investiga-se a relação entre a Copa do Mundo de 2014 e as receitas com viagens internacionais no Brasil. Na seção 6, os principais pontos deste artigo são sintetizados e a importância de um monitoramento efetivo dos resultados, em diferentes níveis, de eventos desse tipo é assinalada.

2 REALIZAÇÃO DE GRANDES EVENTOS ESPORTIVOS: UMA ATRAÇÃO (QUASE) IRRESISTÍVEL

É relativamente antiga, em uma escala temporal demarcada por muitas décadas, a realização sistemática de eventos esportivos com larga abrangência no tocante à participação de atletas, à divulgação e às ressonâncias. Paradigmáticos nesse tipo de acontecimento, os Jogos Olímpicos na sua forma moderna, quer dizer, organizados pelo Comitê Olímpico Internacional (COI, criado em 1890), passaram a marcar o cenário desde a sua realização em Atenas, em 1896. Em 2016, quando as Olimpíadas ocorrerão no Rio de Janeiro, o registro histórico será de 120 anos.

A periodicidade desse evento foi idealizada como quadrienal, mas, com a incorporação do aspecto referente à sazonalidade (na década de 1920 surgiram os Jogos Olímpicos de Inverno), esse acontecimento esportivo assumiu, na sua integralidade, uma frequência bianual. Derivações como Jogos Paraolímpicos e Jogos da Juventude viram a luz no percurso, ampliando o escopo do conjunto e as particularidades de cada caso, o que contribuiu para tornar mais densa e diversificada o que se poderia designar como "rede olímpica", alargada no bojo de uma verdadeira escalada de realizações.

Todavia, a trajetória não deixou de ser atingida por situações incontornáveis, como a Primeira e a Segunda Guerra Mundial. Os Jogos de 1916, que teriam lugar entre os eventos de 1912 e 1920 – respectivamente realizados em Estocolmo e Antuérpia –, e os que ocorreriam em 1940 e 1944 – precedidos pelos de 1936, efetuados em Berlim, e sucedidos pelos de 1948, ocorridos em Londres –, não puderam ser organizados, por razões óbvias. Nem de longe representando circunstâncias semelhantes, e tampouco produzindo resultados tão agudos, também a Guerra Fria teve influência, ao menos quando os Estados Unidos lideraram um boicote internacional às Olimpíadas de Moscou, em 1980.

Grande envergadura e dimensões igualmente globais são exibidas pela Copa Mundial de Futebol, organizada pela Federação Internacional de Futebol (Fifa), cuja primeira competição ocorreu em 1930, no Uruguai. Sua realização é também quadrienal, embora a correspondente modalidade esportiva exiba diversas outras competições, sob os auspícios da mesma entidade. São ilustrações, além das diferentes categorias da própria Copa do Mundo de Futebol Masculino

(sub-20 e sub-17), a Copa do Mundo de Futebol Feminino (também com essa diferenciação nas faixas etárias), a Copa das Confederações e a Copa do Mundo de Clubes, entre outras.

Como ressaltado a respeito dos Jogos Olímpicos, cabe indicar que a sequência de realizações foi interrompida por ocasião da Segunda Guerra Mundial. A última Copa antes da guerra ocorreu em 1938, na Itália, sem ter sido sucedida pelas competições de 1942 e 1946, que, de outra forma, ocorreriam normalmente. Em 1950, o encadeamento retomou o seu curso, com a realização da Copa no Brasil. Note-se igualmente que a Fifa atua em articulação com seis confederações continentais: a Confederação Sul-Americana de Futebol (Conmebol), relativa à América do Sul; a Confederação de Futebol da América do Norte, Central e Caribe (Concacaf), abrangendo a América do Norte, a América Central e o Caribe; a União das Federações Europeias de Futebol (Uefa), implicando a Europa; a Confederação Asiática de Futebol (AFC), relativa à Ásia; a Confederação Africana de Futebol (CAF), para a África; e a Confederação de Futebol da Oceania (OFC), com incidência na Oceania.

Naturalmente, Jogos Olímpicos e Copa do Mundo de Futebol são somente dois em meio a muitos eventos esportivos de grande visibilidade, embora figurem entre os que mais atraem as atenções em termos mundiais. Ambos constituem, sem equívoco possível, o que se pode classificar de megaeventos esportivos internacionais. Todavia, embora sem rivalizarem, aparentemente, em divulgação e interesse – uma proximidade que se poderia admitir, de toda forma, no tocante ao Campeonato Mundial de Pilotos de Fórmula 1, realizado pela Federação Internacional de Automobilismo (FIA) –, várias outras modalidades esportivas são objeto de competições com abrangência internacional e realização itinerante.

Esses eventos, principalmente os maiores – e, antes de tudo, os Jogos Olímpicos e a Copa do Mundo –, mostram-se fortemente cobiçados por autoridades e lideranças empresariais de diferentes países e cidades, almejando a condição de sede e de realizador. Pode-se pensar em diferentes razões para isso. Uma delas refere-se ao prestígio. Países que sediam acontecimentos dessa magnitude ganham visibilidade em escala mundial e sinalizam para o mundo (uma aparente) solidez econômica e estabilidade política, notabilizando os governantes de turno.

De outra parte, alguns estudos descobriram vínculos entre a disposição dos países quanto à candidatura à condição de realizadores desses megaeventos e o comportamento de suas exportações. O efeito revelou-se positivo mesmo quando a pretensão de sediar não foi bem-sucedida. Tal aspecto foi interpretado como reflexo do tipo de sinal (conforme referido anteriormente) que um país envia à comunidade internacional quando decide concorrer: desejo de abertura econômica e de liberalização do comércio externo, não importando tanto,

no fim das contas, se a candidatura logra sucesso, para que os reflexos comerciais produzam-se (Rose e Spiegel, 2009; 2010).

Mas atraentes, de fato, são as oportunidades de negócios necessariamente suscitadas pela organização de uma Olimpíada ou uma Copa do Mundo, ou de outros eventos que, ainda que não merecedores do qualificativo "mega", sejam bem valorizados no nível internacional. Isso não surpreende, tendo em vista que, em uma trajetória de algumas décadas, "as recompensas do esporte cresceram enormemente" (The Zillion..., 1996, p. 13), seja para empresas, seja para atletas, e particularmente para fabricantes de artigos esportivos e para as redes de comunicação (televisão) envolvidas nas transmissões (Swifter..., 1996).

Ligadas especificamente às iniciativas de organização dos megaeventos, essas oportunidades manifestam-se, sobretudo, quanto aos negócios referentes à edificação das instalações esportivas em si (estádios, ginásios, alojamentos e outras estruturas necessárias às modalidades envolvidas, com as exigências, que recaem em espaços tanto adjacentes quanto não imediatos, em matéria de acessibilidade, conforto e outros aspectos). O mesmo se passa no plano mais geral, recobrindo transportes (aeroportos, por exemplo), comunicações, capacidade de hospedagem e alimentação, para além do entretenimento não ligado às competições em si.

Ou seja, a preparação de grandes eventos acena, irremediavelmente, com a dinamização de diversos segmentos da economia anfitriã. Investidores de diferentes origens tendem a ser magnetizados, e suas operações costumam rimar com geração de renda, oportunidades de trabalho e tributos, produzindo infraestruturas e equipamentos que, além de tudo, permanecem (ou assim deveria ocorrer, como legado) para uso da sociedade local após o término das atividades para as quais foram diretamente disponibilizados. Possibilidades dessa natureza parecem tornar irresistível a atração provocada por tais acontecimentos, não surpreendendo, desta maneira, a forte intensidade da disputa – entre países, entre cidades – pela condição de sede e de responsável pela organização.

Com efeito, não parece haver equívoco em considerar que grande parte da crise que ronda a Fifa na atualidade (meados de 2015), com denúncias de corrupção que já resultaram mesmo em encarceramentos, tem a ver com a volúpia de lideranças diversas, representantes de interesses ligados a diferentes países, na concorrência por essa condição. Corrupção, pagamento de propina e tráfico de influência, entre outros comportamentos delituosos que podem aflorar quando imensos interesses econômicos e políticos estão em jogo, frequentam atualmente – com veemência, estridência e assiduidade raramente registradas – o noticiário sobre a organização internacional do futebol.

3 CONTROVÉRSIAS SOBRE VANTAGENS E ENCARGOS NA REALIZAÇÃO DE MEGAEVENTOS ESPORTIVOS

Sediar e organizar grandes eventos esportivos não representam esferas de decisão e prática imunes a controvérsias. Os benefícios, que magnetizam o grosso dos interesses, são facilmente perceptíveis na sua potencialidade, e foram aludidos na seção anterior deste artigo, ao menos em grandes traços.

De fato, a perspectiva de maior prestígio internacional e de projeção de uma imagem de abertura para o mundo, assim como a demonstração de capacidade de realizar algo com tamanha magnitude, aguçam o apetite de lideranças políticas e governamentais. Acenos de suculentas possibilidades de negócios, de uma maneira geral, seduzem o empresariado em diferentes setores. Perspectivas de dinamização da economia, com geração de renda e oportunidades de trabalho, acompanhadas de melhorias nas infraestruturas que, espera-se, haverão de favorecer a população posteriormente – enfeixando-se no enaltecido "legado" –, tendem a vencer eventuais ceticismos ou resistências entre os que se preocupam (e atuam de acordo) com a promoção do desenvolvimento.

Junto à população, de uma maneira geral, os benefícios econômicos, refletindo em dinamização das empresas (principalmente pelas oportunidades acenadas para as de pequeno e médio portes) e em consequente geração de postos de trabalho e renda, figuram no centro das percepções. Isso parece fato mesmo quando se trata de eventos de pequena escala, de consequências restritas às esferas locais ou urbanas, conforme sugerido pelo estudo de Hritz e Ross (2010) sobre Indianapolis, nos Estados Unidos. Para esses autores, tais efeitos tendem a configurar a principal base de apoio populacional ao envolvimento de cidades e regiões com o turismo de esportes, mesmo considerando a possibilidade de reflexos na forma de elevação dos custos e das taxas de criminalidade e de maiores dificuldades momentâneas em aspectos como congestionamentos, entre outros.

Todavia, a esses resultados são contrapostos, em diferentes análises, problemas que a observação de várias experiências internacionais permite registrar. Entre as questões que mais chamam atenção, merecem realce os gastos enormes, um assunto agravado pelo frequente deslocamento de recursos desde outras utilizações mais necessárias e urgentes, algo criticável notadamente quando se trata de países menos desenvolvidos (Clift, 2010). Para piorar, não é raro, antes o contrário, que esses grandes dispêndios tomem a forma de equipamentos e instalações que depois ficarão subutilizados, ou mesmo completamente ociosos, representando, assim, um deplorável e pouco justificável desperdício.

A avaliação dos efeitos em termos de geração de renda e postos de trabalho, com respeito a esses eventos, não é atividade de fácil realização. E os resultados apresentados, principalmente quando produzidos nos próprios ambientes

institucionais ou governamentais dos países ou regiões organizadores, devem ser considerados com cautela. Zimbalist (2010) assim se pronuncia sobre esse assunto:

> estimativas do impacto econômico de tais eventos, extraídas de pesquisas acadêmicas publicadas, oferecem evidências mais confiáveis, seja porque os autores não têm qualquer interesse pessoal no sucesso econômico dos eventos, ou porque o processo de avaliação por pares representa uma importante verificação dos métodos e pressupostos utilizados. Esses estudos apresentam a seguinte imagem do impacto econômico da realização dos Jogos Olímpicos: embora um número modesto de empregos possa ser criado como resultado da realização, não parece existir qualquer efeito detectável na renda, sugerindo que os trabalhadores existentes não se beneficiam (...). Além disso, o impacto depende da resposta do mercado de trabalho como um todo aos novos empregos criados pelos jogos, e [esta] pode não ser positiva (...). O impacto econômico de sediar a Copa do Mundo parece ser ainda menor (Zimbalist, 2010, p. 10-11).

Questões desse teor afloraram com intensidade no Brasil durante os últimos anos. A razão não é outra senão o encadeamento de grandes eventos esportivos que marcam o cenário no país nesse período: tiveram lugar os Jogos Pan-Americanos em 2007, no Rio de Janeiro; a Copa das Confederações, em 2013; a Copa do Mundo, em 2014; e atualmente prosseguem os preparativos para a realização dos Jogos Olímpicos de 2016, também na capital fluminense.

O debate sobre os reflexos e desdobramentos dessas competições no país exibe posições bem marcadas. Para Urani (2009), considerando especificamente o Rio de Janeiro, tais megaeventos, incluindo a partida final da Copa de 2014, representam um aspecto central na "guinada" econômica apresentada pela cidade e sua área. Estaria à vista o término de uma demorada estagnação econômica, na cidade e na região metropolitana, na esteira de investimentos (públicos e privados) de grande porte já materializados ou anunciados. "O Rio de Janeiro parece, portanto, estar enfim trilhando o caminho de seu revocacionamento (*sic*) econômico" (*op. cit.*, p. 6). A importância dos megaeventos esportivos é amplamente reconhecida: "neste cenário de recuperação generalizada, as Olimpíadas merecem um papel de destaque" (*op. cit.*, p. 6).

Tom otimista semelhante, com visão amplamente favorável à ideia de que faz bem ao país sediar eventos desse porte, aparece em diferentes tipos de manifestações, inclusive na imprensa de circulação nacional. Perguntado em entrevista, pelo jornal *Folha de S*ão *Paulo*, se não considerava excessivo o volume de gastos previstos para a realização dos Jogos Olímpicos do Rio de Janeiro, em 2016, o diretor-geral do comitê organizador não hesitou: "não é um bom negócio para o cidadão? Não tenho a menor dúvida de que é" (Rangel, 2015, p. D3). Uma chamada de capa da revista Valor Econômico, do Rio de Janeiro, indicando reportagem cujo perfil exala indisfarçável entusiasmo com os megaeventos, comunga o mesmo

ponto de vista favorável: "esportes aquecem a economia – Copa 2014 e Olimpíada 2016 aceleram os investimentos em infraestrutura" (Esportes..., 2010).

Vainer (2009), de sua parte, propõe divisar os processos subjacentes à candidatura aos megaeventos e à sua realização. Destacando que ninguém, em qualquer esfera, arrisca apontar o custo da realização dos Jogos Olímpicos de 2016, o autor ressalta que "um cheque em branco é passado a autoridades locais e a grupos empresariais estrategicamente (...) situados nos centros decisórios que determinarão as empreiteiras a contratar, os terrenos a serem adquiridos, os consultores a serem recrutados" (*op. cit.*, p. 4). A análise realça a entronização de uma nova concepção de cidade, escorada em coalização de poder local na qual tem força a ideia de empresariamento da gestão urbana, discutida em abordagem anterior desse autor (Vainer, 2002).

Assinale-se que essa perspectiva crítica atravessa duas coletâneas de estudos recentemente publicadas sobre os impactos, em termos de mudanças urbanas, da realização da Copa do Mundo de 2014 e das Olimpíadas de 2016 (Santos Jr., Gaffney e Ribeiro, 2015; Castro *et al.*, 2015). Frutos de uma mesma grande iniciativa de pesquisa, que mobilizou estudiosos em diferentes instituições nas várias cidades que acolheram os jogos da Copa, a dupla publicação insiste na ideia de que a realização desses megaeventos nutre discursos e práticas que tentam legitimar projetos de cidades com "governança empreendedorista".

Os elevados gastos de realização das competições são colocados em evidência, inclusive na comparação com experiências em outros países, e a condição de vetor de grandes mudanças urbanas, com reestruturação e renovação que transbordam as necessidades específicas dos eventos, é sublinhada (Santos Jr. e Lima, 2015). As experiências dos Jogos Olímpicos e Paraolímpicos de Verão em Londres, em 2012 (Horne, 2015), da Copa da Alemanha, em 2006, dos Jogos Olímpicos da Juventude em Innsbruck, em 2012 (Eick, 2015), da Copa da África do Sul, em 2010 (Bolsmann, 2015), e das Olimpíadas de Inverno em Socchi, em 2014 (Muller, 2015), são apresentadas e discutidas a título de contribuição analítica.

Efeitos na órbita imobiliária, abarcando até remoções ou despejos, com processos de valorização que convidam à venda pelos proprietários, são ressaltados (Castro e Novaes, 2015a; 2015b). E as intervenções protagonizadas, sobretudo no âmbito da mobilidade urbana e regional (transportes públicos), são objeto de questionamentos a respeito do seu perfil e, principalmente, da sua condição de possíveis "legados" efetivos para a população (Rodrigues, 2015; Rodrigues e Legroux, 2015).

Também abordada nessas coletâneas é a problemática da aceitação dos eventos pela população das cidades envolvidas. Outros estudos, como Mielli e Mantovani (2014), detectaram posições majoritariamente favoráveis à realização da Copa do Mundo, embora bom número de pessoas inquiridas se revelasse indiferente. Nas referidas coletâneas, procurou-se perceber de que maneira

diferentes grupos sociais enxergavam a realização dos megaeventos, considerando-se as manifestações públicas ocorridas no Brasil (como em junho de 2013), por conta das condições de setores como saúde, educação, segurança e transporte urbano (Omena, 2015a; 2015b). Constatou-se que atmosferas conflituosas também se formaram em torno das providências sobre a construção ou a melhoria dos estádios para a Copa, envolvendo demolições ou reconstruções com reflexos locais (Gaffney, 2015).

Posições críticas sobre o envolvimento do Brasil como anfitrião, e até ceticismo sobre as suas possibilidades nesse sentido, caracterizam análises inclusive de observadores estrangeiros. Talvez o mais contundente nas observações seja Andrew Zimbalist, um pesquisador sobre economia do esporte internacionalmente reconhecido.

Em artigo para *Americas Quartely*, esse autor contrapõe o custo da organização da Copa do Mundo e das Olimpíadas às imensas exigências em infraestruturas e serviços, tendo como pano de fundo tanto os enormes problemas sociais do país – clamando por urgência e prioridade nas ações públicas – quanto às incertezas, a julgar por experiências internacionais, relativamente aos efeitos no turismo e ao esperado legado dos investimentos para a população como um todo (Zimbalist, 2011). Em 2015, concentrando-se nas Olimpíadas, o estudioso disse em entrevista ao jornal *Folha de S*ão *Paulo* que não existe, notadamente para países com infraestrutura pouco desenvolvida historicamente, "justificativa financeira para os grandes eventos esportivos" (Ribas, 2015, p. D1).

4 TURISMO, PILAR NA ARGUMENTAÇÃO EM PROL DOS MEGAEVENTOS ESPORTIVOS

Uma esfera de benefícios em potencial ligados à realização de eventos esportivos diz respeito ao turismo. O campo geral de observação refere-se ao turismo de eventos, uma entre numerosas manifestações das práticas turísticas, cuja diversidade só cresceu nas últimas décadas. A expansão dessa modalidade turística é observada inclusive no Brasil, a julgar pelos dados e pelas informações disponibilizados em publicação conjunta da Associação Brasileira de Empresas de Eventos e do Serviço Brasileiro de Apoio às Micro e Pequenas Empresas (Abeoc e Sebrae, 2014).

Cabe destacar que o aumento da presença, em escala internacional, de modalidades como turismo de eventos, de negócios, cultural e religioso, entre outras que não ostentam vínculos necessários com as estações, representam suavização – como decorrência ou não de políticas e medidas de promoção – de um dos traços mais marcantes do setor turístico, de uma maneira geral: a sazonalidade.

De fato, setor disseminado em diferentes países e regiões, o turismo costuma traduzir-se em práticas marcadamente sazonais. Os calendários das férias (como as escolares, mas não somente estas) e dos feriados prolongados impõem,

por si só, esse caráter. Mas, mesmo abstraindo desse aspecto, observa-se que, nos mercados turísticos em que as operações do setor escoram-se basicamente no binômio sol-mar, o fluxo é amplamente concentrado nos meses de verão. Esse traço é muito saliente em países como o Brasil, com suas grandes áreas de clima tropical ou subtropical, representando estações geralmente bem definidas e temperaturas bastante altas no verão.

Esse perfil turístico, em regra caracterizado como "de massa" (pacotes, voos *charter*), é prezado em muitos mercados receptivos. As razões são as mesmas que fazem o setor como um todo cintilar entre as opções de promoção do crescimento econômico e do desenvolvimento em diversos lugares. Faz-se referência aqui aos acenos relativos à entrada de moedas fortes (quando o arco de influência dos ambientes receptores atinge a esfera internacional), à ativação da economia regional ou nacional – diretamente e indiretamente (no segundo caso, pelo jogo dos multiplicadores) –, à geração de postos de trabalho e ao aumento das possibilidades de arrecadação tributária, robustecendo as finanças públicas.

Todavia, a sazonalidade exacerbada costuma produzir problemas e inquietações. Nos períodos de grande afluxo, a pressão sobre os recursos (como água) atinge intensidade que pode comprometer a própria qualidade do turismo – para não falar das condições dos habitantes –, como ocorre quando surgem dificuldades de abastecimento. Também aspectos como poluição e congestionamento, além da alta nos preços e das limitações no provimento de produtos alimentares e outros, entre diversas questões, sobressaem negativamente, inclusive nutrindo críticas à opção pelo turismo como estratégia de crescimento ou desenvolvimento.

Em contrapartida, fora desses períodos os equipamentos turísticos, abrangendo as estruturas de hospedagem, alimentação e lazer, tendem a permanecer ociosos ou amplamente subutilizados. Isso costuma repercutir em termos sociais – oportunidades de trabalho, disponibilidade de serviços diversos (inclusive de saúde) nos locais diretamente afetados pelo turismo na alta estação – e econômicos – inflexão nas vendas, menor ingresso de recursos na economia local, contração das oportunidades de negócios –, até pelo que significa em custos de manutenção, boa parte incidente no setor público.

Assim, está longe de se mostrar incomum, em ambientes envolvidos com o turismo sazonal, a tentativa de diversificar as práticas no sentido de alongar o fluxo turístico entre as estações. O objetivo é reduzir o desequilíbrio na presença de visitantes, isto é, minimizar o contraste entre os períodos de maior e menor demanda. Modalidades como turismo de negócios ou de eventos têm grande realce nessas investidas, figurando com expressividade nas estratégias de promoção concebidas e executadas por governantes e por integrantes do *trade* turístico.

Os eventos esportivos pertencem, assim, ao elenco de iniciativas que podem ensejar movimentação turística apta a interferir no referido perfil sazonal. A relação entre tais eventos e fluxos de turismo apresenta-se, todavia, de diferentes maneiras. Como salientam Ross (2001) e Reeves (1999), turismo ligado a esporte significa viagem por conta de atividades esportivas. Mas o leque de motivações estende-se da realização de práticas esportivas (permitindo falar em turismo de esporte "ativo") à assistência a eventos do gênero, passando pelas viagens interessadas na visitação a locais ou atrações com importância esportiva (algo como "turismo de esporte nostálgico"). Os "conteúdos" são diferentes, assim como as implicações, especialmente quando as escalas envolvidas são muito contrastadas.

Pelo ângulo dos ambientes que organizam eventos esportivos, as expectativas enfeixam-se em torno dos acenos quanto à divulgação (de cidades, de regiões), que pode produzir resultados duradouros na atração de fluxos de visitantes, e à melhoria – pelos investimentos realizados – das condições receptivas, seja em hospedagem, seja em alimentação ou entretenimento/lazer, incluindo infraestruturas urbanas, de um modo geral, em processo capaz de fortalecer a capacidade do território para receber turistas (Charrier e Jourdan, 2009; Lapeyronie, 2009). Referem-se a tais aspectos alguns dos principais termos do debate sobre as relações do turismo com o desenvolvimento local ou regional, no recorte em foco, obviamente, tendo como pivô os eventos esportivos.

Em escala nacional, os reflexos turísticos do envolvimento com grandes eventos esportivos podem repercutir em *upgrading* relativamente à participação na, por assim dizer, "cadeia de valor turística global" (Christian *et al.*, 2011). Adentrar esta cadeia requer, em primeiro lugar, tornar-se destino de fluxos turísticos internacionais, mas o *upgrading* rima com evolução para operações e atividades mais complexas ou sofisticadas envolvendo hotéis, restaurantes e outros serviços relacionados ao setor. Trata-se, é fácil perceber, de "upgrading *de produto* no setor" (*op. cit.*, p. 14), apta, inclusive, a propiciar melhores empregos e maiores salários. O aprimoramento pode se estender à atuação das próprias operadoras turísticas, como observado por Kenelly (2011) com base em experiência australiana.

Assim, relativamente às expectativas geradas pela realização de megaeventos como as Olimpíadas e a Copa do Mundo, têm destaque aquelas vinculadas ao afluxo de visitantes estrangeiros durante a realização dos eventos esportivos e mesmo posteriormente. Tais possibilidades, conjugadas ao possível aumento do prestígio dos países anfitriões e da perspectiva de dinamização da economia local ou nacional, sob a impulsão dos investimentos enfeixados nas providências de organização, compõem um sedutor elenco de atrativos.

Reitere-se que o destaque atingido na geografia dos fluxos internacionais pode ser muito mais do que episódico, e este é um aspecto que não deve ser

negligenciado nas abordagens. O resultado do aprimoramento e da ampliação da base em que se assenta a oferta turística, protagonizados tendo em vista os eventos, permanece como "paisagem", isto é, como conjunto de recursos materiais para a recepção de demandantes futuros. E a propaganda dos atributos dos lugares-sede, realizada por meio de mecanismo reconhecidamente eficaz – a divulgação do tipo boca a boca –, tende a prometer multiplicação das chegadas turísticas mesmo na ausência de acontecimentos excepcionais, como são os grandes eventos.

Assim, realizar uma Olimpíada ou uma Copa do Mundo é visto como possível passaporte para uma inserção em novas condições, e esperançosamente durável, na economia (e no mapa) do turismo em escala global. Ou, utilizando o léxico das abordagens em termos de cadeias de valor globais, essa realização pode representar um trampolim para níveis mais nobres e rentáveis da "cadeia de valor turística global" (Christian *et al.*, 2011). No Brasil, esse aceno não passou despercebido do governo federal. No primeiro parágrafo do capítulo de abertura do Plano Nacional de Turismo 2013-2016, lê-se:

> a realização da Copa do Mundo de Futebol Fifa em 2014 e dos Jogos Olímpicos no Rio de Janeiro em 2016, além de outros grandes eventos esportivos, culturais, empresariais e políticos, favorecem a projeção da imagem do país com os investidores internacionais (exportação) e com as demais nações potenciais emissoras de turistas (Brasil, 2013, p. 12).

Tais eventos são entendidos, nessa esfera governamental, como pilares de uma trajetória que, segundo as pretensões anunciadas, faria o Brasil figurar entre as três maiores economias turísticas do mundo até 2022 (ano do bicentenário da Independência). Esse percurso seria nutrido, nas expectativas anunciadas, pelo aumento do interesse internacional no país, a reboque da visibilidade decorrente da exposição representada, sobretudo, pela organização dos megaeventos esportivos.

Já para 2016, a meta, em termos de receita com o turismo internacional – receita cambial turística, representando os gastos de estrangeiros realizados em visita ao Brasil –, aparece fixada em mais de US$ 10 bilhões, de acordo com as previsões governamentais. Para fins de comparação, essa receita foi de cerca de US$ 6,6 bilhões em 2012, até então a maior na série calculada pelo Banco Central do Brasil (BCB) (Brasil, 2013), e passou para US$ 6,7 bilhões em 2013 e US$ 6,9 bilhões em 2014. As intervenções urbanas e o melhoramento e a ampliação do aparato receptivo, por conta da Copa de 2014 e das Olimpíadas de 2016, pensados e protagonizados, conforme Rodrigues e Legroux (2015), com interesses turísticos também de longo prazo, representariam, assim, vetores dessa expansão desdobrada em vários anos.

5 COPA DO MUNDO DE FUTEBOL DE 2014: REFLEXOS NO TURISMO

Essas expectativas em torno do papel cumprido pelos megaeventos esportivos realizados no Brasil representam estímulo e, ao mesmo tempo, justificam tentativas de estimação dos seus reflexos. Um exercício nessa direção é empreendido nesta parte, tendo como foco a Copa do Mundo de Futebol de 2014.

5.1 Nota sobre os condicionantes macroeconômicos das viagens internacionais

A literatura internacional há muito destaca a importância de variáveis econômicas na explicação das viagens internacionais, como mostram os artigos-resenha de Lim (1997) e Li, Song e Witt (2005). Entre as variáveis explicativas, figuram usualmente a renda, o custo do transporte, o preço relativo, a taxa de câmbio e também fatores qualitativos (Lim, 1997). Observe-se, igualmente, que viagens internacionais são assimiladas a "bens" de luxo (Lanza, Temple e Urga, 2003), aspecto que ajuda a compreender a grande expansão registrada nesse tipo de prática a partir do segundo pós-guerra, em articulação com o aumento da renda de boa parte da população mundial e, conforme assinalado na introdução, a maior disponibilidade de tempo livre.

O efeito da taxa de câmbio sobre as receitas e despesas com viagens internacionais encontra-se bem estabelecido analiticamente, consistindo em assunto tratado inclusive na literatura produzida no Brasil, cujo volume parece crescente. Rabahy, Silva e Vassallo (2007; 2008) concluem que a influência do câmbio é maior sobre as despesas do que sobre as receitas, um resultado também obtido em análises realizadas por Cruz e Curado (2005).

Efeitos similares são apresentados em Meurer (2010a), estudo no qual se indica – com uso de dados anuais para o período 1971-2007 – que a taxa de câmbio exerce influência positiva sobre o número de viajantes que se dirigem ao Brasil, mas negativa quanto às receitas. Isso é confirmado em Meurer (2010b), que demonstra ser forte a influência negativa da taxa de câmbio sobre a receita por turista estrangeiro, uma situação possivelmente produzida pelo fato de tais viajantes comprarem o mesmo conjunto de produtos quando da estadia no Brasil, independentemente do seu preço em moedas dos seus países de origem.

Por seu turno, Cuiabano *et al*. (2013) analisam, com dados trimestrais, a importância da taxa de câmbio e da renda para o saldo da conta de viagens internacionais do Brasil. A conclusão é que a elasticidade do resultado é maior em relação à renda do que em relação ao câmbio, o que mostra a importância do aumento da renda observada no Brasil, e do seu menor crescimento no exterior, para o saldo crescentemente negativo da conta de viagens do país nas últimas décadas.

5.2 Copa de 2014 e movimentação turística no Brasil: o ângulo das receitas externas

Os dados utilizados nas estimativas apresentadas a seguir têm frequência mensal e cobrem de janeiro de 1995 a dezembro de 2014. A fonte das receitas com viagens internacionais é o *Balanço de Pagamentos*, divulgado pelo BCB. Devido à extensão do período a que se referem os dados, os valores foram transformados em valores reais de dezembro de 2014, utilizando-se como índice de inflação o *consumer price index* (CPI) dos Estados Unidos. A sazonalidade presente na série das receitas foi removida por meio do programa Arima-X12 do US Census Bureau.

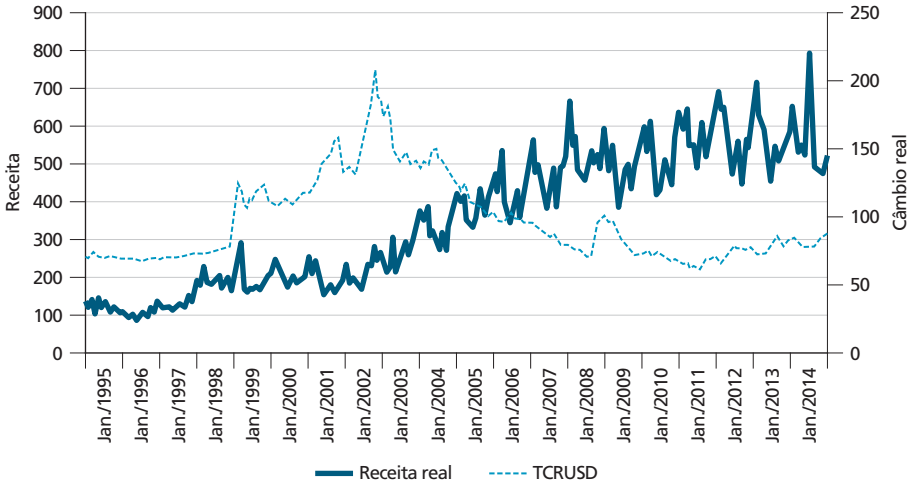
A taxa de câmbio adotada refere-se ao índice da taxa real do dólar, empregando-se o CPI como índice de preços dos Estados Unidos, e o Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) como índice de preços do Brasil. Essa série é calculada pelo BCB. Na maneira como o índice foi construído, uma elevação representa depreciação da moeda brasileira, o que corresponde a uma redução dos preços dos produtos adquiridos no Brasil quando medidos em dólares. O gráfico 1 mostra as séries das receitas turísticas internacionais e do índice da taxa de câmbio.

As receitas com viagens internacionais registradas no *Balanço de Pagamentos* mostram uma clara tendência ascendente no período analisado. Tal fato pode ser ilustrado pela elevação das receitas anuais reais desde, aproximadamente, US$ 1,5 bilhão, em 1995, para próximo de US$ 7 bilhões, em 2013 e 2014. A taxa de crescimento real das receitas nesses vinte anos foi de 7,3% ao ano.

GRÁFICO 1

Receitas com viagens internacionais e índice da taxa de câmbio real do dólar americano

(Em US$ milhões de 2014 e junho de 1994 = 100, respectivamente)



Elaboração dos autores.

Obs.: Receitas calculadas a partir de dados do BCB (receita nominal) e do Federal Reserve Bank of St. Louis (CPI). Índice de câmbio real – BCB.

Especificamente em relação às receitas no período de realização da Copa do Mundo, o gráfico mostra a ocorrência de um pico na metade do ano de 2014, fugindo ao padrão sazonal de maiores receitas entre dezembro e março. As receitas relativas a junho de 2014 atingiram US$ 785 milhões, e as de julho, US$ 778 milhões, ante os US$ 455 milhões e os US$ 542 milhões em 2013, na mesma ordem, representando um crescimento de 72,4% e 43,3%, respectivamente. Considerando junho e julho conjuntamente, as receitas foram de US$ 1,563 bilhão, em 2014, e de US$ 998 milhões, em 2013, uma diferença de 56,6%. Esses dados evidenciam, sem margem a dúvidas, um importante aumento dessas receitas por conta da realização da Copa do Mundo, podendo ser vistos como ilustração do "argumento turístico" em defesa da realização de megaeventos esportivos, conforme abordado na seção 4 deste artigo.

Para considerar outros fatores de influência no comportamento das receitas com viagens internacionais, efetua-se, na sequência, uma modelagem econométrica que considera como variável explicativa a taxa real de câmbio.

A taxa real de câmbio configura uma medida do custo relativo dos gastos dos viajantes no Brasil. E, como há lapso temporal entre a decisão de efetuar a viagem e a própria viagem, considera-se a possibilidade de efeitos defasados desta taxa sobre as receitas. As próprias receitas de viagens defasadas podem influenciar as receitas correntes, dada a presença de tendência na série – decorrente do aumento da renda mundial – de disseminação de informações mediante comunicação boca a boca e campanhas publicitárias, entre outros mecanismos de propagação. Para detectar os efeitos da Copa do Mundo, foram utilizadas *dummies* que assumem o valor de 1 durante a integralidade do período de realização do evento – junho e julho de 2014 –, e *dummies* individuais para junho e para julho desse ano. As variáveis "receita real" e "taxa de câmbio real" são expressas em seus logaritmos naturais, LREC e LRER.

TABELA 1
Resultados dos testes de raiz unitária

Variável	Teste ADF – hipótese nula: presença de raiz unitária			Teste KPSS – hipótese nula: série estacionária		Síntese dos testes
	Estatística ADF	Valor crítico (5%)	Probabilidade	Estatística teste KPSS	Valor crítico (5%)	
LREC	-1,309	-2,874	0,6258	1,838	0,463	Série com raiz unitária
DLREC	-16,346	-2,874	0,0000	0,146	0,463	Série estacionária
LRER	-1,464	-2,874	0,5502	0,492	0,463	Não conclusivo
DLRER	-10,068	-2,874	0,0000	0,187	0,463	Série estacionária

Elaboração dos autores.

A realização de estimativas econométricas com séries temporais exige, todavia, alguns cuidados. O primeiro diz respeito à verificação da existência de

raiz unitária nas séries, cuja presença pode gerar resultados espúrios nas regressões, fruto de tendências comuns e inexistência de nexo causal entre as variáveis. A tabela 1 mostra os resultados desses testes. A letra D antes do nome da variável indica tratar-se da primeira diferença da série.

Esse quadro permite observar que a série do logaritmo das receitas (LREC) não é estacionária, em contraste com a sua primeira diferença (DLREC), que é estacionária. A série do logaritmo da taxa de câmbio real efetiva (LRER) tem raiz unitária pelo teste ADF, mas é estacionária ao nível de 5% pelo teste KPSS. A primeira diferença de LRER é estacionária por ambos os testes. Tendo em vista o resultado não conclusivo para a série LRER, sua utilização ocorre tanto em nível quanto na sua diferença.

Considerando LRER e LREC como séries I(1), é necessário verificar se apresentam uma relação estável de longo prazo. O teste de cointegração de Johansen, utilizando quatro defasagens, conforme indicado pelo critério de Akaike, permite saber que não existe relação de equilíbrio de longo prazo entre receitas e taxa de câmbio (tabela 2). O resultado do teste não é alterado quando se inclui uma variável *dummy* exógena para o período de realização da Copa do Mundo, em junho e julho de 2014.

TABELA 2
Teste de cointegração de Johansen: séries LREC e LRER

Número de relações de cointegração	Autovalor	Estatística do traço	Valor crítico a 0,05	Probabilidade**
		Teste do traço (*trace test*)		
Nenhuma	0,027084	10,34092	15,49471	0,2554
No máximo 1 *	0,016781	3,943251	3,841466	0,0471
		Teste do máximo autovalor		
Nenhuma	0,027084	6,397666	14,26460	0,5627
No máximo 1 *	0,016781	3,943251	3,841466	0,0471

Elaboração dos autores.
Notas: * Indica a rejeição da hipótese nula ao nível de 0,05.
** MacKinnon, Haug and Michelis (1999) *p*-valores.

Por não haver relação de cointegração entre as variáveis, a estimação do efeito do câmbio e da realização da Copa do Mundo sobre as receitas com viagens internacionais deve ser feita considerando-se somente um modelo de curto prazo. Como a série das receitas é estacionária em primeira diferença, esta será a variável dependente, enquanto a taxa de câmbio será utilizada em nível e em primeira diferença. A estratégia de modelagem adotada foi a geral-específico (Hendry, 2001), que parte de um modelo geral teoricamente consistente e, pela eliminação sucessiva das variáveis que não são estatisticamente significantes, chega a um

modelo parcimonioso. O modelo geral considerou seis defasagens como máximo, e foram mantidas as séries significantes ao nível de 10%, observando-se o critério de Schwarz para a seleção do melhor modelo.

A tabela 3 mostra os resultados da estimativa, considerando a série de câmbio em primeiras diferenças. Os resultados indicam que aumentos ou reduções de receitas são revertidos com mais intensidade em um mês e menos intensamente no segundo mês. O resultado para a taxa de câmbio mostra que esse indicador de preço relativo opera com defasagem de três e cinco meses, o que é compatível com o prazo necessário ao planejamento e à aquisição, no exterior, da viagem ao Brasil.

TABELA 3
Resultados de regressão: variável dependente *DLREC* (1995M07 a 2014M12)

Variável	Coeficiente	Erro-padrão	Estatística *t*	Probabilidade
DLREC(-1)	-0,415279	0,054722	-7,588826	0,0000
DLREC(-2)	-0,215811	0,055041	-3,920895	0,0001
DLRER(-3)	-0,416298	0,131469	-3,166513	0,0018
DLRER(-5)	-0,289032	0,131777	-2,193345	0,0293
JUN14	0,539984	0,080582	6,701085	0,0000
AGO14	-0,413142	0,084604	-4,883257	0,0000
R^2	0,382508	Média da variável dependente		0,005694
R^2 ajustado	0,368966	Desvio-padrão da variável dependente		0,100925
Erro-padrão da regressão	0,080172	Teste LM Breusch-Godfrey para correlação serial: probabilidade *F*(2,226)		0,6319
Soma dos quadrados dos resíduos	1,465487	Teste Breusch-Pagan-Godfrey para heterocedasticidade: probabilidade *F*(6,227)		0,9347
Log verossimilhança	261,5250	Observações		234
Estatística Durbin-Watson	2,006961	-		

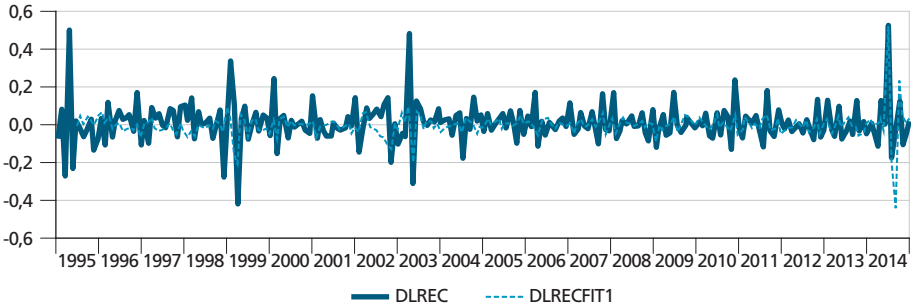
Elaboração dos autores.

Merece realce no resultado do câmbio o fato de uma depreciação da moeda brasileira gerar redução nas receitas. Em princípio contraintuitivo, esse resultado – de que uma redução do custo medido em moeda estrangeira gera redução das receitas – pode ser explicado considerando-se uma conduta de manutenção da cesta de consumo por parte dos visitantes estrangeiros. Caso estes adquiram o mesmo conjunto de produtos no Brasil, em que pese a redução do seu preço em moeda estrangeira, diminui a receita denominada em dólares obtida pelo país. Inversamente, se ocorrer uma apreciação da moeda brasileira, a manutenção da cesta de consumo por parte dos estrangeiros representará aumento das receitas medidas em dólares. Isto poderia não acontecer caso houvesse uma alteração compensatória do número de visitantes ao país, em resposta às alterações na taxa real de câmbio.

Especificamente em relação à Copa do Mundo, o coeficiente da *dummy* para o mês de junho de 2014 estampa, nos resultados da regressão, um aumento de 54,0% nas receitas no mês de junho, comparativamente a maio. Isto representaria uma elevação de US$ 283 milhões, elevando a receita para US$ 807 milhões. Esse valor está próximo do montante observado, que foi de US$ 785 milhões. Em julho a receita manteve-se elevada, mas já em agosto o aumento aparece revertido, com queda de 41,3% no coeficiente da *dummy*, o que representaria US$ 321 milhões, deixando a receita em US$ 456 milhões, próxima dos US$ 492 milhões observados. O papel representado pela Copa, quanto à entrada de recursos na economia, mostra-se, assim, evidenciado, em linha com os termos do debate sobre a relação entre grandes eventos esportivos, a ampliação do fluxo de visitantes estrangeiros e o ingresso de divisas.

O gráfico 2 mostra a série observada das receitas e a série dos valores estimados. Percebe-se que o modelo consegue captar as principais mudanças nas receitas. Entretanto, como se espera para uma série de alta frequência, as oscilações na série observada são mais acentuadas do que na de estimação.

GRÁFICO 2
***DLREC*: valores observados e estimados conforme os resultados da regressão mostrados na tabela 3**



Elaboração dos autores.

A tabela 4 apresenta os resultados da regressão *DLREC* utilizando a taxa de câmbio em nível. Os resultados das estimativas são muito próximos, tanto para o valor dos coeficientes quanto para a capacidade explicativa. Um aspecto a ser sublinhado é a alternância entre coeficientes positivos e negativos para as defasagens da taxa de câmbio. Isso reflete, possivelmente, os ajustes no processo de decisão e operacionalização da viagem por parte do visitante estrangeiro.

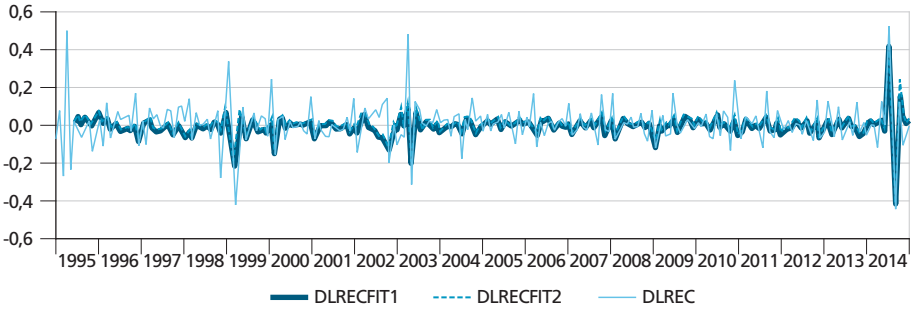
TABELA 4
Resultados de regressão: variável dependente *DLREC* (1995M07 a 2014M12)

Variável	Coeficiente	Erro-padrão	Estatística *t*	Probabilidade
DLREC(-1)	-0,412030	0,055417	-7,435075	0,0000
DLREC(-2)	-0,217275	0,055069	-3,945509	0,0001
LRER(-3)	-0,483955	0,143596	-3,370245	0,0009
LRER(-4)	0,657291	0,253328	2,594624	0,0101
LRER(-5)	-0,531018	0,253972	-2,090857	0,0377
LRER(-6)	0,359705	0,144120	2,495875	0,0133
JUN14	0,530615	0,080314	6,606729	0,0000
AGO14	-0,415467	0,084380	-4,923740	0,0000
R^2	0,394132	Média da variável dependente		0,005694
R^2 ajustado	0,375366	Desvio-padrão da variável dependente		0,100925
Erro-padrão da regressão	0,079765	Teste LM Breusch-Godfrey para correlação serial: probabilidade *F*(2,224)		0,3734
Soma dos quadrados dos resíduos	1,437899	Teste Breusch-Pagan-Godfrey para heterocedasticidade: probabilidade *F*(8,225)		0,6907
Log verossimilhança	263,7486	Observações		234
Estatística Durbin-Watson	2,030524	-		

Elaboração dos autores.

O gráfico 3 exibe as duas séries de valores estimados com base nas regressões cujos resultados constam das tabelas 3 e 4. A proximidade dos resultados em ambas as estimativas é bastante clara, o que também é evidenciado pelo elevado coeficiente de correlação entre os valores das séries estimadas, de 99,6%.

GRÁFICO 3
Valores estimados das regressões com a taxa de câmbio em primeiras diferenças (tabela 3) e em nível (tabela 4)



Elaboração dos autores.

6 CONSIDERAÇÕES FINAIS

O objetivo principal da pesquisa que embasou a elaboração deste artigo foi captar e discernir a relação existente entre a realização da Copa do Mundo de 2014 e a movimentação turística no Brasil. Essa intenção guarda estreita sintonia com os termos do debate sobre o sentido e a importância da candidatura de países ou de cidades e regiões à hospedagem de tais competições. Além do prestígio político derivado da demonstração de capacidade para sediar eventos de grande repercussão mundial, sua realização é assimilada à dinamização econômica proporcionada pelas providências necessárias à preparação e pelo aumento do número de visitantes estrangeiros, com os derivados reflexos em termos de receitas provenientes de diferentes tipos de gastos.

A intensificação turística não se restringe, conforme as expectativas dos mais entusiastas, ao período de realização das competições. Ao contrário, deve se alongar no tempo, em virtude da maior visibilidade atingida durante os eventos pelos recursos dos países e locais anfitriões e, talvez principalmente, por conta dos resultados da propaganda boca a boca desencadeada pelos visitantes estrangeiros atraídos pela Copa do Mundo ou pelos Jogos Olímpicos. Um setor de turismo melhor estruturado e de consequências positivas no longo prazo erige-se, desta maneira, como objetivo maior do envolvimento com tais eventos.

Após mostrar que essas competições, em primeiro lugar a Copa do Mundo de Futebol e os Jogos Olímpicos, mostram-se amplamente cobiçados internacionalmente, ensejando acirradas disputas, e que o debate sobre os benefícios e o ônus da organização exibe posições contrastadas e bem marcadas – algo que é fato no Brasil –, este artigo discute o papel dos resultados esperados em termos turísticos nas decisões de candidatura. O peso do turismo não deixa de refletir o fato de tal setor revelar-se como um dos mais dinâmicos da economia mundial, acenando com geração de renda e oportunidades de trabalho nos ambientes em que finca raízes. Para locais (países, regiões) que dispõem de atrativos turísticos e carecem de melhores oportunidades para impulsionar a economia, o turismo acena com possibilidades quase irresistíveis, mesmo que as frustrações não raramente suplantem os benefícios efetivos.

A análise da relação entre a ocorrência da Copa do Mundo de 2014 e a movimentação turística, traduzida no comportamento das receitas derivadas das viagens de estrangeiros para o Brasil, mostrou que o período de realização dessa competição registrou, realmente, um importante salto nos ingressos. Ficou também evidenciado o papel da taxa de câmbio na determinação do nível das receitas, com defasagem temporal nos efeitos que se desdobrou por intervalos de três a cinco meses, algo compatível com o prazo necessário ao planejamento e à compra da viagem para o Brasil. Outro aspecto que chamou atenção no exercício

econométrico é que o aumento da taxa de câmbio, isto é, a depreciação da moeda brasileira, produziu não um aumento das receitas, e sim uma diminuição. Esse resultado significa que o volume da cesta de consumo dos visitantes manteve-se inalterado, sem que, portanto, a vantagem cambial representasse ampliação do leque demandado, algo que se poderia esperar intuitivamente.

Dois comentários finais devem ser feitos. Um refere-se à relação geral entre a ocorrência de megaeventos e o registro de fluxos turísticos nos países-sede (ou locais) durante as competições. Deve-se pensar sobre os números do turismo em termos líquidos, quer dizer, como a diferença entre o influxo provocado pelo evento e o resultado das decisões de adiamento ou cancelamento de viagens, desde o exterior, em virtude das expectativas sobre o excesso de movimentação e tumulto e sobre o encarecimento da estadia, decorrentes das competições. Isso significa postular que tais acontecimentos podem tanto atrair quanto repelir turistas. Seja como for, no tocante à Copa do Mundo de 2014, esse jogo entre atração e afastamento de turistas teve como efeito, conforme a análise efetuada neste artigo, um aumento das receitas de viagens de estrangeiros no Brasil durante o evento.

Outro comentário tem a ver com a importância de monitorar, com pesquisas detalhadas e reiteradas, os reflexos – turísticos, urbanos, socioprofissionais – da realização desses eventos. Conhecer, produzindo massa crítica sobre o assunto, parece um requisito indispensável para lidar adequadamente com os problemas em país que, pelas evidências, decidiu apostar em sua inserção nos roteiros dos grandes acontecimentos internacionais como forma de aprimorar a participação na "cadeia de valor turística global". A esse respeito, cabe comentar que a verificação dos efeitos de médio e longo prazos, associados à ideia de "legado", tão celebrada pelos organizadores, constitui, certamente, uma sedutora agenda de pesquisa para o futuro próximo.

REFERÊNCIAS

ABEOC – ASSOCIAÇÃO BRASILEIRA DE EMPRESAS DE EVENTOS; SEBRAE – SERVIÇO BRASILEIRO DE APOIO ÀS MICRO E PEQUENAS EMPRESAS. **II dimensionamento econômico da indústria de eventos no Brasil – 2013**. São Paulo: Eventos Expo Editora, 2014.

BOLSMANN, C. A Copa do Mundo de 2010 na África do Sul: um espetáculo continental? *In*: SANTOS JR., O. A.; GAFFNEY, C.; RIBEIRO, L. C. Q. (Orgs.). **Os impactos da Copa do Mundo 2014 e das Olimpíadas 2016**. Rio de Janeiro: E-papers, 2015.

BRASIL. Ministério do Turismo. **Plano Nacional de Turismo 2013-2016**. Brasília: Ministério do Turismo, 2013.

CASTRO, D. G. *et al*. (Orgs.). **Rio de Janeiro**: os impactos da Copa do Mundo 2014 e das Olimpíadas 2016. Rio de Janeiro: Letra Capital, 2015.

CASTRO, D. G.; NOVAES, P. R. Copa do Mundo 2014 e os impactos no direito à moradia: uma análise das cidades-sede brasileiras. *In*: SANTOS JR., O. A.; GAFFNEY, C.; RIBEIRO, L. C. Q. (Orgs.). **Os impactos da Copa do Mundo 2014 e das Olimpíadas 2016**. Rio de Janeiro: E-papers, 2015a.

_____. Empreendedorismo urbano no contexto dos megaeventos esportivos: impactos no direito à moradia na cidade do Rio de Janeiro. *In*: CASTRO, D. G. *et al*. (Orgs.). **Rio de Janeiro**: os impactos da Copa do Mundo 2014 e das Olimpíadas 2016. Rio de Janeiro: Letra Capital, 2015b.

CHARRIER, D.; JOURDAN, J. L'impact touristique local des grands événements sportifs: une approche qualitative de la Coupe du monde de rugby en Île-de-France. **Téoros**, v. 28, n. 2, p. 45-54, 2009.

CHRISTIAN, M. *et al*. **The tourism global value chain**: economic upgrading and workforce development. Durham: Duke University, 2011. Disponível em: <http://goo.gl/dYbz8X>.

CLIFT, J. Prize or penalty. **Finance & Development**, v. 47, n. 1, p. 6-7, 2010.

CRUZ, M. J. V.; CURADO, M. L. Los viajes internacionales en la balanza de pagos de Brasil a lo largo del plano real: Un análisis de su desempeño y del impacto de la tasa de cambio. **Estudios y Perspectivas en Turismo**, v. 14, n. 2, p. 142-168, 2005.

CUIABANO, S. M. *et al*. Saldo da conta de viagens internacionais no Brasil: a contribuição da taxa de câmbio real efetiva e da renda. **Revista Tempo do Mundo**, v. 5, n. 1, p. 89-108, 2013.

EICK, V. Aumentando os lucros (com sangue): COI e Fifa na neoliberalização global. *In*: SANTOS JR., O. A.; GAFFNEY, C.; RIBEIRO, L. C. Q. (Orgs.). **Os impactos da Copa do Mundo 2014 e das Olimpíadas 2016**. Rio de Janeiro: E-papers, 2015.

ESPORTES aquecem a economia – Copa 2014 e Olimpíada 2016 aceleram os investimentos em infraestrutura. **Valor Econômico**, Rio de janeiro, maio 2010.

GAFFNEY, C. Arenas de conflito: os processos conflituosos durante a preparação para a Copa do Mundo no Brasil. *In*: SANTOS JR., O. A.; GAFFNEY, C.; RIBEIRO, L. C. Q. (Orgs.). **Os impactos da Copa do Mundo 2014 e das Olimpíadas 2016**. Rio de Janeiro: E-papers, 2015.

HENDRY, D. F. Achievements and challenges in econometric methodology. **Journal of Econometrics**, v. 100, n. 1, p. 7-10, 2001.

HORNE, J. Notas para uma cultura política dos megaeventos esportivos: reflexões críticas sobre os Jogos Olímpicos e Paraolímpicos de verão de Londres 2012. *In*: SANTOS JR., O. A.; GAFFNEY, C.; RIBEIRO, L. C. Q. (Orgs.). **Os impactos da Copa do Mundo 2014 e das Olimpíadas 2016**. Rio de Janeiro: E-papers, 2015.

HRITZ, N.; ROSS, C. The perceived impacts of sport tourism: an urban host community perspective. **Journal of Sport Management**, v. 24, n. 2, p. 119-138, 2010.

KENELLY, M. **Developing sport tourism**: a multiple case study of interaction between Australian national sport organizations and a sport tour operator. 2011. Tese (Doutorado em Administração de Turismo, Lazer, Hotel e Esporte) – Griffith University, Queensland, 2011.

LANZA, A.; TEMPLE, P.; URGA, G. The implications of tourism specialization in the long run: an econometric analysis for 13 OECD countries. **Tourism Management**, v. 24, n. 3, p. 315-321, 2003.

LAPEYRONIE, B. Retombées socio-économiques du tourisme sportif: exemples dês marathons em France. **Téoros**, v. 28, n. 2, p. 37-44, 2009.

LI, G.; SONG, H.; WITT, S. F. Recent developments in econometric modeling and forecasting. **Journal of Travel Research**, v. 44, n. 1, p. 82-99, 2005.

LIM, C. Review of international tourism demand models. **Annals of Tourism Research**, v. 24, n. 4, p. 835-849, 1997.

MACKINNON, J.; HAUG, A. A.; MICHELIS, L. Numerical distribution functions of likelihood ratio tests for cointegration. **Journal of Applied Econometrics**, v. 14, n. 5, p. 563-577, 1999.

MEURER, R. Determinantes macroeconômicas do número de viajantes estrangeiros no Brasil e da receita por viajante. **Revista Econômica**, v. 12, n. 2, p. 187-208, 2010a.

_____. International travel: the relationship between exchange rate, world GDP, revenues and the number of travellers to Brazil. **Tourism Economics**, v. 16, n. 4, p. 1065-1072, 2010b.

MIELLI, J. F.; MANTOVANI, D. M. N. Copa do Mundo 2014 no Brasil: um estudo das atitudes e envolvimento do espectador com o evento. **Podium: sport, leisure and tourism review**, v. 3, n. 3, p. 1-11, 2014. Disponível em: <http://goo.gl/0OsrZO>.

MULLER, M. Mais alto, maior, mais caro: Sochi e as Olimpíadas de Inverno de 2014. *In*: SANTOS JR., O. A.; GAFFNEY, C.; RIBEIRO, L. C. Q. (Orgs.). **Os impactos da Copa do Mundo 2014 e das Olimpíadas 2016**. Rio de Janeiro: E-papers, 2015.

OMENA, E. Copa das manifestações e os processos de governança urbana no Brasil. *In*: SANTOS JR., O. A.; GAFFNEY, C.; RIBEIRO, L. C. Q. (Orgs.). **Os impactos da Copa do Mundo 2014 e das Olimpíadas 2016**. Rio de Janeiro: E-papers, 2015a.

_____. Não foi só por 20 centavos: a copa das manifestações e as transformações socioeconômicas recentes nas metrópoles brasileiras. *In*: SANTOS JR., O. A.; GAFFNEY, C.; RIBEIRO, L. C. Q. (Orgs.). **Os impactos da Copa do Mundo 2014 e das Olimpíadas 2016**. Rio de Janeiro: E-papers, 2015b.

RABAHY, W. A.; SILVA, J. C. D.; VASSALLO, M. D. **Os efeitos assimétricos da taxa de câmbio real sobre a conta de viagens internacionais do balanço de pagamentos brasileiro**. São Paulo: Fipe, 2007. (Boletim Informações Fipe, n. 32).

_____. Relações determinantes sobre as despesas e receitas da conta de viagens internacionais do balanço de pagamentos brasileiro. **Turismo em Análise**, v. 19, n. 2, p. 293-306, 2008.

RANGEL, S. "Não vamos fazer lucro com os Jogos", diz diretor-geral do comitê da Rio-2016. **Folha de São Paulo**, 24 mar. 2015.

REEVES, M. **Evidencing the sports tourism interrelationship**: a case study approach. 1999. Tese (Doutorado em Esporte, Exercício e Ciências da Saúde) – Loughborough University, Loughborough, 1999.

RIBAS, T. Os Jogos Olímpicos não serão positivos para o Rio. **Folha de São Paulo**, 15 mar. 2015.

RODRIGUES, J. M. Mobilidade urbana nos megaeventos esportivos: panorama crítico das ações e projetos para a Copa do Mundo 2014. *In*: SANTOS JR., O. A.; GAFFNEY, C.; RIBEIRO, L. C. Q. (Orgs.). **Os impactos da Copa do Mundo 2014 e das Olimpíadas 2016**. Rio de Janeiro: E-papers, 2015.

RODRIGUES, J. M.; LEGROUX, J. A questão da mobilidade urbana na região metropolitana do Rio de Rio de Janeiro: reflexões a partir dos projetos de infraestrutura para os megaeventos esportivos (Copa do Mundo 2014 e Jogos Olímpicos 2016). *In*: CASTRO, D. G. *et al*. (Orgs.). **Rio de Janeiro**: os impactos da Copa do Mundo 2014 e das Olimpíadas 2016. Rio de Janeiro: Letra Capital, 2015.

ROSE, A. K.; SPIEGEL, M. M. **The Olympic effect**. Cambridge: NBER, 2009. (NBER Working Paper, n. 14854).

_____; _____. The Olympic trade effect. **Finance & Development**, v. 47, n. 1, p. 12-13, 2010.

ROSS, S. D. **Developing sports tourism**. Illinois: University of Illinois at Urbana-Champaign, 2001.

SANTOS JR., O. A.; GAFFNEY, C.; RIBEIRO, L. C. Q. (Orgs.). **Os impactos da Copa do Mundo 2014 e das Olimpíadas 2016**. Rio de Janeiro: E-papers, 2015.

SANTOS JR., O. A.; LIMA, C. G. R. Impostos econômicos dos megaeventos no Brasil: investimento público, participação privada e difusão do empreendedorismo urbano neoliberal. *In*: SANTOS JR., O. A.; GAFFNEY, C.; RIBEIRO, L. C. Q. (Orgs.). **Os impactos da Copa do Mundo 2014 e das Olimpíadas 2016**. Rio de Janeiro: E-papers, 2015.

SWIFTER, higher, stronger, dearer. **The Economist**, 20 Jul. 1996.

THE ZILLION dollar games. **The Economist**, 20 Jul. 1996.

URANI, A. Salto qualitativo na retomada de desenvolvimento. **Jornal dos Economistas**, Rio de Janeiro, n. 245, p. 5-6, dez. 2009.

VAINER, C. B. Pátria, empresa e mercadoria: notas sobre a estratégia discursiva do planejamento estratégico urbano. *In*: ARANTES, O.; VAINER, C.; MARICATO, E. (Orgs.). **A cidade do pensamento único**: desmanchando consensos. 3. ed. Petrópolis: Vozes, 2002.

_____. Rio 2016: um jogo (olímpico?) de cartas marcadas. **Jornal dos Economistas**, Rio de Janeiro, n. 245, p. 3-4, dez. 2009.

ZIMBALIST, A. Is it worth it? **Finance & Development**, v. 47, n. 1, p. 8-11, Mar. 2010.

_____. Brazil's long to-do list. **Americas Quarterly**, 2011. Disponível em: <http://goo.gl/igJqba>.

Originais submetidos em agosto de 2015. Última versão recebida em agosto de 2015. Aprovado em agosto de 2015.

NORMAS AOS COLABORADORES DE *PLANEJAMENTO E POLÍTICAS PÚBLICAS*

1. Os artigos enviados para seleção devem ser inéditos. A remessa do artigo à revista implica autorização do autor para a sua publicação.

2. Os trabalhos podem ser submetidos em português, inglês, francês ou espanhol. Aceitam-se, eventualmente, artigos traduzidos já publicados em outro idioma que, pela sua relevância, mereçam divulgação em português.

3. A revista reserva-se o direito de recusar trabalhos submetidos para publicação, conforme a avaliação de seus pareceristas. Todos os trabalhos submetidos serão julgados por dois pareceristas no processo de avaliação. Caso haja divergência entre os dois primeiros pareceristas, o artigo será encaminhado para um terceiro parecerista.

4. No caso dos artigos selecionados para publicação, os autores deverão enviar uma versão editada em Word (2007 ou posterior). Os artigos devem ser submetidos pelo *site* da revista (acessar a seção Publicações, subseção PPP, em: <http://www.ipea.gov.br>).

5. Cada artigo deverá conter um resumo de cerca de 150 palavras, o qual propicie uma visão global e antecipada do assunto tratado. O resumo e o título do artigo devem ser enviados em quatro idiomas: português, inglês, espanhol e francês. Cada resumo deve conter até cinco palavras-chave.

6. As fórmulas matemáticas devem ser claras e insertas no próprio texto: jamais podem dar margem a dupla interpretação. Se as deduções de fórmulas forem abreviadas, o autor deverá apresentar a derivação completa em um anexo, o qual não será publicado.

7. Diretrizes gerais para formatação dos artigos:

7.1 Os artigos enviados devem ser anonimizados. Ou seja, qualquer referência aos autores no corpo do texto deve ser excluída.

7.2 O autor deverá informar até cinco códigos no sistema de classificação do *Journal of Economic Literature* (JEL), disponível em: <https://www.aeaweb.org/jel/jel_class_system.php>.

7.3 Os artigos não devem exceder vinte e cinco páginas, considerando-se todos os elementos do artigo, inclusive as partes não textuais. O texto deve ser formatado em A4 (29,7 x 21 cm), espaço simples, letras Times New Roman, corpo 12, margens superior e esquerda com 3 cm e inferior e direita com 2 cm, justificado.

7.4 Gráficos de dados devem ser editados em Microsoft Excel, versão 2007 ou posterior. No caso de gráficos, pode-se fazer a edição também em Corel Draw. Mapas e gravuras deverão vir em arquivo separado, com extensão CDR, BMP, TIF, JPG e EPS, para possibilitar edição eletrônica.

7.5 As notas devem aparecer no final da página, numeradas sequencialmente.

7.6 O artigo deve seguir as normas estabelecidas pela Associação Brasileira de Normas Técnicas (ABNT), NBR-6023.

7.7 As indicações bibliográficas no texto devem obedecer, por exemplo, à forma (Barat, 1978) e, se for o caso, acrescidas de referência ao número da página citada: (Barat, 1978, p. 15). A referência completa deverá ser apresentada no fim do artigo, em ordem alfabética, com: no caso de livros – autor(es), título completo do livro, nome e número da série ou coleção (se houver), edição, local, editora e ano de publicação; e, no caso de artigos de periódicos – autor(es), título completo do artigo, título completo do periódico, local, número e volume, número de páginas, mês e ano da publicação.

Ipea – Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada

EDITORIAL

Coordenação
Ipea

Revisão e editoração
Editorar Multimídia

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 0103-4138

9 770103 413007

ipea Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada

MINISTÉRIO DO
PLANEJAMENTO, DESENVOLVIMENTO E GESTÃO

BRASIL
GOVERNO FEDERAL